



BANCO DE GUATEMALA

Documentos de Trabajo

CENTRAL BANK OF GUATEMALA

Working Papers

No. 38

**CAMBIO TÉCNICO, ECONOMÍAS DE ESCALA Y DE
ALCANCE EN EL SISTEMA BANCARIO PRIVADO
URUGUAYO***

Año 1996

Autora:

Patricia María Triunfo

*Trabajo ganador del 2o. lugar, reconocimiento otorgado por el Jurado Calificador del Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central Dr. Manuel Noriega Morales, Edición VII





BANCO DE GUATEMALA

La serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala es una publicación que divulga los trabajos de investigación económica realizados por el personal del Banco Central o por personas ajenas a la institución, bajo encargo de la misma. El propósito de esta serie de documentos es aportar investigación técnica sobre temas relevantes, tratando de presentar nuevos puntos de vista que sirvan de análisis y discusión. Los Documentos de Trabajo contienen conclusiones de carácter preliminar, las cuales están sujetas a modificación, de conformidad con el intercambio de ideas y de la retroalimentación que reciban los autores.

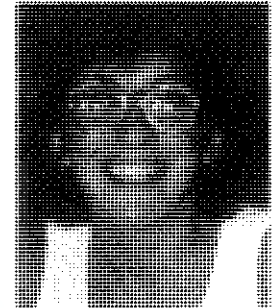
La publicación de Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros de la Junta Monetaria del Banco de Guatemala. Por lo tanto, la metodología, el análisis y las conclusiones que dichos documentos contengan son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no necesariamente representan la opinión del Banco de Guatemala o de las autoridades de la institución.

*****©*****

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is a publication that contains economic research documents produced by the Central Bank staff or by external researchers, upon the Bank's request. The publication's purpose is to provide technical economic research about relevant topics, trying to present new points of view that can be used for analysis and discussion. Such working papers contain preliminary conclusions, which are subject to being modified according to the exchange of ideas, and to feedback provided to the authors.

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is not subject to previous approval by the Central Bank Board. Therefore, their methodologies, analysis and conclusions are of exclusive responsibility of their authors, and do not necessarily represent the opinion of either the Central Bank or its authorities.

CAMBIO TÉCNICO, ECONOMÍAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SISTEMA BANCARIO PRIVADO URUGUAYO *



Patricia María Triunfo

1. Introducción

El presente trabajo se centra en el estudio de la estructura del sistema bancario privado uruguayo durante el periodo 1989-1993. La literatura relacionada con la microeconomía aplicada a la firma bancaria le ha brindado una gran atención al tema, dada su importancia para la regulación del sistema. Debido a la disponibilidad de datos, y dado que los bancos privados son un componente importante del sistema financiero en su conjunto, se trabaja solamente con ellos, como una primera aproximación al tema.

En este sentido, se busca determinar si un mayor nivel de actividad aumenta los rendimientos por medio de una mayor especialización de los factores (economías de escala), o si la producción conjunta —al compartir ciertos insumos— logra costos menores que los de firmas especializadas en cada producto (economías de alcance). La presencia de economías de escala impli-

ca que aquella firma que opere en una menor escala que la óptima presenta desventajas comparadas con otro tipo de firma. Por su parte, la existencia de economías de alcance argumentaría en la dirección de una empresa bancaria «universal».

A su vez, la simultaneidad de costos medios decrecientes y convexidad transvectorial de la función, indicaría que, en ausencia de regulación, las fuerzas de mercado conducirían a la concentración bancaria, pues implican una condición suficiente de subaditividad, esto es, de existencia de monopolio natural multiproductivo.

Para el caso de Uruguay, aportar evidencias empíricas sobre estos temas es fundamental, dado que no existen antecedentes, y sobre todo, al encontrarse el país en un proceso de integración regional en el cual los sectores financieros de los países socios son altamente regulados.

Teniendo en cuenta la naturaleza multiproductiva de la firma bancaria, se estima una función de costos translogarítmica, que permita el cálculo de las economías de escala y de alcance mencionadas. Se utiliza una combinación de información temporal

* Segundo lugar, Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central "Doctor Manuel Noriega Morales", edición 1995-1996. Este texto se basa en la versión contenida en el disquete entregado por la autora.

y de corte transversal, estimándose un modelo panel. Esta elección incorpora restricciones sobre los parámetros que es necesario someter a prueba. Además, en estos casos es altamente probable que existan elementos no observables que son específicos de cada banco y/o de cada año, debiéndose, por lo tanto, analizar su existencia.

A su vez, la existencia de efectos temporales se puede interpretar como un caso particular de cambio técnico, lo que se pretende capturar mediante dos especificaciones: «tendencia temporal» e «indexado».

Por otra parte, la función de costos translogarítmica es una aproximación lineal local a la función, implicando que las estimaciones y la inferencia no son válidas en cualquier punto del espacio tecnológico, sino solo en aquel en el que se realiza la aproximación. Por este motivo, se presentan las estimaciones y cálculos para tres tipos de firma —típica, chica y grande—, definida en función del número de empleados de la misma.

El presente trabajo se ordena de la siguiente forma: después de presentar en la sección 2 el marco teórico con el que se trabaja, se realiza un breve desarrollo de la evolución y actual estructura del sistema financiero uruguayo en la sección 3, con el fin de brindar elementos que caractericen al sector en estudio. En la sección siguiente se presentan la metodología y los datos utilizados. Finalmente, en la sección 5 se sintetizan los resultados, mientras que la sección 6 contiene las conclusiones que ameritan las estimaciones.

2. Marco teórico

2.1 Tecnología prevaleciente

Los modelos que consideran funciones de producción para la industria bancaria permiten, a través de la dualidad existente

entre estas y los costos, modelizar a estos últimos. En este sentido, al minimizar los costos se toma a los precios como exógenos (Berndt, 1977).

Una gran dificultad al estimar una función de costos es determinar cuál es la tecnología prevaleciente en las firmas bancarias. Hacia los años setenta se abandonan las especificaciones Cobb-Douglas y CES, por no permitir explicar economías de escala y complementariedades en los costos bancarios. Por otra parte, también imponen restricciones técnicas, como las referidas a la elasticidad de sustitución (unitaria para la Cobb-Douglas y constante entre cada par de insumos para la CES). Así, surgen formas funcionales flexibles, tales como la Cobb-Douglas Generalizada, la función Leontief Generalizada, la función Box-Cox Generalizada, y la función logarítmica trascendental (translogarítmica). Las mismas son una aproximación local diferencial o numérica de la función, mediante series de Taylor de segundo orden en cantidades de los productos y precios de los insumos (Berndt, 1991).

Al estudiar el sector financiero, diversos autores han optado por la especificación translogarítmica, por recoger una característica que aparece como central en el proceso productivo de la firma bancaria: la producción conjunta. Esta representación de la tecnología subyacente no impone, además, restricciones de homoteticidad ni de cambio técnico neutral, lo cual es posible someterlo a prueba. Se impone únicamente homogeneidad de grado uno en precios para que la función tenga un comportamiento tradicional (Diewert, 1974). La especificación de la función de costos translogarítmica es:

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \cdot \ln(y_k) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_m \gamma_{jm} \ln(p_j) \cdot \ln(p_m) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) \quad (1)$$

Las condiciones de homogeneidad se satisfacen cuando:

$$\begin{aligned} \sum_j \beta_j &= 1 \\ \sum_j \delta_{yj} &= 0 \\ \sum_j \gamma_{jk} &= 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Además, se cumplen restricciones de simetría tales que:

$$\theta_{ik} = \theta_{ki}, \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (3)$$

Dado que la función de costos translogarítmica es una aproximación local de segundo orden, sus propiedades no se pueden extender a todo el recorrido de la variable, por lo que no son globales. De esta forma, la elección del punto alrededor del cual se realiza la aproximación es fundamental. Se ha optado por tomar los datos centrados respecto a la media y se han sometido a prueba las siguientes propiedades:

- 1) monotonicidad. Para ello es condición suficiente que los costos parciales estimados sean estrictamente positivos:

$$\partial \ln(C) / \partial \ln(p_j) > 0 \quad (4)$$

- 2) convexidad de la función estimada. Es condición suficiente que la matriz de sus derivadas segundas respecto a la producción sea definida positiva, esto es, producir conjuntamente es más barato que producir en forma separada. La convexidad aunada a costos medios decrecientes es una condición suficiente para la existencia de monopolio natural y, por tanto, en ese caso la función de costos se dice que es subaditiva;

- 3) pertinencia de una tecnología Cobb-Douglas, lo que implica que:

$$\theta_{yy} = 0, \quad \gamma_{yy} = 0 \quad \text{y} \quad \delta_{yy} = 0 \quad (5)$$

- 4) homoteticidad, esto es, que la tasa marginal de sustitución en la producción es independiente de los efectos de escala, dependiendo solo de los precios relativos:

$$\delta_{yy} = 0 \quad (6)$$

Si no es homotética, la relación entre costos, productos y precios de los insumos no puede ser caracterizada globalmente; por tanto, las participaciones de los insumos en el costo dependen del nivel de producción.

Es posible, por medio del lema de Sheppard, derivar un sistema de ecuaciones de participación en costos de los distintos insumos —a partir del supuesto de que los precios de los factores son determinados exógenamente— diferenciando respecto al precio de los factores:

$$\partial \ln(C) / \partial \ln(p_j) = S_j = \beta_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln(p_k) + \sum_i \delta_{ij} \ln(y_i) \quad \text{con } i=1, \dots, n; j=1, \dots, m. \quad (7)$$

donde S_j es la participación en costos del insumo j . El sistema formado por la ecuación de costos y las $(n-1)$ ecuaciones de participación no aumenta el número de parámetros a estimar, aunque sí introduce restricciones entre los coeficientes de las distintas ecuaciones¹. La incorporación de nueva información origina que la estimación conjunta del sistema resulte más eficiente que la estimación de cada ecuación por separado. Esto determina la necesidad de utilizar un método de estimación alternativo a mínimos cuadrados ordinarios, como es Máxima Verosimilitud con información completa (Kmenta y Gilbert, 1968) que, a su vez, es equivalente al método iterativo SUR (Semmingly Unrelated Equations, Zellner, 1962).

¹ Se toma $(n-1)$ para evitar redundancia, ya que por definición la suma de las S_j es igual a uno.

Sin embargo, la estimación de la ecuación de costos se puede realizar empleando el método de mínimos cuadrados ordinarios, ya que la especificación es lineal.

2.2 Economías de escala y de alcance

A partir de la función translogarítmica se pueden obtener las economías de escala y de alcance del proceso productivo. Las economías de escala globales en procesos multiproducto miden la respuesta de la producción conjunta a cambios porcentuales en el empleo de insumos. Estas resultan del incremento en todos los productos de un factor común k , de forma que, en el caso de la función translogarítmica, las economías pueden medirse como:

$$E = \frac{d \ln(C)}{dk} = \sum_i \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(y_i)} = \sum_i \alpha_i + \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(p_j) \quad (8)$$

Si E es menor que uno, implicará economías de escala globales; si es igual a uno, rendimientos constantes; y si es mayor que uno, deseconomías de escala.

Por otra parte, las economías de alcance aparecen, en general, como resultado de la existencia de costos fijos en la producción de los distintos productos. Por ello, muchas veces el término *scope* se traduce como economías de producción conjunta.

Siguiendo a Panzar y Willig (1977), se dice que existen economías de alcance cuando el costo de la producción conjunta de un grupo de servicios es menor que la suma de los que corresponderían si se produjera cada servicio en forma separada por empresas especializadas en cada uno de ellos, esto es;

$$C(p, y_1, \dots, y_n) < C(p, y_1, 0, \dots, 0) + \dots + C(p, 0, \dots, 0, y_n) \quad (9)$$

Por otra parte, Baumol, Panzar y Willig (1982) sostienen que la complementariedad en productos es condición suficiente para la existencia de economías de alcance. Lo anterior implica que los costos marginales sean decrecientes, lo cual puede ser aproximado por la siguiente expresión en el caso de la función translogarítmica:

$$(\alpha_i + \sum_k \theta_{ik} \ln(y_k) + \sum_j \delta_{ij} \ln(p_j)) (\alpha_k + \sum_k \theta_{ik} \ln(y_k) + \sum_j \delta_{kj} \ln(p_j)) + \theta_{ik} < 0 \quad (10)$$

2.3 Cambio técnico

Una segunda información relevante que se puede extraer de la función translogarítmica es la existencia de progreso tecnológico. En ese sentido, Humphrey (1993) profundiza en la estimación del cambio técnico de las firmas bancarias, utilizando tres medidas y discutiendo la pertinencia de cada una.

Tradicionalmente el cambio técnico como «tendencia temporal», captura las variaciones no explicadas por la especificación. Por su sencillez es un indicador muy usado, aunque solo da cuenta de lo ocurrido en el promedio del periodo utilizado. En este caso se adiciona a la función de costos translogarítmica una variable de tendencia temporal que toma valor $1, \dots, t$ (siendo t el número de años estudiados), que afecta la ordenada en el origen y es interactiva con el producto y los precios de los insumos. Por tanto, la función de costos translogarítmica resulta en:

$$\begin{aligned} \ln(c) = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \theta_{kl} \ln(y_k) \ln(y_l) \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{jk} \ln(p_j) \ln(p_k) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) + \rho_T T \\ & + \frac{1}{2} \rho_{TT} T^2 + \sum_i \alpha_{iT} \ln(y_i) \cdot T + \sum_j \beta_{jT} \ln(p_j) \cdot T \end{aligned} \quad (11)$$

A su vez, para mantener la homogeneidad de grado uno en precios, se debe cumplir que:

$$\sum_j \beta_{jT} = 0 \quad (12)$$

El cambio técnico viene representado por:

$$-(\partial \ln(C) / \partial T) = -(\rho_T + \rho_{TT}T + \sum_i \alpha_{iT} \ln(y_i) + \sum_j \beta_{jT} \ln(p_j)) \quad (13)$$

El primer y segundo sumandos de (13) están asociados con el ahorro o el uso de insumos en proporciones constantes (neutral); el tercero se relaciona con los cambios de escala (efecto asociado con cambios en los productos) o de regulación del sector, mientras que el último sumando está asociado con cambios en el uso de insumos o cambio técnico no neutral. No es objetivo del trabajo discutir en profundidad las limitaciones de esta medida, pero sería muy importante poder diferenciar los efectos de la tecnología de la información (telecomunicaciones, automatización, almacenamiento y proceso de la información, etc.), por ser las que dominan en las firmas bancarias. Como sostiene Quintas (1990), esta tecnología aparece como el factor clave de un nuevo paradigma a explicar para determinar claramente la estructura del sector y, por tanto, las posibilidades de regulación de su actividad.

Otra aproximación, la de cambio técnico «indexado», permite captar la no continuidad del cambio técnico, para lo cual incorpora una variable binaria para cada año estudiado, que también es interactiva con las variables independientes.

En el enfoque «indexado», la especificación translogarítmica resultante es la siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(c) = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \ln(y_k) \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_h \gamma_{jh} \ln(p_j) \ln(p_h) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) + \sum_i \alpha_i D_i \\ & + \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln(y_i) D_i + \sum_j \sum_i \alpha_{ji} \ln(p_j) D_i \end{aligned} \quad (14)$$

con D_i variable binaria que toma el valor uno en el periodo t y cero en los otros periodos. En este caso se adiciona la siguiente restricción de simetría:

$$\sum_j \alpha_{jt} = 0 \quad (15)$$

El avance tecnológico es expresado anualmente como:

$$-(\partial \ln C / \partial D_{t+1} - \partial \ln C / \partial D_t) \quad (16)$$

En una última especificación, Humphrey agrega a lo anterior que todos los parámetros de la función de costos se puedan ver afectados por el cambio técnico. Para ello es necesario contar con un número importante de observaciones para cada año, ya que su forma reducida resulta en una ecuación por año. Debido a la disponibilidad de información, se estimarán solo los dos primeros modelos. Por otra parte, el modelo «indexado» aparece como el más conveniente si han existido cambios en años particulares, presentándose además como un modelo de progreso tecnológico menos restrictivo.

2.4 Definición de producto e insumos bancarios

Otro punto relevante, además del marco teórico, se refiere a la definición del

producto que generan las firmas bancarias, y a la medición de productos y costos.

La literatura sobre el tema se ha basado en dos enfoques que podríamos denominar de la firma bancaria (*real versus portafolio*), dos aproximaciones a la definición de producto y costos bancarios (*producción versus intermediación*), y dos espacios de competencia (*sucursal versus firma*).

Con respecto a los **enfoques de la firma bancaria**, en la aproximación real, los activos bancarios tomados en su valor monetario, y en especial los préstamos, son tratados como productos, mientras que los depósitos son considerados insumos (Sealey y Lindley, 1977).

En la aproximación de portafolio, el banco produce simultáneamente préstamos y depósitos (Santomero, 1984), ya que se reconoce que existen características particulares que convierten a estos últimos en un producto específico: el servicio de liquidez brindado al depositante y la existencia de un prestamista en última instancia que garantiza la liquidez del depositante. Mientras, los insumos son aquellos rubros que se aplican para diversificar y administrar los distintos activos y depósitos.

Dietsch (1993) critica estos enfoques, pues sostiene que no valoran la especificidad de la firma bancaria. De acuerdo con este autor, la firma bancaria aparece como una respuesta endógena a los problemas de incentivos que existen en las relaciones entre ahorristas y prestatarios debido a las asimetrías de información. En esta línea de trabajo —que apunta más a la esencia del surgimiento de los bancos— los depósitos, préstamos y otros activos de los bancos deben ser tomados como producto.

En lo que hace a la definición del producto y costos bancarios, en el enfoque de

producción la firma aparece como generadora de fondos (depósitos), procediendo a su aplicación posterior (obligaciones y otros activos). Benston (1965) define al producto bancario como aquel que surge de la aplicación de costos operativos, por lo que es más importante relacionar el capital físico y la mano de obra con el número de transacciones (número de cuentas de depósitos y préstamos) que con su valor monetario. Sin embargo, varios autores (por falta de disponibilidad de información) utilizan los datos en unidades monetarias, en el supuesto de que un aumento del valor de las operaciones implica un aumento de los costos operativos².

En el enfoque de intermediación, lo relevante es justamente la función de intermediación del banco captando diferentes categorías de depósitos, que a su vez son prestados o invertidos. Por tanto, el vector producto está formado por los depósitos y los diversos activos. Desde este punto de vista, se considera la totalidad de los costos, esto es, se incluyen los operativos y los financieros, lo que es coherente con la hipótesis de que los bancos minimizan los costos totales.

Estudios para Uruguay (Dominioni y Licandro, 1988), han mostrado el crecimiento de los bancos en otras actividades además de la de intermediación —definida como depósitos más préstamos— que en forma general se denominan servicios bancarios, particularmente los referentes a las tarjetas de crédito. Ello argumentaría en el

² Dicho supuesto es razonable en la medida en que los diferentes volúmenes de clientes que poseen los bancos no se reflejen en el volumen monetario. Como se desarrollará más adelante, no es el caso del Uruguay, en el que existen bancos claramente mayoristas y minoristas, por lo que, a pesar de tener que utilizar el valor de las operaciones, será necesario controlar dicha característica al realizar el análisis.

sentido de caracterizar a la firma bancaria como multiproductiva.

En cuanto a los **espacios de competencia**, en el enfoque de la localización de las sucursales se hace hincapié en el impacto de esta en la función de costos bancarios. El aporte de este enfoque consiste en que incluye, además de los costos de los distintos servicios bancarios, los costos de transacción. Por problemas de disponibilidad de información, muchos trabajos no tratan este problema. Aquellos que sí lo hacen (Greenbaum, 1967, Bell y Murphy, 1968, y Humphrey, 1993) utilizan como variable relevante el número de sucursales o bien variables binarias que controlan si el banco posee o no sucursales. En todos los casos los resultados señalan que las sucursales aumentan los costos bancarios. Nelson (1985), además de resaltar la importancia de la localización de las sucursales para los clientes, muestra que los bancos no necesariamente operan con sucursales que minimizan los costos medios. El autor incluye productos por sucursal y encuentra economías de escala a nivel de sucursal, pero no de expansión a través de estas. Así, concluye que la alta concentración no implica eficiencia, y que, de existir libre entrada, las economías de escala no conducirían al cierre de los bancos chicos. Lo anterior es importante en términos de regulación, ya que las restricciones a la entrada pueden ser dirigidas a la apertura de sucursales de bancos existentes, a la entrada de nuevos bancos, o a la fusión entre firmas bancarias. En este sentido, los análisis de eficiencia pueden dar una idea más clara de la dirección en que se debe regular.

Una vez definido el producto bancario, algo no menos importante es cómo se lo mide. Ya en trabajos como el de Sealey y Lindley (1977), se plantea que sería adecuado hacerlo a través de los acervos y no de los flujos bancarios. Tomar los ingresos financieros como medida del producto

puede distorsionar la medición de las economías de escala y las complementariedades entre productos, ya que se agregan productos de riesgo distinto, y por tanto, de rendimiento muy disímil. En consecuencia, los activos y pasivos bancarios, aunque solo están relacionados indirectamente con los costos operativos, y siendo menos representativos del valor de los servicios bancarios, igualmente aparecen como la mejor opción para medir la actividad bancaria.

En los distintos trabajos empíricos se toman alternativamente unas u otras definiciones de producto y costos bancarios. En términos del objetivo de este trabajo, lo más conveniente sería realizar las estimaciones tomando un vector producto formado por distintas categorías de activos (préstamos, valores públicos) y servicios bancarios con y sin depósitos, y un vector costos bancarios formado por costos operativos (mano de obra y capital físico) con y sin costos financieros. Sin embargo, dicha estrategia no pudo ser aplicada debido a limitaciones que en secciones posteriores serán desarrolladas.

3. Evolución reciente y estructura actual del sistema financiero uruguayo

Dado que el sistema financiero uruguayo ha sufrido cambios de regulación desde la década de los setenta, es importante sistematizar dichos cambios, para poder identificar cómo afectaron la actual estructura productiva del sector en estudio.

A partir de 1974 se emprendió un proyecto liberalizador a nivel de toda la economía uruguaya. En lo que respecta a la actividad bancaria, la liberalización implicó supresión de encajes reglamentarios desde 1979 a 1982 y del impuesto único a la actividad bancaria, así como elevación de los topes de endeudamiento en moneda nacional.

Sin embargo, no solo se mantuvieron sino que se elevaron los requerimientos de capital mínimo para el funcionamiento de las instituciones bancarias privadas, mateniéndose al mismo tiempo la limitación a la entrada de nuevos bancos. Como parte de esa orientación económica, se eliminaron los controles a los movimientos de capitales, a partir de la derogación del control de cambios en 1974 y de la liberalización de las tasas de interés en 1979 (Onandi y Vaz, 1988).

El sistema bancario tuvo un fuerte periodo de expansión hasta fines de 1981, en especial durante el periodo 1979-1981. En el segundo semestre de este último año, sin embargo, la situación macroeconómica evidenció síntomas de deterioro, provocado tanto por circunstancias internas como externas, lo que impactó el sistema bancario. Así, hacia fines de 1982 se desencadenó una crisis financiera. En términos de regulación, implicó la derogación de la norma legal que preveía un seguro de depósito. Sin embargo, en la práctica el Banco Central adoptó políticas de saneamiento, que implicaron un seguro de depósito del cien por ciento, universal y gratuito (Onandi y Vaz, 1988).

A partir de ese año se verifica una caída ininterrumpida de la intermediación financiera debido, básicamente, a la reducción de los créditos, ya que el coeficiente de captación presentaba cierta estabilidad (Dominioni y Licandro, 1988). Ante la crisis, las firmas bancarias se vieron protegidas por el Estado, el cual impuso refinanciaciones de las carteras en incumplimiento, llegando a adquirir cuatro bancos, denominados "gestionados", los cuales pasaron formalmente sus carteras pesadas al Banco Central del Uruguay (BCU) una vez reprivatizados. Por otra parte, junto con la retracción del crédito expandieron actividades no tradicionales.

Sin embargo, en lo que atañe a la banca pública, su participación en la intermediación financiera a través del BROU aumentó.

Después de la crisis de 1982, la demanda de activos financieros por parte de residentes se estabilizó, y se produjo un cambio a favor de activos en moneda extranjera. Esta modificación se debió al mayor rendimiento de estos últimos, pero también a la incertidumbre provocada por la alta inflación y el recuerdo de la política cambiaria llevada a cabo. Por otra parte, se redujo el crédito de la banca privada a los residentes, tanto por factores de oferta (sobreendeudamiento del sector productivo local) como de demanda (disminución por parte del sector privado debido a la crisis y aumento por parte del sector público para cubrir el déficit fiscal). La demanda de fondos proveniente del sector público fue financiada a través de la tenencia de valores públicos por parte de la banca privada, a veces obligatoria y otras voluntaria, por presentar este tipo de activos un menor riesgo que los préstamos y un rendimiento mayor que los depósitos a plazo (Dominioni y Licandro, 1988).

Al inicio de los noventa, el sistema financiero presenta gran libertad y apertura, está altamente dolarizado, y en él coexisten bancos privados de capital extranjero con tres bancos públicos.

En cuanto al periodo específico bajo análisis, 1989-1993, es importante destacar los cambios ocurridos que pueden influir en el comportamiento de la función de costos. En Noya y Dominioni (1994) se encuentra abundante y detallada información al respecto, por lo cual solo se resumen aquellos puntos relevantes para este trabajo.

En primer lugar, el periodo se caracteriza por cierta desconcentración en el destino del crédito, volcándose algunos bancos

al mercado minorista (familias y comercio). Por otro lado, se observa una cierta pérdida de participación de la banca pública, especialmente del BROU.

A su vez, en el tercer trimestre de 1989 se pusieron en práctica nuevas normas por parte del BCU, que modificaron la fijación de la responsabilidad patrimonial neta mínima por institución, pasándose a fijar esta según la calidad de los activos. Así, los requisitos de patrimonio neto mínimo pasaron en forma gradual a ser un 8% de los activos riesgosos netos de provisiones por incobrabilidad³. Esto trajo como consecuencia un aumento del patrimonio neto de la banca privada en dólares en 1990.

Por otra parte, hasta junio de 1990 el BCU llevaba a cabo una colocación directa de Letras de Regulación Monetaria, con lo cual fijaba la tasa, pero no el monto de aquellas. A partir de esa fecha pasa a licitarlas; por tanto, da un monto máximo a una tasa fija. La firma bancaria posee así una cuenta de encaje remunerado y Letras, variando los costos según como se acrediten dichas cuentas.

En noviembre de 1992 se cambió la ley de intermediación financiera, aumentando la capacidad del BCU para sancionar a la banca pública y a las personas físicas por irregularidades. Por otra parte, se le dieron más atribuciones para el otorgamiento de licencias y apertura de sucursales, así como para limitar la asistencia financiera a instituciones en crisis⁴.

Finalmente, es necesario señalar que en 1990 se produjeron cambios que trascien-

den al sector, como es el comienzo de un nuevo gobierno nacional, que realizó un ajuste fiscal a través del aumento de la presión tributaria. Este objetivo se vio favorecido, además, por un aumento del producto bruto interno (PBI), una apreciación del peso respecto al dólar y una situación externa favorable (baja de las tasas internacionales, Plan Brady).

Por tanto, el sector analizado, al igual que el de otros países, ha evidenciado imperfecciones asociadas a la regulación, por lo que aparece como fundamental determinar los reales alcances de dicha característica al extraer conclusiones en términos de eficiencia.

Una forma de determinar esas imperfecciones es a través de sus consecuencias sobre la estructura del sector. Mediante el paradigma de Harvard, la Teoría de Organización Industrial aportó evidencia empírica sobre la interrelación existente entre la estructura del mercado en estudio, la conducta de las firmas pertenecientes a él y su desempeño. Esto cobra mayor relevancia en el sector financiero; por tanto, es importante estudiar el número de firmas, la concentración y su tamaño relativo, para entender el funcionamiento del sector. En este caso, la descripción se centrará en los últimos cinco años, en los que existe una información homogénea disponible.

El sistema financiero uruguayo está compuesto por instituciones privadas y tres instituciones públicas: Banco de la República Oriental del Uruguay (BROU), Banco Central del Uruguay (BCU) y Banco Hipotecario del Uruguay (BHU). El sector privado comprende veintidós bancos comerciales, doce casas financieras y ocho cooperativas de intermediación financiera⁵.

³ Se parte de un 5%, llegándose a lo largo de tres años al 8%.

⁴ Según Noya y Dominioni, la política de licencias ha tenido como fundamento terminar con la cobertura de depósitos en caso de crisis por parte del BCU.

⁵ Noya y Dominioni (1994) presentan abundante información sobre el funcionamiento de cada tipo de institución.

Desde el punto de vista de los depósitos, el BROU concentra el 29.7%, el BHU el 9.7%, los bancos privados un 48.2%, las casas bancarias un 10.8% y las cooperativas un 1.5%. Al observar la participación de las distintas instituciones en el crédito, aumenta notablemente la correspondiente al BHU por ser un banco únicamente de fomento que presta fondos para vivienda. Concentra el 28.9%. El BROU, por su parte, participa en un 28.2% de dichos créditos, los bancos privados en un 34.4%, las casas bancarias en un 6.5% y las cooperativas en un 2%⁶.

Dado que los bancos comerciales (BROU y bancos privados) concentran cerca del 70% de la actividad financiera, parece im-

portante centrarse en el estudio de estas unidades. Sin embargo, al no estar disponible la información para la banca pública, nos centraremos en caracterizar a los bancos privados. Por otra parte, como se indicó anteriormente, el BROU estuvo sujeto hasta 1992 a otro tipo de regulación que los bancos privados, además de guiarse por objetivos no necesariamente minimizadores de costos, lo que haría difícil la comparación en términos de eficiencia.

Por tanto, centrándonos en los bancos comerciales privados es posible identificar algunas características relevantes que se resumen en el cuadro 1. En particular, destaca la reducción del personal ocupado y la red física del total de bancos privados.

Cuadro 1
Características de los
bancos comerciales privados

	1989	1990	1991	1992	1993
créditos sf* promedio/obligaciones sf prom.	2.08	2.75	2.69	2.11	1.89
créditos snf** promedio/obligaciones snf prom.	0.56	0.45	0.39	0.41	0.49
créditos sf promedio/activo promedio	0.27	0.35	0.36	0.35	0.31
créditos snf promedio/activo promedio	0.40	0.33	0.28	0.28	0.30
valores públicos/activo promedio	0.09	0.12	0.12	0.14	0.11
ganancias por servicios/activo promedio	0.03	0.04	0.04	0.03	0.03
gasto de personal/costos operativos	0.54	0.58	0.60	0.59	0.59
nº sucursales	264	247	235	226	221
nº empleados promedio anual	6012.5	5800.5	5484.5	5181	4919.5

* sector financiero

** sector no financiero

Fuente: Elaboración propia con base en datos del Banco Central del Uruguay.

⁶ Los datos corresponden a junio de 1992 y fueron extraídos de Noya y Dominioni (1994).

Un agrupamiento de interés que permite identificar un comportamiento diferencial entre ellos, es de acuerdo con el número de empleados. Así, se define una firma bancaria como chica si ocupa menos de doscientos empleados, y grande en caso contrario para cada año analizado. Como se observa en los cuadros 2 y 3, ha existido un enorme dinamismo hacia adentro del universo, aumentando la participación de las firmas chicas en términos de personal ocupado y red física. Lo que se explica básicamente por la reducción de tamaño de las firmas grandes, aunque esta tendencia se vio contrarrestada por la ampliación de tres firmas chicas, que en el periodo analizado pasaron a la categoría de grandes⁷.

Cuadro 2
Evolución de la red física y personal ocupado por tipo de firma, en porcentajes

Año	Firmas grandes		Firmas chicas	
	SUC.	PERS.	SUC.	PERS.
1989	85.6	82.4	14.4	17.6
1990	84.2	81.0	15.8	19.0
1991	88.5	85.4	11.4	14.6
1992	74.3	71.5	25.6	28.4
1993	76.4	69.1	23.5	30.9

Fuente: Elaboración propia con base en datos del Banco Central del Uruguay.

⁷ Los valores reducidos para la firma chica que figuran en los cuadros 2 y 3 para el año 1991, se deben al cambio de categoría de los dos bancos más grandes del estrato, sin haberse producido en este año cambios relevantes en la categoría de firmas grandes y a pesar de la incorporación de un banco en la categoría de bancos chicos, que hasta el momento era casa bancaria.

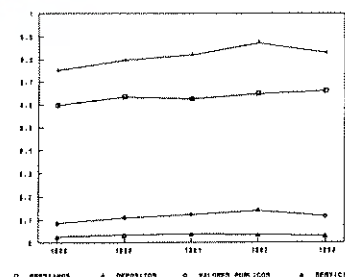
Cuadro 3
Evolución de la red física y personal ocupado por tipo de firma y el total, 1989=100

Año	Firmas grandes		Firmas chicas		Total	
	SUC.	PERS.	SUC.	PERS.	SUC.	PERS.
1989	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1990	92.0	94.8	102.6	104.3	93.6	96.5
1991	92.0	96.1	71.0	77.0	88.6	91.2
1992	74.3	76.1	152.6	141.8	85.2	86.2
1993	74.8	69.9	136.8	146.4	83.3	81.8

Fuente: Elaboración propia con base en datos del Banco Central del Uruguay.

Por otra parte, para identificar la composición de la cartera, en el análisis gráfico que se presenta a continuación se toman las distintas categorías de producto por empleado para el promedio de firmas bancarias (lo que se denominará firma típica)⁸.

Gráfico 1
Producto por empleado para la firma típica



⁸ Como se explicará más adelante, los servicios bancarios son aproximados por los ingresos percibidos por la prestación de dichos servicios.

Como se observa, los depósitos presentan una alta participación, que a su vez ha ido en aumento, continuando así la tendencia de los años ochenta. Las oscilaciones en el producto de los valores públicos pueden ser reflejo de la variabilidad en la rentabilidad que estos presentan.

Al comparar los resultados con los de las firmas chicas y grandes, se encuentra un producto por empleado claramente menor en estas últimas. Sin embargo, este tipo de agrupamiento no recoge la diferenciación existente hacia adentro de cada segmento, lo que se intentará recoger con el instrumental econométrico.

Gráfico 2
Préstamos por empleado,
según tipo de firma

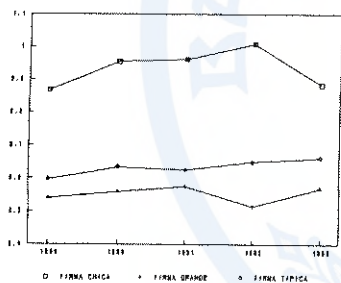


Gráfico 3
Depósitos por empleado,
según tipo de firma

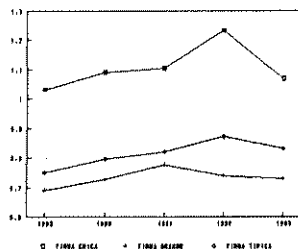


Gráfico 4
Servicios por empleado,
según tipo de firma

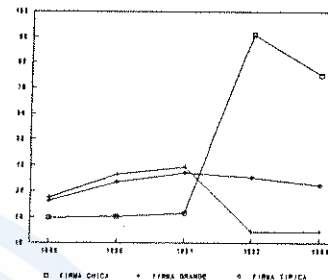
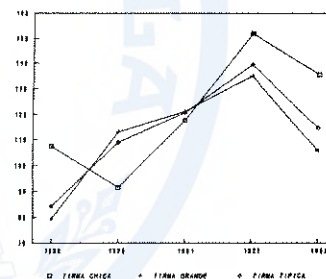


Gráfico 5
Valores públicos por empleado,
según tipo de firma



Otro agrupamiento de interés es separar los cuatro bancos más grandes de la plaza: Pan de Azúcar, Comercial, Caja Obrera y de Crédito, los cuales han concentrado el 36.5% del empleo y el 29.5% de los depósitos en 1989, alcanzando en 1993 un 35% y un 25.5%, respectivamente. A su vez, comparten la característica de llevar a cabo una gestión de tipo minorista (poseen un alto número de empleados y de sucursales, y una gran cantidad de clientes pequeños en depósitos), participar en ferias rurales y haber sido, tres de ellos, bancos gestionados.

Gráfico 6
Préstamos por empleado
para los cuatro bancos más grandes

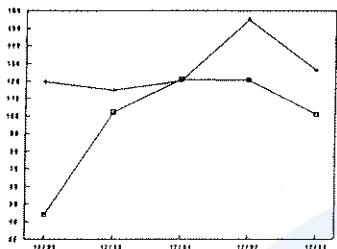


Gráfico 9
Valores públicos por empleado
para los cuatro bancos más grandes

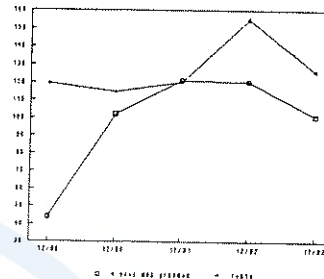


Gráfico 7
Depósitos por empleado
para los cuatro bancos más grandes

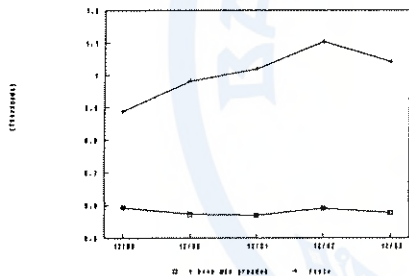
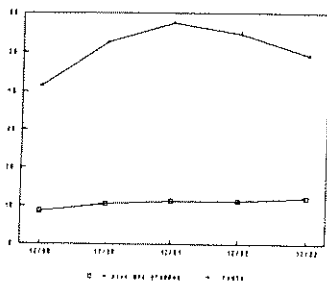


Gráfico 8
Servicios por empleado
para los cuatro bancos más grandes



De esta manera, al comparar estas firmas con el resto del sector, se observa que las mismas, como es obvio, marcan el comportamiento de la llamada firma grande, presentando un producto por empleado notoriamente menor que el resto.

Otro aspecto de importancia es el referido al grado de concentración del sector, para el cual se pueden usar distintos indicadores que lo aproximan. Entre ellos: el índice de Herfindhal y de Entropía⁹. Para complementar el análisis se toma un indicador del grado de desigualdad de tamaño entre las firmas bancarias: el índice de Gini.

Al construir los distintos índices es necesario elegir una definición del tamaño de las firmas. Esto es, de la cuota de mercado que concentran. En la literatura se utilizan distintas alternativas. Así, se toma el valor de los activos bancarios, el valor de los depósitos, el número de sucursales, o bien el número de funcionarios que ocupa la firma bancaria. A modo de ejemplo, en este trabajo se realizan los cálculos tomando dos definiciones alternativas de cuota de mercado: el porcentaje de los depósitos

⁹ Al ser un sector multiproductivo solo se puede hablar de concentración para el mercado de cada producto específico.

totales que capta cada banco y el porcentaje de empleados del banco en el total. Dada la función de intermediación financiera que ejerce el banco, se acepta aquí que el volumen de depósitos da una idea del nivel de actividad, ya que junto con la regulación del Banco Central, condiciona la capacidad de prestar de la firma bancaria. Por lo tanto, es una variable que generalmente se utiliza como aproximación del tamaño para medir la concentración (Fanjul y Maravall, 1985), y que aquí se tomará para caracterizar el periodo de interés. En los cuadros 4 y 5 se presentan los resultados de ambos indicadores ¹⁰.

Cuadro 4
Concentración y desigualdad de las firmas con base en los depósitos

	1989	1990	1991	1992	1993
Herfindahl	15.38	16.12	16.94	16.99	16.66
Entropía	1.24	1.25	1.265	1.267	1.265
Gini	0.34	0.30	0.277	0.276	0.285

Fuente: Elaboración propia con base en datos del Banco Central del Uruguay

Cuadro 5
Concentración y desigualdad de las firmas con base en el personal ocupado

	1989	1990	1991	1992	1993
Herfindahl	14.28	14.3	14.16	14.02	13.79
Entropía	1.20	1.21	1.23	1.23	1.22
Gini	0.40	0.38	0.36	0.37	0.39

Fuente: Elaboración propia con base en datos del Banco Central del Uruguay.

¹⁰ En el caso del índice de Herfindahl se tomó su número equivalente, definido como la inversa del índice, por lo que a menor valor, mayor será la concentración. En lo que respecta al coeficiente de Entropía, cuanto más aumente este, menor será la concentración.

A pesar de ser un periodo corto para extraer conclusiones, los cuadros muestran básicamente una situación de estabilidad en términos de concentración y de desigualdad desde el punto de vista de los depósitos¹¹. Sin embargo, al observar los correspondientes al personal ocupado, y teniendo en cuenta la evolución descrita anteriormente, además de confirmar las limitaciones de los distintos indicadores, se observa que el año 1991 está afectado por los cambios ocurridos en el estrato de las firmas pequeñas: la ampliación de las dos firmas más grandes y la entrada de un banco que hasta ese momento era casa bancaria. Por otra parte, es en ese año cuando se acelera el proceso de reducción de las firmas grandes.

Algo a destacar es que el orden relativo entre las firmas se mantiene casi inalterado en los cinco años, ya que el coeficiente de asociación por rangos de Kendall es 0.914, con un nivel de significancia del 99.5%.

Por tanto, no es posible hablar de un mercado competitivo debido a la existencia de limitaciones a la apertura de nuevas firmas, y a la propia existencia de un spread bancario¹². Sin embargo, al ser un sector multiproductivo, solo se pueden extraer conclusiones para el mercado de cada producto específico. En ese sentido, en el mercado de los depósitos la competencia aparece como más relevante que en el de los

¹¹ Dominioni y Licandro (1988) y Dominioni y Vaz (1991), realizan cálculos de la concentración para los ochenta, pero no comparables con estos, por las definiciones de tamaño utilizadas. Sin embargo, hay que resaltar que no encuentran aumento de la concentración global, pero sí al segmentar los mercados. Lo anterior sugiere que sería importante realizar distintas segmentaciones del mercado, pero esto escapa a los objetivos del presente trabajo.

¹² Hay que destacar que a pesar de existir limitaciones a la entrada, no se han cubierto las plazas permitidas (10% de las firmas existentes).

valores públicos, o en el de los créditos, donde Vaz y Dominioni (1991) observaron que el 48% de las empresas están endeudadas con una o dos instituciones bancarias, representando el 42% del crédito otorgado.

4. Datos

El universo de análisis está compuesto por veintiún bancos privados que actuaron durante el periodo 1989-1993¹³.

Dado el limitado número de observaciones disponibles para esta investigación, no resulta viable realizar una estimación por banco en el tiempo o para el conjunto de instituciones en diferentes años. De esta forma, se ha decidido utilizar una combinación de la información temporal y de corte transversal, estimándose un modelo panel. Esta elección incorpora restricciones sobre los parámetros que es necesario someter a prueba. Dichas restricciones se refieren básicamente a la permanencia de los parámetros en el tiempo y entre individuos. Además, en estos casos es altamente probable que existan elementos no observables que son específicos de cada banco y/o cada año, debiéndose, por lo tanto, analizar la existencia de *efectos fijos individuales y/o temporales*¹⁴.

Por otra parte, el modelo que incorpora efectos temporales es un caso particular de los modelos desarrollados en la sección 2.3 de cambio técnico («tendencia temporal» e «indexado»), por lo que se analizarán ambas especificaciones.

Finalmente, se considera de especial importancia el análisis de varianza del modelo,

dado que al trabajar con corte transversal es muy posible que existan problemas de heteroscedasticidad y/o de inestabilidad de la varianza. En este caso particular, el origen de dicha inestabilidad puede ser muy variado, entre otros: la mayor variabilidad en el acceso a tecnología entre los bancos grandes en relación con la relativa homogeneidad de los más pequeños; la heterogeneidad en las carteras de las instituciones más desarrolladas.

Por otra parte, y como se discutió en la sección 2.1, la función de costos translogarítmica es una aproximación lineal local a la función, implicando que las estimaciones y la inferencia no sean válidas en cualquier punto del espacio tecnológico, sino solo en aquel en el que se realiza la aproximación. Por este motivo se han realizado las estimaciones y cálculos correspondientes para tres tipos de firma —típica, chica y grande— definida en función del número de empleados que ocupa (siguiendo con el criterio utilizado al caracterizar a la firma bancaria)¹⁵. Se denomina firma típica a aquella que resulta de tomar al total de la muestra en su punto medio, mientras que una firma bancaria es chica si ocupa menos de doscientos empleados, y grande en caso contrario. A su vez, al aproximar los datos en la media, se analiza la firma típica de cada clase (Dietsch, 1993). Si bien otros autores han clasificado a las firmas bancarias según el tamaño de los activos (Muldur y Sassenou, 1993, y Humphrey, 1993), este agrupamiento parece menos indicado en el caso de Uruguay por mostrar una mayor variabilidad al antes descrito¹⁶. Por otra parte, dada la dis-

¹³ Se elimina la firma que fue casa bancaria hasta 1991, a modo de obtener una muestra homogénea.

¹⁴ En esta primera aproximación al tema no se prueba la existencia de efectos aleatorios.

¹⁵ Dado que el objetivo es identificar la tecnología subyacente en cada tipo de firma, se realizó la clasificación en grandes y chicas para cada año, por lo que la población de cada grupo es cambiante en el tiempo.

¹⁶ De todas formas se agrupan bancos con características distintas. Dicha diferenciación será recogida por el instrumental econométrico utilizado.

ponibilidad de datos, la especificación de cambio técnico «indexado» podrá ser analizada únicamente para el total de la muestra, es decir, para la firma típica.

Como se menciona en la sección 2.1, si bien la estimación de la función de costos se puede realizar por mínimos cuadrados ordinarios, es preferible en términos de eficiencia, el método iterativo SUR para el sistema de ecuaciones de participación en costos. Sin embargo, a esta ventaja se contraponen diversos obstáculos en términos de la complejidad de la inferencia y la evaluación estadística del sistema, que impone el diagnóstico de cada ecuación por separado y, a posteriori, del sistema en su conjunto (Spanos, 1986). De esta forma, dado que la precisión en la estimación de la ecuación de costos aisladamente es aceptable se optó por la utilización de mínimos cuadrados.

Las variables que definen el producto bancario, cuyos datos fueron extraídos de los balances que los bancos privados declaran al Banco Central del Uruguay, se detallan a continuación:

- y_1 : préstamos. Incluye créditos vigentes y vencidos por intermediación financiera al sector no financiero y créditos vigentes por intermediación financiera al sector financiero.
- y_2 : valores públicos
- y_3 : otros servicios. Como aproximación se usan los ingresos percibidos por la prestación de distintos servicios: garantías otorgadas, tarjetas de crédito, valores al cobro, administración de valores, gestión por cuenta de terceros, etc.
- y_4 : depósitos. Incluye obligaciones por intermediación financiera con el sector no financiero y con el sector financiero.

En el caso de las variables de acervo se toman sus valores promedio, mientras que los flujos se miden en valores a diciembre¹⁷. En todos los casos se ha deflactado usando el índice de precios al consumo (IPC) base 1987, tomando los rubros a valores de diciembre de cada año.

Para poder rescatar el carácter multiproductivo de la firma bancaria sería importante realizar una apertura mayor de cada rubro, en especial de los préstamos (para consumo, para inversión, por sectores productivos, etc.), así como separar la actividad interbancaria por entender que se guía por otra operativa que no es la de intermediación financiera propiamente dicha, como es el caso de los valores públicos. Sin embargo, el limitado número de observaciones disponibles para esta investigación ha llevado a agrupar el vector producto en las cuatro categorías descritas.

Un primer análisis estadístico de los datos permite detectar una correlación de 0.97 entre dos productos específicos: los préstamos y los depósitos. La existencia de esta alta correlación muestral incorporaría gran variabilidad en los coeficientes estimados, volviendo imprecisa la inferencia. Además de este problema estadístico, como se mencionó al definir el producto bancario, existen importantes argumentos teóricos que discuten la pertinencia de incorporar los depósitos como un producto. Por ello, en esta primera aproximación al tema se opta por eliminarlos, quedando formado el vector producto por: préstamos, servicios y valores públicos. Otra alternativa

¹⁷ Estos son calculados por el BCU como el promedio simple de los trece meses que transcurren de diciembre a diciembre. Se prefirió su utilización, en vez de los valores a diciembre de cada año, por ser más correcta su comparación con las variables de flujo. Esta alternativa quizás subestime el verdadero valor de las variables, lo que podría a su vez estar subestimando las economías de escala.

hubiese sido tomar la actividad de intermediación en su conjunto (López Murphy, Múgica y Nalbandián, 1988). Sin embargo, esto fue descartado dado que los préstamos y los depósitos presentaron un evolución disímil después de la crisis de 1982, y para poder identificar más claramente las economías de escala y las complementariedades entre productos.

En cuanto a los costos financieros, en esta primera aproximación al tema se los excluyeron por diversos motivos. Primeramente, en Uruguay el hecho que las tasas de interés pasivas reales efectivamente pagadas por los bancos en el periodo analizado fueron negativas, impide su inclusión directa en una especificación logarítmica. Además de ello, algunos autores han sostenido que su incorporación en el vector de costos distorsiona el cálculo de las economías de escala y de alcance (Diestch, 1993).

Así, el vector de los precios reales de los insumos queda formado por:

- p_1 , costo unitario real del capital físico. Se definió siguiendo la sugerencia de Muldur y Sassenou (1993)¹⁸:

$$P_1 = \frac{\text{(amort. de bs de uso+amort de bs de uso tomados en arrend. +impuestos, tasas y contribuciones+otros gtos. oper.)/(bs de uso netos+amort. acumuladas)}}{\quad} \quad (17)$$

- p_2 , costo real unitario de la mano de obra, calculado como:

$$P_2 = \frac{\text{remuneraciones+cargas sociales}}{\text{número de personas ocupadas}} \quad (18)$$

¹⁸ Es muy difícil la obtención de una buena medida del capital físico. En particular, se suele ignorar el costo de oportunidad asociado, aunque no es irrealista suponer que es igual entre los bancos y, por tanto, se estaría omitiendo una constante.

El número de personas ocupadas en el año se midió como el promedio simple entre diciembre y diciembre de cada año. En cuanto a las remuneraciones, en Uruguay existen convenios que determinan el salario, pero los bancos enfrentan costos promedio laborales distintos debido a las diferencias en las horas extra pagadas y la calificación del personal. Lamentablemente, la información disponible no permite separar por categorías de funcionarios, ni por calidad ni por duración de la jornada laboral.

Otra limitación de la medida de costos aludida, se refiere a que un instrumento utilizado para reducir el personal ocupado durante los años noventa fue el incentivo a la renuncia. Así se estaría aumentando el costo de la mano de obra, aunque lamentablemente no se tienen datos precisos de los montos pagados por tal concepto, pero se sabe que, en algunos casos, implicaron ofertas de una suma fija de dinero, y en otros, un número de sueldos (Bucheli y Dominioni, 1994). Por tanto, la definición tomada del precio de la mano de obra está subestimando el verdadero costo, aunque al igual que en el precio del capital físico, la subestimación afecta a todos los bancos, siendo previsible que se distribuya normalmente.

5. Resultados

Con base en el modelo teórico desarrollado en las secciones anteriores, se realizaron distintas pruebas tendentes a evaluar la correcta especificación del mismo para las firmas típica, chica y grande.

5.1 Modelo de efectos fijos individuales con cambio técnico «tendencia temporal»

5.1.1 Firma típica¹⁹

La ecuación estimada por mínimos cuadrados ordinarios es la (1) de la sección 2.1, realizándose el desarrollo de Taylor alrededor de la media.

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \theta_{kl} \ln(y_k) \ln(y_l) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{jk} \ln(p_j) \ln(p_k) + \sum_l \sum_j \delta_{jl} \ln(y_l) \ln(p_j) \quad (19)$$

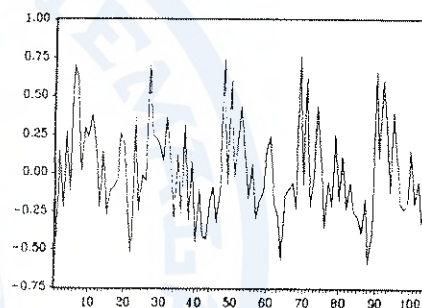
y_i = préstamos, valores públicos, servicios bancarios;
 $i = 1, 2, 3.$

p_j = precios del capital físico, precio de la mano de obra; $j = 1, 2.$

Las pruebas de incorrecta especificación realizadas muestran que existe evidencia sobre la existencia de: varianzas heteroscedásticas, como función del tamaño de las firmas; autocorrelación de primer orden; y error de especificación en la media condicional. Una primera interpretación se relaciona con la omisión de efectos fijos individuales: si los bancos poseen especificidades no modelables, con cierta permanencia en el periodo analizado, su omisión acarrearía problemas en la media condicional. Idénticas consecuencias tendrían la no inclusión de efectos temporales no observables, los cuales, además, podrían estar generando la autocorrelación detectada. Por otra parte, los problemas de especificación de la media podrían ser el verdadero origen de la heteroscedasticidad detectada. Así, se modela utilizando distintas especificaciones, especialmente con diferentes aproximaciones a la variable "tamaño", encontrándose que el cuadrado del

número de sucursales explica la varianzas con el mayor nivel de significancia²⁰. Finalmente, el análisis de la gráfica de los residuos de la regresión, que se presenta en seguida, muestra que estos poseen un comportamiento cíclico, coincidiendo dichos ciclos con las observaciones de los bancos año a año.

Gráfico 10
Residuos de la función de costos,
firma típica



Para verificar las hipótesis anteriores se realizan pruebas de omisión de variables. En el caso de efectos distintos por banco, se someten a prueba diferentes agrupaciones, por ejemplo, bancos gestionados/no gestionados, por tamaño, capital regional/capital no regional, etc. En todos los casos no se puede rechazar la hipótesis de que existan dichos efectos. Sin embargo, dado que los grados de libertad lo permiten, se opta por incluir efectos individuales, por entender que estos recogen todos los criterios posibles de agrupación y otros elementos no observables (calificación de la mano de obra ocupada, tecnología incorporada, etc).

¹⁹ Las estimaciones y pruebas realizadas se encuentran en el Apéndice 1.

²⁰ Este hallazgo es importante en el caso de ser necesario estimar por mínimos cuadrados generalizados, ya que facilita la transformación del modelo. Sin embargo, en términos económicos es una forma arbitraria más de controlar por tamaño de la firma.

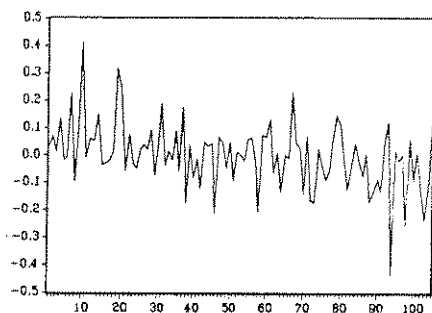
Lo anterior determinó la siguiente estrategia de modelización: en primer lugar, se decidió incorporar efectos individuales, constantes en el tiempo, estimándose así un modelo de efectos fijos:

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i^3 \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j^2 \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_k^3 \sum_l^3 \theta_{kl} \ln(y_i) \ln(y_l) + \frac{1}{2} \sum_j^2 \sum_k^3 \gamma_{jk} \ln(p_j) \ln(p_k) + \sum_i^3 \sum_j^2 \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) + \sum_f^{21} \alpha_f D_f \quad (20)$$

y_i = préstamos, valores públicos, servicios bancarios
 p_j = precio del capital físico, precio de la mano de obra
 D_f = variables binarias por firma bancaria, $f = 1, \dots, 21$.

El diagnóstico de esta segunda ecuación estimada muestra que desaparecen los problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad. Además, se verifica, al igual que en la primera estimación, que los parámetros son estables en el tiempo. Sin embargo, la gráfica de los residuos que a continuación se presenta, muestra una clara tendencia decreciente en el tiempo, a pesar de no existir autocorrelación. Este resultado podría indicar la existencia de efectos temporales fijos o aleatorios que capturan cambios en el tiempo que afectan a todo el sector de forma homogénea. A su vez, ello puede interpretarse como omisión de variables que dan cuenta de la presencia de cambio tecnológico.

Gráfico 11
 Residuos de la función de costos con efectos individuales, firma típica



Para someter a prueba la primera hipótesis, se estima un modelo que incluye además efectos fijos temporales, observándose que la significación global aumenta:

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i^3 \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j^2 \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i^3 \sum_l^3 \theta_{il} \ln(y_i) \ln(y_l) + \frac{1}{2} \sum_j^2 \sum_k^3 \gamma_{jk} \ln(p_j) \ln(p_k) + \sum_i^3 \sum_j^2 \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) + \sum_f^{21} \alpha_f D_f + \sum_t^5 \alpha_t D_t \quad (21)$$

y_i = préstamos, valores públicos, servicios bancarios
 p_j = precio del capital físico, precio de la mano de obra
 D_f = variables binarias por firma bancaria, $f = 1, \dots, 21$.
 D_t = variables binarias por año, $t = 1, \dots, 5$.

Desde el punto de vista económico, los efectos temporales afectan la ordenada en el origen, recogiendo elementos no observables como, por ejemplo, cambios en años particulares de la regulación, incorporación de maquinaria en años específicos, etc.; pero no permiten capturar cambios atribuibles a la dotación factorial. Por otra parte, dado que este modelo está anidado en el modelo que incorpora cambio técnico, se realiza la prueba de omisión de variables correspondiente, no rechazándose la hipótesis. Por lo tanto, se procede a incluir la existencia de cambio técnico utilizando las perspectivas desarrolladas en la sección 2.3, lo que genera dos nuevos modelos teóricos. A continuación se presenta el de «tendencia temporal», el cual, por el reducido número de variables que exige, puede ser analizado también para las firmas chicas y grandes. Posteriormente se presentará el de cambio técnico «indexado» para la firma típica. En ambos se analiza la existencia de economías (deseconomías) de escala, de alcance y cambio técnico.

Por tanto, para el total de la muestra se estima un modelo con efectos fijos individuales y cambio técnico «tendencia temporal»:

Continuación Cuadro 6: Parámetros estimados

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(y_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \ln(p_j) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) + \sum_i \alpha_i p_i + \alpha_T T + \frac{1}{2} \beta_{TT} T^2 + \sum_i \rho_{iT} \ln(y_i) T + \sum_i \phi_{iT} \ln(p_i) T \quad (22)$$

y_i = préstamos, valores públicos, servicios bancarios
 p_j = precio del capital físico, precio de la mano de obra
 D_f = variables binarias por firma bancaria, $f = 1, \dots, 21$.
 T = tendencia temporal, $T = 1, \dots, 5$.

El resultado del análisis estadístico implica, por un lado, que la especificación es una aproximación adecuada del proceso de producción. Por otro lado, el nivel global de explicación del 98% sugiere que, además de ser adecuada la consideración de los bancos como unidades multiproductivas, estos son altamente heterogéneos.

El cuadro presentado a continuación contiene los parámetros estimados relevantes al momento de realizar las distintas pruebas de hipótesis.

Cuadro 6
Parámetros estimados

Variable	Coefficiente
Constante	-0.115
ln y1	-0.041
ln y2	0.143**
ln y3	0.356**
1/2*ln y1*ln y1	0.557**
1/2*ln y2 ln y2	0.101*
1/2*ln y3 ln y3	0.160*
ln y1 ln y2	-0.070
ln y1 ln y3	-0.216**
ln y2 ln y3	-0.040
ln p1	0.241**
ln p2	0.759**
ln p1 ln p2	-0.094*
ln p1 ln p1	0.094*
ln p2 ln p2	0.094*

Variable	Coefficiente
y1 ln p1	-0.029
ln y1 ln p2	0.029
ln y2 ln p1	-0.034
ln y2 ln p2	0.034
ln y3 ln p1	-0.012
ln y3 ln p2	0.012
T	-0.065
1/2*TT	0.008
ln y1.T	0.053
ln y2.T	-0.047**
ln y3.T	0.030
ln p2.T	0.004
ln p1.T	-0.004

** (*) Parámetros significativos a un nivel del 95% (90%).

Los resultados de las pruebas que interesan para el análisis son las siguientes:

Cuadro 7
Evaluación de la función de costos con efectos individuales y cambio técnico «tendencia temporal», firma típica

	Chi-estimado
Cobb-Douglas	
$\theta_{ik} = \gamma_{jh} = \delta_{ij} = 0$	3.50
Homoteticidad	
$\delta_{ij} = 0$	105.57

Una primera evaluación de dichos resultados se refiere al uso de la forma funcional flexible elegida para aproximar la función de costos. Como alternativa se plantea la función que resulta de una tecnología Cobb-Douglas. La prueba de hipótesis correspondiente, que impone el valor cero a los coeficientes de segundo orden (ver sección 2.1), es rechazada, por lo que la forma funcional translogarítmica es una adecuada representación de la tecnología subyacente.

La segunda prueba de interés permite rechazar la homoteticidad de la función de costos. El resultado implica que las participaciones de los insumos en el costo dependen del nivel de producción, característica encontrada en general en este tipo de firma multiproductiva.

En tercera instancia, se comprobó que la función es monótona y cóncava. Esto último es consecuencia de que, a pesar de que los menores principales son positivos, no son estadísticamente significativos; por tanto, el aumento de la producción conjunta no minimiza costos.

5.1.2 El modelo para la firma chica²¹

Se realiza la evaluación en los mismos términos que para el total de la muestra. Así, se parte del modelo original y se realizan las pruebas de incorrecta especificación, encontrándose básicamente problemas de autocorrelación. Dicho resultado lleva a plantear dos posibles hipótesis: existencia de cambio técnico o efectos fijos no observables. Las pruebas de omisión de variables realizadas permiten rechazar la existencia de cambio técnico, no así la de efectos no observables por banco. Sin embargo, en este nuevo modelo se detectan problemas de especificación en la media y una leve heteroscedasticidad, que podrían deberse a omisión de variables. Se opta por incorporar efectos temporales, sin rechazar la hipótesis de que sus coeficientes sean distintos de cero. El diagnóstico estadístico de este último modelo no presenta serios problemas. Sin embargo, persiste un leve problema en el primer momento, que puede deberse a que la omisión de variables no fue resuelta en forma completa. El limitado número de observaciones no permitió someter a prueba distintas alternativas. En especial, dado que la especificación

de efectos temporales —como se mencionó anteriormente— está anidada en la de cambio técnico «indexado», puede estar ocurriendo que se estén omitiendo las variables interactivas con las explicativas del modelo, esto es, que no se estén recogiendo cambios en el uso de los insumos y la escala de los productos en años particulares.

Al igual que en la firma típica, la chica aumenta los costos cuando aumentan los precios de los insumos (es monótona) y es cóncava. Por otra parte, como se observa en la tabla siguiente, las participaciones de los insumos en el costo dependen del nivel de producción (no es homotética). Sin embargo, el no rechazo de que todos los coeficientes cruzados fueran iguales a cero, implica que la tecnología prevaleciente en la firma chica es Cobb-Douglas; por tanto, existen elasticidades de sustitución unitarias. Es importante no sobreinterpretar los resultados, por la definición de precios de los insumos que se utilizaron. De todas formas, los resultados encontrados corroboran la pertinencia de haber realizado la clasificación por tamaño de la firma, ya que de otra manera no se hubiesen detectado las diferentes tecnologías subyacentes.

Cuadro 8
Evaluación de la función de costos con efectos individuales y cambio técnico «tendencia temporal», firma chica

	Chi-estimado
Cobb-Douglas	
$\theta_{ik} = \gamma_{jh} = \delta_{ij} = 0$	1.24
Homoteticidad	
$\delta_{ij} = 0$	71.28

²¹ Las estimaciones y pruebas realizadas se encuentran en el Apéndice 2.

5.1.3 El modelo para la firma grande²²

Siguiendo la misma estrategia que para las firmas chicas, se parte del modelo original sin ningún tipo de efectos fijos ni cambio técnico, procediéndose a su evaluación. En este caso resulta que el modelo correctamente especificado es aquel que incluye efectos fijos por banco y cambio técnico. El uso de una forma funcional flexible parece ser más adecuado, observándose el mismo comportamiento de la función que para la firma típica.

Cuadro 9

Evaluación de la función de costos con efectos individuales y cambio técnico «tendencia temporal», firma grande

	Chi-estimado
Cobb-Douglas $\theta_{ik} = \gamma_{jh} = \delta_{ij} = 0$	4.97
Homoteticidad $\delta_{ij} =$	37.00

5.1.4 Economías de escala

La estimación de las economías de escala globales desarrollada en la sección 2.3, se realizó con los parámetros estimados (presentados en los apéndices respectivos) para cada categoría de firma definida, y al evaluarse las variables en el punto medio, se analiza la firma «típica» de cada clase. Lo anterior determina que la condición (11) se reduzca a:

$$E = \sum_i^j \alpha_i \quad (23)$$

Los resultados obtenidos —que se presentan en el cuadro siguiente— permiten concluir que las firmas chicas presentan retornos constantes a escala, mientras que las típicas y grandes tienen deseconomías de escala.

Cuadro 10
Estimación de las economías de escala
($y_i=1, p_j=1$)

	Chi-estimado
Firma típica $\Sigma \alpha_i > 1$	1.16
Firma chica $\Sigma \alpha_i = 1$	0.47
Firma grande $\Sigma \alpha_i > 1$	3.83

Se puede afirmar con un alto grado de confianza que no hay condiciones suficientes para el monopolio natural en el sistema bancario uruguayo ya que, como se mencionó, para su existencia es condición suficiente, la presencia de economías de escala junto con la convexidad de la función de costos.

Al comparar las tres categorías de firma bancaria, el tamaño pequeño aparece como la escala óptima, esto es, donde los costos marginales se igualan con los costos medios. En términos de política, implicaría que el régimen de limitar la entrada al sistema podría justificarse si la regulación se basa en la solvencia del sistema, esto es, en eliminar ciertas imperfecciones del mercado como, por ejemplo, las deseconomías externas derivadas del siniestro de instituciones, y la cobertura de depósitos en caso de crisis. Limitar la competencia, si bien contribuye a que las empresas no asuman riesgos excesivos, y por tanto se limitan los siniestros bancarios susceptibles de ser trasladados al sistema en su conjunto, hace que se pierda en eficiencia.

Los resultados obtenidos son coherentes con la evolución de la concentración presentada en secciones anteriores, sobre

²² Las estimaciones y pruebas realizadas se encuentran en el Apéndice 3.

todo en términos de la red física y del personal ocupado. Las firmas grandes quizás se hayan reducido para poder alcanzar una escala óptima.

5.1.5 Economías de alcance

La condición suficiente para la existencia de economías de alcance es la complementariedad en costos, como se mencionó en 2.2. Por lo tanto, en el punto de aproximación de los datos implica que:

$$\alpha_i \cdot \alpha_k + \theta_{ik} < 0 \quad (24)$$

La condición anterior se sometió a prueba en los tres modelos, obteniéndose los siguientes resultados:

Cuadro 11
Estimación de las economías de alcance
($y_i=1$, $p_j=1$)

	Chi-estimado
Firma típica	
$\alpha_1 \alpha_2 + \theta_{12} < 0$	3785.88
$\alpha_1 \alpha_3 + \theta_{13} < 0$	688.46
$\alpha_2 \alpha_3 + \theta_{23} < 0$	1696.48
Firma chica	
$\alpha_1 \alpha_2 + \theta_{12} < 0$	436.31
$\alpha_1 \alpha_3 + \theta_{13} < 0$	4.85
$\alpha_2 \alpha_3 + \theta_{23} < 0$	598.92
Firma grande	
$\alpha_1 \alpha_2 + \theta_{12} < 0$	3109.75
$\alpha_1 \alpha_3 + \theta_{13} < 0$	0.43
$\alpha_2 \alpha_3 + \theta_{23} < 0$	1252.65

En las firma chica y típica no existen complementariedades entre ningún par de productos, no así en la grande, donde se detecta complementariedad entre préstamos y servicios bancarios. Esto último puede deberse a que este tipo de firma, a través de la diversificación, trata de aprovechar la estructura que posee. Es lógico que la complementariedad aparezca entre esos productos específicamente, ya que en estos años —como se mencionó al mostrar la evolución del sector— los bancos privados adoptaron una estrategia, después de la crisis financiera, de desarrollar la actividad de servicios bancarios concomitantemente con la reducción de intermediación financiera. Concretamente, han aumentado los servicios «no tradicionales», como tarjetas de crédito. Sin embargo, en todos los casos se rechazó la hipótesis de economías de alcance decrecientes.

En el caso de las firmas chicas, se insinúa cierta complementariedad entre estos dos productos, lo que podría traslucir el comportamiento, bien de una firma seguidora que diversifica para mantenerse en el mercado²³, bien dando respuesta a factores de demanda²⁴.

Los resultados encontrados para las economías de alcance, no comprueban en forma estricta la hipótesis manejada en Noya y Dominioni (1994) respecto a que la fuerte presencia sindical en el sector haya determinado prácticamente la inamovilidad de los empleados bancarios, por lo que, al operar la mano de obra como un costo irrecuperable (“sunk cost”), la estrategia empresarial óptima, frente a la reducción de actividad, consiste en diversificar la producción. El banco universal no presen-

²³ Sufren amenazas de las líderes a través de nuevos productos.

²⁴ Los nuevos productos pueden ser muchas veces respuestas a presiones de demanda.

ta ventajas en comparación con un banco especializado en cada producto. Sería importante, por tal motivo, analizar un modelo de desequilibrio, ya que este permite la posibilidad de capacidad ociosa. En este caso en particular, lo relevante sería suponer capacidad ociosa de la mano de obra (insumo cuasi-fijo), debido a su inamovilidad relativa.

5.1.6 Cambio técnico

A pesar de que este tipo de especificación toma el promedio de los cambios ocurridos en el periodo, tiene la ventaja de poseer un número reducido de variables. Ello permitió analizar tres tipos de firmas, lo cual es fundamental al usar una función de costos translogarítmica. Por otra parte, al aparecer como correcta la especificación de efectos fijos por banco, se está evitando que el denominado cambio técnico capture en realidad especificidades de las firmas, como las distintas tecnologías que tengan incorporadas, cuando en realidad debe capturar los cambios que existan en dichas tecnologías en el promedio de los cinco años analizados.

Para estudiar la existencia y el tipo de cambio técnico, resulta necesario analizar la significancia y el signo de los coeficientes estimados para el conjunto de variables que lo modelan, así como someter a prueba diversas restricciones. Ello determinará si el cambio técnico es neutral, ahorrador de capital físico o de mano de obra, o si existen cambios de escala de los productos. A continuación se sintetizan los resultados.

Cuadro 12
Estimación del cambio técnico
«tendencia temporal»

	Chi-estimado
Firma típica	
$\alpha_{iT}=0$	791.52
$\beta_{jt}=0$	0.09
$\rho_T=\rho_{TT}=0$	1.65
Firma chica	
$\alpha_{1990}-\alpha_{1989}<0$	0.77
$\alpha_{1991}-\alpha_{1990}<0$	3.93
$\alpha_{1992}-\alpha_{1991}<0$	4.43
Firma grande	
$\alpha_{iT}=0$	766.60
$\beta_{jt}=0$	0.87
$\rho_T=\rho_{TT}=0$	60.33

En las firmas chicas no se detecta cambio técnico que afecte los productos y/o los insumos. Sin embargo, los coeficientes de las variables binarias que dan cuenta de los años, detectan lo que podríamos llamar un avance tecnológico autónomo entre 1989 y 1990, recogiendo elementos no observables que reducen los costos en el promedio de los cinco años, como, por ejemplo, cambios en la regulación. Una hipótesis posible es que existan indivisibilidades en la tecnología que exige tamaños mínimos para operar.

En lo que respecta a las firmas típica y grande, presentan economías de escala o efectos de cambios en la regulación de los valores públicos, en el promedio de los cinco años analizados. A su vez, en la firma grande se detecta el mismo fenómeno, pero de signo contrario, para los servicios ban-

carios. En cuanto a los valores públicos, era esperable encontrar efectos de escala en su tenencia, ya que estos no tienen —como pasa con los préstamos— un costo asociado de búsqueda, selección y control del cliente, etc. Por tanto, el coste medio de la compra y venta de valores públicos disminuye con el aumento del volumen de las operaciones realizadas. Sin embargo, lo contrario pasa con los servicios bancarios, los cuales parecen responder más a una estrategia de diversificación. Finalmente, en ningún caso se puede rechazar la hipótesis de que el cambio técnico sea neutral, esto es, ni ahorrador ni utilizador de mano de obra ni de capital físico.

Dados los resultados anteriores, es importante analizar si han existido cambios en años particulares, por lo que a continuación se desarrolla el modelo con cambio técnico «indexado», aunque, por las razones anteriormente desarrolladas, solo será posible hacerlo para la firma típica.

5.2 Modelo teórico con efectos individuales y cambio técnico «indexado»²⁵

La ecuación estimada es la siguiente:

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \ln(y_k) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_f \gamma_{jf} \ln(p_j) \ln(p_f) + \sum_y \delta_y \ln(y) \ln(p) + \sum_f \alpha_f D_f + \sum_t \alpha_t D_t + \sum_u \alpha_u \ln(y) D_u + \sum_v \alpha_v \ln(p) D_v \quad (25)$$

y_i = préstamos, valores públicos, servicios bancarios
 p_j = precio el capital físico, precio de la mano de obra
 D_f = variables binarias por firma bancaria, $f = 1, \dots, 21$.
 D_t = variables binarias por año, $t = 1, \dots, 5$.

A continuación se presentan los parámetros relevantes para las pruebas de incorrecta especificación.

Cuadro 13
Parámetros estimados

Variable	Coefficiente
Constante	-0.355***
ln y1	0.371**
ln y2	-0.184**
ln y3	0.566***
1/2*ln y1 ln y1	0.383
1/2*ln y2 ln y2	0.166***
1/2*ln y3 ln y3	0.294***
ln y1 ln y2	-0.030
ln y1 ln y3	-0.125
ln y2 ln y3	-0.127***
ln p1	0.181***
ln p2	0.819***
ln p1 ln p2	-0.138*
ln p1 ln p1	0.138*
ln p2 ln p2	0.138*
ln y1 ln p1	-0.083
ln y1 ln p2	0.083
ln y2 ln p1	0.020
ln y2 ln p2	-0.020
ln y3 ln p1	-0.140*
ln y3 ln p2	0.140*
D89	0.127***
D90	0.044
D91	0.105*
D92	0.097**
ln y1.D89	-0.209
ln y1.D90	-0.276*
ln y1.D91	-0.180
ln y1.D92	-0.181
ln y2.D89	0.240***
ln y2.D90	0.237***
ln y2.D91	0.100*
ln y2.D92	-0.015
ln y3.D89	-0.143
ln y3.D90	-0.185**
ln y3.D91	0.004
ln y3.D92	0.006
ln p2.D89	0.028
ln p1.D89)	-0.028
ln p2.D90	-0.013
ln p1.D90	0.013
ln p2.D91	-0.127*
ln p1.D91	0.127*
ln p2.D92	-0.031
ln p1.D92	0.031

²⁵ Las estimaciones y pruebas realizadas se encuentran en el Apéndice 4.

*** (**) (*) Parámetros significativos a un nivel del 99% (95%) (90%).

Los resultados de la estimación no implican diferencias respecto al modelo de «tendencia temporal» en términos de economías de escala y de alcance, ya que también se detectan rendimientos decrecientes y ausencia de producción conjunta. Por otra parte, como se muestra a continuación, también bajo esta especificación la función es monótona, cóncava, no homotética, no siendo además pertinente una tecnología Cobb-Douglas.

Cuadro 14
Evaluación de la función de costos
con efectos individuales y cambio técnico
«indexado», firma típica

	Chi-estimado
Cobb-Douglas	
$\theta_{ik} = \gamma_{jh} = \delta_{ij} = 0$	6.12
Homoteticidad	
$\delta_{ij} = 0$	62.70
Economías de escala	
$\Sigma \alpha_i > 1$	1.29
Economías de alcance	
$\alpha_1 \alpha_2 + \theta_{12} < 0$	608.58
$\alpha_1 \alpha_3 + \theta_{13} < 0$	253.27
$\alpha_2 \alpha_3 + \theta_{23} < 0$	295.40

Con referencia al cambio técnico, se detecta a partir de 1991 en los valores públicos, lo cual puede estar reflejando los cambios de regulación ocurridos en dicho año, comentados en la sección sobre evolución del sector. En los otros productos no se detectan cambios en ningún sentido.

Por otra parte, las variables binarias que dan cuenta de los años detectan un progreso «autónomo» en todos los años analizados, ya que los costos se han reducido con el correr del tiempo.

Un resultado relevante, encontrado al analizar los coeficientes de los precios de los insumos, es el de cambio técnico ahorrador de mano de obra —resultado esperable en el sector analizado—, particularmente entre los años 1989 y 1990. Sin embargo, en el resto del periodo no se puede rechazar la hipótesis de cambio técnico neutral a la Hicks.

Cuadro 15
Estimación del cambio técnico
«indexado», firma típica

	Chi-estimado
autónomo	
$\alpha_{1,1990} - \alpha_{1,1989} < 0$	0.21
$\alpha_{1,1991} - \alpha_{1,1990} < 0$	1.81
$\alpha_{1,1992} - \alpha_{1,1991} < 0$	1.76
en productos	
$\alpha_{1,1990} - \alpha_{1,1989} < 0$	63.9
$\alpha_{1,1991} - \alpha_{1,1990} < 0$	62.13
$\alpha_{1,1992} - \alpha_{1,1991} < 0$	47.22
$\alpha_{2,1990} - \alpha_{2,1989} < 0$	9.49
$\alpha_{2,1991} - \alpha_{2,1990} < 0$	2.1
$\alpha_{2,1992} - \alpha_{2,1991} < 0$	0.06
$\alpha_{3,1990} - \alpha_{3,1989} < 0$	178.55
$\alpha_{3,1991} - \alpha_{3,1990} < 0$	277.35
$\alpha_{3,1992} - \alpha_{3,1991} < 0$	319.91
en insumos	
$\alpha_{1,1990} - \alpha_{1,1989} < 0$	899.01
$\alpha_{1,1991} - \alpha_{1,1990} < 0$	336.57
$\alpha_{1,1992} - \alpha_{1,1991} < 0$	800.86
$\alpha_{2,1990} - \alpha_{2,1989} < 0$	0.31
$\alpha_{2,1991} - \alpha_{2,1990} < 0$	236.65
$\alpha_{2,1992} - \alpha_{2,1991} < 0$	160.07

6. Conclusiones

El sector bancario privado uruguayo, en los últimos cinco años, presenta una estructura claramente multiproductiva. Una característica importante es la heterogeneidad entre las firmas bancarias. Como se desprende de la inclusión de efectos fijos por banco, dicha diferenciación se debe en parte al tamaño de las firmas. Sin embargo, al estimar en forma separada para las distintas clases de firmas, los efectos fijos individuales siguen siendo significativos, por lo que estarían recogiendo otros elementos no observables, como por ejemplo, capacidad gerencial, tecnología incorporada, capital de origen, tipo de gestión realizada, etc.

Por otro lado, las estimaciones realizadas permitieron comprobar que la especificación translogarítmica es una representación adecuada de la tecnología subyacente en las firmas típicas y grandes, no así en las chicas, donde lo es la de Cobb-Douglas.

En las dos especificaciones de cambio técnico modeladas, «tendencia temporal» y cambio técnico «indexado», se detectan deseconomías de escala y de producción conjunta para la firma típica. Por otra parte, al realizar el análisis para empresas de distinto tamaño, no se encontraron ventajas en la existencia de bancos grandes ni universales en la prestación de los distintos servicios. El banco chico aparece como el tamaño óptimo. Sin embargo, dadas las imperfecciones del mercado analizado, no es adecuado extraer conclusiones solo a través de la eficiencia, olvidándose del otro objetivo que ha llevado a la regulación de la entrada, que ha sido la solvencia del sistema. Así, los resultados de las economías de escala, unidos a la concavidad de la función, indican la ausencia de monopolio natural.

En lo que respecta a las economías de alcance, los bancos grandes presentan una

complementariedad altamente significativa entre los préstamos y los servicios bancarios. Esta diversificación puede permitir una mayor tasa de utilización de la capacidad tanto física como de información, lo que reduciría los costos medios. Por otra parte, es posible que estén complementando una actividad quizás limitada por el propio mercado, crédito bancario, con la de servicios.

Parece conveniente poner de relieve los resultados hallados en estudios para otros países. Aunque no sea posible la comparación estricta entre los vectores producto y costos utilizados, resaltan las diferencias en los resultados de economías de escala, no así en los de alcance, donde en general no se puede ser concluyente en las ventajas o desventajas de la firma especializada. En tal sentido, Diestch (1993) al igual que Muldur y Sassenou (1993) encontraron economías de escala para el sistema bancario francés al utilizar costos operativos como variable dependiente para todos los tamaños de bancos —aunque crecientes con el tamaño de la firma—, así como también economías de alcance para algunos pares de productos. Sin embargo, estudios realizados para los bancos norteamericanos (Gilligan, Smirlock y Marshall, 1984 y Gilligan y Smirlock, 1984) encontraron leves economías de escala para los bancos chicos (agrupados por tamaño de los depósitos) y pequeñas deseconomías para los grandes. Por otra parte, Murray y White (1983), al estudiar a firmas canadienses, detectaron economías de escala para el total de la muestra y complementariedades en costos, aunque no para todos los productos definidos.

Un estudio de especial interés como referencia, es el realizado por Delfino (1991) para Argentina. A pesar de no ser estrictamente comparable, el proceso de integración regional existente entre estos países hace importante tenerlo en consideración.

Delfino encuentra que los bancos grandes, definidos por el tamaño de los activos totales, tienen incentivos en concentrarse, no ocurriendo lo mismo para los medianos, que presentan retornos constantes, ni con los chicos que, presentando deseconomías de escala, no se puede explicar su permanencia en el mercado a través de la eficiencia. Los resultados anteriores, unidos a que la función de costos es cóncava, determina que el sector bancario argentino no constituya un monopolio natural. Finalmente, lo hallado al analizar las economías de producción conjunta específicas, sugiere que existen ventajas en la especialización.

Lo anterior muestra que tanto Uruguay como Argentina no tendrían condiciones para la existencia de monopolio natural, insinuándose la firma especializada con ciertas ventajas respecto al banco que brinde un servicio universal. Sin embargo, los resultados de las economías de escala no permiten extraer conclusiones en la misma dirección del tamaño óptimo.

Con referencia al cambio técnico, el modelo más adecuado para extraer conclusiones es el «indexado», dado que al ser un modelo menos restrictivo revela cambios en los años analizados. Sin embargo, solo el de «tendencia temporal» permite comparar entre sí firmas de tamaño distinto. En este sentido, lo relevante es la ausencia de cambio técnico que afecte los productos o los insumos en la firma chica. En lo que

respecta a la firma grande, esta presenta rendimientos crecientes en la tenencia de los valores públicos, al igual que la firma típica. Por tanto, el coste medio de la compra y venta de valores públicos disminuye con el aumento del volumen de las operaciones realizadas. Finalmente, en ningún caso se puede rechazar la hipótesis de que el cambio técnico sea neutral, esto es, ni ahorrador ni utilizador de mano de obra ni de capital físico.

Además, existe una reducción de los costos a lo largo del periodo analizado, independiente de los productos y precios de los insumos, esto es, un avance tecnológico «autónomo». En lo que respecta a los productos, el incremento en la escala de los valores públicos ocurre a partir de 1991, sin que aparezcan cambios en los otros productos en ningún sentido. En cuanto a los insumos, hay indicios de cambio técnico ahorrador de mano de obra, particularmente entre los años 1989 y 1990. Sin embargo, en el resto del periodo tampoco se puede rechazar la hipótesis de cambio técnico neutral a la Hicks.

En otras etapas sería fundamental levantar las limitaciones de que adolece esta primera aproximación al tema, como son la incorporación de los costos financieros, la mejor medición de las variables, en especial del precio de la mano de obra, y la inclusión de elementos que den cuenta de su relativa inamovilidad en un modelo de desequilibrio.

7. Referencias bibliográficas

- Antía, F. (1986)**, «Endeudamiento externo y crisis financiera», *SUMA* 1.
- Bailey, E. y A. Friedlaender (1982)**, Market structure and multiproduct industries, *Journal of Economic Literature*, vol XX.
- Bell, W. y B. Murphy (1968)**, «Cost in commercial banking: a quantitative analysis of bank behavior and its relation to bank regulation», *Research Report N°41*, Boston: Federal Reserve Bank of Boston.
- Benston, G. (1972)**, «Economies of scale of financial institutions», *Journal of Money, Credit, and Banking* 4.
- Berger, A., Hunter y Timme (1993)**, «The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present, and future», *Journal of Banking and Finance*, vol 17, n° 2/3.
- Berndt, E. (1977)**, «Reconciling alternative estimates of the elasticity of substitution», *Review of Economics and Statistics*.
- Berndt, E. (1991)**, *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company.
- Bucheli, M. y D. Dominioni (1994)**, «El mercado de trabajo bancario», mimeo.
- Delfino, J. (1991)**, «Economías de escala y de producción conjunta en el sistema bancario argentino», mimeo.
- Dietsch, M. (1993)**, «Economies of scale and scope in French Commercial Banking Industry», *Journal of Productivity Analysis*, vol 4, n° 1/2.
- Diewert, W. (1974)**, «A note on aggregation and elasticities of substitution», *The Canadian Journal of Economics*.
- Dominioni, D. y J. Licandro (1988)**, «La concentración del sistema financiero visto a través del crédito», mimeo, Banco Central del Uruguay.
- Dominioni, D. y J. Licandro (1988)**, «La banca privada uruguaya en la crisis de los años ochenta», *CEMLA*, vol XII, n°2.
- Dominioni, D. y N. Noya (1994)**, «El fortalecimiento del sector financiero en el proceso de ajuste: liberalización y regulación. El caso uruguayo», *BID*.
- Dominioni, D. y D. Vaz (1991)**, «Los modelos convencionales de la empresa bancaria: Una nota acerca de su relevancia para entender algunos fenómenos macroeconómicos», *Revista de Economía* vol. VI n°2, Banco Central del Uruguay.
- Fanjul y Maravall (1985)**, *La eficiencia del sistema bancario español*, Alianza, España.
- Gagliardi, E. (1992)**, «Dinámica de las finanzas de los bancos comerciales», *Jornadas Anuales de Economía, BCU*.
- Gilligan, T. y M. Smirlock (1984)**, «An empirical study of joint production and scale economies in commercial banking», *Journal of Banking and Finance* 8.
- Gilligan, T., M. Smirlock y W. Marshall (1984)**, «Scale and scope economies in the multiproduct banking firm», *Journal of Monetary Economics*, 13.
- Greenbaum, S. (1967)**, «A study of bank costs», *National Banking Review* 4.
- Humphrey, D. (1993)**, «Cost and technical change: effects from bank deregulation», *Journal of Productivity Analysis*, vol 4, n° 1/2.
- López Murphy, R., L. Múgica y H. Nalbandián (1988)**, «El indicador del producto del sector financiero en una economía con doble moneda y alta inflación: el caso uruguayo», serie *Estudios n° 16*, Banco Central del Uruguay.
- Kmenta, J. y Gilbert (1968)**, «Small sample properties of alternative estimators of seemingly unrelated regressions», *Journal of the American Statistical Association*, n°63.
- Muldur, U. y M. Sassenou (1993)**, «Economies of scale and scope in French banking and savings institutions», *Journal of Productivity Analysis*, vol 4, n°1/2.

- Nelson, R. (1985)**, «Branching, scale economies, and banking costs», *Journal of Banking and Finance* 9.
- Onandi, D. y D. Vaz (1988)**, Reflexiones sobre las crisis bancarias del Uruguay: lecciones e interrogantes, *Jornadas Anuales de Economía, BCU*.
- Panzar, J. y R. Willig (1977)**, «Economies of scale in multi-output production», *Quarterly Journal of Economics*, vol XCI.
- Panzar, J. y R. Willig (1981)**, «Economies of scope», *American Economic Review*, vol 71.
- Parsons, D., C. Gotlieb y M. Denny (1993)**, «Productivity and Computers in Canadian Banking», *Journal of Productivity Analysis*, vol 4, n°1/2.
- Porro, A. y G. Torres (1992)**, «El sistema financiero uruguayo: un análisis prospectivo de sus cambios», *Jornadas Anuales de Economía, BCU*.
- Quintas, J. (1990)**, «El sistema financiero ante el cambio técnico», *Cuadernos de Economía*, vol 18, n°53.
- Rossi, M. y R. Tansini (1988)**, «Progreso técnico, elasticidad de sustitución y elasticidad precio de la demanda de factores de producción en la industria uruguaya 1976-1986», *Revista de Economía*, vol IV, n°1.
- Santomero, A. (1984)**, «Modeling the banking firm», *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol 16, n°4.
- Sealey, C. y J. Lindley (1977)**, «Inputs, outputs, and theory of production cost at depository financial institutions», *Journal of Finance* 32.
- Spanos (1986)**, *Statistical foundations of econometric modelling*, Cambridge, New York.
- White, H. (1980)**, «Using least squares to approximate unknown regression functions», *International Economic Review* 21.
- Zellner, A. (1962)**, «An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias», *Journal of American Statistical Association*, n°57.

8. Apéndice¹

APÉNDICE 1

FIRMAS TÍPICAS

I. FUNCIÓN DE COSTOS

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \cdot \ln(y_k) \\ + \frac{1}{2} \sum_j \sum_h \gamma_{jh} \ln(p_j) \cdot \ln(p_h) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \cdot \ln(p_j)$$

LS// Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2

Number of observations: 105

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.1173917	0.0593451	-1.9781178	0.0510
ln y1	0.3211747	0.1103066	2.9116542	0.0045
ln y2	0.0146311	0.0465488	0.3143170	0.7540
ln y3	0.4429144	0.0538075	8.2314608	0.0000
1/2*ln y1 ln y1	1.1868364	0.4698437	2.5260239	0.0133
1/2*ln y2 ln y2	0.3293435	0.0903990	3.6432197	0.0004
1/2*ln y3 ln y3	-0.2423379	0.0707820	-3.4237222	0.0009
1/2*ln y1 ln y2	-0.3315219	0.1530591	-2.1659731	0.0330
ln y1 ln y3	-0.2416142	0.2055530	-1.1754353	0.2429
ln y2 ln y3	0.1551357	0.0610233	2.5422353	0.0127
ln p1-ln p2	0.3746879	0.0717138	5.2247649	0.0000
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.2450224	0.0787679	-3.1106870	0.0025
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	0.2139502	0.1469992	-1.4554516	0.1490
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	-0.1280327	0.0841358	-1.5217379	0.1316
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	0.0567625	0.1051330	0.5399107	0.5906
R-squared	0.824426	Mean of dependent var	-3.60E-08	
Adjusted R-squared	0.797115	S.D. of dependent var	0.750048	
S.E. of regression	0.337842	Sum of squared resid	10.27237	
Log likelihood	-26.95214	F-statistic	30.18613	
Durbin-Watson stat	1.758045	Prob(F-statistic)	0.000000	

Reset(1): F=0.237; Reset (2): F=0.643; Amemiya: t=-0.307; Poisson: t=0.127; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=5.158; Heteroscedasticidad (Empleados²): t=6.789; Tendencia temporal de los residuos: t=-1.29; AR(1): t=9.767; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=5.321$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; y4= depósitos; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante.

¹ Se realizaron las estimaciones y pruebas correspondientes en TSP. Las variables presentadas son las que resultan de la aplicación de las restricciones de homogeneidad y simetría.

MATRIZ DE CORRELACIÓN

	Covariance	Correlation
ln y1, ln y1	0.3469635	1.0000000
ln y1, ln y2	0.4113578	0.6434910
ln y1, ln y3	0.4182285	0.6181279
ln y1, ln y4	0.3605102	0.9762808
ln y1, ln p1	0.3261119	0.4657675
ln y1, ln p2	-0.0222825	-0.1251763
ln y1, funcionarios	73.217083	0.6252672
ln y1, sucursales	3.9162171	0.5821053
ln y2, ln y2	1.1777978	1.0000000
ln y2, ln y3	0.4011501	0.3217941
ln y2, ln p1	0.5958558	0.4619024
ln y2, ln p2	0.0376545	0.1148105
ln y2, funcionarios	105.13628	0.4873178
ln y2, sucursales	5.8187181	0.4694276
ln y3, ln y3	1.3194315	1.0000000
ln y3, ln p1	0.3968276	0.2906383
ln y3, ln p2	-0.0204214	-0.0588290
ln y3, funcionarios	107.92185	0.4726188
ln y3, sucursales	5.5661418	0.4242653
ln y4, ln y4	0.3930084	1.0000000
ln y4, ln y2	0.5116614	0.7520494
ln y4, ln y3	0.4255872	0.5910092
ln y4, ln p1	0.3803028	0.5103557
ln y4, ln p2	-0.0208520	-0.1100643
ln y4, funcionarios	83.354852	0.6688443
ln y4, sucursales	4.5015369	0.6286900
ln p1, ln p1	1.4128992	1.0000000
ln p1, ln p2	0.0381562	0.1062209
ln p1, funcionarios	53.066245	0.2245732
ln p1, sucursales	2.4427771	0.1799305
ln p2, ln p2	0.0913270	1.0000000
ln p2, funcionarios	-23.184949	-0.3859238
ln p2, sucursales	-0.9105670	-0.2638086
func., func.	39519.357	1.0000000
func., sucursales	2149.1794	0.9465517
suc., sucursales	130.45079	1.0000000

II. FUNCIÓN DE COSTOS CON EFECTOS FIJOS INDIVIDUALES

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \ln(y_k) \\ + \frac{1}{2} \sum_j \sum_n \gamma_{jn} \ln(p_j) \ln(p_n) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) + \sum_i^{21} \alpha_i D_i$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)- Ln p2
 SMPL range: 1 - 105
 Number of observations: 105

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.3206916	0.0784396	-4.0883900	0.0001
ln y1	0.2110494	0.0835051	2.5273828	0.0138
ln y2	-0.0007183	0.0439281	-0.0163516	0.9870
ln y3	0.4152727	0.0889710	4.6675033	0.0000
1/2*ln y1 ln y1	0.7086414	0.2517017	2.8154012	0.0063
1/2*ln y2 ln y2	-0.1153722	0.0617677	1.8678409	0.0660
1/2*ln y3 ln y3	0.0066891	0.0760514	0.0879552	0.9302
ln y1 ln y2	-0.0472893	0.0828261	-0.5709472	0.5699
ln y1 ln y3	-0.1268925	0.1065037	-1.1914380	0.2375
ln y2 ln y3	-0.0089588	0.0420047	-0.2132820	0.8317
ln p1-ln p2	0.2888748	0.0623806	4.6308464	0.0000
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.1183749	0.0583279	-2.0294720	0.0462
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	-0.0294025	0.1128393	-0.2605697	0.7952
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	-0.0156970	0.0592023	-0.2651413	0.7917
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	-0.0350505	0.0677219	-0.5175645	0.6064
D1	-0.4887798	0.1554488	-3.1443147	0.0024
D2	-1.3348879	0.7333165	-1.8203435	0.0730
D3	0.1831992	0.0963458	1.9014754	0.0614
D4	-0.2384486	0.3281729	-0.7265943	0.4699
D5	-0.1453986	0.1265094	-1.1493101	0.2543
D6	1.0397286	0.1053795	9.8665171	0.0000
D7	0.7209241	0.1471637	4.8987912	0.0000
D8	0.8098085	0.1036112	7.8158418	0.0000
D9	0.3147349	0.1121846	2.8055100	0.0065
D10	0.2620440	0.1295465	2.0227800	0.0469
D11	0.4038101	0.1678681	2.4055204	0.0188
D12	0.3860765	0.1022600	3.7754418	0.0003
D13	0.1697447	0.1246691	1.3615620	0.1777
D14	0.3610262	0.1349091	2.6760701	0.0093
D15	0.0657592	0.1151442	0.5711029	0.5698
D16	0.2796615	0.4336921	0.6448387	0.5211
D17	0.1438588	0.1709885	0.8413364	0.4030
D18	0.3526982	0.1337706	2.6365897	0.0103
D19	-0.3468313	0.1767279	-1.9625162	0.0537
D20	0.2245494	0.1035650	2.1681970	0.0335
R-squared	0.974802	Mean of dependent var	-3.60E-08	
Adjusted R-squared	0.962563	S.D. of dependent var	0.750048	
S.E. of regression	0.145124	Sum of squared resid	1.474271	
Log likelihood	74.96577	F-statistic	79.64704	
Durbin-Watson stat	1.955103	Prob(F-statistic)	0.000000	

Reset(1): F=1.043; Reset (2): F=2.620; Amemiya: t=1.001; Poisson: t=-1.903; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=0.078; Tendencia temporal de los residuos: t=-4.104; AR(1): t=0.475; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=19.84$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; Di=variables binarias por banco; C=constante.

III. FUNCIÓN DE COSTOS CON EFECTOS FIJOS INDIVIDUALES Y TEMPORALES

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \ln(y_k) \\ + \frac{1}{2} \sum_j \sum_h \gamma_{jh} \ln(p_j) \ln(p_h) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) + \sum_i^{21} \alpha_i D_i$$

Add: D89 D90 D91 D92

F-statistic	4.15378	Probability	0.0046
Likelihood ratio	23.5765	Probability	0.0001

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2
Number of observations: 105

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.3345107	0.0730873	-4.5768670	0.0000
ln y1	0.1674577	0.0811268	2.0641477	0.0429
ln y2	0.0542458	0.0452449	1.1989369	0.2348
ln y3	0.4106621	0.0845996	4.8541851	0.0000
1/2*ln y1 ln y1	0.3523429	0.2476758	1.4225974	0.1596
1/2*ln y2 ln y2	0.0661497	0.0585052	1.1306632	0.2623
1/2*ln y3 ln y3	-0.0005654	0.0714196	-0.0079163	0.9937
ln y1 ln y2	0.0074617	0.0783429	0.0952436	0.9244
ln y1 ln y3	-0.0254962	0.1016715	-0.2507706	0.8028
ln y2 ln y3	-0.0267471	0.0398346	-0.6714546	0.5043
ln p1-ln p2	0.1836422	0.0644929	2.8474782	0.0059
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.0894743	0.0544800	-1.6423321	0.1053
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	-0.0648393	0.1044508	-0.6207638	0.5369
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	-0.0105171	0.0553395	-0.1900467	0.8499
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	-0.0277677	0.0627957	-0.4421909	0.6598
D1	-0.5323030	0.1493622	-3.5638409	0.0007
D2	-1.2744691	0.6982966	-1.8251113	0.0725
D3	0.2291865	0.0899503	2.5479234	0.0132
D4	-0.0897950	0.3153659	-0.2847326	0.7767
D5	-0.1789424	0.1167766	-1.5323479	0.1302
D6	0.9716631	0.1195262	8.1292900	0.0000
D7	0.6567512	0.1498803	4.3818373	0.0000
D8	0.8335362	0.0998835	8.3450856	0.0000
D9	0.2556142	0.1058018	2.4159726	0.0185
D10	0.2092599	0.1212541	1.7257961	0.0891
D11	0.3944988	0.1607794	2.4536650	0.0168
D12	0.3949300	0.0945386	4.1774476	0.0001
D13	0.0822916	0.1175537	0.7000343	0.4864
D14	0.4202643	0.1267458	3.3158057	0.0015
D15	0.1159962	0.1085251	1.0688423	0.2890
D16	0.3543975	0.4135857	0.8568901	0.3946
D17	0.2970501	0.1619383	1.8343412	0.0711
D18	0.4171407	0.1263387	3.3017652	0.0016
D19	-0.4270835	0.1670179	-2.5571127	0.0129
D20	0.2253760	0.0954753	2.3605697	0.0212
D89	0.1802237	0.0446523	4.0361604	0.0001
D90	0.0768593	0.0398255	1.9299028	0.0579
D91	0.0486296	0.0556477	0.8738834	0.3854
D92	0.0132087	0.0399007	0.3310401	0.7417
R-squared	0.979870	Mean of dependent var	-3.60E-08	
Adjusted R-squared	0.968280	S.D. of dependent var	0.750048	
S.E. of regression	0.133585	Sum of squared resid	1.177773	
Log likelihood	86.75402	F-statistic	84.54315	
Durbin-Watson stat	2.270575	Prob(F-statistic)	0.000000	

Reset(1): F=1.276; Reset (2): F=1.880; Amemiya: t=0.293; Poisson: t=-1.800; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=-0.566; AR(1): t=1.066; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=15.292$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; Di=variables binarias por banco; Dt=variables binarias por año; C=constante.

IV. FUNCIÓN DE COSTOS CON EFECTOS INDIVIDUALES Y CAMBIO TÉCNICO «TENDENCIA TEMPORAL»

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \cdot \ln(y_k) \\ + \frac{1}{2} \sum_j \sum_h \gamma_{jh} \ln(p_j) \cdot \ln(p_h) + \sum_l \sum_j \delta_{jl} \ln(y_j) \cdot \ln(p_l) + \sum_i^{21} \alpha_r D_i + \sum_i^5 \alpha_r D_i$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2

Number of observations: 105

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.1149726	0.0979835	-1.1733868	0.2450
ln y1	-0.0412473	0.1043002	-0.3954675	0.6938
ln y2	0.1438183	0.0570923	2.5190515	0.0143
ln y3	0.3565453	0.0887278	4.0184182	0.0002
1/2*ln y1 ln y1	0.5578911	0.2361159	2.3627847	0.0212
1/2*ln y2 ln y2	0.1015316	0.0532371	1.9071580	0.0610
1/2*ln y3 ln y3	0.1604743	0.0838506	1.9138113	0.0601
ln y1 ln y2	-0.0704823	0.0821071	-0.8584190	0.3939
ln y1 ln y3	-0.2162027	0.1124989	-1.9218197	0.0591
ln y2 ln y3	-0.0409398	0.0373715	-1.0954828	0.2774
ln p1-ln p2	0.2413139	0.0861225	2.8019840	0.0067
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.0945189	0.0522093	-1.8103852	0.0749
(ln y1 ln p1- ln y1 ln p2)	-0.0296324	0.1002097	-0.2957039	0.7684
(ln y2 ln p1- ln y2 ln p2)	-0.0345081	0.0528815	-0.6525554	0.5164
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	0.0129423	0.0584438	0.2214493	0.8254
D1	-0.5083481	0.1417977	-3.5850230	0.0007
D2	-2.4476600	0.7364640	-3.3235295	0.0015
D3	0.2079930	0.0802920	2.5904582	0.0119
D4	-0.1383982	0.2982756	-0.4639945	0.6442
D5	-0.2854418	0.1217620	-2.3442604	0.0222
D6	1.0798072	0.0889902	12.133996	0.0000
D7	0.8168086	0.1256565	6.5003297	0.0000
D8	0.8555069	0.0865835	9.8807127	0.0000
D9	0.2143155	0.1040089	2.0605487	0.0434
D10	0.2193896	0.1102759	1.9894613	0.0509
D11	0.3901995	0.1494965	2.6100910	0.0113
D12	0.3584468	0.0903942	3.9653751	0.0002
D13	0.1727031	0.1069295	1.6151118	0.1112
D14	0.3981887	0.1239140	3.2134295	0.0021
D15	0.1127017	0.0982262	1.1473688	0.2555

Continúa

Continuación cuadro Función de costos

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D16	0.2643720	0.3893493	0.6790099	0.4996
D17	0.3690156	0.1512181	2.4402871	0.0175
D18	0.3632174	0.1210931	2.9994888	0.0038
D19	-0.5220941	0.1558326	-3.3503517	0.0014
D20	0.2478686	0.0859543	2.8837250	0.0053
T	-0.0657642	0.0511942	-1.2846016	0.2036
1/2*TT	0.0087576	0.0158274	0.5533189	0.5820
ln y1.T	0.0537073	0.0336351	1.5967616	0.1152
ln y2.T	-0.0473139	0.0150267	-3.1486607	0.0025
ln y3.T	0.0306059	0.0198135	1.5446992	0.1273
ln p2.T-ln p1.T	0.0048427	0.0157557	0.3073618	0.7596
R-squared	0.984482	Mean of dependent var		-3.60E-08
Adjusted R-squared	0.974783	S.D. of dependent var		0.750048
S.E. of regression	0.119107	Sum of squared resid		0.907934
Log likelihood	100.4150	F-statistic		101.5044
Durbin-Watson stat	2.389155	Prob(F-statistic)		0.000000

Reset(1): F=0.045; Reset (2): F=1.966; Amemiya: t=0.321; Poisson: t=-1.376; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=0.169; AR(1): t=0.728; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=5.425$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante; Df=variables binarias por banco; T=tendencia temporal.

EVALUACIÓN

	Chi-square
Cobb-Douglas $\theta_{ik}=\gamma_{jk}=\delta_{ij}=0$	3.50
Homoteticidad $\delta_{ij}=0$	105.57
Economías de escala $\sum \alpha_i < 1$	135.02
$\sum \alpha_i = 1$	16.82
$\sum \alpha_i > 1$	1.16
Economías de alcance $\alpha_1 \alpha_2 + \theta_{12} < 0$	3785.88
$\alpha_1 \alpha_3 + \theta_{13} < 0$	688.46
$\alpha_2 \alpha_3 + \theta_{23} < 0$	1696.48
Cambio técnico $\alpha_{\pi} = 0$	791.52
$\beta_{jt} = 0$	0.09
$\rho_{\pi} = \rho_{\pi} = 0$	1.65

APÉNDICE 2

FIRMAS CHICAS

I. FUNCIÓN DE COSTOS

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i^3 \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \cdot \ln(y_k) \\ + \frac{1}{2} \sum_j \sum_h \gamma_{jh} \ln(p_j) \cdot \ln(p_h) + \sum_l \sum_j \delta_{lj} \ln(y_l) \cdot \ln(p_j)$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2
SMPL range: 1 - 48

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.1818592	0.1166154	-1.5594784	0.1284
ln y1	0.0008801	0.1848117	0.0047623	0.9962
ln y2	0.0456813	0.0998010	0.4577238	0.6502
ln y3	0.4949546	0.1005369	4.9231159	0.0000
1/2*ln y1 ln y1	1.5140120	0.7357928	2.0576608	0.0476
1/2*ln y2 ln y2	0.0232376	0.1835770	-0.1265822	0.9000
1/2*ln y3 ln y3	-0.0446216	0.1314432	-0.3394741	0.7364
ln y1 ln y2	-0.1435887	0.2872519	-0.4998704	0.6205
ln y1 ln y3	-0.5486819	0.3559189	-1.5415922	0.1327
ln y2 ln y3	0.2970696	0.0871943	3.4069835	0.0017
ln p1-ln p2	0.3530457	0.1221211	2.8909466	0.0067
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.2205092	0.1260616	-1.7492181	0.0895
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	-0.2806468	0.2655759	-1.0567481	0.2983
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	-0.0626371	0.1545835	-0.4051991	0.6879
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	0.0536181	0.1454886	0.3685384	0.7148
R-squared	0.783843	Mean of dependent var	6.73E-05	
Adjusted R-squared	0.692140	S.D. of dependent var	0.547836	
S.E. of regression	0.303968	Sum of squared resid	3.049079	
Log likelihood	-1.956372	F-statistic	8.547625	
Durbin-Watson stat	1.604147	Prob(F-statistic)	0.000000	

Reset(1): F=2.641; Reset(2): F=4.026; Amemiya: t=-2.870; Poisson: t=-1.111; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=0.143; Tendencia temporal de los residuos: t=-0.604; AR(1): t=3.786; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=1.609$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante.

II. FUNCIÓN DE COSTOS CON EFECTOS INDIVIDUALES

Add:T (1/2*TT) (ln y1.T) (ln y2.T) (ln y3.T)(ln p2.T-ln p1.T)

F-statistic	1.03778	Probability	0.4231
Likelihood ratio	9.96077	Probability	0.1263

Add: D1 D2 D3 D4 D5 D9 D10 D11 D14 D16 D18 D19 D20

F-statistic	16.9905	Probability	0.0000
Likelihood ratio	119.450	Probability	0.0000

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i^3 \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \ln(y_k) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_n \gamma_{jn} \ln(p_j) \ln(p_n) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \ln(p_j) + \sum_i \alpha_i D_i$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2
 SMPL range: 1 - 48
 Number of observations: 48

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.5809803	0.2946992	-1.9714350	0.0627
ln y1	0.3317932	0.1602126	2.0709554	0.0515
ln y2	0.0276379	0.1055778	0.2617779	0.7962
ln y3	0.5117959	0.1438801	3.5570985	0.0020
1/2*ln y1 ln y1	0.8501321	0.4597950	1.8489372	0.0793
1/2*ln y2 ln y2	-0.3453947	0.1637121	-2.1097684	0.0477
1/2*ln y3 ln y3	0.2248255	0.1387546	1.6203096	0.1208
ln y1 ln y2	-0.1935691	0.1748742	-1.1069049	0.2815
ln y1 ln y3	0.0249010	0.2113169	0.1178374	0.9074
ln y2 ln y3	-0.0272052	0.0822874	-0.3306121	0.7444
ln p1 -ln p2	0.2879191	0.0812670	3.5428788	0.0020
(ln p1 ln p2 -ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.0501075	0.0739948	-0.6771758	0.5061
(ln y1 ln p1 -ln y1 ln p2)	0.0074734	0.1446983	0.0516480	0.9593
(ln y2 ln p1 -ln y2 ln p2)	0.0801238	0.0794308	1.0087240	0.3252
(ln y3 ln p1 -ln y3 ln p2)	-0.0134826	0.0911585	-0.1479032	0.8839
D1	-0.0439603	0.3151959	-0.1394697	0.8905
D2	-3.8132171	1.7386670	-2.1931843	0.0403
D3	0.1286158	0.1741272	0.7386314	0.4687
D4	1.1495966	0.5409677	2.1250742	0.0462
D5	-0.0113283	0.1984535	-0.0570829	0.9550
D9	0.9433480	0.2530981	3.7272032	0.0013
D10	0.4365130	0.2807547	1.5547843	0.1357
D11	0.9481317	0.3496632	2.7115567	0.0134
D14	0.6041454	0.3103413	1.9467129	0.0658
D16	1.6149187	0.6948569	2.3241025	0.0308
D18	0.7349502	0.2679669	2.7426905	0.0125
D19	0.1541828	0.3297214	0.4676154	0.6451
D20	0.6489437	0.1755598	3.6964261	0.0014
R-squared	0.982052	Mean of dependent var		6.73E-05
Adjusted R-squared	0.957823	S.D. of dependent var		0.547836
S.E. of regression	0.112509	Sum of squared resid		0.253166
Log likelihood	57.76885	F-statistic		40.53175
Durbin-Watson stat	2.086200	Prob(F-statistic)		0.000000

Reset(1): F=8.096; Reset (2): F=5.977; Amemiya: t=0.966; 1 Poisson: t=-0.029; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=-1.951; Tendencia temporal de los residuos: t=-4.104; AR(1): t=-3.032; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=2.83$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante; Df=variables binarias por banco.

III. FUNCIÓN DE COSTOS CON EFECTOS INDIVIDUALES Y TEMPORALES

Add: D89 D90 D91 D92

F-statistic	5.00333	Probability	0.0083
Likelihood ratio	38.9424	Probability	0.0000

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i^3 \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i^3 \sum_k^3 \theta_{ik} \ln(y_i) \cdot \ln(y_k) \\ + \frac{1}{2} \sum_j^2 \sum_h^2 \gamma_{jh} \ln(p_j) \cdot \ln(p_h) + \sum_l^3 \sum_j^2 \delta_{jl} \ln(y_j) \cdot \ln(p_l) + \sum_t^{21} \alpha_t D_t + \sum_t^5 \alpha_t D_t$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2
SMPL range: 1 - 48
Number of observations: 48

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG
C	-0.6720384	0.2884485	-2.3298383	0.0332
ln y1	0.4575384	0.1718728	2.6620763	0.0170
ln y2	-0.0119836	0.1040468	-0.1151748	0.9097
ln y3	0.3931467	0.1378317	2.8523681	0.0115
1/2*ln y1 ln y1	0.5033421	0.4456755	1.1293915	0.2754
1/2*ln y2 ln y2	-0.2314436	0.1523761	-1.5188968	0.1483
1/2*ln y3 ln y3	0.1854593	0.1457876	1.2721196	0.2215
ln y1 ln y2	-0.1155095	0.1636495	-0.7058345	0.4904
ln y1 ln y3	0.2119836	0.2258271	0.9386988	0.3618
ln y2 ln y3	-0.0141470	0.0743772	-0.1902054	0.8515
ln p1-ln p2	0.2019802	0.1098517	1.8386632	0.0846
(ln p1 ln p2- ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.1111955	0.0733888	-1.5151558	0.1492
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	-0.1053285	0.1309125	-0.8045714	0.4329
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	-0.0477255	0.0801243	-0.5956428	0.5597
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	0.0840780	0.0897401	0.9369059	0.3627
D1	-0.0342997	0.3030799	-0.1131703	0.9113
D2	-3.9625158	1.6841731	-2.3527960	0.0318
D3	0.1628605	0.1545513	1.0537631	0.3076
D4	0.8873933	0.5164503	1.7182550	0.1050
D5	0.0954359	0.2192132	0.4353567	0.6691
D9	0.9918094	0.2445279	4.0560179	0.0009
D10	0.5062549	0.2752622	1.8391735	0.0845
D11	0.9758089	0.3468183	2.8136030	0.0125
D14	0.8427234	0.3537967	2.3819423	0.0300
D16	1.0104030	0.6407543	1.5768961	0.1344
D18	0.7959616	0.3023291	2.6327653	0.0181

Continúa

Continuación cuadro Función de costos...

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG
D19	0.1716244	0.3239036	0.5298625	0.6035
D20	0.7530471	0.1640373	4.5907058	0.0003
D89	0.1937058	0.0950833	2.0372223	0.0585
D90	0.0681727	0.0772024	0.8830387	0.3903
D91	0.1421110	0.0716721	1.9827952	0.0648
D92	0.1162015	0.0551841	2.1057075	0.0514
R-squared	0.989169	Mean of dependent var	6.73E-05	
Adjusted R-squared	0.968184	S.D. of dependent var	0.547836	
S.E. of regression	0.097718	Sum of squared resid	0.152781	
Log likelihood	69.88971	F-statistic	47.13652	
Durbin-Watson stat	1.939471	Prob(F-statistic)	0.000000	

Reset(1): F=11.2; Reset (2): F=6.0; Amemiya: t=-0.450; Poisson: t=0.232; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=0.788; Tendencia temporal de los residuos: t=0.6716; AR(1): t=0.297; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=1.182$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante; Df=variables binarias por banco; Dt=variables binarias por año.

EVALUACIÓN

	Chi-square
Cobb-Douglas $\theta_{ik}=\gamma_{jh}=\delta_{ij}=0$	1.24
Homoteticidad $\delta_{ij}=0$	71.28
Economías de escala $\Sigma\alpha_i < 1$ $\Sigma\alpha_i = 1$ $\Sigma\alpha_i > 14.83$	50.92 0.47
Economías de alcance $\alpha_1\alpha_2+\theta_{12} < 0$ $\alpha_1\alpha_3+\theta_{13} < 0$ $\alpha_2\alpha_3+\theta_{23} < 0$	436.31 4.85 598.92
Cambio técnico autónomo $\alpha_{1990}-\alpha_{1989} < 0$ $\alpha_{1991}-\alpha_{1990} < 0$ $\alpha_{1992}-\alpha_{1991} < 0$	0.77 3.93 4.43

APÉNDICE 3

FIRMAS GRANDES

I. FUNCIÓN DE COSTOS

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i^3 \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i^3 \sum_k^3 \theta_{ik} \ln(y_i) \cdot \ln(y_k) \\ + \frac{1}{2} \sum_j^2 \sum_h^2 \gamma_{jh} \ln(p_j) \cdot \ln(p_h) + \sum_i^3 \sum_j^2 \delta_{ij} \ln(y_i) \cdot \ln(p_j)$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2

SMPL range: 49 - 105

Number of observations: 57

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0859524	0.0827255	1.0390084	0.3047
ln y1	0.5910567	0.2400413	2.4623129	0.0180
ln y2	0.0024933	0.0654958	0.0380682	0.9698
ln y3	0.3880895	0.1045731	3.7111774	0.0006
1/2*ln y1 ln y1	-0.2212922	0.8225952	-0.2690171	0.7892
1/2*ln y2 ln y2	0.2790664	0.1185866	2.3532718	0.0234
1/2*ln y3 ln y3	-0.4141545	0.1085862	-3.8140632	0.0004
ln y1 ln y2	-0.0481758	0.2078835	-0.2317441	0.8179
ln y1 ln y3	0.6413713	0.4559734	1.4065982	0.1669
ln y2 ln y3	-0.0855425	0.1115631	-0.7667633	0.4475
ln p1-ln p2	0.2339111	0.1530307	1.5285237	0.1339
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	0.7664748	0.3918813	1.9558851	0.0572
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	0.1113164	0.4823311	0.2307884	0.8186
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	-0.0217929	0.2077598	-0.1048949	0.9170
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	0.0341550	0.2898335	0.1178434	0.9068
R-squared	0.648694	Mean of dependent var	-0.008794	
Adjusted R-squared	0.531592	S.D. of dependent var	0.449157	
S.E. of regression	0.307404	Sum of squared resid	3.968892	
Log likelihood	-4.939416	F-statistic	5.539571	
Durbin-Watson stat	1.184373	Prob(F-statistic)	0.000007	

Reset(1): F=0.019; Reset (2): F=1.267; Amemiya: t=-1.342; Poisson: t=2.368; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=1.418; Tendencia temporal de los residuos: t=-0.789; AR(1): t=10.701; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=3.400$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante.

II. FUNCIÓN DE COSTOS CON EFECTOS INDIVIDUALES

Add: T (1/2*TT) (ln y1.T) (ln y2.T) (ln y3.T) (ln p2.T-ln p1.T)

F-statistic	0.34882	Probability	0.9059
Likelihood ratio	3.22100	Probability	0.7806

Add: D89 D90 D91 D92

F-statistic	0.36443	Probability	0.8324
Likelihood ratio	2.14569	Probability	0.7090

Add: D2 D3 D6 D7 D8 D9 D10 D12 D13 D14 D15 D17 D18 D20

F-statistic	47.3299	Probability	0.0000
Likelihood ratio	182.707	Probability	0.0000

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i^3 \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(\rho_j) + \frac{1}{2} \sum_k^3 \sum_x^3 \theta_{kx} \ln(y_k) \ln(y_x) \\ + \frac{1}{2} \sum_j^2 \sum_h^2 \gamma_{jh} \ln(\rho_j) \ln(\rho_h) + \sum_l^3 \sum_l^2 \delta_{ll} \ln(y_l) \ln(\rho_l) + \sum_l^{21} \alpha_l D_l + \sum_l^5 \alpha_l D_l$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2

SMPLE range: 49 - 105

Number of observations: 57

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.3668920	0.0827318	-4.4347170	0.0001
ln y1	0.2802265	0.1258290	2.2270418	0.0342
ln y2	0.0053850	0.0394048	0.1366596	0.8923
ln y3	0.0387626	0.1239243	0.3127924	0.7568
1/2*ln y1 ln y1	-0.5722690	0.4514829	-1.2675321	0.2154
1/2*ln y2 ln y2	0.0860789	0.0513245	1.6771481	0.1046
1/2*ln y3 ln y3	-0.7273680	0.1843788	-3.9449655	0.0005
ln y1 ln y2	-0.0372330	0.0577729	-0.6444709	0.5245
ln y1 ln y3	0.4082931	0.2351006	1.7366742	0.0934
ln y2 ln y3	-0.0047127	0.0513007	-0.0918639	0.9275
n p1-ln p2	0.3297071	0.0781816	4.2171937	0.0002
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1				
-ln p2 ln p2)	-0.2278121	0.2316999	-0.9832204	0.3339
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	0.4492472	0.2086474	2.1531405	0.0401
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	0.0001460	0.1193300	0.0012236	0.9990
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	-0.3127705	0.1690066	-1.8506412	0.0748
D2	3.5543229	1.3225225	2.6875331	0.0120
D3	0.1902611	0.1020215	1.8649125	0.0727
D6	1.0389853	0.0953387	10.897839	0.0000
D7	1.0458824	0.1280901	8.1652106	0.0000
D8	0.8061133	0.0986637	8.1703117	0.0000
D9	0.0656130	0.1138088	0.5765197	0.5689
D10	0.5155212	0.1803467	2.8585010	0.0079
D12	0.2255944	0.0944708	2.3879809	0.0239
D13	0.2161781	0.1367581	1.5807337	0.1252
D14	0.3533842	0.2011048	1.7572136	0.0898
D15	0.0547179	0.0997049	0.5487990	0.5875
D17	0.0818728	0.1926399	0.4250043	0.6741
D18	0.2174939	0.1472409	1.4771300	0.1508
D20	0.4821208	0.1597325	3.0183003	0.0054
R-squared	0.985757	Mean of dependent var	-0.008794	
Adjusted R-squared	0.971514	S.D. of dependent var	0.449157	
S.E. of regression	0.075808	Sum of squared resid	0.160912	
Log likelihood	86.41400	F-statistic	69.20935	
Durbin-Watson stat	2.083293	Prob(F-statistic)	0.000000	

Reset(1): F=12.392; Reset (2): F=7.482; Amemiya: t=1.124; Poisson: t=0.941; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=0.589; Tendencia temporal de los residuos: t=-3.480; AR(1): t=-0.740; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=0.600$. y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante; Df=variables binarias por banco; Dt=variables binarias por año.

III. FUNCIÓN DE COSTOS CON EFECTOS INDIVIDUALES Y CAMBIO TÉCNICO DE TENDENCIA TEMPORAL

Add: T (1/2*TT) (ln y1.T) (ln y2.T) (ln y3.T) (ln p2.T-ln p1.T)

F-statistic 5.78636 Probability 0.0010
Likelihood ratio 53.9819 Probability 0.0000

$$\ln(c) = \alpha_0 + \sum_i^3 \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j^2 \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i^3 \sum_k^3 \theta_{ik} \ln(y_i) \cdot \ln(y_k) \\ + \frac{1}{2} \sum_j^2 \sum_h^2 \gamma_{jh} \ln(p_j) \cdot \ln(p_h) + \sum_l^3 \sum_j^2 \delta_{lj} \ln(y_l) \cdot \ln(p_j) + \sum_i^{21} D_i \\ + \rho_T T + \frac{1}{2} \rho_{TT} T^2 + \sum_i^3 \alpha_{iT} \ln(y_i) \cdot T + \sum_j^2 \beta_{jT} \ln(p_j) \cdot T$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2
Number of observations: 57

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.3113657	0.1298787	-2.3973568	0.0254
ln y1	0.1256374	0.1374599	0.9139928	0.3706
ln y2	0.1366773	0.0522543	2.6156163	0.0158
ln y3	-0.1402025	0.1628033	-0.8611773	0.3984
1/2*ln y1 ln y1	0.0995992	0.4038119	0.2466474	0.8075
1/2*ln y2 ln y2	0.1175400	0.0646980	1.8167494	0.0829
1/2*ln y3 ln y3	-0.4257890	0.1592788	-2.6732309	0.0139
ln y1 ln y2	-0.0456054	0.0703329	-0.6484220	0.5234
ln y1 ln y3	0.0675852	0.1963863	0.3441442	0.7340
ln y2 ln y3	-0.0791830	0.0688333	-1.1503585	0.2623
ln p1-ln p2	0.3852999	0.1154664	3.3368990	0.0030
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.3564286	0.1761454	-2.0234911	0.0553
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	-0.1177722	0.1837402	-0.6409712	0.5282
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	0.0296750	0.1229118	0.2414333	0.8115
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	0.0837213	0.2205554	0.3795929	0.7079
D2	1.3015137	1.1838902	1.0993534	0.2835
D3	0.1275466	0.0758717	1.6810824	0.1069
D6	1.0612702	0.0796825	13.318738	0.0000
D7	1.1370412	0.1140178	9.9724887	0.0000
D8	0.7784602	0.0758211	10.267065	0.0000
D9	0.0448482	0.0964871	0.4648100	0.6466
D10	0.2895951	0.1765672	1.6401409	0.1152
D12	0.1963893	0.0765741	2.5646967	0.0177
D13	0.1967457	0.1080983	1.8200634	0.0824

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D14	0.2220079	0.1552346	1.4301445	0.1667
D15	0.0670395	0.0871374	0.7693540	0.4499
D17	0.2030281	0.1704625	1.1910426	0.2463
D18	0.2056563	0.1139480	1.8048255	0.0848
D20	0.1443191	0.1358600	1.0622630	0.2996
T	-0.0359944	0.0620129	-0.5804339	0.5675
1/2*TT	0.0080883	0.0174804	0.4627040	0.6481
ln y1.T	-0.0042941	0.0362710	-0.1183885	0.9068
ln y2.T	-0.0588704	0.0229670	-2.5632646	0.0177
ln y3.T	0.0941187	0.0456970	2.0596269	0.0515
(ln p2.T-ln p1.T)	0.0205025	0.0219504	0.9340393	0.3604
R-squared	0.994475	Mean of dependent var	-0.008794	
Adjusted R-squared	0.985937	S.D. of dependent var	0.449157	
S.E. of regression	0.053264	Sum of squared resid	0.062415	
Log likelihood	113.4050	F-statistic	116.4748	
Durbin-Watson stat	1.987749	Prob(F-statistic)	0.000000	

Reset(1): F=5.140; Reset (2): F=2.603; Amemiya: t=0.282; Poisson: t=0.715; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=0.629; AR(1): t=1.221; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=7.721$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante; Df=variables binarias por banco; T=tendencia temporal.

EVALUACIÓN

	Chi-square
Cobb-Douglas $\theta_{ik}=\gamma_{jh}=\delta_{ij}=0$	4.97
Homoteticidad $\delta_{ij}=0$	37.00
Economías de escala $\Sigma\alpha_i < 1$ $\Sigma\alpha_i = 1$ $\Sigma\alpha_i > 1$	88.84 20.41 3.83
Economías de alcance $\alpha_1\alpha_2+\theta_{12} < 0$ $\alpha_1\alpha_3+\theta_{13} < 0$ $\alpha_2\alpha_3+\theta_{23} < 0$	3109.75 0.43 1252.65
Cambio técnico $\alpha_{iT}=0$ $\beta_{jt}=0$ $\rho_T=\rho_{TT}=0$	766.65 0.87 60.33

APÉNDICE 4

FIRMAS TÍPICAS

1. FUNCIÓN DE COSTOS CON EFECTOS INDIVIDUALES Y CAMBIO TÉCNICO INDEXADO

$$\begin{aligned} \ln(c) = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(y_i) + \sum_j \beta_j \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \theta_{ik} \ln(y_i) \cdot \ln(y_k) \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_h \gamma_{jh} \ln(p_j) \cdot \ln(p_h) + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln(y_i) \cdot \ln(p_j) + \sum_t \alpha_t D_t \\ & + \sum_i \sum_t \alpha_{it} \ln(y_i) \cdot D_t + \sum_j \sum_t \alpha_{jt} \ln(p_j) \cdot D_t \end{aligned}$$

LS // Dependent Variable is Ln(costos operativos)-Ln p2
Number of observations: 105

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.3550834	0.0670800	-5.2934347	0.0000
ln y1	0.3714119	0.1465392	2.5345572	0.0144
ln y2	-0.1840301	0.0726200	-2.5341529	0.0145
ln y3	0.5668311	0.1089028	5.2049247	0.0000
1/2*ln y1 ln y1	0.3837320	0.2491054	1.5404402	0.1298
1/2*ln y2 ln y2	0.1661320	0.0566423	2.9330034	0.0051
1/2*ln y3 ln y3	0.2945351	0.1055928	2.7893478	0.0075
ln y1 ln y2	-0.0303320	0.0951174	-0.3188898	0.7511
ln y1 ln y3	-0.1256460	0.1153615	-1.0891498	0.2813
ln y2 ln y3	-0.1275724	0.0522004	-2.4438959	0.0181
ln p1-ln p2	0.1810554	0.0651409	2.7794444	0.0077
(ln p1 ln p2-ln p1 ln p1 -ln p2 ln p2)	-0.1381118	0.0781220	-1.7678984	0.0832
(ln y1 ln p1-ln y1 ln p2)	-0.0836713	0.1368490	-0.6114130	0.5437
(ln y2 ln p1-ln y2 ln p2)	0.0200627	0.0695651	0.2884019	0.7742
(ln y3 ln p1-ln y3 ln p2)	-0.1400028	0.0852611	-1.6420484	0.1069
D1	-0.4171857	0.1389128	-3.0032208	0.0042
D2	-3.4906348	0.9244477	-3.7759140	0.0004
D3	0.2131648	0.0741523	2.8746890	0.0059

D4	-0.3384658	0.3294781	-1.0272786	0.3092
D5	-0.4081501	0.1468704	-2.7789820	0.0077
D6	0.9754631	0.1083006	9.0069963	0.0000
D7	0.6643075	0.1389112	4.7822448	0.0000
D8	0.7223996	0.0870464	8.2990159	0.0000
D9	0.2386174	0.0981310	2.4316222	0.0187
D10	0.2012401	0.1057285	1.9033659	0.0628
D11	0.4486629	0.1470880	3.0503026	0.0037
D12	0.3960216	0.0876207	4.5197250	0.0000
D13	0.1605565	0.1117409	1.4368646	0.1570
D14	0.4343792	0.1401403	3.0996029	0.0032
D15	0.1622322	0.0962023	1.6863650	0.0980
D16	0.1492844	0.4101758	0.3639521	0.7174
D17	0.3418725	0.1422187	2.4038513	0.0200
D18	0.3616516	0.1322293	2.7350331	0.0086
D19	-0.6084026	0.1575341	-3.8620365	0.0003
D20	0.3053578	0.0822521	3.7124616	0.0005
D89	0.1270119	0.0436238	2.9115294	0.0054
D90	0.0449270	0.0348499	1.2891544	0.2033
D91	0.1050621	0.0602344	1.7442197	0.0873
D92	0.0977671	0.0387909	2.5203620	0.0150
ln y1.D89	-0.2096802	0.1317664	-1.5913032	0.1178
ln y1.D90	-0.2760558	0.1449303	-1.9047490	0.0626
ln y1.D91	-0.1805750	0.1370952	-1.3171501	0.1938
ln y1.D92	-0.1818923	0.1409593	-1.2903886	0.2029
ln y2.D89	0.2403544	0.0602145	3.9916373	0.0002
ln y2.D90	0.2379441	0.0665933	3.5730956	0.0008
ln y2.D91	0.1003572	0.0568673	1.7647615	0.0837
ln y2.D92	-0.0151664	0.0576721	-0.2629755	0.7937

ln y3.D89	-0.1431692	0.0938949	-1.5247811	0.1336
ln y3.D90	-0.1858676	0.0836716	-2.2213951	0.0309
ln y3.D91	0.0047996	0.0546992	0.0877449	0.9304
ln y3.D92	0.0065044	0.0527121	0.1233949	0.9023
(ln p2.D89-ln p1.D89)	0.0281407	0.0671201	0.4192586	0.6768
(ln p2.D90-ln p1.D90)	-0.0134080	0.0768742	-0.1744151	0.8622
(ln p2.D91-ln p1.D91)	-0.1279615	0.0713051	-1.7945618	0.0788
(ln p2.D92-ln p1.D92)	-0.0319765	0.0812062	-0.3937694	0.6954
R-squared	0.990151	Mean of dependent var	-3.60E-08	
Adjusted R-squared	0.979514	S.D. of dependent var	0.750048	
S.E. of regression	0.107355	Sum of squared resid.	0.576253	
Log likelihood	124.2828	F-statistic	93.08415	
Durbin-Watson stat	2.351371	Prob(F-statistic)	0.000000	

Reset(1): F=0.421; Reset(2): F=3.663; Amemiya: t=0.321; Poisson: t=-0.432; Heteroscedasticidad (Sucursales²): t=0.430; AR(1): t=1.444; Normalidad (Jarque Bera): $\chi^2_{(2)}=4.143$.

y1=préstamos; y2=valores públicos; y3=servicios; p1=precio del capital físico; p2=precio de la mano de obra; C=constante; Df=variables binarias por banco; Dt=variables binarias por año.

EVALUACIÓN

	Chi-square
Cobb-Douglas $\theta_{ik} = \gamma_{jh} = \delta_{ij} = 0$	6.12
Homoteticidad $\delta_{ij} = 0$	62.70
Economías de escala	
$\Sigma \alpha_i < 1$	51.90
$\Sigma \alpha_i = 1$	3.01
$\Sigma \alpha_i > 1$	1.29
Economías de alcance	
$\alpha_1 \alpha_2 + \theta_{12} < 0$	608.58
$\alpha_1 \alpha_3 + \theta_{13} < 0$	253.27
$\alpha_2 \alpha_3 + \theta_{23} < 0$	295.40
Cambio técnico	
autónomo	
$\alpha_{1,1990} - \alpha_{1,1989} < 0$	0.21
$\alpha_{1,1991} - \alpha_{1,1990} < 0$	1.81
$\alpha_{1,1992} - \alpha_{1,1991} < 0$	1.76
en productos	
$\alpha_{1,1990} - \alpha_{1,1989} < 0$	63.9
$\alpha_{1,1991} - \alpha_{1,1990} < 0$	62.13
$\alpha_{1,1992} - \alpha_{1,1991} < 0$	47.22
$\alpha_{2,1990} - \alpha_{2,1989} < 0$	9.49
$\alpha_{2,1991} - \alpha_{2,1990} < 0$	2.1
$\alpha_{2,1992} - \alpha_{2,1991} < 0$	0.06
$\alpha_{3,1990} - \alpha_{3,1989} < 0$	178.55
$\alpha_{3,1991} - \alpha_{3,1990} < 0$	277.35
$\alpha_{3,1992} - \alpha_{3,1991} < 0$	319.91
en insumos	
$\alpha_{1,1990} - \alpha_{1,1989} < 0$	899.01
$\alpha_{1,1991} - \alpha_{1,1990} < 0$	336.57
$\alpha_{1,1992} - \alpha_{1,1991} < 0$	800.86
$\alpha_{2,1990} - \alpha_{2,1989} < 0$	0.31
$\alpha_{2,1991} - \alpha_{2,1990} < 0$	236.65
$\alpha_{2,1992} - \alpha_{2,1991} < 0$	160.07