



UNIVERSIDAD
DE LA REPUBLICA
URUGUAY



Facultad de Ciencias Sociales
UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

Universidad de la República (UdelaR)
Facultad de Ciencias Sociales
Departamento de Economía (dECON)

Maestría en Economía Internacional

TESIS

Eficiencia, economías de escala y alcance en el sistema bancario uruguayo

Autor: Marco Xavier

Tutor: Phd Jorge Ponce

Montevideo, Uruguay

Noviembre 2013



UNIVERSIDAD
DE LA REPUBLICA
URUGUAY



Facultad de Ciencias Sociales
UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

Página de Aprobación

Tutor	Jorge Ponce
Tribunal	
Fecha	
Autor	Marco Xavier
Calificación	

Agradecimientos: Agradezco a Jorge Ponce su apoyo invaluable y su permanente disposición. A Hugo Libonatti con quien discutí cada uno de los problemas que aquí se presentaron, y también agradecer los aportes de Gonzalo Balseiro.

Resumen

Los cambios tecnológicos que se han desarrollado en los últimos 20 años, han modificado la forma de producción de varios sectores de la economía. El sector bancario no ha estado ajeno a estas transformaciones. Desde mediados de la década de los 90', se procesaron cambios en el sistema bancario que se han venido consolidado en los últimos años. Adicionalmente la crisis de 2002 que afectó a todos los sectores productivos de la economía uruguaya, toma como centro al sistema bancario, provocando incluso el cierre de varios bancos. Todos estos elementos nos han impulsado a un estudio más detallado de cómo estos cambios han afectado la performance de las instituciones bancarias en Uruguay. En particular nos abocamos al estudio de la eficiencia, las economías de escala y alcance. Con el objetivo de analizar las economías de escala y alcance de los bancos en Uruguay, hemos estimado una función de costos. Para la estimación se utilizaron distintas especificaciones de la función, diferentes métodos de estimación, como así también distintas definiciones de producto bancario. En este apartado se han encontrado economías crecientes a escala en el sistema bancario uruguayo. Para el estudio de la eficiencia, se estima una función de producción de frontera. Esto nos ha permitido realizar un análisis comparativo de la eficiencia entre las distintas instituciones, su evolución a lo largo del tiempo y verificar la presencia de cambio técnico Hicks Neutral en el sistema bancario uruguayo en el período de análisis. Para el estudio se trabajó con datos mensuales, de un periodo que va de enero del 2003 a diciembre del 2011.

Palabras claves: Economías crecientes a escala, complementariedad en la producción, eficiencia, cambio técnico.

Abstract

The impressive technological developing has altered on how different economic sectors do business in the last twenty years. Banking industry is not an exception. In this regard, incipient changes initiated during the late nineties, have consolidated. The 2002 Uruguayan economic crisis had its epicenter in the banking sector and it also had a pervasive impact in the economy as a whole. All these elements have led to study the Uruguayan banks performance in detail. Particularly, we are interested in study

efficiency, economies of scale and economies of scope. For the sake of addressing these topics we have estimated a cost function. For that purpose we have used different cost specifications, several estimating methods as well as alternative banking output definitions. In addition, a production frontier function was used to estimate efficiency in the period 2003-2011 on a monthly basis. This strategy has made it possible to study time varying banks efficiency and differential efficiency among Uruguayan banks as well. Additionally, the existence of neutral-Hicks technical change has also been considered.

Key words: Increasing economies of scale; complementarities in production, Efficiency, Technical change.

Índice

1	Introducción	1
2	Función de Costos	4
2.1	Marco teórico	5
2.2	Período de análisis y Producto Bancario	10
2.3	Estimación de Economías de Escala y Alcance	14
2.4	Métodos de estimación para datos de panel	16
2.4.1	Efectos fijos (EF)	17
2.4.2	Efectos aleatorios (RE)	17
2.4.3	Método SUR	17
2.5	Estimaciones realizadas	19
2.5.1	Economías de Escala	19
2.5.1.1	Resultados obtenidos	21
2.5.2	Economías de Alcance	24
2.5.2.1	Tres productos	24
2.5.2.2	Cuatro productos	24
2.6	Estimaciones considerando a los depósitos como producto	26
2.6.1	Economías de Escala	26
2.6.2	Economías de Alcance	28
3	Frontera de posibilidades de producción	31
3.1	Marco Teórico	31
3.1.1	Medida de eficiencia	31
3.2	Métodos de estimación de la Ineficiencia	33
3.2.1	No paramétricos: DEA - FDH	33
3.2.2	Paramétricos. SFA - DFA - TFA	34
3.3	Modelo teórico de Ineficiencia de Frontera (SFA)	35
3.4	Modelo a Estimar	37
3.5	Resultados obtenidos	39
3.6	Variación de la ineficiencia en el tiempo y comparación entre las distintas instituciones	42
3.7	Comentarios finales sobre eficiencia	47
4-	Conclusiones finales	52
	Bibliografía	56
	Anexo A: Producto Bancario	58
	Anexo B: Estimaciones de función de costos, escala y alcance	60
	Anexo C: Frontera de posibilidades de producción	83
	Anexo D: Explicación de la eficiencia	93

1- Introducción

Los cambios tecnológicos que se han desarrollado en los últimos 20 años, han modificado la forma de producción de varios sectores de la economía. El sector bancario no ha estado ajeno a estas transformaciones. El creciente uso de la tecnología de la información ha permitido generar nuevos servicios para los usuarios. Pagos online, débitos automáticos, pago con tarjetas de débito, sucursales en red, entre otros, ofrecen al usuario una mejor disponibilidad del uso de los recursos que dispone el banco.

Desde mediados de la década de los 90', se procesaron cambios en el sistema bancario que se han venido consolidado en los últimos años. Adicionalmente la crisis de 2002 que afectó a todos los sectores productivos de la economía uruguaya, toma como centro al sistema bancario, provocando incluso el cierre de varios bancos. Tanto los procesos de cambios como la crisis, le presentan al sistema financiero una nueva realidad que le exige nuevos desafíos. En este proceso algunas instituciones se retiraron del sistema ya sea vía fusión o por la adquisición de estas instituciones, por parte de nuevos operadores.

Nuevas demandas han generado la necesidad de mejorar la oferta de servicios de los bancos, impulsando el mejor uso de sus recursos. Estas instituciones que presentaban a fines de los 80's principios de los 90's economías constantes y en algunos casos deseconomías de escala, como fue observado por Triunfo (1995) y Croce y Macedo (1999), se han visto obligadas a introducir transformaciones en la gestión y uso de sus factores productivos.

Los clientes en general, han visto más eficiente y seguro gestionar sus cobros y pagos vía el sistema financiero. Estos cambios y los nuevos servicios ofrecidos por los bancos, han impulsado a una mayor bancarización, tanto de las empresas como de las personas. Si bien el nivel de bancarización continúa siendo relativamente bajo en Uruguay, ha crecido si lo comparamos con períodos anteriores.

Todos estos elementos nos han impulsado a un estudio más detallado de cómo estos cambios han afectado la performance de las instituciones bancarias en Uruguay. En particular nos abocamos al estudio de la eficiencia, las economías de escala y alcance. Hemos elegido un período de análisis que va de enero del 2003 a diciembre del 2011, abarcando casi una década de información del sistema bancario uruguayo. Los datos son

mensuales y provienen de los balances de los bancos comerciales, información suministrada por el BCU.

Con el objetivo de analizar las economías de escala y alcance de los bancos en Uruguay, y poder además comparar con investigaciones previas, hemos estimado una función de costos. Para la estimación se utilizaron distintas especificaciones de la función, como así también diferentes métodos de estimación. También fueron usadas distintas definiciones de producto bancario. Respecto a este punto hemos discutido la conveniencia de considerar a los depósitos como insumos o como producto. La naturaleza multiproducto de la firma bancaria implicó seleccionar una función que se adaptara mejor a esta característica, por ello se trabajó con funciones Translogarítmicas.

Los resultados hallados respecto a las economías de escala son robustos. Sin importar la definición de producto bancario como tampoco la especificación de la función de costos, el sistema presenta economías crecientes a escala, marcando así un cambio respecto a la década de los 90'. Incluso mediante un análisis rolling se observa una mejora sistemática en las economías de escala durante los nueve años de estudio.

En el cálculo de las economías de alcance, se opta por el análisis de la complementariedad de los productos. El método consiste en verificar la existencia, o no, del uso conjunto de los factores productivos en la producción de distintos productos bancarios. Los resultados obtenidos en este apartado no son concluyentes. La existencia de complementariedad entre productos, depende de la definición de producto bancario, como así también de la especificación de la función de costos utilizada.

Para el estudio de la eficiencia, se estima una función de producción de frontera. Esto nos ha permitido realizar un análisis comparativo de la eficiencia entre las distintas instituciones. Se ha observado que han desaparecido algunas instituciones muy eficientes, intermedias e ineficientes, incluso han permanecido a lo largo de estas últimas dos décadas, las más ineficientes. También hemos analizado la evolución en el tiempo, donde hemos encontrado una mejora de la eficiencia de todas las instituciones a lo largo del período de análisis.

La estimación de la función de producción de frontera nos ha permitido verificar la existencia de cambio técnico en el sistema bancario en este período. Los resultados son

robustos: se verifica la presencia de un cambio técnico Hicks Neutral, es decir que el cambio ha afectado en forma igual a los factores productivos. En otras palabras, no ha habido un sesgo del cambio técnico sobre un factor en particular.

Utilizar una misma muestra para realizar ambas estimaciones (función de costos y producción), ha presentado una ventaja adicional. Ha permitido analizar a la firma bancaria, considerando distintos puntos de vista, encontrando coherencia en los resultados hallados. Una mejora en el tiempo de las economías de escala es coherente con una mejora en la eficiencia de los bancos. Esto nos permite concluir que los bancos en Uruguay han ido mejorado sus técnicas de producción en los últimos años.

El trabajo se ha ordenado en tres secciones. En la primera sección (capítulo 2) se trabaja con la función de costos, donde se estiman las economías de escala y alcance. En la segunda sección (capítulo 3) mediante la estimación de una función de producción de frontera, se analiza el cambio técnico, la eficiencia de los bancos y la evolución de ésta en el tiempo. En la última sección (capítulo 4) realizamos las conclusiones finales extraídas de las estimaciones realizadas.

2- Función de costos

En este capítulo trabajamos con una función de costos con el objetivo de analizar qué tipo de economías de escala exhiben los bancos en Uruguay, como así también estudiar el grado de complementariedad que presentan los distintos productos bancarios entre sí. Por ello, más adelante en esta misma sección, se presenta las características de la función que se utilizarán para las estimaciones, como así los métodos econométricos a ser utilizados.

Por otra parte, existen algunos trabajos previos acerca del sistema bancario uruguayo que abarcan distintos períodos de tiempo, que han servido de guía y elemento de comparación para los resultados que aquí hemos obtenido, por lo que previamente presentaremos una breve reseña de éstos.

Triunfo (1995) estima mediante una función de costos Translogarítmica Estandar, economías de escala y alcance para el sistema bancario Uruguayo para un período que va de 1989 a 1993. La estimación se realizó considerando tres tipos de firmas: típica, chica y grande. Los resultados encontrados indican la presencia de economías constantes a escala en el caso de la empresa chica y deseconomías en los demás casos.

Croce y Macedo (1999), estiman una función de costo mediante una especificación Translogarítmica Estandar y Generalizada; los datos utilizados corresponden a un período que va de 1991 a 1997. Estiman las economías de escala suponiendo tres y cuatro productos, además de separar en dos casos, con BROU y sin BROU. Los resultados obtenidos muestran la presencia de economías de escala en todos los casos exceptuando la estimación realizada con la especificación generalizada, con cuatro productos e incorporando al BROU.

Mello (2009) estima una función de costos con datos que van de 2005 a 2008, separando la estimación en tres grupos según el tamaño de la institución. En el primer grupo considera al total de las instituciones, encontrando economías crecientes a escala. En una segunda estimación considera una muestra eliminando los dos bancos mayores, mejorando los resultados obtenidos anteriormente. Por última utiliza una muestra eliminando las tres instituciones menores, desapareciendo en este caso las economías de escala.

En el trabajo aquí presentado hemos estimado funciones de costos mediante una especificación Translogarítmica Estandar y Generalizada, además de usar diferentes definiciones de producto bancario. El período de análisis va de enero del 2003 a diciembre del 2011, incorporando información mensual de los balances de los bancos comerciales. En este período se han procesado transformaciones en el sector bancario, por lo que se busca comparar su evolución respecto a la década anterior, incluso los cambios durante los nueve años que abarca el estudio.

El uso de diferentes especificaciones de la función de costos, métodos de estimación y definición de producto bancario utilizadas, permite una comparación más adecuada con los trabajos previos mencionados. Otro componente adicional es que nos permite visualizar la relevancia de estos elementos en el análisis de la eficiencia y evolución del sistema bancario en Uruguay.

2.1 - Marco teórico

En esta sección estimamos una función de costos para el sistema bancario uruguayo, con el objetivo de estudiar las economías de escala y de alcance. Para ello se asume que cada firma minimiza sus costos sujeto a un determinado nivel de producción. Esto es:

$$\text{Minimizar } C = \sum_{j=1}^n p_j x_j$$

$$\text{s.a: } F(q_1, q_2, \dots, q_n; x_1, x_2, \dots, x_m) = 0$$

Donde: C = suma de los costos totales financieros y operativos, p_i = precio del i -ésimo factor de producción, x_j = cantidad del j -ésimo factor de producción, q_i = cantidad del i -ésimo producto.

La minimización de costos deberá ser realizada con una función que permita que la firma genere varios productos (q_i), además de la posibilidad del uso de varios factores productivos (x_j), los cuales representan las variables de control por parte de los bancos.

Una función de costos mide el costo mínimo de obtener un determinado nivel de producción, dados los precios de los factores. La forma de la función de costos transmite información sobre la tecnología usada por la firma. Para que una expresión

matemática pueda ser considerada como función de costos, debe cumplir con un conjunto deseado de propiedades, a saber:

- 1- No decreciente en p : Si $p \geq p'$, entonces $c(p', q) \geq c(p, q)$
- 2- Homogénea de grado uno en p : $c(t.p, q) = t.c(p, q)$ si $t > 0$
- 3- Cóncava en p : $c(t.p + (1-t).p', q) \geq t.c(p, q) + (1-t).c(p', q)$ si $0 \leq t \leq 1$
- 4- Continua en p : $c(p, q)$ es una función continua en p , cuando $p \geq 0$

Como primer paso debemos seleccionar la función que mejor represente el comportamiento de los costos de las firmas, así como el método de estimación más adecuado. Hasta la década de los 70's las funciones Cobb-Douglas y CES eran las normalmente usadas. Posteriormente se comienza a buscar nuevas alternativas, debido a una serie de limitaciones que presentan.

A modo de ejemplo: Cobb-Douglas presenta una única posibilidad respecto a las economías de escala, no permitiendo una combinación de éstas según el nivel de producción. A su vez presenta una elasticidad de sustitución constante e igual a uno, hecho éste que debe ser en todo caso testeado, pero no impuesto.

CES tiene un uso satisfactorio para firmas que producen un solo bien y que utilizan dos factores productivos, pero no así para firmas multiproducto.¹

Pulley y Braunstein (1992) presentan un modelo general para una función multiproducto de costos. En este modelo general es usada una transformación Box Cox (1964) para los productos, el cual se generaliza de la siguiente manera:

$$y^{(\phi)} = \begin{cases} (y^\phi - 1) / \phi & \text{si } \phi \neq 0 \\ \ln y & \text{si } \phi = 0 \end{cases}$$

Emplear la transformación propuesta por Box Cox para los productos bancarios q_i^π con $\pi \neq 0$, presenta la ventaja de poder distinguir cuando el producto es cero o directamente cuando la información no existe. Si la firma no produce uno de los bienes,

¹ Ver Kolari-Zardkoohi (1987) por un mayor desarrollo del tema.

o no lo hace en un determinado período de tiempo, no se pierde esta información al realizar la transformación. Pero si el producto es cero, el utilizar la transformación logarítmica, hace que desaparezca la información.

Estos autores presentan un modelo general, el cual permite representar diferentes comportamientos de los costos, según sean los supuestos que se realicen de los valores de los parámetros que aquí figuran. La especificación de la función indirecta de costos dependerá de dichos supuestos. El caso general es:

$$C^{(\phi)} = \left\{ \begin{array}{l} \exp \left[\left(\alpha_0 + \sum \alpha_i q_i^{(\pi)} + \frac{1}{2} \sum \sum \alpha_{ij} q_i^{(\pi)} q_j^{(\pi)} + \sum \sum \delta_{ik} q_i^{(\pi)} \ln p_k \right)^{(\tau)} \right] \\ \cdot \exp \left[\beta_0 + \sum \beta_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{kl} \ln p_k \ln p_l + \sum \sum \mu_{ik} q_i^{(\pi)} \ln p_k \right] \end{array} \right\}^{(\phi)}$$

$$= f^{(\phi)}(\underline{q}, \underline{\ln p})$$

Donde $q_i, i = 1, \dots, m$ representa los productos y $p_k, k = 1, \dots, n$ representa el precio de los factores productivos.

Es posible obtener diferentes especificaciones de la función de costos, según sean las restricciones que se impongan a los parámetros ϕ, π, τ . Por ejemplo: la función es Compuesta si $\pi = 1, \tau = 0$; Cuadrática separable si $\pi = 1, \tau = 0, \mu_{ik} = 0$ para todo i, k ; Translogarítmica Estandar cuando $\pi = 0, \tau = 1, \phi = 0$; y por último Translogarítmica Generalizada para los casos $\phi = 0, \tau = 1$.

En este trabajo se utilizan las especificaciones Translogarítmica Estandar y Generalizada, por ser más parsimoniosas dentro de las propuestas por Pulley y Braunstein (1992). Esto las vuelve más adecuadas y de fácil uso en el proceso de estimación, por ello que son ampliamente usadas en el ámbito académico. En ambos casos, las estimaciones deben ser hechas conjuntamente con las ecuaciones de participación de los costos. Si al caso general le aplicamos las restricciones previamente mencionadas, las funciones quedarán especificadas de la siguiente manera:

Translogarítmica Estandar

$$\ln C = \alpha'_0 + \sum \alpha_i \ln q_i + \frac{1}{2} \sum \sum \alpha_{ij} \ln q_i \ln q_j + \sum \sum \delta'_{ik} \ln q_i \ln p_k + \sum \beta_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{lk} \ln p_l \ln p_k$$

Donde $\alpha'_0 = \alpha_0 + \beta_0 - 1$ y $\delta'_{ik} = \delta_{ik} + \mu_{ik}$

Ecuación de participación:

$$S_s = \sum \delta'_{is} \ln q_i + \beta_s + \sum \beta_{sl} \ln p_l$$

Función Translogarítmica Generalizada

$$\ln C = \alpha'_0 + \sum \alpha_i q_i^{(\pi)} + \frac{1}{2} \sum \sum \alpha_{ij} q_i^{(\pi)} q_j^{(\pi)} + \sum \sum \delta'_{ik} q_i^{(\pi)} \ln p_k + \sum \beta_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{lk} \ln p_l \ln p_k$$

Donde $\alpha'_0 = \alpha_0 + \beta_0 - 1$ y $\delta'_{ik} = \delta_{ik} + \mu_{ik}$

Ecuación de participación:

$$S_s = \sum \delta'_{is} q_i^{(\pi)} + \beta_s + \sum \beta_{sl} \ln p_l$$

Donde S_s representa la participación del insumo S en el total de los costos;

$$S_s = p_s x_s / CT$$

p_i = precio del factor

x_j = cantidad del factor

Para el caso de la función Translogarítmica Generalizada donde π es distinto de cero, es necesario seleccionar el valor más adecuado. Para ello utilizamos el método propuesto por Pulley y Braunstein, que consiste en estimar la función de costos con distintos valores π , optando por aquel que minimice los errores al cuadrado, o maximice el R^2 de la función de costos estimada.

Respecto a los valores π , cuanto más cercano a cero sea el parámetro, menor es la ventaja de usar la especificación generalizada. En términos matemáticos implica decir:

$$\lim_{\pi \rightarrow 0} \frac{q_i^\pi - 1}{\pi} = \ln q_i$$

Para que cumpla la propiedad de homogeneidad, se imponen las siguientes restricciones:

$$\sum \beta_k = 1, \sum \beta_{lk} = 0 \text{ para todo } l, \sum \delta'_{ik} = 0 \text{ para todo } i$$

Adicionalmente también se deben imponer las restricciones de simetría:

$$\alpha_{ij} = \alpha_{ji} \quad \beta_{lk} = \beta_{kl}$$

Es de notar que las restricciones involucran no sólo los coeficientes de la función de costos, sino también a los coeficientes de las ecuaciones de participación. El número total de restricciones depende del número de productos que realice la firma. Más adelante definiremos producto bancario y realizaremos las estimaciones con el supuesto de tres y cuatro productos. Pero podemos adelantar que para la estimación realizada con tres productos el número de restricciones será de diecinueve y para el caso de cuatro productos las restricciones serán veintidós.

El trabajo busca en una primera instancia, estimar la función de costos según el método propuesto por Pulley y Braunstein. Por ello es que debemos realizar la estimación conjunta de la función de costos con las restricciones de participación, imponiendo además, las restricciones de homogeneidad.

2.2 - Período de análisis y producto bancario

La muestra toma información mensual de quince bancos, en un período que va de enero del 2003 a diciembre del 2011. Los datos provienen de los balances de los bancos comerciales, información suministrada por el BCU. Durante esta fase de estudio se dieron dos procesos diferentes: Compra (Itaú - Boston, Bandes – Cofac) y Fusión (Abn-Santander, Credit – BBVA).

Los resultados de las compras se visualizan en los balances en febrero de 2007, para el caso de la compra del banco Itaú al de Boston, y en julio del 2007 para la compra del banco Bandes a la cooperativa Cofac. Respecto a las fusiones, se visualizan en los balances de diciembre de 2008 para el banco Abn que se fusiona al banco Santander y en marzo de 2011 del banco Credit que se fusiona al BBVA.

El criterio usado para las instituciones que fueron compradas, fue considerarlas como un único banco, debido a que fue posible empalmar perfectamente los datos. Respecto a las fusiones, el criterio fue considerarlos como instituciones diferentes, dado su coexistencia en el tiempo. Este criterio hace que los bancos absorbidos no presenten actividad en períodos prolongados de tiempo, generando así un panel desbalanceado.

Un aspecto medular para la estimación, es la definición de producto bancario a ser utilizada. Analizamos someramente las principales corrientes de investigación que han sido usadas en las estimaciones de funciones de costo y producción del sistema bancario². Es posible distinguir tres corrientes en esta literatura: el enfoque de la producción, el enfoque de la intermediación y el enfoque moderno. Los dos primeros están asociados a la aplicación en la industria financiera, de la teoría microeconómica tradicional. El enfoque moderno utilizado para medir las actividades de los bancos, consiste en incorporar a la teoría clásica de la empresa, características específicas de esta industria, como es la gestión de riesgo, el procesamiento de la información, como así los problemas de agencia. Nos concentramos en las dos primeras, dado que este trabajo se enmarca en una visión clásica de la firma.

El enfoque de la producción, aportes realizados por Benson (1965a,b) y Bell y Murphy (1968), describe la actividad bancaria como la producción de servicios para los depositantes y los prestatarios. Este caso se ajusta perfectamente al caso de una

² Ver Freixas - Rochet, "*Economía Bancaria*" (1997) por mayor desarrollo del tema.

sucursal local en la que se entrega el dinero recibido por los depositantes a una sucursal principal; asimismo todo el dinero prestado se transfiere a la misma sucursal principal. Originalmente este enfoque ha tomado a los depósitos y los préstamos como únicos productos, mientras que al trabajo y al capital como los únicos factores.

Recién a partir de los trabajos de Baumol, Panzar y Willing (1982) se ha podido incorporar la posibilidad de estimar funciones de costos con más de dos productos. Concretamente la existencia del *Programa de Análisis Funcional de los Costos*, realizado por el sistema de la Reserva Federal, permitió estimar considerando cinco productos: depósitos a la vista, depósitos a plazo y de ahorro, préstamos hipotecarios, préstamos personales y préstamos a las empresas.

El enfoque de intermediación, difiere del anterior únicamente en la especificación de las actividades bancarias. Complementa al enfoque de producción, y es más adecuado al caso de una sucursal principal que no tiene contacto directo con los clientes. Esta institución deberá “transformar” el dinero recibido por los depósitos, en préstamos. La actividad de transformación deriva del hecho de que los depósitos y los préstamos tienen características distintas. Los depósitos por lo general son divisibles, líquidos, de corto plazo y libre de riesgo, mientras que los préstamos son indivisibles, menos líquidos, de largo plazo y riesgosos. Dado que los depósitos recibidos pueden diferir de los préstamos otorgados, las sucursales principales pueden necesitar financiarse (o invertir) en los mercados financieros. En este enfoque los factores productivos de la sucursal principal son esencialmente los activos financieros, como los depósitos recibidos de las sucursales locales y los fondos prestados por los mercados financieros.

El elemento que hace diferente a ambos enfoques, es lo referente a la definición de producto e insumo bancario. Concretamente la diferencia radica en cómo considerar a los depósitos: como productos o como insumos.

En los trabajos previos realizados para Uruguay, Triunfo (1995) y Croce y Macedo(1999) consideran en sus estimaciones a los depósitos como insumos, mientras Mello (2009) utiliza a los depósitos como productos.

Hancock (1991) resuelve esta controversia, estimando una regresión lineal de los beneficios respecto a los saldos reales de las diferentes partidas presentes en los

balances de los bancos, sin suponer a priori si corresponden a insumo o a producto. El resultado a observar es el signo de los coeficientes: de ser positivo corresponde a un producto, de lo contrario a un insumo.

Siguiendo esta metodología, estimamos una regresión de las ganancias netas respecto a: valores públicos, préstamos, depósitos, salarios por trabajador y ganancias por servicios. La estimación fue hecha tanto con saldos reales como en logaritmos de las variables utilizadas. En ambos casos se estimó suponiendo efectos fijos (EF) y efectos aleatorios (RE). Posteriormente se realizó el test de Hausman para determinar la conveniencia de uno u otro. En ambos casos la prueba rechaza la hipótesis nula de que la estimación con efecto aleatorio (RE) sea consistente, por lo que los resultados presentados pertenecen a la estimación realizada suponiendo efectos fijos (anexo A). En el cuadro 1 se presentan los signos de los coeficientes de las variables incluidas en la estimación.

Cuadro 1: Signo de las variables incluidas en las estimaciones

	Saldos reales	Logaritmo de las variables
Depósitos	-	-
Salario	-	-
Capital	-	+
Préstamos	-	+
Ganancias S	+	+
Valores P	+	+

Como se observa en ambos casos, los resultados apoyan la idea de que los depósitos pueden ser considerados como un insumo. Se observa un resultado ambiguo respecto al signo del capital y los préstamos. La ambigüedad surge en la medida que, según si la estimación ha sido realizada con los datos reales o en logaritmo de éstos, el signo es positivo o negativo. (anexo A)

En una primera instancia tomando el criterio de Hancock, y al igual que Triunfo (1995) y Croce y Macedo (1999), hemos estimado la función de costos tomando a los depósitos como insumos, obteniendo una serie de conclusiones respecto a las economías de escala y alcance. En una etapa posterior, estimamos la función de costos incluyendo a los

depósitos como producto, pudiendo observar los efectos que genera en los resultados de las estimaciones el cambio de definición de producto bancario.

En esta primera etapa hemos considerado dos hipótesis respecto a la cantidad de productos bancarios a ser utilizados al momento de la estimación. En un primer caso hemos supuesto la existencia de tres productos: Ganancias por Servicios (garantías, negocios con el exterior, administración de valores, tarjetas de crédito, giros, etc.), Valores Públicos (títulos de crédito que representan un derecho a favor del banco) y Préstamos Totales (al sector financiero y no financiero). En el segundo caso los préstamos han sido divididos en dos: Préstamos a las Familias y Otros Préstamos. Debido a esta separación, los productos pasan a ser: Ganancias por Servicios, Valores Públicos, Préstamos a las Familias y Otros Préstamos.

Considerar Préstamos a las Familias y Otros Préstamos como productos diferentes, tiene como objetivo analizar el grado de complementariedad de éstos entre sí y respecto a los demás productos. En el siguiente cuadro hemos resumido las definiciones que serán consideradas en esta primera etapa de estimación de la función de costos.

Cuadro 2: Definición de producto bancario

<u>Tres productos</u>		<u>Cuatro productos</u>	
q1	Ganancias por Servicios	q1	Ganancias por Servicios
q2	Préstamos Totales	q2	Préstamos a las Familias
q3	Valores Públicos	q3	Valores Públicos
		q4	Otros Préstamos

Los precios de los factores productivos a ser usados (p_i), o también denominados como costos de los insumos, deberán ser también definidos. El costo del trabajo (p_1), se obtiene dividiendo las retribuciones personales y cargas sociales, sobre el número total de trabajadores. El costo financiero (p_2), definido como la tasa de interés pagada por los bancos, se calcula como el cociente entre intereses perdidos y el total de depósitos. El costo del capital (p_3), se obtiene mediante el cociente entre las pérdidas netas de salarios y los bienes de uso bruto. En el siguiente cuadro observamos el resumen.

Cuadro 3: Definición de los precios de los factores productivos

p_1	Salario por trabajador
p_2	Tasa interés = Intereses perdidos/depósitos
p_3	Costo capital =(pérdidas-salarios)/bienes de uso bruto

2.3 - Estimación de economías de escala y de alcance

El concepto de economías de escala globales es una ampliación del concepto de economías de escala para el caso de una firma multiproducto. Indica el comportamiento de los costos, cuando el nivel de producción representado por un vector de output dado, cambia estrictamente en una misma proporción. En otras palabras, lo que se busca analizar es el resultado en los costos que surgen de aumentar los productos por un término común λ . Esto se obtiene diferenciando la función de costos respecto a cada uno de sus productos:

$$e = \frac{d \ln C}{\lambda} = \sum_i^n \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q_i},$$

Dependiendo del resultado obtenido en el cálculo de e , será el tipo de economía de escala:

$e < 1$ economías de escala crecientes

$e = 1$ economías de escala constantes

$e > 1$ economías de escala decrecientes

Para realizar el cálculo de e , se debe tomar en cuenta cuál ha sido la función de costos utilizada en la estimación, y de esta manera poder analizar las economías de escala.

En caso de la Translogarítmica Estandar el cálculo deberá ser hecho de la siguiente forma:

$$e_{est} = \sum_{i=1}^n \alpha_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln q_j + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^m \delta_{ik} \ln p_k$$

Para la especificación Translogarítmica Generalizada:

$$e_{gen} = \sum_{i=1}^n (\alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} q_j + \sum_{k=1}^m \delta_{ik} \ln p_k) * q_i$$

Para n productos y m precios de los factores.

Respecto a las economías de alcance, es necesario analizar los costos de la producción conjunta, contra cada unidad producida en unidades productivas separadas. Decimos que la función presenta economías de alcance, si la producción conjunta de varios bienes se realiza con un menor costo que si se realiza separadamente. Es decir:

$$C(p, q_1, q_2, \dots, q_m) < C(p, q_1, 0, \dots, 0) + \dots + C(p, 0, \dots, q_m)$$

Pulley y Braunstein (1992), proponen para las funciones Translogarítmicas un cálculo de lo que denominan *cuasi-economías de alcance*. Definiendo al parámetro ε a la proporción del producto por el que la firma no está especializada, y m al número de productos que realiza la firma, se puede estimar las cuasi-economías de alcance como

$$QSCOPE = \frac{[C(p, \{1 - (m-1)\varepsilon\}q_1, \varepsilon q_2, \dots, \varepsilon q_m) + \dots + (p, \varepsilon q_1, \varepsilon q_2, \dots, \{1 - (m-1)\varepsilon\}q_m) - C(p, q_1, q_2, \dots, q_m)]}{C(p, q_1, q_2, \dots, q_m)}$$

Para $\varepsilon = 0$ *QSCOPE* se transforman en las economías de alcance tradicionales. El valor máximo que puede tomar ε es $1/m$; de ser así estamos frente a un caso de no especialización, dado que cada producto posee el mismo nivel de participación en la producción total.

Panzar y Willing (1977), sugieren analizar las economías de alcance verificando el grado de complementariedad en la producción. Decimos que los productos presentan complementariedad o economías de alcance si:

$$\frac{\delta^2 C}{\delta q_i \delta q_j} < 0$$

Nuevamente aquí la forma de obtener dicho coeficiente varía según la función utilizada.

Para el caso de la especificación Estandar:

$$\alpha_i \alpha_j + \alpha_{ij} < 0$$

Para el caso de la especificación Generalizada:

$$\alpha_{ij} + (\alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} q_j + \sum_{k=1}^m \delta_{ik} p_k) * (\alpha_j + \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} q_i + \sum_{k=1}^m \delta_{jk} p_k) < 0$$

Por lo tanto el signo del coeficiente hallado nos estará indicando la existencia o no de complementariedad. Un signo negativo significa que existe complementariedad, mientras que de ser positivo indicará la ausencia de complementariedad.

En este trabajo al igual que Dietsch (1993), testeamos la complementariedad entre pares de productos, propuesto por Panzar y Willing (1977).

2.4 - Métodos de estimación para datos de panel

Disponer de información mensual, de precios de factores, depósitos, créditos, etc., de cada uno de los bancos, implica la necesidad de trabajar con modelos econométricos específicos para datos de panel. Tomemos un caso genérico donde Y representa la variable explicada y X la explicativa, un caso genérico de función a estimar podría ser:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \dots + \beta_n X_{nit} + u_{it}$$

Donde i representa la i -ésima unidad transversal (en nuestro caso el banco) y t el tiempo. Se supone que hay un máximo de N unidades transversales u observaciones, y un máximo de T períodos de tiempo. Si cada unidad transversal tiene el mismo número de observaciones de series de tiempo, se denomina *panel balanceado*, de lo contrario será un *panel desbalanceado*.³

Según sea la función y la característica de los datos, será el método econométrico adecuado. Tres son las alternativas de estimación que utilizamos a lo largo del trabajo.

³ Hemos usado en la estimación un panel desbalanceado, dado que algunos bancos al fusionarse con otros, no presentan información en determinados períodos de tiempo.

2.4.1- Efectos fijos (EF)

Este método considera el carácter diferente de cada unidad transversal, permitiendo que el término independiente sea diferente en cada caso, modificando así la ecuación a estimar:

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \dots + \beta_n X_{nit} + u_{it}$$

Aquí se considera que las variables explicativas afectan por igual a las unidades de corte transversal y que las diferencias se pueden cuantificar en su término independiente. Si bien permite que la intersección sea diferente para cada unidad transversal, supone que es constante a lo largo del tiempo, por lo que los efectos individuales son independientes entre sí.

2.4.2- Efectos aleatorios (RE)

Otra posibilidad es que los efectos individuales no sean independientes entre sí, sino que estén distribuidos aleatoriamente. Esto implica suponer que β_{1i} no es fijo, tratándose de una variable aleatoria con media β_1 , donde el valor de la intersección para una unidad en particular puede ser representada como:

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i$$

Donde el término de error ε_i tiene media cero y varianza σ_ε^2 .

2.4.3 - Método SUR

Este método permite la estimación de varias ecuaciones simultáneamente. Se puede ganar eficiencia si se cumple que los errores de las distintas ecuaciones están contemporáneamente correlacionados. Dichas ecuaciones se las denomina *Regresiones aparentemente no relacionadas*⁴ (SUR). Este método econométrico, a diferencia de los de Efectos Fijos y Efectos Aleatorios que son óptimos para muestra con N grande (número de unidades transversales) y T chico (número de datos de serie de tiempo), el método SUR es más apropiado para N chico y T grande, que es el caso de nuestra estimación.

⁴ SUR: *Seemingly unrelated regression*, Zellner (1962)

Supongamos que nos enfrentamos a la necesidad de estimar ecuaciones en forma simultánea, y que dichas ecuaciones a estimar son de la forma:

$$Y_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i, \text{ con } i = 1, 2, \dots, N$$

Donde Y_i representa nuevamente la variable dependiente de la i -ésima ecuación, X_i es una matriz de $T \times k_i$ regresores. Se asume que los errores $\varepsilon = (\varepsilon_1', \varepsilon_2', \dots, \varepsilon_N')$ tienen esperanza cero y la matriz de varianzas y covarianzas Ω es de $NT \times NT$. La aplicación del método SUR requiere que el número de observaciones T por unidad, exceda el número N de unidades para que la matriz Ω sea de rango completo e invertible; sin esta condición dicho método no puede ser usado.

Se asume que $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = \sigma_{ij}$, $t = s$ y cero en otro caso. Podrán los errores estar correlacionados contemporáneamente en las diferentes ecuaciones, pero no entre unidades, que se suponen independientes.

$$E(\varepsilon_i\varepsilon_j') = \sigma_{ij}I_T$$

$$\Omega = \Sigma \Theta I_T$$

Donde Σ es la matriz de covarianzas de $N \times N$ del término de error, y Θ es la matriz de producto de Kronecker.

El estimador eficiente aquí, es el de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), donde:

$$\hat{\beta}_{MCG} = (X' \Omega^{-1} X)(X' \Omega^{-1} Y) \text{ con } \Omega^{-1} = \Sigma^{-1} \Theta I$$

En cada block de $X_i' X_j$ la matriz está ponderada por el escalar $1/\sigma_{ij}$. Este estimador nos proporciona una mejor eficiencia que estimar ecuación por ecuación con Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), cuando $\sigma_{ij}, i \neq j$ es cero y la matriz X_i es idéntica en cada una de las ecuaciones. Bajo estas circunstancias la estimación MCG da el mismo resultado que MCO.

La ganancia en eficiencia con el método SUR se obtiene cuanto mayor sea la correlación contemporánea entre los residuos de las distintas ecuaciones. Pero cuanto más correlacionadas las columnas de las matrices X_i entre ecuaciones, menos se gana

en eficiencia. Los estimadores factibles, requieren una estimación consistente de la matriz Σ de $N \times N$ de las covarianzas contemporáneas de los términos de error de cada una de las ecuaciones.

Podemos obtener el elemento representativo de σ_{ij} y la correlación contemporánea entre $\varepsilon_i, \varepsilon_j$, estimando los residuos ecuación por ecuación vía MCO. Estas estimaciones son usadas en las etapas propuesta por Zellner (1962), donde se puede ver que la matriz de Kronecker puede ser reescrita como vimos con $\hat{\beta}_{MCG}$. Se itera el proceso de estimación obteniendo un nuevo set de residuos, el que será usado en un segundo paso según el método. El proceso de iteración obtendrá un resultado similar al de máxima verosimilitud.

El método SUR se presenta en estos casos como un mejor estimador que el de MCO, incluso que el de Efectos Fijos, porque permite que cada unidad tenga su propio vector de coeficientes. No sólo el término constante es diferente en cada unidad, sino que cada pendiente y σ_ε^2 es diferente en cada unidad. En contraste, la pendiente y los parámetros de la varianza son iguales tanto para Mínimos Cuadrados Ordinarios como para Efectos Fijos y Aleatorios.

Para testear si es conveniente la estimación conjunta entre la función de costos y las de participación, debemos verificar si existe correlación contemporánea entre los residuos de las distintas ecuaciones, y así demostrar la ganancia en eficiencia de este método. Para ello utilizamos el test de diagonalidad de Σ , propuesto por Breusch y Pagan (1980). El estadístico se obtiene mediante la suma de las correlaciones al cuadrado de los residuos de los vectores i, j . La hipótesis nula consiste en la no existencia de correlación entre los errores de las diferentes ecuaciones.

2.5 - Estimaciones realizadas

2.5.1- Economías de escala

Como primer paso, se debe calcular el valor de π que mejor ajusta la estimación de la función de costos para el caso de la función Translogarítmica Generalizada. Dicha

estimación fue realizada con las ecuaciones de participación, además de las restricciones impuestas.

La estimación arroja una suma de errores al cuadrado y un valor de R^2 por cada ecuación estimada, y el criterio fue considerar aquellos valores que mejor ajustan la función de costos. También se utilizaron los criterios de Akaike (AIC) y Schwarz. Tanto para el caso de tres productos como para el caso de cuatro, $\pi = 0.7$ es el valor del parámetro que mejor ajusta la significación del modelo.

En una segunda etapa se testea la correlación de los residuos mediante el método de Breusch y Pagan (1980). Este test nos indica si es adecuada la estimación de la función de costos (CTIn) conjuntamente con las ecuaciones de participación (sL – trabajo, sk – capital), tal como se propone en el método SUR.

Con ambas funciones de costos, las estimaciones se realizaron con tres y cuatro productos, introduciendo además diferentes alternativas al momento de estimar. Al introducir estos cambios, se busca analizar si se ven afectadas las conclusiones respecto a las economías de escala en el sistema bancario uruguayo.

Las distintas alternativas en la estimación de la función de costos son:

- i) Con función de participación y restricciones, según lo propuesto por Pulley y Braunstein;
- ii) El mismo modelo del punto i), pero sin incluir al BROU;
- iii) Sin ecuaciones de participación y con restricciones;
- iv) Sin restricciones y con ecuaciones de participación;
- v) Sin ecuaciones de participación y sin restricciones, estimando mediante efectos fijos.

En los casos que se estimaron con las ecuaciones de participación (i, ii, iv), el test de Breusch y Pagan rechaza fuertemente la hipótesis nula de independencia de los residuos, justificando así la conveniencia de la estimación conjunta.

En los casos iv) y v) al estimar con la función Translogarítmica Generalizada, se utilizó el mismo valor de π que fue hallado previamente, con una estimación que sí incluía las restricciones. Para estos casos, luego de las estimaciones realizadas tanto para el

Estandar como Generalizado, se ha puesto a prueba el cumplimiento de dichas restricciones, dado que aquí a diferencia de i, ii y iv, las restricciones no han sido impuestas. Para testear el cumplimiento de las restricciones utilizamos el test de Wald. Los resultados de todas las estimaciones y test realizados en este apartado, se presentan en el anexo B.

2.5.1.1 - Resultados obtenidos

En el cuadro 4 se presenta un resumen de los resultados obtenidos para todos los casos analizados. Como podemos observar las estimaciones del valor de e , son significativas al menos a un 5%, denotando robustez en las estimaciones halladas.

Cuadro 4: Resultados de las economías de escala; Estimación del coeficiente e

Caso tres productos		
	Estandar	Translogarítmica
i) Con función de participación y restricciones	.7412655***	.8647665**
ii) Sin incluir al BROU	.7211052***	.881993**
iii) Sin ec. de participación y con restricciones	.7494969***	.8509612**
iv) Sin restricciones y con ecuaciones de participación	.8175371***	.7816792**
v) Sin ecuaciones de participación y sin restricciones	.5583673***	.6670194**
Caso cuatro productos		
	Estandar	Translogarítmica
i) Con función de participación y restricciones	.7405432**	.7594416**
ii) Sin incluir al BROU	.7591194***	.8699569**
iii) Sin ec. de participación y con restricciones	.7299835***	.8615777**
iv) Sin restricciones y con ecuaciones de participación	.7950765***	.7753802**
v) Sin ecuaciones de participación y sin restricciones	.6016559***	.6868324**

(***) $p < 0.01$, (**) $p < 0.05$, (*) $p < 0.1$

Esto nos muestra que sin importar las hipótesis utilizadas ni el método de estimación, el sistema bancario uruguayo presenta economías de escala en el periodo que abarca el estudio, que va de 2003 - 2011. Estos resultados encuentran discrepancias y coincidencia con trabajos previos realizados.

Triunfo (1995) utiliza datos que van de 1989 a 1993, separando la muestra en firmas chicas, típicas y grandes, encontrando economías constantes a escala en las firmas chicas y deseconomías en los otros casos. Estos resultados nos muestran un cambio respecto a los observados en el sistema bancario uruguayo en los últimos años, confirmando los procesos de transformación que se han venido gestando en el sector.

Croce y Macedo (1999) utilizan datos que corresponde a un período que va de 1991 a 1997. Estiman las economías de escala suponiendo tres y cuatro productos, además de separar en dos, con BROU y sin BROU. Los resultados obtenidos muestran la presencia de economías de escala en todos los casos exceptuando la estimación realizada con la especificación generalizada con cuatro productos, e incorporando al BROU.

Cuadro 5: Variación de las economías de escala; cambios en el coeficiente e

	Estandar		Generalizada	
	Tres productos	Cuatro productos	Tres productos	Cuatro productos
2003 - 2007	0.8431***	0.7562***	0.9253**	0.8673**
2004 - 2008	0.7545***	0.7048***	0.8791**	0.7317**
2005 - 2009	0.6813***	0.6962*	0.8431*	0.6871*
2006 - 2010	0.7097***	0.7167*	0.8858**	0.7278*
2007 - 2011	0.7130***	0.7554*	0.8439*	0.7138*

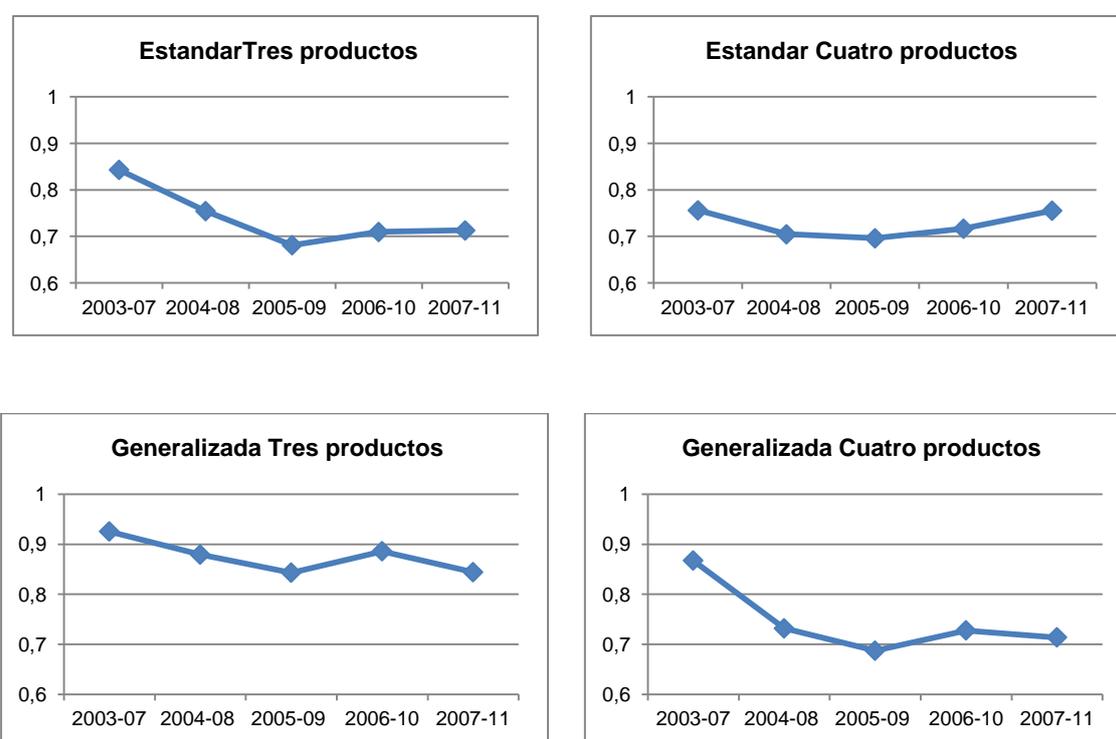
(***) $p < 0.01$, (**) $p < 0.05$, (*) $p < 0.1$

Dado que el análisis abarca un período de nueve años, nos permite realizar una estimación Rolling. Tomamos datos de cinco años en sucesivas muestras que se van corriendo de año en año hacia adelante, y así poder observar la evolución en el tiempo

de las economías de escala (e). Las estimaciones fueron realizadas considerando: función de participación y restricciones (caso i, cuadro 4). Los resultados obtenidos, pueden ser observados en el cuadro 5 y el gráfico 1.

Exceptuando las estimaciones realizadas con la función Translogarítmica Estandar bajo el supuesto de cuatro productos, en los demás casos se visualiza una tendencia en la reducción a lo largo del tiempo del valor de e , indicando una mejora en las economías de escala

Gráfico 1: Variación en el tiempo del coeficiente e



Esta reducción del valor de e puede deberse a un proceso de aprendizaje tanto por parte de los trabajadores como de los usuarios de los cambios tecnológicos que se han consolidado en los últimos años. Por ejemplo: el uso de Internet como forma de realizar transacciones que antes inevitablemente se realizaban en las sucursales; depósitos por cajero automático, que reducen el tiempo de espera de los clientes y permiten que los trabajadores puedan realizar otras tareas; etc.

Los resultados que se visualizan nos permiten concluir, que existen Economías de Escala Crecientes en el Sistema Bancario Uruguayo, con tendencia a una mejora del uso de los recursos.

2.5.2 - Economías de alcance

Para el cálculo de las economías de alcance, hemos utilizado la estimación de la función de costos utilizando las ecuaciones de participación y restricciones, siguiendo el modelo ya mencionado de Pulley y Braunstein (1992). Además, como fue sugerido previamente, se analizan las economías de alcance verificando el grado de complementariedad de los productos.

En términos generales, los resultados obtenidos han sido más robustos en las estimaciones realizadas con la Función Translogarítmica Generalizada. En la mayoría de los casos, cuando la estimación se realiza con la Función Translogarítmica Estandar, los niveles de significación son muy bajos no permitiendo arribar a resultados concluyentes.

Los resultados se presentan en el cuadro 6 para el caso de tres productos y en el cuadro 7 para el caso de cuatro productos

2.5.2.1 - Tres productos

Con tres productos, observamos en ambas estimaciones la no complementariedad entre Ganancias por Servicios y Valores Públicos. Respecto a Ganancias por Servicios – Préstamos, Préstamos – Valores Públicos, la estimación realizada con la especificación Translogarítmica Generalizada, rechaza fuertemente la idea de complementariedad de estos productos, pero no podemos observar lo mismo para el caso de la especificación Estandar, dado el bajo nivel de significación del coeficiente estimado.

Cuadro 6: Economías de alcance, grado de complementariedad de los productos.

Caso de tres productos:

	Translogarítmica Estandar	Translogarítmica Generalizada
G Servicios- Préstamos	Coeficiente -.4409353	Coeficiente 3.08e-13***
G Servicios – Valores P	.0087844**	5.11e-13***
Préstamos – Valores P	-.0682254	4.93e-11***

(***) p<0.01, (**) p<0.05, (*) p<0.1

2.5.2.2 - Cuatro Productos

Respecto a la estimación con cuatro productos, nuevamente vemos resultados robustos con la función Generalizada, la que encuentra complementariedad entre Ganancias por Servicios – Préstamos Flias, Ganancias por Servicios - Valores Públicos, Ganancias por Servicios - Otros Préstamos, rechazando complementariedad en los demás casos.

Un resultado llamativo surge cuando se analiza la complementariedad de los Préstamos a las Familias con Otros Préstamos. El resultado obtenido con la Función Estandar, muestra complementariedad mientras que es rechazada esta hipótesis cuando la estimación se realiza con la Translogarítmica Generalizada. Sería razonable esperar un determinado nivel de complementariedad entre estos dos productos, pero es sabido también que los bancos suelen asignar recursos diferentes para lo que podría ser banca persona y banca empresa. Podría justificar el resultado obtenido con la función Translogarítmica generalizada, el no compartir recursos para la producción de estos productos.

Cuadro 7: Economías de alcance, grado de complementariedad de los productos.

Caso de cuadro productos:

	Translogarítmica	Translogarítmica
	Estandar	Generalizada
	Coficiente	Coficiente
G Servicios – Prest. Flias	.2771973	-2.05e-06*
G Servicios- Valores P	.0271859**	-9.21e-07*
G Servicios - Otros Prest	-.7889456	-7.16e-08*
Prest. Flias - Valores P	.0476207	2.12e-10*
Prest. Flias – Otros Prest	-1.796804	3.59e-11*
Valores P - Otros Prest	-.1706087	5.76e-11*

(***) p<0.01, (**) p<0.05, (*) p<0.1

La no existencia de complementariedad entre Préstamos a las Familias y Otros Préstamos, puede explicar la estrategia que han asumido los propietarios de los bancos

de usar las administradoras de crédito para procesar los Préstamos a las Familias. Estas empresas apuntan a un mercado minorista. La imagen más amigable que intentan transmitir estas instituciones, busca atraer a sectores de baja bancarización, quienes tienen muchas veces dificultades para acceder a un crédito bancario.

2.6 Estimaciones considerando a los depósitos como producto.

Como mencionáramos en el apartado 2.2, el enfoque de producción incorporar a los depósitos como producto, por lo que parece oportuno entonces, recalcular las economías de escala y alcance incluyendo a los depósitos como parte del producto agregado; y así poder comparar con los resultados hallados en 2.5, y aquellos observados por Mello (2009). Para este caso entonces hemos definido como producto bancario total a la agregación de Ganancias por Servicios, Préstamos, Valores Públicos y Depósitos.

Incluir a los depósitos como componente del producto implica que se reduzca a dos el número de factores productivos, siendo ahora únicamente trabajo y capital. En el cuadro 8 se puede observar cómo hemos definido los precios de los insumos y los productos.

Cuadro 8: Definición de producto bancario y precio de los factores productivos

<u>Precios de los insumos</u>		<u>Productos</u>	
p_1	Salario por trabajador	q1	Ganancias por Servicios
p_2	Costo capital =(pérdidas- salarios)/ bienes de uso	q2	Préstamos Totales
		q3	Valores Públicos
		q4	Depósitos

2.6.1 - Economías de escala

Para recalcular las economías de escala y alcance hemos trabajado nuevamente con funciones de costos Translogarítmica Estandar y Generalizada. También hemos hecho una tercera estimación de la función de costos utilizando el caso Estandar, pero sin

incluir las restricciones ni las ecuaciones de participación. Además se ha testeado la conveniencia de estimar suponiendo efectos fijos.

En el cuadro 9 se presentan los resultados obtenidos en las diferentes estimaciones, suponiendo a los depósitos como insumo por un lado y como producto por otro.

Como se puede observar los valores obtenidos en las nuevas estimaciones no difieren significativamente de los hallados anteriormente, reafirmando la existencia de economías de escala. Esto nos confirma que hemos hallados resultados robustos en este apartado.

Cuadro 9: Resumen de las economías de escala según los depósitos sean considerados insumo o producto. Incluye a todos los bancos:

Con BROU	Coef ϵ Depósitos insumo	Coef ϵ Depósitos producto
Estandar	.741265***	.748721***
Generalizada	.864766**	.911824**
Efecto Fijo	.558367***	.622062***

(***) $p < 0.01$, (**) $p < 0.05$, (*) $p < 0.1$

También hemos estimado las economías de escala excluyendo al BROU. Los resultados se presentan en el cuadro 10.

Cuadro 10: Resumen de las economías de escala según los depósitos sean considerados insumo o producto. Excluye a BROU:

Sin BROU	Coef ϵ Depositos insumo	Coef ϵ Depositos producto
Estandar	.721105***	.691396***
Generalizada	.881993**	.906177**
Efecto Fijo	.543719***	.593039***

(***) $p < 0.01$, (**) $p < 0.05$, (*) $p < 0.1$

Nuevamente aquí podemos observar que el hecho de considerar a los depósitos como producto, e incluso realizar las estimaciones con distintas especificaciones de la función de costos, no cambian las conclusiones obtenidas en el apartado anterior.

Vemos que el sistema en su conjunto presenta economías de escala, incluso mejora cuando la estimación excluye al BROU. Este resultado es coincidente con el hallado por Mello, quien observa también economías de escala para el sistema en su conjunto, mejorando los resultados al excluir a las dos instituciones mayores.

2.6.2 - Economías de Alcance

Las estimaciones realizadas con la especificación Estandar dieron resultados no significativos en los coeficientes de complementariedad al igual que lo sucedido en el apartado 2.2. Respecto a lo hallado con la especificación Generalizada, nuevamente da significativo todos los coeficientes. Las estimaciones se pueden ver en el anexo B.

Hemos confeccionado un cuadro con los resultados obtenidos con las distintas especificaciones, a efectos de poder realizar comparaciones. En la primer columna aparecen los resultados hallados en el apartado anterior donde los depósitos son considerados insumos, tomando como productos en esta oportunidad a: Ganancias por Servicios, Valores Públicos y Préstamos Totales. En la segunda columna se consideran cuatro productos, incluyendo ahora, a los Depósitos.

Hemos comparado los resultados hallados entre las estimaciones de tres productos donde los depósitos son considerados como un insumo, con la de cuatro, donde se incluye a los depósitos como producto. Este criterio, fue considerado debido al hecho de que en ambos casos tomamos a los préstamos en forma conjunta. En el cuadro 11 vemos que el cambio en la definición de producto ha modificado el signo de los coeficientes hallados, tanto para el caso de la Translogarítmica Estandar como para la Generalizada. Este cambio de signos modifica las conclusiones respecto a la complementariedad, por lo que la definición de producto bancario es determinante para el estudio de las economías de alcance.

Debido a que no han sido significativos los coeficientes hallados con la especificación Estandar, compararemos los resultados hallados con la Translogarítmica Generalizada.

Cuadro 11: Economías de alcance: grado de complementariedad de los productos, depósitos como insumo y como producto.

	Translogarítmica Estandar		Translogarítmica Generalizada	
	Depósitos como insumo	Depósitos como producto	Depósitos como insumo	Depósitos como producto
G Servicios – Préstamos	-.4409353	.0449996	3.08e-13***	-9.42e-07***
G Servicios- Valores P	.0087844**	-.0655481	5.11e-13***	-9.82e-07***
G Servicios - Depósitos	----	-.0156384	----	1.65e-07***
Préstamos - Valores P	-.0682254	1.274612	4.93e-11***	-9.98e-11***
Préstamos – Depósitos	----	-1.946518	----	-5.89e-11***
Valores P - Depósitos	----	-1.664666	----	6.76e-11***

(***) p<0.01, (**) p<0.05, (*) p<0.1

Hemos comparado los resultados hallados entre las estimaciones de tres productos donde los depósitos son considerados como un insumo, con la de cuatro, donde se incluye a los depósitos como producto. Este criterio, fue considerado debido al hecho de que en ambos casos tomamos a los préstamos en forma conjunta. En el cuadro 11 vemos que el cambio en la definición de producto ha modificado el signo de los coeficientes hallados, tanto para el caso de la Translogarítmica Estandar como para la Generalizada. Este cambio de signos modifica las conclusiones respecto a la complementariedad, por lo que la definición de producto bancario es determinante para el estudio de las economías de alcance.

Debido a que no han sido significativos los coeficientes hallados con la especificación Estandar, compararemos los resultados hallados con la Translogarítmica Generalizada.

Esta nueva estimación realizada con el cambio en la definición de producto, nos permite verificar dos elementos. Primero el hecho de que los depósitos presentan complementariedad únicamente con los préstamos. Esta complementariedad se observa incluso para el caso de la especificación Estandar, siendo coherente con el

enfoque de intermediación que considera a los depósitos como un producto bancario vinculados estrechamente con los préstamos. Esta complementariedad es también hallada por Mello (2009). Un segundo elemento que se visualiza en el cuadro, es la existencia de complementariedad entre los demás productos.

Si comparamos los resultados que hemos obtenidos con trabajos precedentes, donde los depósitos son considerados como insumo, podemos observar diferencias en las conclusiones respecto a las economías de alcance. Croce y Macedo (1999) no encuentran complementariedad entre los productos, a excepción de los Préstamos a las Familias con los demás Préstamos, cuando la estimación se realizó con una especificación Estandar y sin la presencia del BROU. A su vez Triunfo (1995) encuentra complementariedad entre los Préstamos y Servicios.

Estos resultados nos permiten concluir que para la estimación de economías de alcance, es relevante la definición de producto, el período de análisis y la especificación de la ecuación de costos a ser estimada.

3- Frontera de posibilidades de producción

En este capítulo estudiaremos el cambio técnico y la eficiencia en el sector bancario en Uruguay utilizando datos mensuales, que van de enero 2003 a diciembre 2011. La estimación se realiza utilizando una función de producción Translogarítmica.

En el análisis del cambio técnico se pone a prueba la existencia de un cambio Hicks Neutral, usando para ello diferentes especificaciones de la función de producción. En esta etapa de las estimaciones se ha usado la definición de producto bancario como la suma de Préstamos, Valores Públicos y Ganancias por Servicio. Esto se debió al hecho de que en este punto, el incluir a los depósitos como producto, no modificó los resultados.

Respecto a la eficiencia, se buscará ordenar y comparar entre las distintas instituciones, como así también conocer cómo ha evolucionado en las mismas a lo largo del período de análisis. Dicho cálculo se realiza a partir de la estimación de una frontera de posibilidades, definida como el máximo nivel de producción que se puede obtener dado un conjunto de insumos y/o factores.

En este apartado se utilizan las dos definiciones de producto bancario al igual que lo hecho en la estimación de las economías de escala y alcance, es decir incluyendo en una segunda etapa a los depósitos como producto bancario. Este cambio de criterio, se debe a que, aquí sí se observan algunas diferencias en los resultados hallados según sea la definición utilizada.

3.1 - Marco teórico

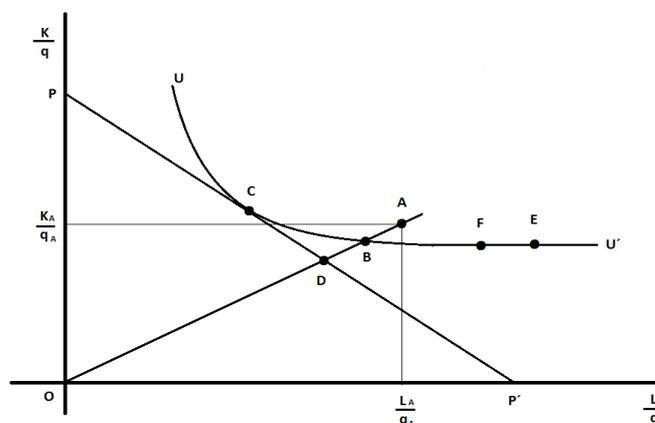
3.1.1 - Medida de eficiencia

Para afirmar que se produce en forma ineficiente, debemos tener como referencia un producto de eficiencia. Supongamos una función de producción $q = f(K, L)$ que tiene rendimientos constantes a escala, por lo que podemos reescribirla como:

$$1 = f\left(\frac{K}{q}, \frac{L}{q}\right)$$

De esta manera obtenemos una expresión que indica infinitas combinaciones técnicamente posibles, donde se obtiene eficientemente una unidad de producto. Cualquier punto por encima de la frontera (UU' en el gráfico 2), constituye un uso ineficiente de los recursos, dado que utiliza más factores por unidad de producto. Es el caso del punto A cuyo nivel de producción es q_A , utilizando los factores productivos trabajo y capital en cantidades (L_A, K_A) . Conjuntamente hemos graficado la isocosto (PP'), cuya pendiente representa el precio relativo de los factores.

Gráfico 2: Función de producción, medida de eficiencia:



La definición de eficiencia según Farrell (1957), puede ser vista sobre la base de una medida radial a la frontera tecnológica. La medida de eficiencia total (ET) se descompone en: *eficiencia de precios o asignativa* (Ep) y *eficiencia tecnológica* (Et).

Eficiencia de precios se puede lograr hallando la relación K/L que iguale la tasa marginal de sustitución técnica con el precio relativo de los factores (punto C). A esta eficiencia la visualizamos por la distancia del punto C al D y se puede medir⁵ con el cociente OD/OB .

Respecto a la *eficiencia tecnológica*, se puede ver como la distancia del punto A al punto B, y se mide mediante el cociente OB/OA . Esto implica decir que es

⁵ Si bien se cumple sólo si la función es homogénea de grado 1, no invalida la ejemplificación.

técnicamente posible obtener el mismo nivel de producción, con menores cantidades de ambos factores. En este caso, la relación K/L es la misma, dado que ambos puntos pertenecen al mismo rayo.

Podemos tener una medida de la eficiencia total y también de la ineficiencia:

$$ET = Ep * Et = \frac{OD}{OB} * \frac{OB}{OA} = \frac{OD}{OA}$$

Por lo que la ineficiencia viene dada por: $1 - ET = 1 - \frac{OD}{OA}$

3.2 - Métodos de estimación de la Ineficiencia

Los métodos de estimación de fronteras y de eficiencia técnica, se pueden clasificar en paramétricos y no paramétricos. La diferencia básica de los abordajes consiste en los supuestos usados, tales como: la forma funcional de la frontera, término de error y su distribución, y respecto al término asociado a la ineficiencia.

Los métodos paramétricos estiman la función de producción a través de procedimientos econométricos. La ventaja de éstos consiste en que sus estimaciones poseen buenas propiedades desde el punto de vista inferencial.

Los métodos no paramétricos estiman la frontera usando métodos de programación lineal. Éstos compensan la ventaja de su flexibilidad funcional con la falta de análisis inferencial.

Cinco son los métodos más usados en el cálculo de la eficiencia, para el sector financiero: Data Envelopment Analysis (DEA), Free Disposal Hull (FDH), Stochastic Frontier Approach (SFA), Distribution Free Approach (DFA) y Thick Frontier Approach (TFA).

3.2.1 - No paramétrico: DEA – FDH

Se caracterizan por imponer pocas hipótesis respecto a la especificación de frontera eficiente.

DEA es una técnica de programación lineal donde las observaciones de frontera son aquellas para las cuales ninguna firma tendrá cantidades mayores o iguales de producto para un nivel dado de insumo. De esta manera se obtiene un conjunto convexo de posibilidades de producción.

FDH es un caso particular de DEA; aquí la frontera se forma con los puntos que conectan los vértices y los puntos interiores de libre descarte (free disposal hull points), no incluyendo las líneas que unen estos vértices. Como la frontera de FDH es congruente con el interior de la frontera estimada con DEA, ésta generará siempre estimaciones de eficiencia media mayores que en el caso de DEA. Por ello DEA proporciona sobreestimación de la ineficiencia si se compara con FDH.

Ambas metodologías permiten que la ineficiencia varíe en el tiempo, y no plantean hipótesis respecto a la forma de distribución de la ineficiencia. Sin embargo los métodos no paramétricos no consideran la existencia de errores aleatorios en la estimación.

3.2.2 - Paramétrico: SFA- DFA- TFA

Uno de los principales métodos de estimación paramétrico es SFA. Este método da una forma específica a la función de frontera. Se asume la existencia de un término de error y la ineficiencia sigue una distribución normal truncada. Asumir una distribución truncada, se debe a que éstas no pueden tomar valores negativos.

Al tomar la hipótesis de truncamiento de la ineficiencia, se asume que la mayoría de las firmas están agrupadas más cercanas al nivel de eficiencia. Algunos trabajos en áreas de finanzas relajan el supuesto de truncamiento. Pero en este caso se corre el riesgo de que no exista una correcta separación de la ineficiencia y el término de error.

Respecto al método DFA, separa en forma diferente la ineficiencia y el término de error. Supone que la ineficiencia de cada firma es estable a través del tiempo, en tanto que el término de error aleatorio tiende a cero en el tiempo. La estimación de la ineficiencia de cada firma, se realiza mediante el cálculo de la diferencia entre el residuo medio y el residuo medio en la frontera.

TFA asume que los desvíos de los valores previstos para la eficiencia, dentro del menor y el mayor cuartil, representan el error aleatorio. Mientras que los desvíos en la

eficiencia entre el mayor y el menor cuartil representan la ineficiencia. Aquí no se imponen supuestos sobre la distribución del término de error ni de la ineficiencia. La estimación no proporciona información sobre cada firma sino sobre el conjunto del sector (Berger y Humphrey 1997).

3.3 - Modelo teórico de ineficiencia de frontera (SFA)

Consideramos una función de frontera de producción para datos de panel:

$$Q_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it} - u_{it})$$

Donde: Q_{it} representa la producción del banco i en el momento t ; x_{it} es un vector (1xk) de las variables explicativas conocidas, tales como número de empleados, capital utilizado, depósitos, etc. El término de error v_{it} se asume iid $N(0, \sigma_v^2)$ y u_{it} es una variable aleatoria no negativa asociada a la ineficiencia técnica, que a priori se supone independencia con el término de error v_{it} .

A su vez u_{it} se obtiene mediante un truncamiento no negativo de la distribución con media $z_{it}\delta$ y varianza σ_u^2 , es decir $N(z_{it}\delta, \sigma_u^2)$. Donde z_{it} es un vector (1xm) de variables que pueden explicar la ineficiencia, δ es un vector de (mx1) de los coeficientes.

Es posible la estimación del término de error suponiendo que la ineficiencia no cambia en el tiempo (ti)⁶, es decir, se obtiene un valor por banco para todo el período. Aquí la ineficiencia se modela como $u_{it} = u_i$ con $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$.

Por otro lado es posible estimar la ineficiencia suponiendo que ésta varía a lo largo del tiempo (tvd)⁷. En este caso la ineficiencia se modela:

$$u_{it} = \exp\{-\eta(t - T_i)\}u_i \text{ donde } u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2) \text{ iid}$$

⁶ *Time-invariant model*

⁷ *Time-varying decay model*

Si $\eta > 0$ el grado de ineficiencia decrece en el tiempo, decayendo hacia un nivel básico. Si $\eta < 0$ el grado de ineficiencia crece en el tiempo, en este caso se incrementa sobre el nivel básico. Cuando $\eta = 0$ el modelo tvd se reduce al ti.

Debemos poner a prueba la hipótesis cero de que $\eta = \mu = 0$. No rechazar dicha hipótesis es equivalente a asumir que el efecto de la ineficiencia técnica tenga una distribución media normal y que sea invariante en el tiempo. El método de máxima verosimilitud estima simultáneamente los parámetros del modelo de frontera y los de ineficiencia.

La función de verosimilitud se expresa en término de las varianzas paramétricas,

$$\sigma^2 = \sigma^2 \equiv \sigma_v^2 + \sigma_u^2$$

$$\lambda = \lambda \equiv \sigma_u / \sigma_v \equiv \sigma_u / \sigma_v$$

La eficiencia técnica se obtiene mediante el siguiente cálculo:

$$- ET_i = \frac{E(\exp(\ln q_i^* / u_i, x_i))}{E(\exp(\ln q_i^* / u_i = 0, x_i))} \text{ para el caso ti,}$$

$$- ET_{it} = \exp(-u_{it}), \text{ para el caso tvd.}$$

Mediante una prueba de Wald, se debe testear si la eficiencia varía en el tiempo (tvd), o si de lo contrario, permanece constante (ti). Además, para ordenar las instituciones según el nivel de eficiencia, debemos hallar un valor esperado de ésta, es decir:

$$ET_i = E(\exp(-u_i))$$

3.4 - Modelo a estimar

El modelo general a ser utilizado es una Función Translogarítmica de Frontera:

Modelo General

$$\begin{aligned} \ln Q_{it} = & \alpha + \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_D \ln D_{it} + 0.5\beta_{LL}(\ln L_{it})^2 + 0.5\beta_{KK}(\ln K_{it})^2 \\ & + 0.5\beta_{DD}(\ln D_{it})^2 + 0.5\beta_{LK} \ln L_{it} \cdot \ln K_{it} + 0.5\beta_{LD} \ln L_{it} \cdot \ln D_{it} \\ & + 0.5\beta_{KD} \ln K_{it} \cdot \ln D_{it} + \beta_{Lt} \ln L_{it} \cdot t + \beta_{Kt} \ln K_{it} \cdot t + \beta_{Dt} \ln D_{it} \cdot t + \beta_t \cdot t + \beta_{tt} \cdot t^2 + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

Donde Q es el producto de la firma bancaria, definida como la suma de los Préstamos Totales, los Valores Públicos y las Ganancias por Servicios . Los factores productivos vienen dados por L que representa el número total de trabajadores; K el capital dado por los bienes de uso brutos; y D los depósitos totales.

En el trabajo testaremos la conveniencia de usar una función Translogarítmica como el caso general, o de estimar esta misma función incorporando restricciones. Asimismo analizaremos la existencia de cambio técnico.

El análisis del cambio técnico viene dado por:

$$\partial \ln Q_{it} / \partial t = \beta_{Lt} \ln L_{it} + \beta_{Kt} \ln K_{it} + \beta_{Dt} \ln D_{it} + \beta_t + 2\beta_{tt} \cdot t$$

Los tres primeros términos están asociados a lo que se denomina cambio técnico no neutral o Hicks Parcial. Éste explica el cambio técnico según el uso de los factores productivos; de confirmar su existencia, podemos afirmar que el cambio se ha dado en mayor medida en un factor que en otro. Respecto a los últimos dos términos, se asocian a lo que se denomina cambio técnico Hicks-Neutral; aquí la función presenta un atributo por el cual el cambio técnico afectaría por igual a los factores productivos.

Incorporar restricciones al caso general, permite obtener una serie de modelos, los cuales pueden ser resumidos en:

Hicks Neutral

$$\begin{aligned} \ln Q_{it} = & \alpha + \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_D \ln D_{it} + 0.5\beta_{LL}(\ln L_{it})^2 + 0.5\beta_{KK}(\ln K_{it})^2 \\ & + 0.5\beta_{DD}(\ln D_{it})^2 + 0.5\beta_{LK} \ln L_{it} \cdot \ln K_{it} + 0.5\beta_{LD} \ln L_{it} \cdot \ln D_{it} \\ & + 0.5\beta_{KD} \ln K_{it} \cdot \ln D_{it} + \beta_{t,t} + \beta_{it,t}^2 + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

Hicks Parcial

$$\begin{aligned} \ln Q_{it} = & \alpha + \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_D \ln D_{it} + 0.5\beta_{LL}(\ln L_{it})^2 + 0.5\beta_{KK}(\ln K_{it})^2 \\ & + 0.5\beta_{DD}(\ln D_{it})^2 + 0.5\beta_{LK} \ln L_{it} \cdot \ln K_{it} + 0.5\beta_{LD} \ln L_{it} \cdot \ln D_{it} \\ & + 0.5\beta_{KD} \ln K_{it} \cdot \ln D_{it} + \beta_{Lt} \ln L_{it,t} + \beta_{Kt} \ln K_{it,t} + \beta_{Dt} \ln D_{it,t} + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

Sin Cambio Técnico

$$\begin{aligned} \ln Q_{it} = & \alpha + \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_D \ln D_{it} + 0.5\beta_{LL}(\ln L_{it})^2 + 0.5\beta_{KK}(\ln K_{it})^2 \\ & + 0.5\beta_{DD}(\ln D_{it})^2 + 0.5\beta_{LK} \ln L_{it} \cdot \ln K_{it} + 0.5\beta_{LD} \ln L_{it} \cdot \ln D_{it} \\ & + 0.5\beta_{KD} \ln K_{it} \cdot \ln D_{it} + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

Cobb Douglas

$$\ln Q_{it} = \alpha + \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_D \ln D_{it} + v_{it} - u_{it}$$

3.5 Resultados obtenidos

En una primera etapa hemos testado mediante prueba de Wald, tanto para el modelo general como los restringidos, la conveniencia de realizar la estimación suponiendo tvd o ti. En todos los casos al aplicar el test, se rechazó la hipótesis de que la ineficiencia sea constante en el tiempo (anexo C).

Posteriormente en una segunda etapa, hemos puesto a prueba la hipótesis nula $\eta = \mu = 0$. No rechazar dicha hipótesis es equivalente a asumir que el efecto de la ineficiencia técnica, tenga una distribución media normal y que sea invariante en el tiempo. También aquí se rechazó dicha hipótesis para todos los caso estimados.

En la cuadro 12 vemos los resultados de estimar el modelo general y restringidos. En todos los casos *eta* es mayor que cero ($\eta > 0$), lo cual nos confirma que: el grado de ineficiencia decrece en el tiempo decayendo hacia un nivel básico. La significación del parámetro, apoya la idea de que la eficiencia varía en el tiempo (crece), lo que significa que es correcto realizar la estimación suponiendo que la ineficiencia varía a lo largo del tiempo (tvd).

Para analizar la conveniencia de estimar el modelo general además de los restringidos, con el objetivo de obtener más información, se deberá demostrar si alguno de los modelos esta comprendido (anidado) en otro. De demostrarse que esta anidado, estaría significando que éste no aporta información adicional, más allá de la que ya nos la proporciona el modelo por el cual lo contiene.

Para verificar si un modelo esta anidado en otro, nuevamente utilizamos un test de Wald. Aquí se estima el Modelo General, el cual incorpora todas las variables y luego se estima el modelo restringido. Hemos testado: Modelo general o no restringido (no restringido), Hicks Neutral (restringido_HN), Hicks Parcial (restringido_HP), Sin Cambio Técnico (restringido_SCT) y Cobb Douglas (restringido_CD). En cuadro 13 presentamos el resultado de cada uno de los test realizados.

Cuadro 12: Resultados obtenidos con las distintas especificaciones:

	Caso General	Hicks Neutral	Hicks Parcial	Sin Cambio Técnico	Cobb Douglas
	Coficiente	Coficiente	Coficiente	Coficiente	Coficiente
Constante	6.86751***	5.96858***	6.11690***	8.67868***	1.90688***
Ln(Capital)	-0.65966*	-0.68404*	-0.58453	-0.84969**	-0.03928**
Ln(Depositos)	0.80427***	0.95712***	0.79151***	0.54332*	0.91838***
Ln(Trabajadores)	-0.04471	-0.17197	-0.05444	0.37926	0.02557
0.5*ln(K)*ln(K)	-0.06529	-0.06088	-0.06685	-0.03782	----
0.5*ln(L)*ln(L)	-0.07954	-0.08643	-0.06632	0.05202	----
0.5*ln(D)*ln(D)	-0.09562***	-0.10927***	-0.09419***	-0.06897***	----
0.5*ln(L)*ln(D)	0.09559*	0.12498**	0.11112**	0.02690	----
0.5*ln(L)*ln(K)	-0.02971	-0.04582	-0.07049	-0.13894*	----
0.5*ln(K)*ln(D)	0.20299***	0.20515***	0.20727***	0.21781***	----
T	-0.00941**	-0.00359***	----	----	----
t2	0.00002***	0.00002***	----	----	----
ln(L)*t	-0.00054	----	0.00032	----	----
ln(K)*t	0.00008	----	0.00028	----	----
ln(D)*t	0.00046	----	-0.00039***	----	----
/mu	0.04119	0.04274	-0.10572	-1.75197	0.25244***
/eta	0.01466***	0.01421***	0.01172***	0.00609***	0.00173***
/lnsigma2	-4.10105***	-4.12816***	-3.72959***	-1.64838	-3.68948***
/ilgtgamma	-1.38733	-1.55336**	-0.24868	2.57285	-0.43597
Sigma2	0.01655	0.01611	0.02400	0.19236	0.02498
Gamma	0.19983	0.17460	0.43814	0.92909	0.39270
Sigma_u2	0.00330	0.00281	0.01051	0.17872	0.00981
Sigma_v2	0.01324	0.01329	0.01348	0.01363	0.01517
Log lielihood	1094.4412	1092.6788	1084.3569	1072.5238	990.9644
Wald chi2	35700.55	36571.07	30208.33	19139.7	12845.97
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

(***) p<0.01, (**) p<0.05, (*) p<0.1

Cuadro 13: Resultados de los diferentes test de Wald, analizando si las distintas especificaciones de los modelos están anidados entre sí:

lrtest no restringido restringido _HN		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	3.52
Supuesto restringido_HN anidado en no restringido	Prob>chi2	0.3176
lrtest no restringido restringido _HP		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	20.17
Supuesto restringido_HP anidado en no restringido	Prob>chi2	0.000
lrtest no restringido restringido _SCT		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	43.83
Supuesto restringido_SCT anidado en no restringido	Prob>chi2	0.3176
lrtest no restringido restringido _CD		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	206.95
Supuesto restringido_CD anidado en no restringido	Prob>chi2	0.3176
lrtest restringido_HN restringido _SCT		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	40.31
Supuesto restringido_SCT anidado en restringido_HN	Prob>chi2	0.000
lrtest restringido_HN restringido _CD		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	203.43
Supuesto restringido_CD anidado en restringido_HN	Prob>chi2	0.000
lrtest restringido_HP restringido _SCT		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	23.67
Supuesto restringido_SCT anidado en restringido_HP	Prob>chi2	0.000
lrtest restringido_HP restringido _CD		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	186.78
Supuesto restringido_CD anidado en restringido_HP	Prob>chi2	0.000
lrtest restringido_SCT restringido _CD		
Likelihood-ratio test	LR chi2(3)=	163.12
Supuesto restringido_CD anidado en restringido_SCT	Prob>chi2	0.000

El primer test corresponde a la comparación del modelo no restringido con Hicks Neutral. El test realizado es $H_0) \beta_{Lt} = \beta_{Kt} = \beta_{Dt} = 0$. Wald arroja un $p=0.3176$ rechazándose así la hipótesis nula, indicando que el modelo de Hicks Neutral no está anidado en el modelo general.

Al testear el modelo no restringido con Hicks Parcial, el test de Wald nos indica que este último se encuentra anidado en el modelo no restringido ($p=0.000$). Este resultado conjuntamente con el anterior hallado, nos indica que: el cambio técnico ha afectado en forma igual a los factores productivos, por lo que ha sido Hicks Neutral.

Esto significa que no ha habido un sesgo del cambio técnico sobre un factor en particular. Por lo que este cambio puede estar asociado a un ahorro de insumos en proporciones constantes. En términos del gráfico 2 de la sección 3.1.1, disminuyen los factores capital y trabajo afectados por el cambio técnico, aumentando la eficiencia y la productividad de todos los factores productivos utilizados.

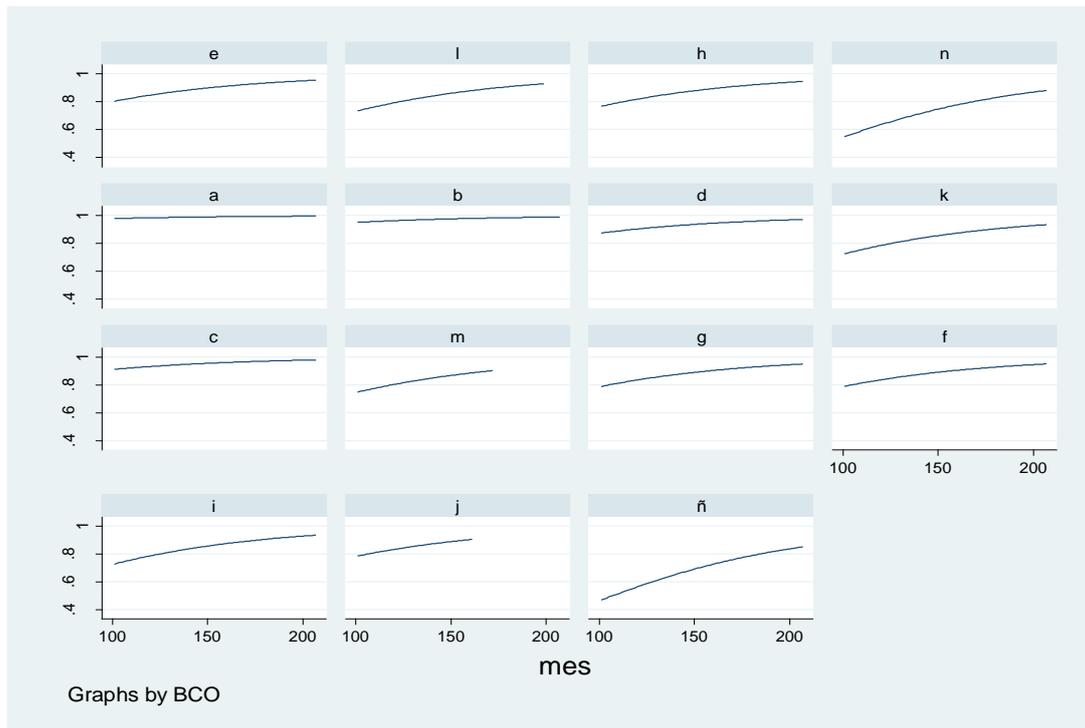
Para los casos Sin Cambio Técnico y Cobb Douglas, también se verifica que están anidados en los anteriores, por lo que no se debe tomar como modelos diferentes, dado que no aportan información adicional.

3.6 - Variación de la eficiencia en el tiempo y comparación entre las distintas instituciones.

Para estimar la evolución de la eficiencia, hemos utilizado el modelo general. Se observa que el comportamiento de la eficiencia a lo largo del tiempo de cada una de las instituciones no cambia según sea la definición de producto bancario, por lo que hemos optado por presentar los resultados obtenidos con la definición que considera a los depósitos como insumo y no como producto.

Posteriormente veremos cuál ha sido el comportamiento de las instituciones en términos de desempeño promedio. Aquí hemos estimado la eficiencia de los bancos bajo las dos definiciones de producto bancario. El hecho de haber incluido los dos cálculos, se debe a que en este caso, los resultados difieren según se incorpore a la definición de producto bancario a los depósitos, o de lo contrario se los considere dentro de los insumos.

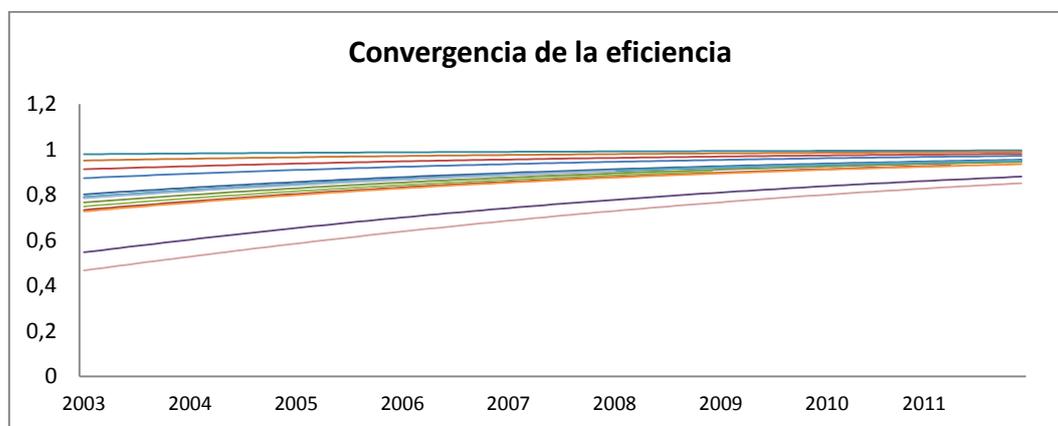
Gráfico 3: Evolución de la eficiencia de los distintos bancos en el tiempo:



Como lo hemos mencionado, se puede verificar en el gráfico 3 cómo ha mejorado la eficiencia en el período para todos los bancos considerados. Esta mejora creciente en el nivel de eficiencia de todas las instituciones a lo largo de los nueve años que abarca el estudio, puede ser interpretado como el resultado de la consolidación de los cambios técnicos que surgen y son implementados a fines de la década de los 90's y principios de la siguiente. Esta mejora en la eficiencia, también ha sido visualizada al demostrar la existencia de un cambio técnico Hicks Neutral.

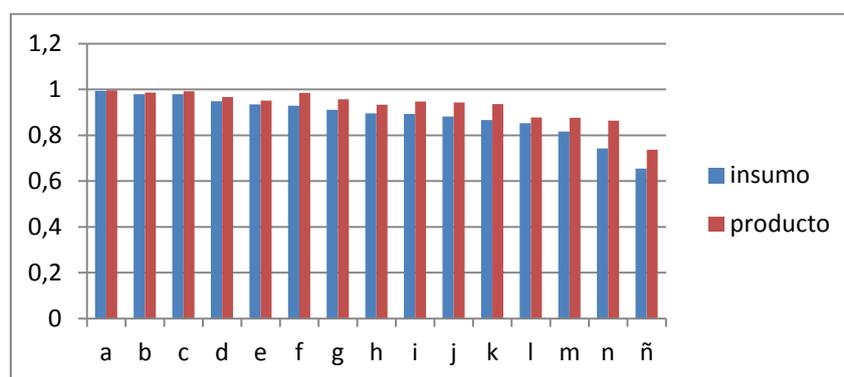
En el gráfico 4 se observan los resultados de la eficiencia conjunta de todos los bancos, al igual que se hizo en el gráfico 3 en forma individual. Cada línea representa la estimación de la eficiencia de todas las instituciones. Es de notar que la brecha entre los más eficientes con los menos eficientes, se reduce en el tiempo. Esto podría estar indicando la mejora en la gestión, en el marco de un mercado que se ha vuelto más competitivo.

Gráfico 4: Convergencia temporal de la eficiencia de los bancos:



En el gráfico 5 se puede comparar la eficiencia de las distintas instituciones a lo largo del periodo de análisis. En este punto se presentan a los resultados obtenidos en las estimaciones de eficiencia, según se incluya a los depósitos como producto o como insumo bancario. Se observa como la eficiencia es mayor en todos los casos, cuando incluimos a los depósitos como producto.

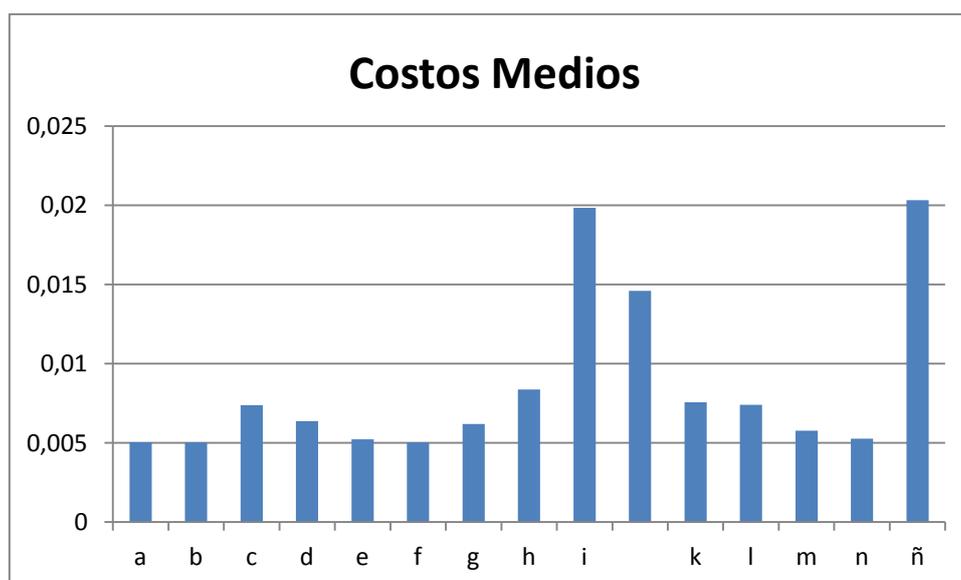
Gráfico 5: Comparación de la eficiencia según se defina a los depósitos como insumo o como producto:



Al ordenar a las instituciones de más a menos eficientes, se observa que las cooperativas y los bancos que se fusionaron con otras instituciones ya existentes son los que han

presentado un menor desempeño en términos de eficiencia. La explicación del menor desempeño de las cooperativas, podría deberse a la estructura que presentan estas firmas y el sector de mercado que operan. En el caso de las fusiones, podrían estar confirmando la necesidad de éstas de ser absorbidas por otros bancos. Pero estas instituciones no han sido las únicas que han presentado un desempeño menor al promedio.

Gráfico 6: Costo promedio de los bancos en el período 2003 - 2011:



Si analizamos en términos de costos medios se observar que éstos han sido sensiblemente más altos en el caso de las cooperativas que el caso de los demás bancos, quienes presentan costos medios similares. Si eliminamos a las cooperativas y calculamos la correlación entre eficiencia y costos medios, el coeficiente de correlación es de -0.11. Esta correlación tan baja nos permite descartar a los costos medios como una posible explicación de la eficiencia de las instituciones bancarias. En el gráfico 6, donde las instituciones están ordenadas de más eficientes a menos, se puede observar la independencia de los costos medios con la eficiencia.

En el cuadro 10 hemos ordenado el nivel de eficiencia según si los depósitos son considerados insumos o productos. Los que se presentan mejor y peor posicionados, son los que no se han visto afectados con el cambio de definición. Los mayores cambios en el orden de eficiencia se visualizan en aquellas instituciones que presentaron niveles promedio de eficiencia.

Cuadro 10: Comparación de la eficiencia de las distintas instituciones según si los depósitos sea considerados insumo o producto:

Posición	Depósito como insumo	Depósito como producto
1	a	a
2	b	c
3	c	b
4	d	f
5	e	d
6	f	g
7	g	e
8	h	i
9	i	j
10	j	k
11	k	h
12	l	l
13	m	m
14	n	n
15	ñ	ñ

Ponce y Tansini (2001) estudiaron la eficiencia de los bancos en Uruguay en el período 1992 – 1999. El trabajo incluye 20 bancos comerciales, excluyendo las cooperativas y al BROU. De las instituciones incluidas en el análisis, sólo permanecen seis, considerando también al banco Francés que hoy es BBVA

En el cuadro 11 se compara la posición que ocupaban las instituciones que aún permanecen en el sistema, con la posición que ocupan hoy en términos de eficiencia. Nuevamente en el cuadro hemos incluido los resultados según se consideren a los depósitos como insumos o producto.

Cuadro 11: Ordenamiento en la eficiencia de las distintas instituciones que han permanecido en el tiempo:

Banco	Posición que ocupaban en 91 - 99	Posición ocupan 2003-2011 (insumo)	Posición ocupan 2003-2011 (producto)
h	4	8	11
a	8	1	1
b	10	2	3
c	12	3	2
n	14	14	14
m	16	13	13

Es de notar que la permanencia o no en el mercado, no estuvo vinculada a la eficiencia de las Instituciones. Como podemos ver han desaparecido los más eficientes los intermedios y los más ineficientes. Incluso dentro del grupo de los más ineficientes, como son el caso del banco n y m, permanecen aún en el sistema. Por lo que la permanencia o no de una institución no se explica únicamente por su desempeño.

3.7- Comentarios finales sobre eficiencia.

Es conveniente recordar que las comparaciones sobre la eficiencia entre las instituciones, es una medida relativa. Los resultados obtenidos se han hallado tomando como referencia a los propios bancos del sistema financiero Uruguayo. A priori no significa que la más eficiente de las instituciones sea eficiente, sí respecto a los demás bancos. Si bien el objetivo en este capítulo es medir, comparar y analizar la evolución de la eficiencia de los bancos en Uruguay, no tiene como objetivo una explicación de la misma. De igual modo resulta interesante realizar algunos aportes en este sentido.

Luego de obtener valores que representan una medida de eficiencia, hemos vinculado estos resultados con algunas variables que a priori podrían estar explicando el desempeño de los distintos bancos. Para ello hemos estimado una regresión con algunas variables que, a nuestro juicio, influyen en la explicación de la eficiencia.

El modelo estimado:

$EFtv = \alpha_0 + \alpha_1$ (producto medio por trabajador: Pmel) + α_2 (Marquet Share de los bancos en los préstamos a las filias: MshPF) + α_3 (Marquet Share del volumen de Negocios de cada banco: MshQ) + α_4 (publicidad sobre activos totales de los bancos: Advact) + α_5 (cociente Bienes de uso/activos totales de los bancos: CAPAST) + α_6 (número de sucursales: suc) + α_7 (salario promedio por trabajador: Wcc) + α_8 (dummy por propiedad, público privado: D3) + α_9 (tiempo:t)

Es de notar que incluir en la estimación mayor información sobre la calidad del factor trabajo, pueden contribuir a la explicación de la eficiencia. Información tal como: años de experiencia bancaria, nivel de educación terciario, mecanismo de ingreso, mecanismo de ascenso, rotación de los trabajadores y a qué nivel jerárquico se producen. Si bien son variables relevantes para la explicación de la eficiencia, no han sido incluidos en esta estimación dada la difícil disponibilidad de información, además de que excede el alcance del trabajo. El resultado de la estimación del modelo planteado anteriormente se puede observar en cuadro 12, y las estimaciones en el anexo D.

La estimación arroja parámetros significativos, obteniéndose algunos resultados que pasamos a comentar. Los esperables respecto al signo y la significación de los parámetros vienen dado por los bienes de uso (CAPAST), la publicidad (Advact) y el producto medio del trabajo (PmeL). Un parámetro con signo positivo indica que, a mayor bienes de uso, publicidad, productividad media del trabajo, mayor será el nivel de eficiencia obtenido.

El tiempo también presenta un signo positivo en su parámetro, además de ser significativo. Este resultado es esperable en la medida que, como se observa en el gráfico cuatro, todas las instituciones han mejorado el nivel de eficiencia a lo largo del período de análisis. También es positiva la relación entre la eficiencia y el tipo de propiedad (D3), indicando en este caso, que el hecho de ser público afecta positivamente a la eficiencia.

Cuadro 12: Resultado del modelo estimado:

	Depósitos como insumo	Depósitos como producto
	Coefficiente	Coefficiente
Constante	.797768***	.892515***
Producto medio por trabajador	7.88e-07***	1.02e-07***
Marquet Share préstamos a las Flias	-.10466***	-.045716***
Marquet Share volumen de Negocios	-.01390	.007807
Publicidad /activos totales	2,2187***	1,60951***
Bienes de uso/activos totales	.123061***	.051496***
Número de sucursales	-.001172***	-.000449***
Salario promedio por trabajador	7.02e-06	-3.10e-06
Dummy por propiedad, público privado	.170978***	.087310***
Tiempo	.001256***	.000524***

(***) p<0.01, (**) p<0.05, (*) p<0.1

El número de sucursales (Suc) muestra un signo negativo indicando una relación opuesta con la eficiencia. Este resultado podría estar indicando que una gran red física no es necesariamente un elemento clave en la eficiencia, si no es usada adecuadamente. Esto se explica teóricamente como el hecho de que la productividad marginal del factor capital invertido en la sucursal es menor al precio de dicho factor. En otras palabras estaríamos diciendo que el costo de oportunidad de la inversión más los costo asociados a dicha sucursal, es mayor a su productividad.

El signo negativo de los préstamos a las familias (MshPF), y la no significación en la variable que representa el volumen de negocios (MshQ), llaman la atención dado que sería esperable que ambas contribuyeran positivamente a la eficiencia, indicando un mejor uso de los recursos.

Respecto al salario, observamos que en ambas estimaciones el signo es positivo, pero es no significativo cuando los depósitos son tomados como producto. El criterio por el cual las firmas maximizadoras de beneficios deben decidir cuánto contratar del factor productivo, es que se iguale el valor de su productividad marginal, al precio de dicho factor: mayor productividad del trabajo, mayor salario. Es esperable entonces que

salarios altos estén asociados a productividades altas y por ende mayor nivel de eficiencia.

La no significación del salario en la estimación realizada usando a los depósitos como producto desestima a esta variable como un explicativo de la eficiencia. Una posible respuesta a este hecho, puede encontrarse en algunos trabajos sobre teoría de la firma, que sugieren que directivos de las empresas reguladas no necesariamente buscan la maximización del beneficio⁸.

Becker (1957) y Williamson (1963) han observado la existencia de firmas que parecen ser agentes maximizadoras de utilidad y no de beneficios. Una teoría que ha adquirido relevancia sobre este tema, es la que refiere a la *conducta de preferencia por el gasto*. Bajo esta hipótesis, los ejecutivos de las empresas aumentarán el gasto, ya sea incrementando el staff (más allá del punto de maximización del beneficio) o directamente vía remuneraciones y premios adicionales que son dirigidos hacia el propio staff.

La separación de la propiedad y el control de la firma, genera un claro problema de agencia. Los directivos se auto premiarán independientemente de las decisiones tomadas. Bajo estas condiciones, el costo de transacción que deberán incurrir los accionistas, es demasiado alto para justificar los esfuerzos de reducción en la asimetría de información.

Edwards (1977) toma los bancos como unidad de análisis por tener dos particularidades que puedan exacerbar dicha conducta de los directivos: en primer lugar el hecho de tratarse de un mercado no competitivo, caracterizado además por una fuerte regulación y con barreras tanto a la entrada como a la salida; en segundo lugar, la ya mencionada separación de la propiedad con la del control. Encuentra que el aumento de los gastos salariales conjuntamente con el poder monopolístico bancario, indica que en un modelo de preferencia por el gasto puede ser un marco más útil para describir y predecir el comportamiento de los bancos, que en el modelo tradicional de maximización de beneficios. En términos más generales, se sugiere que la función objetivo de gestión de las empresas reguladas, no es el de maximización del beneficio.

⁸ Managerial Objectives in Regulated Industries: Expense – Preference Behavior in Banking. Franklin R. Edwards (1977)

Alchian- Kessel(1962) en su modelo de toma de decisiones, prevén que primero las firmas toman las decisiones necesarias para maximizar beneficios, y luego reasignan internamente los resultados del beneficio incrementando los gastos en el staff. Aquí el nivel de producción, los precios, publicidad y todo inputs no laboral, es demandado en cantidades que maximizan el beneficio, mientras que las decisiones de gasto en trabajo, están por encima de las cantidades que maximizan el beneficio.

No es posible afirmar a priori que un modelo de preferencia por el gasto puede ser un marco más útil para describir y predecir el comportamiento de los bancos, pero sí permite abrir paso a un punto de debate respecto al comportamiento maximizador de las instituciones bancarias en Uruguay, y sobre todo a la conducta discrecional impartida por los tomadores de decisiones de dichas instituciones como un elemento clave en el performance de éstas.

4 - Conclusiones finales

En el trabajo realizado se estimaron las economías de escala y alcance como así también la eficiencia del sistema financiero uruguayo. Para la estimación de las economías de escala y alcance se utilizaron dos funciones: Translogarítmica Estandar y la Translogarítmica Generalizada.

Para el cálculo de las economías de escala las estimaciones se realizaron incorporando funciones de participación como también restricciones, reproduciendo lo propuesta de Pulley Braunstein (1992). También en esta primera instancia se utilizaron dos definiciones de producto bancario, considerando productos a: Valores Públicos, Ganancias por Servicios y Préstamos. Posteriormente a los préstamos se dividieron en Préstamos a las Familias y Otros Préstamos. Estas dos definiciones de producto bancario coincidente con las utilizadas por Croce y Macedo (1999) y Triunfo (1995), lo cual nos permitió realizar posteriores comparaciones.

Los resultados que hemos obtenido, muestran la presencia de economías de escala en el sistema financiero uruguayo. Incluso con las estimaciones que se realizan excluyendo las restricciones y/o las ecuaciones de participación, e incluso al BROU. Siembre los resultados marcan la presencia de economías de escala.

Por otro lado mediante una estimación rolling, hemos observado que las economías de escala han ido mejorando a lo largo del período de análisis. Esta mejora podría explicarse por un proceso de aprendizaje, tanto por parte de los trabajadores como de los usuarios, de los cambios tecnológicos que se han consolidado en los últimos años.

Al comparar los resultados obtenidos con trabajos previos, se puede observar que son coincidentes con lo hallado por Croce y Macedo(1999) quienes también encuentran economías de escala en el sistema financiero uruguayo, con excepción de la estimación realizada con la Función Translogarítmica Generalizada bajo el supuesto de cuatro productos e incluyendo al BROU. Sin embargo al comparar con Triunfo (1995) los resultados difieren, pero esto puede ser explicado por el hecho que en este caso, la muestra considera datos que van del 1989 a 1993.

En una segunda etapa se recalcula las economías de escala pero incorporando a los depósitos como producto y ya no como un insumo, tal como se propone en Mello

(2009). Nuevamente los resultados confirman la presencia de economías de escala. Vemos que el sistema en su conjunto presenta esta característica, incluso mejora cuando la estimación excluye al BROU. Este resultado es coincidente con el hallado por Mello, quien observa también economías de escala para el sistema en su conjunto, mejorando los resultados al excluir a las dos instituciones mayores.

Lo obtenido en esta instancia es concluyente: sin importar la definición de producto bancario ni la función de costos utilizada, siempre se verifica la presencia de economías crecientes a escala en el sistema financiero uruguayo.

Para la estimación de las economías de alcance, también fueron usadas diferentes definiciones de producto bancario. Aquí los resultados hallados no son tan concluyentes como en el punto anterior, e incluso difieren a los obtenidos en trabajos previos.

Las estimaciones realizadas con la Función Translogarítmica Estandar, en todos los casos, dan valores no significativos en los parámetros. Lo contrario sucede con las estimaciones realizadas con la función de costos Generalizada. En esta última estimación, la cual no incluye a los depósitos como producto, el hecho de separar a los préstamos en Préstamos a las Familias y Otros Préstamos, modifica los resultados.

Para el caso de tres productos, donde los préstamos son tomados en su totalidad, se observa ausencia de complementariedad en todos los productos, resultado obtenido también por Triunfo (1995) para las firmas chicas, pero no así para las firmas grandes, que encuentra complementariedad entre Servicios y Valores Públicos. Croce y Macedo (1999) encuentran complementariedad únicamente entre Préstamos y Valores Públicos

Si consideramos cuatro productos en donde los préstamos se consideran diferentes si su destino es a las Familias u Otros, el resultado cambia, observándose complementariedad de las Ganancias por Servicios con los demás productos: Préstamos, Valores Públicos y Otros Préstamos, no así entre ellos.

Al observar la relación entre Préstamos a las Familias y Otros Préstamos, se verifica la no existencia de complementariedad, resultado opuesto obtenido por Croce y Macedo(1999). La ausencia de complementariedad que hemos hallado, se podría explicar por el hecho de que los bancos suelen asignar recursos diferentes para lo que podría ser banca persona y banca empresa, no compartiendo así recursos para la producción de estos productos.

La ausencia de complementariedad entre préstamos a las familias y a las empresas, puede explicar la estrategia que han asumido los propietarios de los bancos de usar las administradoras de crédito para procesar los préstamos a las familias. Estas empresas apuntan a un mercado minorista. La imagen más amigable que intentan transmitir estas instituciones, buscan captar a sectores de baja bancarización quienes tienen muchas veces dificultades para acceder a un crédito bancario.

La estimación realizada considerando a los depósitos como producto, muestra el hecho de que los depósitos presentan complementariedad únicamente con los préstamos. Esta complementariedad se observa incluso para el caso de la especificación Estandar, siendo coherente con el enfoque de intermediación que considera a los depósitos como un producto bancario vinculados estrechamente con los préstamos. Esta complementariedad entre depósitos y préstamos es también hallado por Mello (2009).

Estos resultados nos permiten concluir que para la estimación de economías de alcance, es relevante la definición de producto, el período de análisis y la especificación de la ecuación de costos a ser estimada.

En la segunda etapa, se estimó una función de producción, usando una especificación Translogarítmica Estandar. También aquí al estimar se usaron dos definiciones de producto bancario, en una primera instancia se excluye a los depósitos como producto y en una segunda etapa se los incluye.

En lo que tiene que ver con la evolución de la eficiencia, y el cambio técnico, sin importar que definición se hubiese usado, los resultados siempre fueron coincidentes. Respecto a la evolución de la eficiencia se visualizó un crecimiento en todos los bancos, mostrando incluso un cierto grado de convergencia. Las instituciones que han presentado una menor performance en este sentido, han sido las cooperativas y aquellos bancos que han sido comprados o se han fusionado.

Sobre el cambio técnico se verificó la presencia de Hicks Neutra, es decir que el cambio ha afectado en forma igual a los factores productivos. Esto significa que no ha habido un sesgo del cambio técnico, sobre un factor en particular. Por lo que este cambio puede estar asociado a un ahorro de insumos en proporciones constantes.

Al comparar la eficiencia entre bancos estimando con las dos definiciones de producto, se visualizó que los que se presentan mejor y peor posicionados, son los que no se han

visto afectados con el cambio de definición. Los mayores cambios en el ranking de eficiencia cuando se utilizan diferentes definiciones de producto bancario, se visualiza en aquellas instituciones que presentaron niveles de eficiencia promedio.

Al comparar los resultados obtenidos con el trabajo de Ponce Tansini (2001), se observa que la eficiencia no ha sido un elemento explicativo de la permanencia de los bancos en el sistema financiero uruguayo, los cuales han cambiado en los últimos veinte años.

Con el objetivo de hallar una explicación de la eficiencia, se realizó una estimación con algunas variables que a priori parecerían ser relevantes. Aquellas que han mostrado un nivel alto de significación y que afectan positivamente a la eficiencia han sido: la productividad media del trabajo, los bienes de uso, publicidad, el tiempo y la propiedad pública de la institución.

Las variables que siendo significativas, han mostrado un vínculo inverso con la eficiencia han sido: la cantidad de sucursales y sorprendentemente el *market share* del volumen de negocios. Lo sorprendente surge en la medida que si hemos hallado economías de escala crecientes en el sector, podría esperarse un signo positivo en el coeficiente de dicha variable, en la medida que con un mayor volumen de negocios se lograría un mejor uso de los recursos disponibles, obteniendo así mayor eficiencia.

Otra variable utilizada como explicativa del nivel de eficiencia fue el salario por trabajador. Si bien el parámetro estimado presentó signo positivo, fue no significativo. Una *conducta de preferencia por el gasto*, podría ser una explicación plausible de los resultados obtenidos. La separación de la propiedad y el control de la firma generan un problema de agencia, permitiendo que los ejecutivos maximicen utilidad y no, o no sólo, beneficio.

Como comentario final podríamos decir que los cambios que se han procesado a fines de la década de los 90' y principios de la siguiente, se visualizan en la mejora de la eficiencia y el crecimiento de las economías de escala para los bancos. Estos resultados se han verificado para todas las estimaciones realizadas sin importar la definición de producto bancario, ni tampoco la función estimada.

Bibliografía

Alchian-Kessel (1962) *Competition, Monopoly, and the Pursuit of Money*, Princeton university press

Baum, C (2006) *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*, Stata Press

Baumol, Panzar y Willing (1982) *Contestable Markets and Theory of Industry Structure*, New York: Harcourt Brace Javanovich.

Becker,G (1957) *The economics discrimination*, Chicago Press

Battese-Coelli (1994). *A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel data*, University of New England

Bell - Murphy (1968) "Economies of scale and division of labor in commercial banking", *National banking Review* 5

Benston (1965a) "Branch banking and economies of scale", *Journal of finance* 20

Benston (1965a) "Economies of scale and marginal costs in banking operation", *National banking review* 5

Berger,A y Humphrey,D (1997) *Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research*, University of Pennsylvania

Cameron Trivedi (2009) *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press

Croce y Macedo (1999) "Costos, poder de mercado y estructura en el sector bancario uruguay", Trabajo monográfico, *Facultad de CCEE*

Degryse, Kim y Ongena (2009) *Microeconometrics of banking: methods, applications, and results*, Oxford University press 2009

Dietsch Michael (1993) "Economies of scale and Scope in French Commercial Banking Industry", *The Journal of Productivity* 4,35-50 (1993)

Edwards, F. (1997) "Managerial Objectives in Regulated Industries: Expense-Preference Behavior in Banking", *Journal of Political Economy* , vol. 85 no. 1 1977, pp 147-161

Farrell, M. (1957) "The measurement of productive efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)* . 120, Part. III, 253-290

Franklin R. Edwards(1977) "Managerial Objectives in Regulated Industries: Expense – Preference Behavior in Banking"

- Freixas y Rochet (1997) *Economía bancaria*, Editorial Antonio Bosch
- Gujarati,D (2003) *Econometría*, Mc Graw Hill
- Hancock,D (1991) "A theory of production for the financial firm Norwell", *Mass Kluwer Academic Publishers*
- Kolari- Zardloohi (1987) *Bank Costs, Structure, and Performance*, Lexington Books
- Mello , M (2009) "Estimación de economías de escala y alcance para el sistema uruguayo con datos de panel", *Revista de economía BCU*, vol 16 N° 2, nov 2009
- Murray, J- White, R. (1983) "Economies of Scale and Economies of Scope in Multiproduct Financial Institutions: A Study of British Columbia Credit Unions", *The Journal of Finance*, vol 38, N°3 (jun 1983) 99 887-902
- Murillo Melchor, C.(2002) "Contribuciones al análisis estocástico de la eficiencia técnica mediante métodos no paramétricos", *Universidad de Cantabria*, Trabajo de tesis
- Panzar y Willing (1977) "Economies of scale in multi-output production", *Quarterly Journal of Economics* vol XCI
- Panzar y Willing (1981) "Economies of scope" *American Review* vol 71
- Pulley, L- Braunstein, Y (1992) "A Composite Cost Function for Multiproduct Firms With An Application to Economies of Scope in Banking" *The review of economics and statistics*, vol 74, N° 2 (may 1992), pp 221-230
- Schmidt, P. (1986) "Frontier production Functions", *Econometrics review* 4
- Tansini, R. y Triunfo, P.(2000) "Eficiencia técnica en el sector bancario uruguayo" *Departamento de economía Facultad de Ciencias Sociales*
- Tansini,R y Ponce,J (2001) "Una evolución de la eficiencia técnica en el sector Bancario de Uruguay en el período 1992 - 1999" *Departamento de Economía FCS* Universidad de la Republica
- Timothy H. Hannan (1979) "Expense-Preference Behavior in Banking: A Reexamination", *Journal of Political Economy*, vol 87, N° \$ (Aug 1977)
- Triunfo, P. (1995) "Sistema Bancario Privado Uruguayo: Un estudio de sus costos" *Estudios economía* Vol 24 N°1, Junio 1997. pag 85-117
- Varian,H ((1992) *Análisis Microeconómico*, Bosch Press
- Williamson, O. (1963) "A Model of Rational Managerial Behavior," Ch. 9 in R.M. Cyert and J.D. March, *A Behavioral Theory of the Firm*, Englewood Cliffs, N.J.,
- Zellner (1962) An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias, *University of Wisconsin*

Anexo A- Producto bancario

Nota: en todas las estimaciones, al precio de los factores p_i se los denomina w_i

Saldos reales

```
. xtreg gnc D W K P GS VP, fe
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   1363
Group variable: bco                   Number of groups =    14
R-sq:  within = 0.0678                 Obs per group:  min =    61
      between = 0.3595                   avg =           97.4
      overall  = 0.0766                   max =           107
                                         F(6,1343)      =   16.27
corr(u_i, Xb) = -0.5424                 Prob > F        =   0.0000
```

gnc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
D	-.0016198	.0014256	-1.14	0.256	-.0044165	.0011769
W	-109.4964	118.5843	-0.92	0.356	-342.127	123.1342
K	-.044294	.0329371	-1.34	0.179	-.1089078	.0203198
P	-.0003305	.0011764	-0.28	0.779	-.0026382	.0019773
GS	2.005147	.441839	4.54	0.000	1.138377	2.871916
VP	.0216688	.0030844	7.03	0.000	.0156181	.0277195
_cons	95385.03	23721.01	4.02	0.000	48850.78	141919.3
sigma_u	188960.52					
sigma_e	116669.18					
rho	.72400017	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(13, 1343) = 7.94 Prob > F = 0.0000

. estimates store consistente

. xtreg gnc D W K P GS VP, re

```
Random-effects GLS regression      Number of obs   =   1363
Group variable: bco                 Number of groups =    14
R-sq:  within = 0.0431                 Obs per group:  min =    61
      between = 0.9749                   avg =           97.4
      overall  = 0.6555                   max =           107
Random effects u_i ~ Gaussian       wald chi2(6)    =  1641.18
corr(u_i, X) = 0 (assumed)         Prob > chi2     =   0.0000
```

gnc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
D	-.0002291	.0013377	0.17	0.864	-.0023926	.0028509
W	-41.17975	106.8047	-0.39	0.700	-250.5131	168.1536
K	-.0553762	.0101591	5.45	0.000	-.0354646	.0752878
P	-.0001102	.0011932	0.09	0.926	-.0022284	.0024488
GS	1.29844	.3239247	4.01	0.000	.6635593	1.933321
VP	.0189796	.0028784	6.59	0.000	.0133381	.0246212
_cons	-14470.46	10462.61	-1.38	0.167	-34976.8	6035.885
sigma_u	8958.3299					
sigma_e	116669.18					
rho	.00586123	(fraction of variance due to u_i)				

. estimates store eficiente

. hausman consistente eficiente

Note: the rank of the differenced variance matrix (3) does not equal the number of coefficients being tested (6); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E.
	(b) consistente	(B) eficiente		
D	-.0016198	.0002291	-.0018489	.0004931
W	-109.4964	-41.17975	-68.31665	51.52665
K	-.044294	.0553762	-.0996702	.0313312
P	-.0003305	.0001102	-.0004407	.
GS	2.005147	1.29844	.7067066	.3004905
VP	.0216688	.0189796	.0026892	.0011082

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-B)
= 14.69
Prob>chi2 = 0.0021
(v_b-v_B is not positive definite)

Logaritmo de las variables

. xtreg Lgnc LD LW LK LP LGS LVP, fe

Fixed-effects (within) regression Number of obs = 1172
 Group variable: bco Number of groups = 14
 R-sq: within = 0.0425 Obs per group: min = 32
 between = 0.7614 avg = 83.7
 overall = 0.5537 max = 107
 corr(u_i, Xb) = 0.5920 F(6,1152) = 8.53
 Prob > F = 0.0000

Lgnc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
LD	-.1522048	.1862642	-0.82	0.414	-.5176599 .2132503
LW	-.0704007	.1439649	-0.49	0.625	-.3528635 .2120622
LK	.3526476	.1562902	2.26	0.024	.0460023 .659293
LP	.3268352	.1624389	2.01	0.044	.0081261 .6455444
LGS	.1408527	.0610644	2.31	0.021	.0210428 .2606626
LVP	.0226172	.0256184	0.88	0.378	-.0276467 .0728811
_cons	1.766161	1.640535	1.08	0.282	-1.452611 4.984933
sigma_u	.89360931				
sigma_e	.92402019				
rho	.48327362	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(13, 1152) = 30.38 Prob > F = 0.0000

. estimates store consistente

. xtreg Lgnc LD LW LK LP LGS LVP, re

Random-effects GLS regression Number of obs = 1172
 Group variable: bco Number of groups = 14
 R-sq: within = 0.0421 Obs per group: min = 32
 between = 0.7824 avg = 83.7
 overall = 0.5724 max = 107
 Random effects u_i ~ Gaussian wald chi2(6) = 98.53
 corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0000

Lgnc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
LD	-.0735439	.1820252	-0.40	0.686	-.4303068 .2832189
LW	-.0676858	.1404493	-0.48	0.630	-.3429613 .2075897
LK	.3346227	.1406446	2.38	0.017	.0589643 .6102811
LP	.3869233	.15971	2.42	0.015	.0738976 .6999491
LGS	.1360763	.0601654	2.26	0.024	.0181543 .2539982
LVP	.0167239	.0253693	0.66	0.510	-.0329989 .0664467
_cons	-.2086036	1.409231	-0.15	0.882	-2.970646 2.553439
sigma_u	.68170232				
sigma_e	.92402019				
rho	.35245127	(fraction of variance due to u_i)			

. estimates store eficiente

. hausman consistente eficiente

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) consistente	(B) eficiente		
LD	-.1522048	-.0735439	-.0786608	.0395118
LW	-.0704007	-.0676858	-.0027149	.0316213
LK	.3526476	.3346227	.018025	.0681595
LP	.3268352	.3869233	-.0600881	.0296498
LGS	.1408527	.1360763	.0047764	.0104398
LVP	.0226172	.0167239	.0058933	.003564

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 10.83
 Prob>chi2 = 0.0939
 (V_b-V_B is not positive definite)

Anexo B: Estimación función de costos, escala y alcance

El objetivo aquí, es presentar como son las restricciones que fueron impuestas, y cuales han sido los comandos utilizados para la estimación del método SUR. Hemos elegido solo dos casos: Translogarítmica Estandar tres productos, Translogarítmica Generalizada cuatro productos

S= Servicios, P= préstamos; VP= valores públicos; W= salario por trabajador; ti= tasa de interés; r=costo del capital

Translogarítmica Estandar tres productos

gen CTln=ln(CT);gen i=0.7

gen q1=ln(S) ,gen q2=ln(P), gen q3=ln(VP),gen w1=ln(W),gen w2=ln(ti),gen w3= ln(r)

gen q11=0.5*q1*q1, gen q12=q1*q2, gen q13=q1*q3, gen q22=0.5*q2*q2

gen q23=q2*q3,gen q33=0.5*q3*q3, gen q1w1=q1*w1, gen q1w2=q1*w2

gen q1w3=q1*w3,gen q2w1=q2*w1,gen q2w2=q2*w2,gen q2w3=q2*w3

gen q3w1=q3*w1, gen q3w2=q3*w2, gen q3w3=q3*w3, gen w11=0.5*w1*w1

gen w12=w1*w2, gen w13=w1*w3, gen w22=0.5*w2*w2, gen w23=w2*w3

gen w33=0.5*w3*w3, gen w1t=w1*t, gen w2t=w2*t, gen w3t=w3*t

gen q1t=q1*t, gen q2t=q2*t, gen q3t=q3*t, gen mediot2=0.5*t2

constraint 1 [CTln]w1+[CTln]w2+[CTln]w3=1

constraint 2 [CTln]w11+[CTln]w22+[CTln]w33+[CTln]w12+[CTln]w13+[CTln]w23=0

constraint 3 [CTln]q1w1+[CTln]q1w2+[CTln]q1w3=0

constraint 4 [CTln]w12+[CTln]w13=-[sL]w1

constraint 5 [CTln]w12-[sL]w2=0

constraint 6 [CTln]w13-[sL]w3=0

constraint 7 [CTln]w13-[sk]w1=0

constraint 8 [CTln]w23-[sk]w2=0

*constraint 9 [CTln]w33-[sk]w3=0

constraint 9 [CTln]w23+[CTln]w13=-[sk]w3

constraint 10 [CTln]w1-[sL]_cons=0

constraint 11 [CTln]w3-[sk]_cons=0

constraint 12 [CTln]q1w1-[sL]q1=0

constraint 13 [CTln]q2w1-[sL]q2=0

constraint 14 [CTln]q3w1-[sL]q3=0

constraint 15 [CTln]q1w3-[sk]q1=0

constraint 16 [CTln]q2w3-[sk]q2=0

constraint 17 [CTln]q3w3-[sk]q3=0

constraint 18 [CTln]q2w1+ [CTln]q2w2 +[CTln]q2w3=0

constraint 19 [CTln]q3w1 +[CTln]q3w2+ [CTln]q3w3=0

sureg (CTln q1 q2 q3 q11 q22 q33 q12 q13 q23 q1w1 q1w2 q1w3 q2w1 q2w2 q2w3 q3w1 q3w2 q3w3
w1 w2 w3 w11 w22 w33 w12 w13 w23) (sL q1 q2 q3 w1 w2 w3) (sk q1 q2 q3 w1 w2
w3),constraints (1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19) corr

Translogarítmica Generalizada cuatro productos

gen CTln=ln(CT),gen i=0.7

gen q1=(S^i -1)/i;gen q2=(Pf^i -1)/i, gen q3=(VP^i -1)/i; .gen q4=(Pnf^i-1)/i

gen w1=ln(W);gen w2=ln(ti), gen w3= ln(r); gen q11=0.5*q1*q1, gen q12=q1*q2

gen q13=q1*q3; gen q14=q1*q4; gen q22=0.5*q2*q2; gen q23=q2*q3

gen q24=q2*q4; gen q33=0.5*q3*q3; gen q34=q3*q4; gen q44=0.5*q4*q4

gen q1w1=q1*w1; gen q1w2=q1*w2; gen q1w3=q1*w3; gen q2w1=q2*w1

gen q2w2=q2*w2; gen q2w3=q2*w3; gen q3w1=q3*w1; gen q3w2=q3*w2

gen q3w3=q3*w3; gen q4w1=q4*w1; gen q4w2=q4*w2, gen q4w3=q4*w3

gen w11=0.5*w1*w1; gen w12=w1*w2; gen w13=w1*w3; gen w22=0.5*w2*w2

gen w23=w2*w3; gen w33=0.5*w3*w3; gen w1t=w1*t; gen w2t=w2*t

gen w3t=w3*t; gen q1t=q1*t; gen q2t=q2*t; gen q3t=q3*t; gen mediot2=0.5*t2

constraint 1 [CTln]w1 +[CTln]w2+[CTln]w3 =1

constraint 2 [CTln]w11+ [CTln]w22+ [CTln]w33+ [CTln]w12 +[CTln]w13 +[CTln]w23=0

constraint 3 [CTln]q1w1+ [CTln]q1w2 +[CTln]q1w3=0

constraint 4 [CTln]w12+[CTln]w13=-[sL]w1

constraint 5 [CTln]w12-[sL]w2=0

constraint 6 [CTln]w13-[sL]w3=0

constraint 7 [CTln]w13-[sk]w1=0

constraint 8 [CTln]w23-[sk]w2=0

constraint 9 [CTln]w23 +[CTln]w13=-[sk]w3

constraint 10 [CTln]w1-[sL]_cons=0

constraint 11 [CTln]w3-[sk]_cons=0

constraint 12 [CTln]q1w1-[sL]q1=0

constraint 13 [CTln]q2w1-[sL]q2=0

constraint 14 [CTln]q3w1-[sL]q3=0

constraint 15 [CTln]q1w3-[sk]q1=0

constraint 16 [CTln]q2w3-[sk]q2=0

constraint 17 [CTln]q3w3-[sk]q3=0

constraint 18 [CTln]q2w1+ [CTln]q2w2 +[CTln]q2w3=0

constraint 19 [CTln]q3w1 +[CTln]q3w2+ [CTln]q3w3=0

constraint 20[CTln]q4w1 +[CTln]q4w2+ [CTln]q4w3=0

constraint 21 [CTln]q4w1-[sL]q4=0

constraint 22 [CTln]q4w3-[sk]q4=0

sureg (CTln q1 q2 q3 q4 q11 q22 q33 q44 q12 q13 q14 q23 q24 q34 q1w1 q1w2 q1w3 q2w1 q2w2 q2w3 q3w1 q3w2 q3w3 q4w1 q4w2 q4w3 w1 w2 w3 w11 w22 w33 w12 w13 w23) (sL q1 q2 q3 q4 w1 w2 w3) (sk q1 q2 q3 q4 w1 w2 w3),constraints (1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22) corr.

Test de Breusch Pagan para analizar la conveniencia de la estimación según método SUR

caso i: Con función de participación y restricciones, según lo propuesto por Pulley y Braunstein

Translogarítmica Estandar tres productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	0.0066	1.0000	
sk	-0.1663	0.2070	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(3) = 96.776, Pr = 0.0000

Translogarítmica Estandar cuatro productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0978	1.0000	
sk	-0.2007	0.1848	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(3) = 115.243, Pr = 0.0000

Translogarítmica Generalizada tres productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0510	1.0000	
sk	-0.1116	0.1391	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 52.153$, Pr = 0.0000

Translogarítmica Generalizada cuatro productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0762	1.0000	
sk	-0.0847	0.1739	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 65.539$, Pr = 0.0000

caso ii: El mismo modelo del punto i), pero sin incluir al BROU

Translogarítmica Estandar tres productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	0.0505	1.0000	
sk	-0.1595	0.1402	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 60.271$, Pr = 0.0000

Translogarítmica Estandar cuatro productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0445	1.0000	
sk	-0.2065	0.1246	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 76.124$, Pr = 0.0000

Translogarítmica Generalizada tres productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0201	1.0000	
sk	-0.1028	0.0530	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 19.422$, Pr = 0.0002

Translogarítmica Generalizada cuatro productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0671	1.0000	
sk	-0.0932	0.1667	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 57.732$, Pr = 0.0000

caso iv: Sin restricciones y con ecuaciones de participación

Translogarítmica Estandar tres productos

Correlation matrix of residuals:

```
          CTln      sL      sk
CTln  1.0000
sL   -0.0759  1.0000
sk   -0.1545  0.2842  1.0000
```

Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 151.447$, Pr = 0.0000

test de Wald

```
. test [CTln]w1 + [CTln]w2 + [CTln]w3 = 1
( 1)  [CTln]w1 + [CTln]w2 + [CTln]w3 = 1
      chi2( 1) = 137.73
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]w11+ [CTln]w22+ [CTln]w33+ [CTln]w12 + [CTln]w13 + [CTln]w23=0
( 1)  [CTln]w11 + [CTln]w22 + [CTln]w33 + [CTln]w12 + [CTln]w13 + [CTln]w23 = 0
      chi2( 1) = 46.84
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]q1w1+ [CTln]q1w2 + [CTln]q1w3=0
( 1)  [CTln]q1w1 + [CTln]q1w2 + [CTln]q1w3 = 0
      chi2( 1) = 46.66
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]w12+ [CTln]w13 - [sL]w1
( 1)  [CTln]w12 + [CTln]w13 + [sL]w1 = 0
      chi2( 1) = 1.65
      Prob > chi2 = 0.1996

. test [CTln]w12 - [sL]w2=0
( 1)  [CTln]w12 - [sL]w2 = 0
      chi2( 1) = 30.33
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]w13 - [sL]w3=0
( 1)  [CTln]w13 - [sL]w3 = 0
      chi2( 1) = 24.73
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]w13 - [sk]w1=0
( 1)  [CTln]w13 - [sk]w1 = 0
      chi2( 1) = 27.80
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]w23 - [sk]w2=0
( 1)  [CTln]w23 - [sk]w2 = 0
      chi2( 1) = 15.91
      Prob > chi2 = 0.0001

. test [CTln]w23 + [CTln]w13 - [sk]w3
( 1)  [CTln]w13 + [CTln]w23 + [sk]w3 = 0
      chi2( 1) = 30.62
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]w1 - [sL]_cons=0
( 1)  [CTln]w1 - [sL]_cons = 0
      chi2( 1) = 61.14
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]w3 - [sk]_cons=0
( 1)  [CTln]w3 - [sk]_cons = 0
      chi2( 1) = 43.78
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]q1w1 - [sL]q1=0
( 1)  [CTln]q1w1 - [sL]q1 = 0
      chi2( 1) = 33.91
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CTln]q2w1 - [sL]q2=0
( 1)  [CTln]q2w1 - [sL]q2 = 0
      chi2( 1) = 28.15
      Prob > chi2 = 0.0000
```

```

. test [CT1n]q3w1-[sL]q3=0
( 1) [CT1n]q3w1 - [sL]q3 = 0
      chi2( 1) =    7.57
      Prob > chi2 =   0.0059

. test [CT1n]q1w3-[sk]q1=0
( 1) [CT1n]q1w3 - [sk]q1 = 0
      chi2( 1) =   15.20
      Prob > chi2 =   0.0001

. test [CT1n]q2w3-[sk]q2=0
( 1) [CT1n]q2w3 - [sk]q2 = 0
      chi2( 1) =   10.74
      Prob > chi2 =   0.0011

. test [CT1n]q3w3-[sk]q3=0
( 1) [CT1n]q3w3 - [sk]q3 = 0
      chi2( 1) =   15.15
      Prob > chi2 =   0.0001

. test [CT1n]q2w1+ [CT1n]q2w2 +[CT1n]q2w3=0
( 1) [CT1n]q2w1 + [CT1n]q2w2 + [CT1n]q2w3 = 0
      chi2( 1) =   33.50
      Prob > chi2 =   0.0000

. test [CT1n]q3w1 +[CT1n]q3w2+ [CT1n]q3w3=0
( 1) [CT1n]q3w1 + [CT1n]q3w2 + [CT1n]q3w3 = 0
      chi2( 1) =    0.19
      Prob > chi2 =   0.6666

```

Translogarítmica Estandar cuatro productos

Correlation matrix of residuals:

	CT1n	sL	sk
CT1n	1.0000		
sL	-0.2635	1.0000	
sk	-0.1498	0.3125	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(3) = 259.978, Pr = 0.0000

Test Wald

```

. test [CT1n]w1 +[CT1n]w2+[CT1n]w3 =1
( 1) [CT1n]w1 + [CT1n]w2 + [CT1n]w3 = 1
      chi2( 1) =   35.88
      Prob > chi2 =   0.0000

. test [CT1n]w11+ [CT1n]w22+ [CT1n]w33+ [CT1n]w12 +[CT1n]w13 +[CT1n]w23=0
( 1) [CT1n]w11 + [CT1n]w22 + [CT1n]w33 + [CT1n]w12 + [CT1n]w13 + [CT1n]w23 = 0
      chi2( 1) =   21.39
      Prob > chi2 =   0.0000

. test [CT1n]q1w1+ [CT1n]q1w2 +[CT1n]q1w3=0
( 1) [CT1n]q1w1 + [CT1n]q1w2 + [CT1n]q1w3 = 0
      chi2( 1) =    0.45
      Prob > chi2 =   0.5015

. test [CT1n]w12+[CT1n]w13=-[sL]w1
( 1) [CT1n]w12 + [CT1n]w13 + [sL]w1 = 0
      chi2( 1) =   24.84
      Prob > chi2 =   0.0000

. test [CT1n]w12-[sL]w2=0
( 1) [CT1n]w12 - [sL]w2 = 0
      chi2( 1) =   12.80
      Prob > chi2 =   0.0003

. test [CT1n]w13-[sL]w3=0
( 1) [CT1n]w13 - [sL]w3 = 0
      chi2( 1) =   10.98
      Prob > chi2 =   0.0009

```

```

. test [CTln]w13-[sk]w1=0
( 1) [CTln]w13 - [sk]w1 = 0
      chi2( 1) =    5.34
      Prob > chi2 =  0.0209

. test [CTln]w23-[sk]w2=0
( 1) [CTln]w23 - [sk]w2 = 0
      chi2( 1) =    1.58
      Prob > chi2 =  0.2087

. test [CTln]w23+[CTln]w13-[sk]w3
( 1) [CTln]w13 + [CTln]w23 + [sk]w3 = 0
      chi2( 1) =    6.42
      Prob > chi2 =  0.0113

. test [CTln]w1-[sL]_cons=0
( 1) [CTln]w1 - [sL]_cons = 0
      chi2( 1) =   11.63
      Prob > chi2 =  0.0006

. test [CTln]w3-[sk]_cons=0
( 1) [CTln]w3 - [sk]_cons = 0
      chi2( 1) =   12.45
      Prob > chi2 =  0.0004

. test [CTln]q1w1-[sL]q1=0
( 1) [CTln]q1w1 - [sL]q1 = 0
      chi2( 1) =    3.08
      Prob > chi2 =  0.0793

. test [CTln]q2w1-[sL]q2=0
( 1) [CTln]q2w1 - [sL]q2 = 0
      chi2( 1) =   24.94
      Prob > chi2 =  0.0000

. test [CTln]q3w1-[sL]q3=0
( 1) [CTln]q3w1 - [sL]q3 = 0
      chi2( 1) =   59.70
      Prob > chi2 =  0.0000

. test [CTln]q1w3-[sk]q1=0
( 1) [CTln]q1w3 - [sk]q1 = 0
      chi2( 1) =   23.25
      Prob > chi2 =  0.0000

. test [CTln]q2w3-[sk]q2=0
( 1) [CTln]q2w3 - [sk]q2 = 0
      chi2( 1) =  103.39
      Prob > chi2 =  0.0000

. test [CTln]q3w3-[sk]q3=0
( 1) [CTln]q3w3 - [sk]q3 = 0
      chi2( 1) =    3.50
      Prob > chi2 =  0.0612

. test [CTln]q2w1+[CTln]q2w2+[CTln]q2w3=0
( 1) [CTln]q2w1 + [CTln]q2w2 + [CTln]q2w3 = 0
      chi2( 1) =    0.03
      Prob > chi2 =  0.8669

. test [CTln]q3w1+[CTln]q3w2+[CTln]q3w3=0
( 1) [CTln]q3w1 + [CTln]q3w2 + [CTln]q3w3 = 0
      chi2( 1) =   21.33
      Prob > chi2 =  0.0000

. test [CTln]q4w1+[CTln]q4w2+[CTln]q4w3=0
( 1) [CTln]q4w1 + [CTln]q4w2 + [CTln]q4w3 = 0
      chi2( 1) =    3.91
      Prob > chi2 =  0.0481

. test [CTln]q4w1-[sL]q4=0
( 1) [CTln]q4w1 - [sL]q4 = 0
      chi2( 1) =    3.72
      Prob > chi2 =  0.0539

. test [CTln]q4w3-[sk]q4=0
( 1) [CTln]q4w3 - [sk]q4 = 0
      chi2( 1) =   93.62
      Prob > chi2 =  0.0000

```

Translogarítmica Generalizada tres productos

Correlation matrix of residuals:

```
      CTln      sL      sk
CTln  1.0000
sL   -0.1510  1.0000
sk   -0.1092  0.2039  1.0000
```

Breusch-Pagan test of independence: $\chi^2(3) = 115.653$, $Pr = 0.0000$

Test Wald

. test [CTln]w1+[CTln]w2+[CTln]w3 =1

(1) [CTln]w1 + [CTln]w2 + [CTln]w3 = 1

```
      chi2( 1) = 55.69
      Prob > chi2 = 0.0000
```

. test [CTln]w11+ [CTln]w22+ [CTln]w33+ [CTln]w12+[CTln]w13+[CTln]w23=0

(1) [CTln]w11 + [CTln]w22 + [CTln]w33 + [CTln]w12 + [CTln]w13 + [CTln]w23 = 0

```
      chi2( 1) = 63.85
      Prob > chi2 = 0.0000
```

. test [CTln]q1w1+ [CTln]q1w2+[CTln]q1w3=0

(1) [CTln]q1w1 + [CTln]q1w2 + [CTln]q1w3 = 0

```
      chi2( 1) = 32.00
      Prob > chi2 = 0.0000
```

. test [CTln]w12+[CTln]w13=-[sL]w1

(1) [CTln]w12 + [CTln]w13 + [sL]w1 = 0

```
      chi2( 1) = 56.63
      Prob > chi2 = 0.0000
```

. test [CTln]w12-[sL]w2=0

(1) [CTln]w12 - [sL]w2 = 0

```
      chi2( 1) = 0.08
      Prob > chi2 = 0.7818
```

. test [CTln]w13-[sL]w3=0

(1) [CTln]w13 - [sL]w3 = 0

```
      chi2( 1) = 97.72
      Prob > chi2 = 0.0000
```

. test [CTln]w13-[sk]w1=0

(1) [CTln]w13 - [sk]w1 = 0

```
      chi2( 1) = 86.91
      Prob > chi2 = 0.0000
```

. test [CTln]w23-[sk]w2=0

(1) [CTln]w23 - [sk]w2 = 0

```
      chi2( 1) = 1.13
      Prob > chi2 = 0.2884
```

. test [CTln]w23+[CTln]w13=-[sk]w3

(1) [CTln]w13 + [CTln]w23 + [sk]w3 = 0

```
      chi2( 1) = 81.52
      Prob > chi2 = 0.0000
```

```

. test [CTln]w1-[sL]_cons=0
( 1) [CTln]w1 - [sL]_cons = 0
      chi2( 1) =    0.35
      Prob > chi2 =   0.5524

. test [CTln]w3-[sk]_cons=0
( 1) [CTln]w3 - [sk]_cons = 0
      chi2( 1) =  115.21
      Prob > chi2 =   0.0000

. test [CTln]q1w1-[sL]q1=0
( 1) [CTln]q1w1 - [sL]q1 = 0
      chi2( 1) =   31.10
      Prob > chi2 =   0.0000

. test [CTln]q2w1-[sL]q2=0
( 1) [CTln]q2w1 - [sL]q2 = 0
      chi2( 1) =    3.94
      Prob > chi2 =   0.0473

. test [CTln]q3w1-[sL]q3=0
( 1) [CTln]q3w1 - [sL]q3 = 0
      chi2( 1) =    1.47
      Prob > chi2 =   0.2253

. test [CTln]q1w3-[sk]q1=0
( 1) [CTln]q1w3 - [sk]q1 = 0
      chi2( 1) =   19.96
      Prob > chi2 =   0.0000

. test [CTln]q2w3-[sk]q2=0
( 1) [CTln]q2w3 - [sk]q2 = 0
      chi2( 1) =    0.04
      Prob > chi2 =   0.8383

. test [CTln]q3w3-[sk]q3=0
( 1) [CTln]q3w3 - [sk]q3 = 0
      chi2( 1) =   65.45
      Prob > chi2 =   0.0000

. test [CTln]q2w1+ [CTln]q2w2 +[CTln]q2w3=0
( 1) [CTln]q2w1 + [CTln]q2w2 + [CTln]q2w3 = 0
      chi2( 1) =    2.22
      Prob > chi2 =   0.1365

. test [CTln]q3w1 +[CTln]q3w2+ [CTln]q3w3=0
( 1) [CTln]q3w1 + [CTln]q3w2 + [CTln]q3w3 = 0
      chi2( 1) =    1.82
      Prob > chi2 =   0.1770

```

Translogarítmica Generalizada cuatro productos

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.1942	1.0000	
sk	-0.0780	0.2182	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(3) = 138.534, Pr = 0.0000

Test Wald

```
. test [C1n]w1+[C1n]w2+[C1n]w3 =1
( 1) [C1n]w1 + [C1n]w2 + [C1n]w3 = 1
      chi2( 1) = 22.01
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [C1n]w11+ [C1n]w22+ [C1n]w33+ [C1n]w12+[C1n]w13+[C1n]w23=0
( 1) [C1n]w11 + [C1n]w22 + [C1n]w33 + [C1n]w12 + [C1n]w13 + [C1n]w23 = 0
      chi2( 1) = 45.64
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [C1n]q1w1+ [C1n]q1w2+[C1n]q1w3=0
( 1) [C1n]q1w1 + [C1n]q1w2 + [C1n]q1w3 = 0
      chi2( 1) = 11.32
      Prob > chi2 = 0.0008

. test [C1n]w12+[C1n]w13=-[sL]w1
( 1) [C1n]w12 + [C1n]w13 + [sL]w1 = 0
      chi2( 1) = 60.23
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [C1n]w12-[sL]w2=0
( 1) [C1n]w12 - [sL]w2 = 0
      chi2( 1) = 8.19
      Prob > chi2 = 0.0042

. test [C1n]w13-[sL]w3=0
( 1) [C1n]w13 - [sL]w3 = 0
      chi2( 1) = 72.44
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [C1n]w13-[sk]w1=0
( 1) [C1n]w13 - [sk]w1 = 0
      chi2( 1) = 64.85
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [C1n]w23-[sk]w2=0
( 1) [C1n]w23 - [sk]w2 = 0
      chi2( 1) = 9.08
      Prob > chi2 = 0.0026

. test [C1n]w23+[C1n]w13=-[sk]w3
( 1) [C1n]w13 + [C1n]w23 + [sk]w3 = 0
      chi2( 1) = 68.74
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [C1n]w1-[sL]_cons=0
( 1) [C1n]w1 - [sL]_cons = 0
      chi2( 1) = 3.88
      Prob > chi2 = 0.0490

. test [C1n]w3-[sk]_cons=0
( 1) [C1n]w3 - [sk]_cons = 0
      chi2( 1) = 102.54
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [C1n]q1w1-[sL]q1=0
( 1) [C1n]q1w1 - [sL]q1 = 0
      chi2( 1) = 11.43
      Prob > chi2 = 0.0007
```

```

. test [CT1n]q2w1-[sL]q2=0
( 1) [CT1n]q2w1 - [sL]q2 = 0
      chi2( 1) = 0.46
      Prob > chi2 = 0.4974
. test [CT1n]q3w1-[sL]q3=0
( 1) [CT1n]q3w1 - [sL]q3 = 0
      chi2( 1) = 4.64
      Prob > chi2 = 0.0312
. test [CT1n]q1w3-[sk]q1=0
( 1) [CT1n]q1w3 - [sk]q1 = 0
      chi2( 1) = 21.56
      Prob > chi2 = 0.0000
. test [CT1n]q2w3-[sk]q2=0
( 1) [CT1n]q2w3 - [sk]q2 = 0
      chi2( 1) = 26.15
      Prob > chi2 = 0.0000
. test [CT1n]q3w3-[sk]q3=0
( 1) [CT1n]q3w3 - [sk]q3 = 0
      chi2( 1) = 52.41
      Prob > chi2 = 0.0000

. test [CT1n]q2w1+ [CT1n]q2w2 +[CT1n]q2w3=0
( 1) [CT1n]q2w1 + [CT1n]q2w2 + [CT1n]q2w3 = 0
      chi2( 1) = 0.67
      Prob > chi2 = 0.4133
. test [CT1n]q3w1 +[CT1n]q3w2+ [CT1n]q3w3=0
( 1) [CT1n]q3w1 + [CT1n]q3w2 + [CT1n]q3w3 = 0
      chi2( 1) = 0.39
      Prob > chi2 = 0.5313
. test [CT1n]q4w1 +[CT1n]q4w2+ [CT1n]q4w3=0
( 1) [CT1n]q4w1 + [CT1n]q4w2 + [CT1n]q4w3 = 0
      chi2( 1) = 2.74
      Prob > chi2 = 0.0977

. test [CT1n]q4w1-[sL]q4=0
( 1) [CT1n]q4w1 - [sL]q4 = 0
      chi2( 1) = 6.49
      Prob > chi2 = 0.0109
. test [CT1n]q4w3-[sk]q4=0
( 1) [CT1n]q4w3 - [sk]q4 = 0
      chi2( 1) = 17.51
      Prob > chi2 = 0.0000

```

caso v: Sin ecuaciones de participación y sin restricciones, estimando mediante efectos fijos.

El test de Hausman que se presenta busca analizar la conveniencia de estimar por efecto fijo o efecto aleatorio, en todos los casos como se puede verificar, efecto fijo se presenta como el más indicado

Translogarítmica Estandar tres productos

```
. hausman consistente eficiente
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) consistente	(B) eficiente		
q1	.5732831	.3068091	.266474	.
q2	-.1187122	.1035845	-.2242966	.
q3	.2891951	.3046335	-.0154384	.
q4	-1.993816	.3754397	-2.369256	.
q11	.0441643	.0527895	-.0086251	.
q22	.0327632	.077391	-.0446278	.
q33	.0051211	.0194557	-.0143346	.
q44	.2511706	.135667	-.1155036	.
q12	.0239613	.0289999	-.0050386	.
q13	-.0091459	-.0050229	-.004123	.
q14	-.0919297	-.0754093	-.0165204	.
q23	-.0104763	-.0195867	-.0091103	.
q24	-.0255663	-.086841	-.0612746	.
q34	-.0010854	.0386914	-.0397768	.
q1w1	.0037359	.0358615	-.0321256	.
q1w2	-.0179026	.0082173	-.0261199	.
q1w3	-.0585096	-.0579496	-.00056	.
q2w1	.0684121	.0854749	-.0170628	.
q2w2	.0384901	.0323375	.0061525	.
q2w3	-.0522285	-.1174623	.0652338	.
q3w1	-.0269603	-.1428987	.1159384	.
q3w2	-.0118559	.0069754	-.0188313	.
q3w3	.0302136	.0333808	-.0031672	.
q4w1	-.0223304	-.0968812	.0745509	.
q4w2	-.0145918	-.0101799	-.0042119	.
q4w3	-.140548	-.1918889	-.0778341	.
w1	-1.671187	-2.270456	.599269	.
w2	.2800373	.4883582	-.2083209	.
w3	-.3883644	-.3075904	-.0807741	.
w11	.3209475	.651533	-.3342058	.
w22	.0213137	.0383576	-.017044	.
w33	.1156956	.0713169	.0443787	.
w12	-.0300893	-.1209063	.090817	.
w13	-.0678279	-.2064161	.1385882	.
w23	-.0522404	-.0083356	-.0439048	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test Wald

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
      chi2(35) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              = 10501.13
      Prob>chi2 = 0.0000
      (V_b-V_B is not positive definite)

. test w1 +w2+ w3 =1
( 1)  w1 + w2 + w3 = 1
      F( 1, 1322) = 32.48
      Prob > F = 0.0000

. test w11+ w22+ w33+ w12 +w13 +w23=0
( 1)  w11 + w22 + w33 + w12 + w13 + w23 = 0
      F( 1, 1322) = 21.20
      Prob > F = 0.0000

. test q1w1+ q1w2 +q1w3=0
( 1)  q1w1 + q1w2 + q1w3 = 0
      F( 1, 1322) = 11.05
      Prob > F = 0.0009

. test q2w1+ q2w2 +q2w3=0
( 1)  q2w1 + q2w2 + q2w3 = 0
      F( 1, 1322) = 13.17
      Prob > F = 0.0003

. test q3w1 +q3w2+q3w3=0
( 1)  q3w1 + q3w2 + q3w3 = 0
      F( 1, 1322) = 0.22
      Prob > F = 0.6391

. test q4w1 +q4w2+ q4w3=0
( 1)  q4w1 + q4w2 + q4w3 = 0
      F( 1, 1322) = 3.22
      Prob > F = 0.0729
```

Translogarítmica Estandar cuatro productos

. hausman consistente eficiente

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) consistente	(B) eficiene		
q1	.5732831	.3068091	.266474	.
q2	-.1187122	-.1055845	-.2242966	.
q3	.2891951	.3046335	-.0154384	.
q4	-1.993816	.3754397	-2.369256	.
q11	.0441643	.0527895	-.0086251	.
q22	.0327632	.077391	-.0446278	.
q33	.0051211	.0194557	-.0143346	.
q44	.2511706	.135667	-.1155036	.
q12	.0239613	.0289999	-.0050386	.
q13	-.0091459	-.0050229	-.004123	.
q14	-.0919297	-.0754093	-.0165204	.
q23	-.0104763	-.0195867	.0091103	.
q24	-.0255663	-.086841	.0612746	.
q34	-.0010854	.0386914	-.0397768	.
q1w1	.0037359	.0358615	-.0321256	.
q1w2	-.0179026	.0082173	-.0261199	.
q1w3	-.0585096	-.0579496	-.00056	.
q2w1	.0684121	.0854749	-.0170628	.
q2w2	.0384901	.0323375	.0061525	.
q2w3	-.0522285	-.1174623	.0652338	.
q3w1	-.0269603	-.1428987	.1159384	.
q3w2	-.0118559	.0069754	-.0188313	.
q3w3	.0302136	.0333808	-.0031672	.
q4w1	-.0223304	-.0968812	.0745509	.
q4w2	-.0143918	-.0101799	-.0042119	.
q4w3	.1140548	.1918889	-.0778341	.
w1	-1.671187	-2.270456	.599269	.
w2	.2800373	.4883582	-.2083209	.
w3	-.3883644	-.3075904	-.0807741	.
w11	.3209475	.6551533	-.3342058	.
w22	.0213137	.0383576	-.017044	.
w33	.1156956	.0713169	.0443787	.
w12	-.0300893	-.1209063	.090817	.
w13	-.0678279	-.2064161	.1385882	.
w23	-.0522404	-.0083356	-.0439048	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(35) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 10501.13
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

Test Wald

. test w1 +w2+ w3 =1

(1) w1 + w2 + w3 = 1

F(1, 1322) = 32.48
 Prob > F = 0.0000

. test w11+ w22+ w33+ w12 +w13 +w23=0

(1) w11 + w22 + w33 + w12 + w13 + w23 = 0

F(1, 1322) = 21.20
 Prob > F = 0.0000

. test q1w1+ q1w2 +q1w3=0

(1) q1w1 + q1w2 + q1w3 = 0

F(1, 1322) = 11.05
 Prob > F = 0.0009

. test q2w1+ q2w2 +q2w3=0

(1) q2w1 + q2w2 + q2w3 = 0

F(1, 1322) = 13.17
 Prob > F = 0.0003

. test q3w1 +q3w2+q3w3=0

(1) q3w1 + q3w2 + q3w3 = 0

F(1, 1322) = 0.22
 Prob > F = 0.6391

. test q4w1 +q4w2+ q4w3=0

(1) q4w1 + q4w2 + q4w3 = 0

F(1, 1322) = 3.22
 Prob > F = 0.0729

Translogarítmica Generalizada cuatro productos

. hausman consistente eficiente

Note: the rank of the differenced variance matrix (10) does not equal the number of coefficients being tested (35); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) consistente	(B) eficiente		
q1	-.0002122	.0022696	-.0024818	.
q2	.0000139	.0000994	-.0000855	.
q3	.0000212	.0000719	-.0000507	.
q4	2.53e-06	.0000166	-.0000141	.
q11	6.79e-08	-2.75e-07	3.43e-07	.
q22	1.58e-10	6.13e-10	-4.55e-10	.
q33	5.84e-11	1.13e-10	-5.49e-11	.
q44	1.57e-11	3.53e-11	-1.96e-11	.
q12	4.56e-09	1.03e-08	-5.73e-09	.
q13	-5.52e-11	-5.07e-09	5.02e-09	.
q14	-1.70e-09	-2.99e-09	1.29e-09	.
q23	-5.34e-11	-1.13e-10	5.95e-11	.
q24	-8.38e-11	-2.48e-10	1.64e-10	.
q34	-4.42e-12	1.99e-11	-2.43e-11	.
q1w1	.0000701	-.0002051	.0002752	.
q1w2	.000048	.0000924	-.0000444	.
q1w3	-.0001261	-.0001825	.0000564	.
q2w1	3.44e-06	-8.51e-06	.0000119	.
q2w2	2.70e-06	7.05e-06	-4.35e-06	.
q2w3	-3.00e-06	-8.25e-06	5.25e-06	.
q3w1	-3.66e-06	-7.38e-06	3.71e-06	.
q3w2	-3.66e-07	1.75e-07	-5.41e-07	.
q3w3	2.45e-06	.0000101	-7.70e-06	.
q4w1	5.36e-07	-2.83e-06	3.37e-06	.
q4w2	-6.95e-07	-1.10e-06	4.08e-07	.
q4w3	9.28e-07	1.86e-06	-9.30e-07	.
w1	-.1990533	1.436976	-1.636029	.
w2	.2770127	-.1444122	.4214249	.
w3	.5577576	-1.710959	2.268717	.
w11	.1611029	.3529969	-.191894	.
w22	.0514888	.0416363	.0098525	.
w33	.1144115	-.0692174	.1836289	.
w12	.0255044	.1174664	-.091962	.
w13	.0218619	.4099538	-.3880919	.
w23	-.0184554	.0290358	-.0474912	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= -1472.91
chi2<0 ==> model fitted on these data fails to meet the asymptotic assumptions of the Hausman test; see suest for a generalized test

Test Wald

. test w1 +w2+ w3 =1

(1) w1 + w2 + w3 = 1

F(1, 1466) = 2.09
Prob > F = 0.1483

. test w11+ w22+ w33+ w12 +w13 +w23=0

(1) w11 + w22 + w33 + w12 + w13 + w23 = 0

F(1, 1466) = 27.94
Prob > F = 0.0000

. test q1w1+ q1w2 +q1w3=0

(1) q1w1 + q1w2 + q1w3 = 0

F(1, 1466) = 0.03
Prob > F = 0.8676

. test q2w1+ q2w2 +q2w3=0

(1) q2w1 + q2w2 + q2w3 = 0

F(1, 1466) = 0.97
Prob > F = 0.3259

. test q3w1 +q3w2+q3w3=0

(1) q3w1 + q3w2 + q3w3 = 0

F(1, 1466) = 0.65
Prob > F = 0.4211

. test q4w1 +q4w2+ q4w3=0

(1) q4w1 + q4w2 + q4w3 = 0

F(1, 1466) = 1.42
Prob > F = 0.2333

Estimaciones tomando como producto a los depósitos

Translogarítmica Estandar

Seemingly unrelated regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
CTln	1372	21	.3251725	0.9231	90521.21	0.0000
sL	1372	4	.1048891	0.1596	1028.98	0.0000
sk	1372	5	.1374724	0.1871	1675.56	0.0000

- (1) [CTln]w1 + [CTln]w3 = 1
- (2) [CTln]w11 + [CTln]w33 + [CTln]w13 = 0
- (3) [CTln]q1w1 + [CTln]q1w3 = 0
- (4) [CTln]w13 + [sL]w1 = 0
- (5) [CTln]w13 + [sL]w3 = 0
- (6) [CTln]w13 - [sk]w1 = 0
- (7) [CTln]w13 + [sk]w3 = 0
- (8) [CTln]w1 - [sL]_cons = 0
- (9) [CTln]w3 - [sk]_cons = 0
- (10) [CTln]q1w1 - [sL]q1 = 0
- (11) [CTln]q2w1 - [sL]q2 = 0
- (12) [CTln]q3w1 - [sL]q3 = 0
- (13) [CTln]q1w3 - [sk]q1 = 0
- (14) [CTln]q2w3 - [sk]q2 = 0
- (15) [CTln]q3w3 - [sk]q3 = 0
- (16) [CTln]q2w1 + [CTln]q2w3 = 0
- (17) [CTln]q3w1 + [CTln]q3w3 = 0
- (18) [CTln]q4w1 = 0
- (19) [CTln]q4w1 - [sL]q4 = 0
- (20) [CTln]q4w3 - [sk]q4 = 0

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
CTln					
q1	.8195903	.1724137	4.75	0.000	.4816656 1.157515
q2	-2.7237	.7245849	-3.76	0.000	-4.14386 -1.303539
q3	-1.169649	.1541603	-7.59	0.000	-1.471798 -.8675007
q4	1.827855	.8389679	2.18	0.029	.1835082 3.472202
q11	.0583746	.0078617	7.43	0.000	.042966 .0737832
q22	.5606244	.2009891	2.79	0.005	.1666931 .9545557
q33	-.0332581	.0061141	-5.44	0.000	-.0452415 -.0212746
q44	.4814477	.2169535	2.22	0.026	.0562266 .9066688
q12	.0367322	.0271008	1.36	0.175	-.0163845 .0898489
q13	-.0331489	.0084595	-3.92	0.000	-.0497293 -.0165686
q14	-.0725272	.0305843	-2.37	0.018	-.1324713 -.0125831
q23	.1458751	.0461999	3.16	0.002	.0553249 .2364253
q24	-.521563	.2035869	-2.56	0.010	-.920586 -.12254
q34	-.022961	.0470924	-0.49	0.626	-.1152603 .0693384
q1w1	-.0142614	.0013857	-10.29	0.000	-.0169774 -.0115455
q1w3	.0142614	.0013857	10.29	0.000	.0115455 .0169774
q2w1	.0204046	.0025887	7.88	0.000	.015331 .0254783
q2w3	-.0204046	.0025887	-7.88	0.000	-.0254783 -.015331
q3w1	-.0071652	.0012805	-5.60	0.000	-.0096749 -.0046556
q3w3	.0071652	.0012805	5.60	0.000	.0046556 .0096749
q4w1	-1.00e-12	3.70e-13	-2.70	0.007	-1.73e-12 -2.74e-13
q4w3	-.009248	.0003407	-27.14	0.000	-.0099158 -.0085801
w1	-.2809863	.0409198	-6.87	0.000	-.3611877 -.2007849
w3	1.280986	.0409198	31.30	0.000	1.200785 1.361188
w11	-.0737698	.004666	-15.81	0.000	-.0829149 -.0646246
w33	.1584854	.0048159	32.91	0.000	.1490464 .1679244
w13	-.0847156	.0028354	-29.88	0.000	-.090273 -.0791583
_cons	19.76682	1.589484	12.44	0.000	16.65149 22.88215
sL					
q1	-.0142614	.0013857	-10.29	0.000	-.0169774 -.0115455
q2	.0204046	.0025887	7.88	0.000	.015331 .0254783
q3	-.0071652	.0012805	-5.60	0.000	-.0096749 -.0046556
q4	-1.16e-14	3.45e-15	-3.36	0.001	-1.84e-14 -4.82e-15
w1	-.0847156	.0028354	-29.88	0.000	-.0791583 -.090273
w3	-.0847156	.0028354	-29.88	0.000	-.090273 -.0791583
_cons	-.2809863	.0409198	-6.87	0.000	-.3611877 -.2007849
sk					
q1	-.0142614	.0013857	10.29	0.000	-.0115455 .0169774
q2	-.0204046	.0025887	-7.88	0.000	-.0254783 -.015331
q3	.0071652	.0012805	5.60	0.000	.0046556 .0096749
q4	-.009248	.0003407	-27.14	0.000	-.0099158 -.0085801
w1	-.0847156	.0028354	-29.88	0.000	-.090273 -.0791583
w3	.0847156	.0028354	29.88	0.000	.0791583 .090273
_cons	1.280986	.0409198	31.30	0.000	1.200785 1.361188

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.1022	1.0000	
sk	-0.2132	0.3143	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(3) = 212.175, Pr = 0.0000

Translogarítmica Generalizada

Seemingly unrelated regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
CTln	1516	15	.4288644	0.8873	60122.98	0.0000
sL	1516	5	.1225517	-0.1335	767.80	0.0000
sk	1516	5	.1459731	0.0334	480.16	0.0000

- (1) [CTln]w1 + [CTln]w3 = 1
- (2) [CTln]w11 + [CTln]w33 + [CTln]w13 = 0
- (3) [CTln]w13 + [sL]w1 = 0
- (4) [CTln]w13 - [sL]w3 = 0
- (5) [CTln]w13 - [sk]w1 = 0
- (6) [CTln]w13 + [sk]w3 = 0
- (7) [CTln]w1 - [sL]_cons = 0
- (8) [CTln]w3 - [sk]_cons = 0
- (9) [CTln]q1w1 - [sL]q1 = 0
- (10) [CTln]q2w1 - [sL]q2 = 0
- (11) [CTln]q3w1 - [sL]q3 = 0
- (12) [CTln]q1w3 - [sk]q1 = 0
- (13) [CTln]q2w3 - [sk]q2 = 0
- (14) [CTln]q3w3 - [sk]q3 = 0
- (15) [CTln]q2w1 + [CTln]q2w3 = 0
- (16) [CTln]q3w1 + [CTln]q3w3 = 0
- (17) [CTln]q4w1 + [CTln]q4w3 = 0
- (18) [CTln]q4w1 - [sL]q4 = 0
- (19) [CTln]q4w3 - [sk]q4 = 0

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
CTln	q1	.001948	.0000844	23.08	0.000	.0017826 .0021134
	q2	-2.59e-06	2.51e-06	-1.03	0.302	-7.52e-06 2.33e-06
	q3	-7.46e-06	2.75e-06	-2.71	0.007	-.0000129 -2.06e-06
	q4	.0000117	2.54e-06	4.59	0.000	6.69e-06 .0000167
	q11	-7.47e-07	5.97e-08	-12.51	0.000	-8.64e-07 -6.30e-07
	q22	4.42e-11	4.31e-11	1.03	0.305	-4.03e-11 1.29e-10
	q33	-1.38e-10	9.16e-11	-1.51	0.131	-3.18e-10 4.13e-11
	q44	4.07e-11	5.06e-11	0.80	0.422	-5.85e-11 1.40e-10
	q12	6.90e-09	1.29e-09	5.35	0.000	4.37e-09 9.42e-09
	q13	8.19e-09	1.79e-09	4.58	0.000	4.69e-09 1.17e-08
	q14	-8.59e-09	1.43e-09	-6.02	0.000	-1.14e-08 -5.80e-09
	q23	-1.14e-10	5.87e-11	-1.95	0.052	-2.29e-10 7.95e-13
	q24	-4.57e-11	4.46e-11	-1.02	0.306	-1.33e-10 4.17e-11
	q34	1.18e-10	7.24e-11	1.63	0.103	-2.40e-11 2.60e-10
	q1w1	-.0000493	4.43e-06	-11.14	0.000	-.000058 -0.0000407
	q1w3	-.0000167	4.46e-06	-3.75	0.000	-.0000255 -7.98e-06
	q2w1	1.14e-07	1.52e-07	0.75	0.453	-1.83e-07 4.11e-07
	q2w3	-1.14e-07	1.52e-07	-0.75	0.453	-4.11e-07 1.83e-07
	q3w1	-5.21e-07	1.77e-07	-2.94	0.003	-8.68e-07 -1.73e-07
	q3w3	5.21e-07	1.77e-07	2.94	0.003	1.73e-07 8.68e-07
q4w1	8.54e-09	1.67e-07	0.05	0.959	-3.19e-07 3.36e-07	
q4w3	-8.54e-09	1.67e-07	-0.05	0.959	-3.36e-07 3.19e-07	
w1	.0502888	.0229235	2.19	0.028	.0053596 .095218	
w3	.9497112	.0229235	41.43	0.000	.904782 .9946404	
w11	-.0686946	.0063338	-10.85	0.000	-.0811087 -.0562805	
w33	-.1349041	.0064431	-20.94	0.000	-.1222759 -.1475323	
w13	-.0662094	.0030809	-21.49	0.000	-.0722479 -.060171	
_cons	10.40714	.1110889	93.68	0.000	10.18941 10.62487	
sL	q1	-.0000493	4.43e-06	-11.14	0.000	-.000058 -0.0000407
	q2	1.14e-07	1.52e-07	0.75	0.453	-1.83e-07 4.11e-07
	q3	-5.21e-07	1.77e-07	-2.94	0.003	-8.68e-07 -1.73e-07
	q4	8.54e-09	1.67e-07	0.05	0.959	-3.19e-07 3.36e-07
	w1	.0662094	.0030809	21.49	0.000	.060171 .0722479
	w3	-.0662094	.0030809	-21.49	0.000	-.0722479 -.060171
	_cons	.0502888	.0229235	2.19	0.028	.0053596 .095218
sk	q1	-.0000167	4.46e-06	-3.75	0.000	-.0000255 -7.98e-06
	q2	-1.14e-07	1.52e-07	-0.75	0.453	-4.11e-07 1.83e-07
	q3	5.21e-07	1.77e-07	2.94	0.003	1.73e-07 8.68e-07
	q4	-8.54e-09	1.67e-07	-0.05	0.959	-3.36e-07 3.19e-07
	w1	-.0662094	.0030809	-21.49	0.000	-.0722479 -.060171
	w3	.0662094	.0030809	21.49	0.000	.060171 .0722479
	_cons	.9497112	.0229235	41.43	0.000	.904782 .9946404

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0643	1.0000	
sk	-0.1199	0.2745	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(3) = 142.269, Pr = 0.0000

Efecto Fijo

Fixed-effects (within) IV regression
 Group variable: bco

Number of obs = 1372
 Number of groups = 15

R-sq: within = 0.7874
 between = 0.8969
 overall = 0.8535

Obs per group: min = 36
 avg = 91.5
 max = 107

wald chi2(27) = 6.41e+06
 Prob > chi2 = 0.0000

corr(u_i, xb) = 0.2502

CTln	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
q1	1.115413	.1631732	6.84	0.000	.7955994	1.435227
q2	-4.847498	.9361643	-5.18	0.000	-6.682347	-3.01265
q3	-.2471466	.1350835	-1.83	0.067	-.5119054	.0176121
q4	2.072357	1.020689	2.03	0.042	.0718437	4.072871
w1	-1.685829	.4852278	-3.47	0.001	-2.636859	-.7348004
w3	-.1121827	.3026948	-0.37	0.711	-.7054536	.4810883
q11	.0372499	.0052846	7.05	0.000	.0268924	.0476075
q12	-.0653147	.0227564	-2.87	0.004	-.1099165	-.020713
q13	-.0087384	.0050653	-1.73	0.084	-.0186662	.0011894
q14	.0006461	.0238394	0.03	0.978	-.0460783	.0473705
q22	-.2909191	.1132174	2.57	0.010	.069017	.5128211
q23	-.0202421	.0271865	-0.74	0.457	-.0735265	.0330424
q24	.0101236	.1176275	0.09	0.931	-.2204222	.2406693
q33	-.0177662	.0035118	-5.06	0.000	-.0246491	-.0108832
q34	.039536	.0277703	1.42	0.155	-.0148929	.0939648
q44	-.0950126	.1355616	-0.70	0.483	-.3607086	.1706833
q1w1	-.0716222	.0158879	-4.51	0.000	-.1027618	-.0404825
q1w3	-.0096861	.0119625	-0.81	0.418	-.0331322	.0137599
q2w1	.1370001	.1114033	1.23	0.219	-.0813465	.3553466
q2w3	-.1814275	.0596549	-3.04	0.002	-.2983489	-.0645062
q3w1	.0374652	.0161818	2.32	0.021	.0057494	.0691809
q3w3	-.012607	.0095169	-1.32	0.185	-.0312597	.0060458
q4w1	-.019784	.1143671	-0.17	0.863	-.2439393	.2043714
q4w3	.2282381	.0665473	3.43	0.001	.0978078	.3586684
w11	.1290876	.0444947	2.90	0.004	.0418797	.2162956
w13	.0650857	.034686	1.88	0.061	-.0028976	.133069
w33	.1027843	.0222131	4.63	0.000	.0592474	.1463212
_cons	27.27034	3.273292	8.33	0.000	20.85481	33.68588
sigma_u	.45229373					
sigma_e	.15849306					
rho	.89063483	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(14,1330) = 211.72 Prob > F = 0.0000

Instrumented: q1 q2 q3 q4 w1 w3 q11 q12 q13 q14 q22 q23 q24 q33 q34 q44 q1w1 q1w3 q2w1 q2w3 q3w1 q3w3 q4w1 q4w3 w11 w13 w33
 Instruments: q1 q2 q3 q4 w1 w3 q11 q12 q13 q14 q22 q23 q24 q33 q34 q44 q1w1 q1w3 q2w1 q2w3 q3w1 q3w3 q4w1 q4w3 w11 w13 w33

	Coef e	Std. Err	[95% Conf. Interval]
Estandar	.748721	.0050825	.7387506 .7586913
Generalizada	.9118241	.0229167	.8668723 .9567759
Efecto fijo	.6220624	.0050109	.6122325 .6318922

Sin BROU

	Coef e	Std. Err	[95% Conf. Interval]
Estandar	.6913962	.0033844	.6847565 .6980359
Generalizada	.9061767	.0252766	.8565928 .9557606
Efecto fijo	.593039	.0045508	.5841111 .601967

Economía de alcance

Estandar

	Coeficiente	Std. Err.	[95% Conf. Interval]
G Servicios – Préstamos	.0449996	.16553	-.2794332 3694324
G Servicios- Valores P	-.0655481	.2110555	-.4792092 3481131
G Servicios - Depósitos	-.0156384	.2182474	-.4433954 .4121185
Préstamos - Valores P	1.274612	.9704658	-.627466 3.17669
Préstamos – Depósitos	-1.946518	1.788517	-5.451946 1.55891
Valores P - Depósitos	-1.664666	1.168334	-3.954559 .6252258

Generalizada

	Coeficiente	Std. Err.	[95% Conf. Interval]
G Servicios – Préstamos	-9.42e-07	6.34e-08	-1.07e-06 -8.17e-07
G Servicios- Valores P	-9.82e-07	1.12e-07	-1.20e-06 -7.62e-07
G Servicios - Depósitos	1.65e-07	5.20e-08	6.29e-08 2.67e-07
Préstamos - Valores P	-9.98e-11	9.78e-13	-1.02e-10 -9.79e-11
Préstamos – Depósitos	-5.89e-11	9.83e-13	-6.08e-11 -5.69e-11
Valores P - Depósitos	6.76e-11	1.20e-12	6.56e-11 6.96e-11

Sin BROU Estandar

Seemingly unrelated regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
CTln	1265	21	.3271319	0.8939	75688.54	0.0000
sL	1265	4	.0992053	0.2106	925.70	0.0000
sk	1265	5	.1365927	0.1591	1558.44	0.0000

- (1) [ctln]w1 + [ctln]w3 = 1
- (2) [ctln]w11 + [ctln]w33 + [ctln]w13 = 0
- (3) [ctln]q1w1 + [ctln]q1w3 = 0
- (4) [ctln]w13 + [sL]w1 = 0
- (5) [ctln]w13 - [sL]w3 = 0
- (6) [ctln]w13 - [sk]w1 = 0
- (7) [ctln]w13 + [sk]w3 = 0
- (8) [ctln]w1 - [sL]_cons = 0
- (9) [ctln]w3 - [sk]_cons = 0
- (10) [ctln]q1w1 - [sL]q1 = 0
- (11) [ctln]q2w1 - [sL]q2 = 0
- (12) [ctln]q3w1 - [sL]q3 = 0
- (13) [ctln]q1w3 - [sk]q1 = 0
- (14) [ctln]q2w3 - [sk]q2 = 0
- (15) [ctln]q3w3 - [sk]q3 = 0
- (16) [ctln]q2w1 + [ctln]q2w3 = 0
- (17) [ctln]q3w1 + [ctln]q3w3 = 0
- (18) [ctln]q4w1 = 0
- (19) [ctln]q4w1 - [sL]q4 = 0
- (20) [ctln]q4w3 - [sk]q4 = 0

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
CTln					
q1	.5849637	.202259	2.89	0.004	-.1885432 .9813841
q2	-1.999429	.8776362	-2.28	0.023	-3.719565 -.2792938
q3	-1.024538	.1673206	-6.12	0.000	-1.352481 -.6965958
q4	1.825575	.9364208	1.95	0.051	-.0097763 3.660926
q11	.0536603	.0082905	6.47	0.000	.0374111 .0699095
q22	.5313403	.2222872	2.39	0.017	.0956653 .9670152
q33	-.0296977	.0062735	-4.73	0.000	-.0419936 -.0174018
q44	.5491556	.2244135	2.45	0.014	.1093132 .9889979
q12	.0677379	.0293938	2.30	0.021	.0101271 .1253487
q13	-.0279243	.0088439	-3.16	0.002	-.0452581 -.0105905
q14	-.0862942	.0314695	-2.74	0.006	-.1479733 -.024615
q23	.1513881	.0477159	3.17	0.002	.0578667 .2449095
q24	-.5674841	.2168116	-2.62	0.009	-.9924271 -.1425411
q34	-.044064	.0485989	-0.91	0.365	-.139316 .0511881
q1w1	-.0191954	.0016358	-11.73	0.000	-.0224015 -.0159893
q1w3	.0191954	.0016358	11.73	0.000	.0159893 .0224015
q2w1	.033579	.0033149	10.13	0.000	.027082 .040076
q2w3	-.033579	.0033149	-10.13	0.000	-.040076 -.027082
q3w1	-.0050482	.0013316	-3.79	0.000	-.0076582 -.0024383
q3w3	.0050482	.0013316	3.79	0.000	.0024383 .0076582
q4w1	6.91e-13	2.82e-13	2.45	0.014	1.38e-13 1.24e-12
q4w3	-.0091989	.0003452	-26.65	0.000	-.0098755 -.0085223
w1	-.4929992	.0545867	-9.03	0.000	-.5999871 -.3860114
w3	1.492999	.0545867	27.35	0.000	1.386011 1.599987
w11	-.0688593	.0055203	-12.47	0.000	-.079679 -.0580396
w33	.1573668	.0055847	28.18	0.000	.146421 .1683125
w13	-.0885075	.003108	-28.48	0.000	-.094599 -.082416
_cons	15.35481	2.392448	6.42	0.000	10.6657 20.04393
sL					
q1	-.0191954	.0016358	-11.73	0.000	-.0224015 -.0159893
q2	.033579	.0033149	10.13	0.000	.027082 .040076
q3	-.0050482	.0013316	-3.79	0.000	-.0076582 -.0024383
q4	-2.28e-15	2.16e-15	-1.06	0.290	-6.51e-15 1.95e-15
w1	-.0885075	.003108	-28.48	0.000	-.082416 -.094599
w3	.0885075	.003108	28.48	0.000	.094599 .082416
_cons	-.4929992	.0545867	-9.03	0.000	-.5999871 -.3860114
sk					
q1	.0191954	.0016358	11.73	0.000	.0159893 .0224015
q2	-.033579	.0033149	-10.13	0.000	-.040076 -.027082
q3	.0050482	.0013316	3.79	0.000	.0024383 .0076582
q4	-.0091989	.0003452	-26.65	0.000	-.0098755 -.0085223
w1	-.0885075	.003108	-28.48	0.000	-.094599 -.082416
w3	.0885075	.003108	28.48	0.000	.082416 .094599
_cons	1.492999	.0545867	27.35	0.000	1.386011 1.599987

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0594	1.0000	
sk	-0.1984	0.2540	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(3) = 135.896, Pr = 0.0000

Sin Brou Translogarítmica Generalizada

Seemingly unrelated regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
CTln	1409	15	.3937854	0.8765	58884.60	0.0000
sL	1409	5	.1216915	-0.1662	701.15	0.0000
sk	1409	5	.1433394	0.0218	440.41	0.0000

- (1) [ctln]w1 + [ctln]w3 = 1
- (2) [ctln]w11 + [ctln]w33 + [ctln]w13 = 0
- (3) [ctln]w13 + [sL]w1 = 0
- (4) [ctln]w13 - [sL]w3 = 0
- (5) [ctln]w13 - [sk]w1 = 0
- (6) [ctln]w13 + [sk]w3 = 0
- (7) [ctln]w1 - [sL]_cons = 0
- (8) [ctln]w3 - [sk]_cons = 0
- (9) [ctln]q1w1 - [sL]q1 = 0
- (10) [ctln]q2w1 - [sL]q2 = 0
- (11) [ctln]q3w1 - [sL]q3 = 0
- (12) [ctln]q1w3 - [sk]q1 = 0
- (13) [ctln]q2w3 - [sk]q2 = 0
- (14) [ctln]q3w3 - [sk]q3 = 0
- (15) [ctln]q2w1 + [ctln]q2w3 = 0
- (16) [ctln]q3w1 + [ctln]q3w3 = 0
- (17) [ctln]q4w1 + [ctln]q4w3 = 0
- (18) [ctln]q4w1 - [sL]q4 = 0
- (19) [ctln]q4w3 - [sk]q4 = 0

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
CTln	q1	.001783	.0001033	17.26	0.000	-.0015805 .0019855
	q2	2.07e-06	3.94e-06	0.52	0.600	-5.65e-06 9.78e-06
	q3	-1.45e-06	3.34e-06	-0.43	0.665	-8.00e-06 5.10e-06
	q4	.0000147	4.02e-06	3.64	0.000	6.78e-06 .0000225
	q11	-3.05e-07	6.50e-08	-4.70	0.000	-4.33e-07 -1.78e-07
	q22	5.27e-11	8.50e-11	0.62	0.536	-1.14e-10 2.19e-10
	q33	-5.08e-11	1.16e-10	-0.44	0.661	-2.78e-10 1.76e-10
	q44	3.50e-11	6.81e-11	0.51	0.608	-9.86e-11 1.69e-10
	q12	-5.83e-10	2.09e-09	-0.28	0.781	-4.69e-09 3.52e-09
	q13	7.50e-10	2.04e-09	0.37	0.713	-3.25e-09 4.75e-09
	q14	-6.37e-09	2.05e-09	-3.10	0.002	-1.04e-08 -2.35e-09
	q23	1.02e-10	8.22e-11	1.24	0.214	-5.89e-11 2.63e-10
	q24	-4.85e-11	7.20e-11	-0.67	0.500	-1.90e-10 9.26e-11
	q34	-1.61e-11	9.05e-11	-0.18	0.859	-1.94e-10 1.61e-10
	q1w1	-.000038	5.88e-06	-6.46	0.000	-.0000495 -.0000265
	q1w3	-.000028	5.89e-06	-4.75	0.000	-.0000395 -.0000165
	q2w1	1.02e-07	2.03e-07	0.50	0.615	-2.96e-07 5.00e-07
	q2w3	-1.02e-07	2.03e-07	-0.50	0.615	-5.00e-07 2.96e-07
	q3w1	-7.03e-07	2.10e-07	-3.35	0.001	-1.12e-06 -2.91e-07
	q3w3	7.03e-07	2.10e-07	3.35	0.001	2.91e-07 1.12e-06
q4w1	-1.54e-07	2.09e-07	-0.73	0.463	-5.64e-07 2.56e-07	
q4w3	1.54e-07	2.09e-07	0.73	0.463	-2.56e-07 5.64e-07	
w1	-.1005403	.0245951	4.09	0.000	.0523349 .1487458	
w3	.8994597	.0245951	36.57	0.000	.8512542 .9476651	
w11	-.089797	.0063505	-14.14	0.000	-.1022438 -.0773503	
w33	.1501867	.0064357	23.34	0.000	.1375729 .1628005	
w13	-.0603897	.0032311	-18.69	0.000	-.0667226 -.0540568	
_cons	10.01351	.1194174	83.85	0.000	9.779459 10.24757	
sL	q1	-.000038	5.88e-06	-6.46	0.000	-.0000495 -.0000265
	q2	1.02e-07	2.03e-07	0.50	0.615	-2.96e-07 5.00e-07
	q3	-7.03e-07	2.10e-07	-3.35	0.001	-1.12e-06 -2.91e-07
	q4	-1.54e-07	2.09e-07	-0.73	0.463	-5.64e-07 2.56e-07
	w1	.0603897	.0032311	18.69	0.000	.0540568 .0667226
	w3	-.0603897	.0032311	-18.69	0.000	-.0667226 -.0540568
	_cons	1.005403	.0245951	4.09	0.000	.0523349 .1487458
sk	q1	-.000028	5.89e-06	-4.75	0.000	-.0000395 -.0000165
	q2	-1.02e-07	2.03e-07	-0.50	0.615	-5.00e-07 2.96e-07
	q3	7.03e-07	2.10e-07	3.35	0.001	2.91e-07 1.12e-06
	q4	1.54e-07	2.09e-07	0.73	0.463	-2.56e-07 5.64e-07
	w1	-.0603897	.0032311	-18.69	0.000	-.0667226 -.0540568
	w3	.0603897	.0032311	18.69	0.000	.0540568 .0667226
	_cons	.8994597	.0245951	36.57	0.000	.8512542 .9476651

Correlation matrix of residuals:

	CTln	sL	sk
CTln	1.0000		
sL	-0.0453	1.0000	
sk	-0.1205	0.2650	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(3) = 122.323, Pr = 0.0000

Sin Brou FE

Fixed-effects (within) IV regression
 Group variable: bco
 Number of obs = 1265
 Number of groups = 14
 R-sq: within = 0.8017
 between = 0.8825
 overall = 0.8249
 Obs per group: min = 36
 avg = 90.4
 max = 107
 corr(u_i, Xb) = 0.0332
 Wald chi2(27) = 6.04e+06
 Prob > chi2 = 0.0000

CTln	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
q1	1.082325	.1688236	6.41	0.000	.7514365 1.413213
q2	-3.894553	1.138194	-3.42	0.001	-6.125373 -1.663734
q3	-3.3523561	.139136	-2.53	0.011	-.6250576 -.0796546
q4	1.452247	1.143925	1.27	0.204	-.7898051 3.694299
w1	-2.261644	.5259277	-4.30	0.000	-3.292444 -1.230845
w3	-.4491488	.3797377	-1.18	0.237	-1.193421 .2951236
q11	-.0366524	.0052509	6.98	0.000	-.0263609 .046944
q12	-.0513831	.0245707	-2.09	0.037	-.0995409 -.0032254
q13	-.0109593	.0050747	-2.16	0.031	-.0209055 -.001013
q14	-.0081128	.0245929	-0.33	0.741	-.0563141 .0400885
q22	-.2688582	.1371295	1.96	0.050	-.0000893 .537627
q23	-.0097603	.0271493	0.36	0.719	-.0434513 .062972
q24	-.0387398	.123157	-0.31	0.753	-.2801231 .2026434
q33	-.0165682	.003442	-4.81	0.000	-.0233143 -.0098221
q34	-.0194585	.0273572	0.71	0.477	-.0341606 .0730776
q44	-.0149333	.1338442	-0.11	0.911	-.2772632 .2473966
q1w1	-.0792086	.0160419	-4.94	0.000	-.1106501 -.0477671
q1w3	-.0162336	.0124845	-1.30	0.193	-.0407027 .0082356
q2w1	-.1038166	.1101262	0.94	0.346	-.1120267 .31966
q2w3	-.107791	.0735684	-1.47	0.143	-.2519824 .0364003
q3w1	-.0239065	.0161847	1.48	0.140	-.0078148 .0556278
q3w3	-.0198928	.0099571	-2.00	0.046	-.0394084 -.0003772
q4w1	.0603522	.1123447	0.54	0.591	-.1598094 .2805738
q4w3	.1909759	.0735086	2.60	0.009	.0469017 .33505
w11	.1192703	.0443063	2.69	0.007	.0324315 .2061091
w13	-.0228229	.0378664	0.60	0.547	-.0513939 .0970397
w33	.0632261	.0278119	2.27	0.023	.0087157 .1177365
_cons	26.29303	3.534585	7.44	0.000	19.36537 33.22069
sigma_u	.40584892				
sigma_e	.1539271				
rho	.87424265				(fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(13,1224) = 221.32 Prob > F = 0.0000

Instrumented: q1 q2 q3 q4 w1 w3 q11 q12 q13 q14 q22 q23 q24 q33 q34 q44 q1w1 q1w3 q2w1 q2w3 q3w1 q3w3 q4w1 q4w3 w11 w13 w33
 Instruments: q1 q2 q3 q4 w1 w3 q11 q12 q13 q14 q22 q23 q24 q33 q34 q44 q1w1 q1w3 q2w1 q2w3 q3w1 q3w3 q4w1 q4w3 w11 w13 w33

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: bco
 Number of obs = 1265
 Number of groups = 14
 R-sq: within = 0.8022
 between = 0.8808
 overall = 0.8232
 Obs per group: min = 36
 avg = 90.4
 max = 107
 corr(u_i, Xb) = 0.0554
 F(28,1223) = 177.17
 Prob > F = 0.0000

CTln	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
q	-.0856724	.0464392	1.84	0.065	-.005437 .1767818
q1	1.040418	.170181	6.11	0.000	.7065387 1.374297
q2	-3.825931	1.137687	-3.36	0.001	-6.057964 -1.593897
q3	-.3106441	.1408265	-2.21	0.028	-.5869324 -.0343557
q4	1.340686	1.144403	1.17	0.242	-.9045242 3.585896
q11	.0358926	.0052619	6.82	0.000	.0255693 .0462159
q22	.2486224	.1374335	1.81	0.071	-.0210091 .5182539
q33	-.0168504	.003442	-4.90	0.000	-.0236032 -.0100975
q44	-.0180474	.1337237	-0.13	0.893	-.2804007 .2443059
q12	-.0470898	.0246567	-1.91	0.056	-.095464 .0012843
q13	-.0100078	.0050959	-1.96	0.050	-.0200054 -.0000101
q14	-.0105648	.0246048	-0.43	0.668	-.058837 .0377074
q23	-.0143287	.0272355	0.53	0.599	-.0391048 .0677622
q24	-.025054	.1232597	-0.20	0.839	-.2688779 .2167699
q34	-.0124398	.0275939	0.45	0.652	-.0416969 .0665764
q1w1	-.0767253	.0160826	-4.77	0.000	-.1082778 -.0451728
q1w3	-.0161522	.0124723	-1.30	0.196	-.0406218 .0083173
q2w1	-.0845567	.1105124	0.77	0.444	-.1322582 .3013717
q2w3	-.1071079	.0734972	-1.46	0.145	-.2513024 .0370866
q3w1	-.0227677	.0161806	1.41	0.160	-.008977 .0545125
q3w3	-.0183566	.0099822	-1.84	0.066	-.0379407 .0012275
q4w1	-.0759848	.1125528	0.68	0.500	-.1448331 .2968027
q4w3	.1880136	.0734541	2.56	0.011	.0439036 .3321235
w1	-2.192448	.5267492	-4.16	0.000	-3.225881 -1.159016
w3	-.4387407	.3794074	-1.16	0.248	-1.183102 .3056209
w11	.1149128	.0443258	2.59	0.010	.0279496 .2018759
w33	.0643216	.027791	2.31	0.021	.0097982 .1188449
w13	.0235736	.0378315	0.62	0.533	-.0506482 .0977954
_cons	24.79542	3.623232	6.84	0.000	17.68698 31.90386
sigma_u	.41155189				
sigma_e	.1537762				
rho	.87749007				(fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(13, 1223) = 221.47 Prob > F = 0.0000

Eco alcance con depósito como producto

Estandar

	Coficiente	Std. Err.	[95% Conf. Interval]
G Servicios – Préstamos	.0449996	.16553	-.2794332 3694324
G Servicios- Valores P	-.0655481	.2110555	-.4792092 3481131
G Servicios - Depósitos	-.0156384	.2182474	-.4433954 .4121185
Préstamos - Valores P	1.274612	.9704658	-.627466 3.17669
Préstamos – Depósitos	-1.946518	1.788517	-5.451946 1.55891
Valores P - Depósitos	-1.664666	1.168334	-3.954559 .6252258

Generalizada

	Coficiente	Std. Err.	[95% Conf. Interval]
G Servicios – Préstamos	-9.42e-07	6.34e-08	-1.07e-06 -8.17e-07
G Servicios- Valores P	-9.82e-07	1.12e-07	-1.20e-06 -7.62e-07
G Servicios - Depósitos	1.65e-07	5.20e-08	6.29e-08 2.67e-07
Préstamos - Valores P	-9.98e-11	9.78e-13	-1.02e-10 -9.79e-11
Préstamos – Depósitos	-5.89e-11	9.83e-13	-6.08e-11 -5.69e-11
Valores P - Depósitos	6.76e-11	1.20e-12	6.56e-11 6.96e-11

Anexo C: Frontera posibilidades de producción

Estimación de los modelos suponiendo tvd – ti y prueba de Wald

lnK	Ln(capital)
lnD	Ln(depositos)
lnL	Ln(cantidad de trabajadores)
mInK2	$0.5 * \ln(K) * \ln(K)$
mInL2	$0.5 * \ln(L) * \ln(L)$
mInD2	$0.5 * \ln(D) * \ln(D)$
mLD	$0.5 * \ln(L) * \ln(D)$
mLK	$0.5 * \ln(L) * \ln(K)$
mDK	$0.5 * \ln(K) * \ln(D)$
tlnL	$\ln(L) * t$
tlnK	$\ln(K) * t$
tlnD	$\ln(D) * t$
t	Variable tiempo por banco, enero 2003 es t=1, febrero t=2 hasta va t=108

Modelo general

```

Time-varying decay inefficiency model      Number of obs   =    1516
Group variable: bco                        Number of groups =     15

Time variable: mes                         Obs per group:  min =     61
                                                avg   =    101.1
                                                max   =     107

Log likelihood = 1094.4412                  wald chi2(14)   =   35700.55
                                                Prob > chi2     =    0.0000
    
```

lnQs	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.6596672	.3789936	-1.74	0.082	-1.402481	.0831466
lnD	.8042788	.2023897	3.97	0.000	.4076024	1.200955
lnL	-.0447025	.4227502	-0.11	0.916	-.8732777	.7838727
mInk2	-.0652594	.0469606	-1.39	0.165	-.1573005	.0267817
mInL2	-.0795426	.0604334	-1.32	0.188	-.19799	.0389047
mInD2	-.0956276	.019264	-4.96	0.000	-.1333842	-.0578709
mLD	-.0955903	.0538834	1.77	0.076	-.0100193	.2011999
mLk	-.0297175	.079968	-0.37	0.710	-.186452	.1270169
mDk	-.2029962	.0411891	4.93	0.000	-.122267	.2837254
tlnL	-.0005465	.000434	-1.26	0.208	-.001397	.0003041
tlnk	.0000806	.0004481	0.18	0.857	-.0007977	.0009589
tlnD	.0004643	.0003087	1.50	0.133	-.0001407	.0010694
t	-.0094159	.0036801	-2.56	0.011	-.0166288	-.002203
t2	.0000223	6.38e-06	3.49	0.000	9.78e-06	.0000348
_cons	6.867513	1.710766	4.01	0.000	3.514473	10.22055
/mu	.0411928	.0509663	0.81	0.419	-.0586994	.1410849
/eta	.0146622	.0019472	7.53	0.000	.0108458	.0184785
/lnsigma2	-4.101052	.1933727	-21.21	0.000	-4.480056	-3.722049
/ilgtgamma	-1.387333	.9589031	-1.45	0.148	-3.266749	.4920821
sigma2	.0165552	.0032013			.0113328	.0241844
gamma	.1998338	.1533289			.0367297	.6205968
sigma_u2	.0033083	.0031689			-.0029027	.0095193
sigma_v2	.0132469	.0004845			.0122974	.0141965

. estimates store tvd_a

Time-invariant inefficiency model
Group variable: bco

Number of obs = 1516
Number of groups = 15

obs per group: min = 61
avg = 101.1
max = 107

Log likelihood = 1065.7397

wald chi2(14) = 13449.24
Prob > chi2 = 0.0000

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.6619776	.3862333	-1.71	0.087	-1.418981	.0950257
lnD	.3001989	.237633	1.26	0.206	-.1655533	.765951
lnL	.4675756	.4158945	1.12	0.261	-.3475627	1.282714
mlnk2	-.1002809	.0469105	-2.14	0.033	-.1922238	-.008338
mlnL2	-.1293379	.0599565	-2.16	0.031	-.2118253	.2468504
mlnD2	-.0751497	.0218922	-3.43	0.001	-.1180576	-.0322419
mLD	-.0160438	.0529272	-0.30	0.762	-.1197792	.0876915
mLk	-.1596912	.0849332	-1.88	0.060	-.3261573	.0067749
mDk	-.2922579	.0346611	-8.43	0.000	-.2243233	.3601924
tlnL	-.0000967	.0002904	-0.33	0.739	-.000666	.0004725
tlnk	-.0006964	.0002755	-2.53	0.011	-.0001564	.0012364
tlnD	-.0008328	.0002252	-3.70	0.000	-.0012743	-.0003914
t	-.0044886	.0024681	-1.82	0.069	-.0003489	.0093261
t2	8.45e-06	3.96e-06	2.14	0.033	6.93e-07	.0000162
_cons	9.440055	2.411401	3.91	0.000	4.713796	14.16631
/mu	-4.039695	34.80768	-0.12	0.908	-72.26149	64.1821
/lnsigma2	-.1662134	7.794314	-0.02	0.983	-15.44279	15.11036
/ilgtgamma	4.109274	7.922802	0.52	0.604	-11.41913	19.63768
sigma2	.8468655	6.600736			1.96e-07	3650452
gamma	.9838456	.1259209			.000011	1
sigma_u2	.8331848	6.600741			-12.10403	13.7704
sigma_v2	.0136806	.0004999			.0127008	.0146605

. estimates store ti_a

. lrtest tvd_a ti_a

Likelihood-ratio test
(Assumption: ti_a nested in tvd_a)

LR chi2(1) = 57.40
Prob > chi2 = 0.0000

Hicks Neutral

Time-varying decay inefficiency model
Group variable: bco

Time variable: mes

Number of obs = 1516
Number of groups = 15

obs per group: min = 61
avg = 101.1
max = 107

Log likelihood = 1092.6788

wald chi2(11) = 36571.07
Prob > chi2 = 0.0000

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.6840457	.3617689	-1.89	0.059	-1.3931	.0250084
lnD	.9571205	.1597045	5.99	0.000	.6441054	1.270136
lnL	-.171974	.4101919	-0.42	0.675	-.9759354	.6319875
mlnk2	-.0608872	.0432841	-1.41	0.160	-.1457224	.0239481
mlnL2	-.0864363	.0608439	-1.42	0.155	-.2056882	.0328157
mlnD2	-.1092755	.0171867	-6.36	0.000	-.1429608	-.0755901
mLD	-.1249846	.0497332	-2.51	0.012	-.2275092	.2224599
mLk	-.045822	.0763584	-0.60	0.548	-.1954817	.1038377
mDk	.2051597	.0406427	5.05	0.000	.1255014	.2848179
t	-.0035924	.0007221	-4.97	0.000	-.0050077	-.0021771
t2	.0000192	4.61e-06	4.16	0.000	.0000102	.0000283
_cons	5.96858	1.56348	3.82	0.000	2.904217	9.032944
/mu	-.0427479	.0420866	-1.02	0.310	-.0397403	.1252361
/eta	.014216	.0018278	7.78	0.000	.0106336	.0177984
/lnsigma2	-4.128162	.1397465	-29.54	0.000	-4.40206	-3.854264
/ilgtgamma	-1.553368	.7834297	-1.98	0.047	-3.088862	-.0178738
sigma2	.0161125	.0022517			.0122521	.0211892
gamma	.1746004	.112904			.043569	.4955317
sigma_u2	.0028132	.0022011			-.0015007	.0071272
sigma_v2	.0132992	.000486			.0123466	.0142518

. estimates store tvd_b

Time-invariant inefficiency model
Group variable: bco

Number of obs = 1516
Number of groups = 15

Obs per group: min = 61
avg = 101.1
max = 107

Log likelihood = 1052.045

wald chi2(11) = 19329.93
Prob > chi2 = 0.0000

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.687322	.3772887	-1.82	0.068	-1.426794	.0521502
lnD	-.131654	.1745395	-0.75	0.451	-.473745	.210437
lnL	.4647313	.3805861	1.22	0.222	-.2812038	1.210666
mlnk2	-.0943196	.0465683	-2.03	0.043	-.1855917	-.0030474
mlnL2	.0647343	.054648	1.18	0.236	-.0423739	.1718424
mlnD2	-.0376406	.0163586	-2.30	0.021	-.0697028	-.0055784
mLD	-.0291981	.0458988	-0.64	0.525	-.1191581	.0607619
mLk	-.0891776	.0826867	-1.08	0.281	-.2512405	.0728853
mDk	-.2650669	.0331118	8.01	0.000	.200169	.3299649
t	-.0005832	.0004164	-1.40	0.161	-.0013993	.000233
t2	.0000106	3.84e-06	2.76	0.006	3.08e-06	.0000181
_cons	13.26002	2.06068	6.43	0.000	9.221161	17.29888
/mu	-3.499763
/lnsigma2	-.1568245	.2819973	-0.56	0.578	-.709529	.39588
/ilgtgamma	4.103189	.2894216	14.18	0.000	3.535933	4.670445
sigma2	.8548541	.2410665			.4918758	1.485691
gamma	.9837486	.0046271			.9716931	.9907188
sigma_u2	.8409615	.2410722			.3684687	1.313454
sigma_v2	.0138926	.0005075			.0128979	.0148873

. estimates store ti_b

. lrtest tvd_b ti_b

Likelihood-ratio test
(Assumption: ti_b nested in tvd_b)

LR chi2(2) = 81.27
Prob > chi2 = 0.0000

Hicks Neutral

Time-varying decay inefficiency model
Group variable: bco

Time variable: mes

Number of obs = 1516
Number of groups = 15

Obs per group: min = 61
avg = 101.1
max = 107

Log likelihood = 1084.3569

wald chi2(12) = 30208.33
Prob > chi2 = 0.0000

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.5845349	.3573094	-1.64	0.102	-1.284849	.1157787
lnD	.791517	.1621624	4.88	0.000	.4736845	1.109349
lnL	-.0544434	.4031957	-0.14	0.893	-.8446924	.7358057
mlnk2	-.0668495	.0471251	-1.42	0.156	-.159213	.0255139
mlnL2	-.0663276	.0617332	-1.07	0.283	-.1873225	.0546674
mlnD2	-.0941952	.0174289	-5.40	0.000	-.1283552	-.0600352
mLD	.1111267	.0505684	2.20	0.028	.0120144	.210239
mLk	-.0704968	.0755737	-0.93	0.351	-.2186186	.0776251
mDk	.2072732	.0379493	5.46	0.000	.132894	.2816524
tlnL	.000318	.0002167	1.47	0.142	-.0001067	.0007427
tlnk	.0002791	.0002568	1.09	0.277	-.0002243	.0007825
tlnD	-.0003908	.0001897	-2.06	0.039	-.0007626	-.0000189
_cons	6.116902	1.571742	3.89	0.000	3.036344	9.197459
/mu	-.1057217	.3886413	-0.27	0.786	-.8674446	.6560012
/eta	.011722	.0017829	6.57	0.000	.0082275	.0152164
/lnsigma2	-3.72959	.8433738	-4.42	0.000	-5.382572	-2.076608
/ilgtgamma	-.2486881	1.923939	-0.13	0.897	-4.019539	3.522163
sigma2	.0240027	.0202432			.004596	.1253547
gamma	.4381464	.473624			.0176443	.9713118
sigma_u2	.0105167	.0202331			-.0291394	.0501728
sigma_v2	.013486	.000493			.0125196	.0144523

. estimates store tvd_d

Time-invariant inefficiency model
 Group variable: bco
 Number of obs = 1516
 Number of groups = 15
 Obs per group: min = 61
 avg = 101.1
 max = 107
 Log likelihood = 1060.9405
 Wald chi2(12) = 17464.07
 Prob > chi2 = 0.0000

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.5405345	.3716385	-1.45	0.146	-1.268933	.1878636
lnD	-.0327734	.1760333	-0.19	0.852	-.3777923	.3122454
lnL	.7486973	.3821459	1.96	0.050	-.0002949	1.497689
mlnk2	-.1050743	.0462586	-2.27	0.023	-.1957394	-.0144092
mlnL2	-.1542925	.0582881	-2.65	0.008	-.04005	.268535
mlnD2	-.0452628	.0169972	-2.66	0.008	-.0785766	-.0119489
mLD	-.055852	.0474961	-1.18	0.240	-.1489425	.0372386
mLk	-.1738081	.0840821	-2.07	0.039	-.338606	-.0090103
mDk	.2883674	.0346324	8.33	0.000	.2204892	.3562456
tlnL	-.0005792	.0001737	-3.33	0.001	-.0009197	-.0002388
tlnk	-.0011201	.000232	-4.83	0.000	-.0006654	.0015747
tlnD	-.0006719	.0001846	-3.64	0.000	-.0010337	-.0003101
_cons	10.47946	2.129959	4.92	0.000	6.304818	14.6541
/mu	-21.14543	305.8897	-0.07	0.945	-620.6782	578.3873
/lnsigma2	1.344081	14.18172	0.09	0.924	-26.45158	29.13974
/ilgtgamma	5.6248	14.23307	0.40	0.693	-22.2715	33.5211
sigma2	3.834661	54.38209			3.25e-12	4.52e+12
gamma	.9964057	.0509743			2.13e-10	1
sigma_u2	3.820878	54.38209			-102.7661	110.4078
sigma_v2	.013783	.0005036			.0127959	.0147701

. estimates store ti_d
 . lrtest tvd_d ti_d
 Likelihood-ratio test
 (Assumption: ti_d nested in tvd_d)
 LR chi2(1) = 46.83
 Prob > chi2 = 0.0000

Sin cambio técnico

Time-varying decay inefficiency model
 Group variable: bco
 Time variable: mes
 Number of obs = 1516
 Number of groups = 15
 Obs per group: min = 61
 avg = 101.1
 max = 107
 Log likelihood = 1072.5238
 Wald chi2(9) = 19139.70
 Prob > chi2 = 0.0000

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.849659	.3578455	-2.37	0.018	-1.551023	-.1482947
lnD	-.5433173	.1572159	-3.46	0.001	-.2351797	.8514548
lnL	.3792628	.3944568	0.96	0.336	-.3938583	1.152384
mlnk2	-.0378255	.0497284	-0.76	0.447	-.1352913	.0596403
mlnL2	.0520251	.0564669	0.92	0.357	-.058648	.1626981
mlnD2	-.0689667	.0161888	-4.26	0.000	-.1006961	-.0372372
mLD	.026909	.0446801	0.60	0.547	-.0606623	.1144804
mLk	-.1389411	.0793731	-1.75	0.080	-.2945095	.0166273
mDk	.2178192	.0336979	6.46	0.000	.1517726	.2838658
_cons	8.678679	1.532919	5.66	0.000	5.674213	11.68314
/mu	-1.75197	13.6568	-0.13	0.898	-28.51882	25.01488
/eta	.0060981	.0014981	4.07	0.000	.0031619	.0090343
/lnsigma2	-1.648379	6.563263	-0.25	0.802	-14.51214	11.21538
/ilgtgamma	2.572853	7.064165	0.36	0.716	-11.27266	16.41836
sigma2	-.1923614	1.262518			4.98e-07	74263.81
gamma	.9290938	.4653764			.0000127	.9999999
sigma_u2	.1787218	1.262517			-2.295766	2.65321
sigma_v2	.0136396	.0005			.0126596	.0146196

. estimates store tvd_c

```

Time-invariant inefficiency model
Group variable: bco
Number of obs = 1516
Number of groups = 15
Obs per group: min = 61
                avg = 101.1
                max = 107
Log likelihood = 1040.9533
Wald chi2(9) = 19518.64
Prob > chi2 = 0.0000

```

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.0525806	.3630737	-0.14	0.885	-.764192	.6590309
lnD	-.1702492	.1764697	-0.96	0.335	-.5161234	.1756249
lnL	-.1150676	.3808083	0.30	0.763	-.6313029	.8614382
mlnk2	-.1337636	.0465818	-2.87	0.004	-.2250622	-.042465
mlnL2	.0035366	.0537532	0.07	0.948	-.1018177	.108891
mlnD2	-.0231118	.0164898	-1.40	0.161	-.054312	.0092075
mLD	-.0028125	.0459895	-0.06	0.951	-.0929502	.0873251
mLk	-.0115219	.0825618	-0.14	0.889	-.1733401	.1502962
mDk	.2236498	.0326601	6.85	0.000	.1596371	.2876624
_cons	10.32999	1.988821	5.19	0.000	6.431972	14.22801
/mu	-26.57419
/lnsigma2	1.677588	.2823153	5.94	0.000	1.124261	2.230916
/ilgtgamma	5.934657	.2859869	20.75	0.000	5.374133	6.495181
sigma2	5.352632	1.51113			3.07794	9.308389
gamma	.9973609	.0007528			.9953864	.9984916
sigma_u2	5.338505	1.511138			2.37673	8.300281
sigma_v2	.0141264	.0005161			.0131148	.0151379

```

. estimates store ti_c
. lrtest tvd_c ti_c
Likelihood-ratio test
(Assumption: ti_c nested in tvd_c)
LR chi2(2) = 63.14
Prob > chi2 = 0.0000

```

Cobb Douglas

```

Time-varying decay inefficiency model
Group variable: bco
Time variable: mes
Number of obs = 1516
Number of groups = 15
Obs per group: min = 61
                avg = 101.1
                max = 107
Log likelihood = 990.96445
Wald chi2(3) = 12845.97
Prob > chi2 = 0.0000

```

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.0392776	.0170782	-2.30	0.021	-.0727502	-.005805
lnD	.9183845	.0135303	67.88	0.000	.8918657	.9449034
lnL	.0255738	.0205275	1.25	0.213	-.0146593	.065807
_cons	1.906877	.2208702	8.63	0.000	1.473979	2.339774
/mu	.2524403	.0529333	4.77	0.000	.1486929	.3561876
/eta	.0017367	.0003898	4.45	0.000	.0009726	.0025007
/lnsigma2	-3.68948	.1696684	-21.75	0.000	-4.022024	-3.356936
/ilgtgamma	-.435972	.4312748	-1.01	0.312	-1.281255	.409311
sigma2	.024985	.0042392			.0179167	.0348419
gamma	.3927012	.1028534			.2173367	.6009226
sigma_u2	.0098116	.004211			.0015583	.018065
sigma_v2	.0151734	.0005544			.0140868	.0162599

```

. estimates store tvd_d
Time-invariant inefficiency model
Group variable: bco
Number of obs = 1516
Number of groups = 15
Obs per group: min = 61
                avg = 101.1
                max = 107
Log likelihood = 982.06075
Wald chi2(3) = 20111.32
Prob > chi2 = 0.0000

```

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.0169042	.0156127	-1.08	0.279	-.0475045	.0136961
lnD	.8976348	.0136359	65.83	0.000	.870909	.9243606
lnL	.05227	.0189312	2.76	0.006	.0151655	.0893744
_cons	1.725783	.1777785	9.71	0.000	1.377344	2.074223
/mu	.1936649	.0534847	3.62	0.000	.0888369	.2984929
/lnsigma2	-3.598384	.2216317	-16.24	0.000	-4.032775	-3.163994
/ilgtgamma	-.2492492	.5056087	-0.49	0.622	-1.240224	.7417256
sigma2	.0273679	.0060656			.0177251	.0422566
gamma	.4380083	.1244591			.224397	.6773731
sigma_u2	.0119874	.0060427			.000144	.0238308
sigma_v2	.0153805	.0005615			.0142801	.016481

```

. estimates store ti_d
. lrtest tvd_d ti_d
Likelihood-ratio test
(Assumption: ti_d nested in tvd_d)
LR chi2(1) = 17.81
Prob > chi2 = 0.0000

```

Prueba de $\eta = \mu = 0$ y test de Wald

Modelo General

```

Time-varying decay inefficiency model      Number of obs   =   1516
Group variable: bco                        Number of groups =    15

Time variable: mes                         Obs per group: min =    61
                                                avg             =  101.1
                                                max             =   107

Log likelihood = 1094.4412                  wald chi2(14)   = 35700.55
                                                Prob > chi2     =  0.0000
    
```

lnqgs	coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.6596672	.3789936	-1.74	0.082	-1.402481	.0831466
lnD	.8042788	.2023897	3.97	0.000	.4076024	1.200955
lnL	-.0447025	.4227502	-0.11	0.916	-.8732777	.7838727
mlnk2	-.0652594	.0469606	-1.39	0.165	-.1573005	.0267817
mlnL2	-.0795426	.0604334	-1.32	0.188	-.19799	.0389047
mlnD2	-.0956276	.019264	-4.96	0.000	-.1333842	-.0578709
mLD	.0955903	.0538834	1.77	0.076	-.0100193	.2011999
mLk	-.0297175	.079968	-0.37	0.710	-.186452	.1270169
mDk	.2029962	.0411891	4.93	0.000	.122267	.2837254
tlnL	-.0005465	.000434	-1.26	0.208	-.001397	.0003041
tlnk	.0000806	.0004481	0.18	0.857	-.0007977	.0009589
tlnD	.0004643	.0003087	1.50	0.133	-.0001407	.0010694
t	-.0094159	.0036801	-2.56	0.011	-.0166288	-.002203
t2	.0000223	6.38e-06	3.49	0.000	9.78e-06	.0000348
_cons	6.867513	1.710766	4.01	0.000	3.514473	10.22055
/mu	.0411928	.0509663	0.81	0.419	-.0586994	.1410849
/eta	.0146622	.0019472	7.53	0.000	.0108458	.0184785
/lnsigma2	-4.101052	.1933727	-21.21	0.000	-4.480056	-3.722049
/ilgtgamma	-1.387333	.9589031	-1.45	0.148	-3.266749	.4920821
sigma2	.0165552	.0032013			.0113328	.0241844
gamma	.1998338	.1533289			.0367297	.6205968
sigma_u2	.0033083	.0031689			-.0029027	.0095193
sigma_v2	.0132469	.0004845			.0122974	.0141965

. estimates store unrestrict_a

. constraint 1 [eta]_cons = 0

. constraint 2 [mu]_cons = 0

```

Time-varying decay inefficiency model      Number of obs   =   1516
Group variable: bco                        Number of groups =    15

Time variable: mes                         Obs per group: min =    61
                                                avg             =  101.1
                                                max             =   107

Log likelihood = -4268.4079                wald chi2(14)   =  1.40e+06
                                                Prob > chi2     =  0.0000
    
```

(1) [eta]_cons = 0

(2) [mu]_cons = 0

lnqgs	coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	.8831054	.0392829	22.48	0.000	.8061124	.9600984
lnD	.8828716	.0231277	38.17	0.000	.8375421	.9282011
lnL	-1.306658	.0417607	-31.29	0.000	-1.388508	-1.224809
mlnk2	-.1801327	.0042447	-42.44	0.000	-.1884521	-.1718133
mlnL2	-.0658656	.0055182	-11.94	0.000	-.0766812	-.0550501
mlnD2	-.0477573	.002083	-22.93	0.000	-.0518398	-.0436748
mLD	.0550117	.0045915	11.98	0.000	.0460125	.064011
mLk	.2118403	.0082777	25.59	0.000	.1956163	.2280644
mDk	.0908685	.0033377	27.23	0.000	.0843267	.0974102
tlnL	-.0001259	.0000256	-4.91	0.000	-.0001761	-.0000756
tlnk	-.0000586	.0000237	-2.47	0.013	-.0001051	-.0000122
tlnD	-.0001924	.0000208	-9.26	0.000	-.0002331	-.0001517
t	.0035467	.0002353	15.07	0.000	.0030855	.0040078
t2	.0000134	3.46e-07	38.76	0.000	.0000127	.0000141
_cons	-.13146	.2065872	-0.64	0.525	-.5363635	.2734436
/mu	(omitted)					
/eta	(omitted)					
/lnsigma2	-4.534735
/ilgtgamma	4.650252
sigma2	.0107297
gamma	.9905313
sigma_u2	.0106282
sigma_v2	.0001016

. estimates store restrict_a

. lrtest unrestrict_a restrict_a

```

Likelihood-ratio test                      LR chi2(4) = 10725.70
(Assumption: restrict_a nested in unrestrict_a) Prob > chi2 =  0.0000
    
```

Hicks Neutral

Time-varying decay inefficiency model
 Group variable: bco
 Time variable: mes
 Number of obs = 1516
 Number of groups = 15
 Obs per group: min = 61
 avg = 101.1
 max = 107
 Wald chi2(11) = 36571.07
 Prob > chi2 = 0.0000
 Log likelihood = 1092.6788

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.6840457	.3617689	-1.89	0.059	-1.3931	.0250084
lnD	.9571205	.1597045	5.99	0.000	.6441054	1.270136
lnL	-.171974	.4101919	-0.42	0.675	-.9759354	.6319875
mlnk2	-.0608872	.0432841	-1.41	0.160	-.1457224	.0239481
mlnL2	-.0864363	.0608439	-1.42	0.155	-.2056882	.0328157
mlnD2	-.1092755	.0171867	-6.36	0.000	-.1429608	-.0755901
mLD	-.1249846	.0497332	-2.51	0.012	-.0275092	-.2224599
mLk	-.045822	.0763584	-0.60	0.548	-.1954817	.1038377
mDk	-.2051597	.0406427	-5.05	0.000	-.1255014	-.2848179
t	-.0035924	.0007221	-4.97	0.000	-.0050077	-.0021771
t2	-.0000192	4.61e-06	4.16	0.000	.0000102	.0000283
_cons	5.96858	1.56348	3.82	0.000	2.904217	9.032944
/mu	.0427479	.0420866	1.02	0.310	-.0397403	.1252361
/eta	.014216	.0018278	7.78	0.000	.0106336	.0177984
/lnsigma2	-4.128162	.1397465	-29.54	0.000	-4.40206	-3.854264
/ilgtgamma	-1.553368	.7834297	-1.98	0.047	-3.088862	-.0178738
sigma2	.0161125	.0022517			.0122521	.0211892
gamma	.1746004	.112904			.043569	.4955317
sigma_u2	.0028132	.0022011			-.0015007	.0071272
sigma_v2	.0132992	.000486			.0123466	.0142518

. estimates store unrestrict_b

. constraint 1 [eta]_cons = 0

. constraint 2 [mu]_cons = 0

Time-varying decay inefficiency model
 Group variable: bco
 Time variable: mes
 Number of obs = 1516
 Number of groups = 15
 Obs per group: min = 61
 avg = 101.1
 max = 107
 Wald chi2(11) = 16375.25
 Prob > chi2 = 0.0000
 Log likelihood = 1050.3174

- (1) [eta]_cons = 0
- (2) [mu]_cons = 0

lnQGS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.5570698	.391572	-1.42	0.155	-1.324537	.2103973
lnD	-.1079551	.1758513	-0.61	0.539	-.4526173	.2367071
lnL	-.3997836	.3910381	1.02	0.307	-.366637	1.166204
mlnk2	-.1067677	.0468129	-2.28	0.023	-.1985194	-.0150161
mlnL2	.0594386	.0553834	1.07	0.283	-.0491108	.167988
mlnD2	-.037717	.017112	-2.20	0.028	-.0712559	-.0041781
mLD	-.0315374	.0458618	-0.69	0.492	-.121425	.0583501
mLk	-.070825	.084899	-0.83	0.404	-.237224	.095574
mDk	.2622726	.0347055	7.56	0.000	.1942511	.3302942
t	-.0005726	.0004176	-1.37	0.170	-.001391	.0002458
t2	.0000104	3.86e-06	2.69	0.007	2.81e-06	.0000179
_cons	12.43489	2.095523	5.93	0.000	8.327743	16.54204
/mu	(omitted)					
/eta	(omitted)					
/lnsigma2	-2.108741	.3722016	-5.67	0.000	-2.838242	-1.379239
/ilgtgamma	2.045887	.422803	4.84	0.000	1.217209	2.874566
sigma2	.1213907	.0451818			.0585285	.2517701
gamma	.8855314	.0428577			.7715719	.9465747
sigma_u2	.1074953	.0451905			.0189236	.196067
sigma_v2	.0138954	.0005078			.0129002	.0148907

. estimates store restrict_b

. lrtest unrestrict_b restrict_b

Likelihood-ratio test
 (Assumption: restrict_b nested in unrestrict_b)
 LR chi2(2) = 84.72
 Prob > chi2 = 0.0000

Hicks Parcial

Time-varying decay inefficiency model
 group variable: bco
 Time variable: mes
 Number of obs = 1516
 Number of groups = 15
 Obs per group: min = 61
 avg = 101.1
 max = 107
 Wald chi2(12) = 30208.33
 Prob > chi2 = 0.0000
 Log likelihood = 1084.3569

lnQGs	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.5845349	.3573094	-1.64	0.102	-1.284849	.1157787
lnD	.791517	.1621624	4.88	0.000	.4736845	1.109349
lnL	-.0544434	.4031957	-0.14	0.893	-.8446924	.7358057
mlnk2	-.0668495	.0471251	-1.42	0.156	-.159213	.0255139
mlnL2	-.0663276	.0617332	-1.07	0.283	-.1873225	.0546674
mlnD2	-.0941952	.0174289	-5.40	0.000	-.1283552	-.0600352
mLD	-.111267	.0505684	-2.20	0.028	-.0120144	-.210239
mLk	-.0704968	.0755737	-0.93	0.351	-.2186186	.0776251
mDk	.2072732	.0379493	5.46	0.000	.132894	.2816524
tlnL	.000318	.0002167	1.47	0.142	-.0001067	.0007427
tlnk	.0002791	.0002568	1.09	0.277	-.0002243	.0007825
tlnD	-.0003908	.0001897	-2.06	0.039	-.0007626	-.0000189
_cons	6.116902	1.571742	3.89	0.000	3.036344	9.197459
/mu	-.1057217	.3886413	-0.27	0.786	-.8674446	.6560012
/eta	.011722	.0017829	6.57	0.000	.0082275	.0152164
/lnsigma2	-3.72959	.8433738	-4.42	0.000	-5.382572	-2.076608
/ilgtgamma	-.2486881	1.923939	-0.13	0.897	-4.019539	3.522163
sigma2	.0240027	.0202432			.004596	.1253547
gamma	.4381464	.473624			.0176443	.9713118
sigma_u2	.0105167	.0202331			-.0291394	.0501728
sigma_v2	.013486	.000493			.0125196	.0144523

Sin Cambio técnico

Time-varying decay inefficiency model
 group variable: bco
 Time variable: mes
 Number of obs = 1516
 Number of groups = 15
 Obs per group: min = 61
 avg = 101.1
 max = 107
 Wald chi2(9) = 19139.70
 Prob > chi2 = 0.0000
 Log likelihood = 1072.5238

lnQGs	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.849659	.3578455	-2.37	0.018	-1.551023	-.1482947
lnD	.5433173	.1572159	3.46	0.001	.2351797	.8514548
lnL	.3792628	.3944568	0.96	0.336	-.3938583	1.152384
mlnk2	-.0378255	.0497284	-0.76	0.447	-.1352913	.0596403
mlnL2	-.0520251	.0564669	0.92	0.357	-.058648	.1626981
mlnD2	-.0689667	.0161888	-4.26	0.000	-.1006961	-.0372372
mLD	.026909	.0446801	0.60	0.547	-.0606623	.1144804
mLk	-.1389411	.0793731	-1.75	0.080	-.2945095	.0166273
mDk	.2178192	.0336979	6.46	0.000	.1517726	.2838658
_cons	8.678679	1.532919	5.66	0.000	5.674213	11.68314
/mu	-1.75197	13.6568	-0.13	0.898	-28.51882	25.01488
/eta	.0060981	.0014981	4.07	0.000	.0031619	.0090343
/lnsigma2	-1.648379	6.563263	-0.25	0.802	-14.51214	11.21538
/ilgtgamma	2.572853	7.064165	0.36	0.716	-11.27266	16.41836
sigma2	.1923614	1.262518			4.98e-07	74263.81
gamma	.9290938	.4653764			.0000127	.9999999
sigma_u2	.1787218	1.262517			-2.295766	2.65321
sigma_v2	.0136396	.0005			.0126596	.0146196

. estimates store unrestrict_c
 . constraint 1 [eta]_cons = 0
 . constraint 2 [mu]_cons = 0

```

Time-varying decay inefficiency model      Number of obs   =   1516
Group variable: bco                        Number of groups =    15

Time variable: mes                         Obs per group:  min =    61
                                              avg   =   101.1
                                              max   =   107

Log likelihood = 1039.9129                 wald chi2(9)    = 17156.87
                                              Prob > chi2     = 0.0000

( 1) [eta]_cons = 0
( 2) [mu]_cons = 0

```

lnQGs	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnk	-.1202463	.3809759	0.32	0.752	-.6264528 .8669453
lnD	-.1406174	.1787973	-0.79	0.432	-.4910537 .209819
lnL	-.0088388	.3925418	0.02	0.982	-.760529 .7782066
mlnk2	-.1489785	.0468498	-3.18	0.001	-.2408025 -.0571546
mlnL2	-.0046961	.0547136	-0.09	0.932	-.1119328 .1025406
mlnD2	-.0215909	.0176211	-1.23	0.220	-.0561276 .0129458
mLD	-.0049796	.0458936	-0.11	0.914	-.0949294 .0849702
mLk	-.0156361	.0850892	0.18	0.854	-.1511357 .1824079
mDk	.216361	.0347399	6.23	0.000	.1482721 .2844499
_cons	9.303762	2.009786	4.63	0.000	5.364655 13.24287
/mu	(omitted)				
/eta	(omitted)				
/lnsigma2	-2.362225	.3712511	-6.36	0.000	-3.089864 -1.634586
/ilgtgamma	1.734761	.439523	3.95	0.000	.8733117 2.59621
sigma2	.0942104	.0349757			.0455082 .1950331
gamma	.8500204	.0560329			.7054343 .9306173
sigma_u2	.0800808	.0349874			.0115066 .1486549
sigma_v2	.0141296	.0005166			.0131171 .0151421

```
. estimates store restrict_c
```

```
. lrtest unrestrict_c restrict_c
```

```

Likelihood-ratio test                    LR chi2(2) =    65.22
(Assumption: restrict_c nested in unrestrict_c) Prob > chi2 = 0.0000

```

Cobb Douglas

```

Time-varying decay inefficiency model      Number of obs   =   1516
Group variable: bco                        Number of groups =    15

Time variable: mes                         Obs per group:  min =    61
                                              avg   =   101.1
                                              max   =   107

Log likelihood = 990.96445                 wald chi2(3)    = 12845.97
                                              Prob > chi2     = 0.0000

```

lnQGs	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnk	-.0392776	.0170782	-2.30	0.021	-.0727502 -.005805
lnD	.9183845	.0135303	67.88	0.000	.8918657 .9449034
lnL	.0255738	.0205275	1.25	0.213	-.0146593 .065807
_cons	1.906877	.2208702	8.63	0.000	1.473979 2.339774
/mu	.2524403	.0529333	4.77	0.000	.1486929 .3561876
/eta	.0017367	.0003898	4.45	0.000	.0009726 .0025007
/lnsigma2	-3.68948	.1696684	-21.75	0.000	-4.022024 -3.356936
/ilgtgamma	-.435972	.4312748	-1.01	0.312	-1.281255 .409311
sigma2	.024985	.0042392			.0179167 .0348419
gamma	.3927012	.1028534			.2173367 .6009226
sigma_u2	.0098116	.004211			.0015583 .018065
sigma_v2	.0151734	.0005544			.0140868 .0162599

```
. estimates store unrestrict_d
```

```
. constraint 1 [eta]_cons = 0
```

```
. constraint 2 [mu]_cons = 0
```

```

Time-varying decay inefficiency model      Number of obs   =   1516
Group variable: bco                        Number of groups =    15

Time variable: mes                         Obs per group: min =    61
                                              avg   =   101.1
                                              max   =   107

Log likelihood = 980.36082                  Wald chi2(3)    =  49082.59
                                              Prob > chi2     =   0.0000

( 1) [eta]_cons = 0
( 2) [mu]_cons = 0

```

lnQGs	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnk	-.0135393	.0150328	-0.90	0.368	-.043003	.0159244
lnD	.890441	.0137474	64.77	0.000	.8634966	.9173855
lnL	.0589025	.0193694	3.04	0.002	.0209392	.0968657
_cons	1.740844	.1511889	11.51	0.000	1.444519	2.037169
/mu	(omitted)					
/eta	(omitted)					
/lnsigma2	-2.813479	.2903726	-9.69	0.000	-3.382599	-2.244359
/ilgtgamma	1.06511	.3921459	2.72	0.007	.2965186	1.833702
sigma2	.0599959	.0174212			.0339591	.1059954
gamma	.7436659	.0747536			.5735912	.8622022
sigma_u2	.0446169	.0174142			.0104856	.0787482
sigma_v2	.015379	.0005613			.0142788	.0164792

```
. estimates store restrict_d
```

```
. lrtest unrestrict_d restrict_d
```

```

Likelihood-ratio test      LR chi2(2) =   21.21
(Assumption: restrict_d nested in unrestrict_d)  Prob > chi2 =   0.0000

```

Anexo D: Explicación de la eficiencia

Explicación de la eficiencia tomando a los depósitos como insumo

```
. xtreg Efitec MshPF MshQ Advact CAPAST suc wcc D3 t
Random-effects GLS regression           Number of obs   =    1516
Group variable: bco                    Number of groups =     15
R-sq:  within = 0.6573                  obs per group: min =     61
      between = 0.0516                  avg           =   101.1
      overall  = 0.0085                  max           =    107
Random effects u_i ~ Gaussian          wald chi2(8)     =   2714.85
corr(u_i, X) = 0 (assumed)            Prob > chi2     =    0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
MshPF	-.1020023	.0292622	-3.49	0.000	-.1593551 -.0446496
MshQ	.0557647	.0518653	1.08	0.282	-.0458894 .1574189
Advact	2.143028	.3560822	6.02	0.000	1.445119 2.840936
CAPAST	.0892384	.0285638	3.12	0.002	.0332543 .1452224
suc	-.0013653	.0003149	-4.34	0.000	-.0019824 -.0007482
wcc	.0000628	.0000283	2.22	0.026	7.34e-06 .0001183
D3	-.1610122	.0385542	-4.18	0.000	-.0854473 -.2365771
t	.0012167	.0000279	43.55	0.000	.0011619 .0012715
_cons	.8213188	.0134473	61.08	0.000	.7949626 .847675
sigma_u	.04501085				
sigma_e	.02755009				
rho	.72746432	(fraction of variance due to u_i)			

Explicación de la eficiencia tomando a los depósitos como producto

```
. xtreg EfitecD MshPF MshQ Advact CAPAST suc wcc D3 t
Random-effects GLS regression           Number of obs   =    1516
Group variable: bco                    Number of groups =     15
R-sq:  within = 0.5656                  obs per group: min =     61
      between = 0.0259                  avg           =   101.1
      overall  = 0.0005                  max           =    107
Random effects u_i ~ Gaussian          wald chi2(8)     =   1811.92
corr(u_i, X) = 0 (assumed)            Prob > chi2     =    0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
MshPF	-.0449341	.0156757	-2.87	0.004	-.0756579 -.0142102
MshQ	-.0358251	.0277938	-1.29	0.197	-.0186497 .0902999
Advact	1.585726	.1901934	8.34	0.000	1.212954 1.958498
CAPAST	-.0420836	.0152692	-2.76	0.006	-.0121565 -.0720106
suc	-.0005166	.0001695	-3.05	0.002	-.0008488 -.0001845
wcc	.0000108	.0000151	0.71	0.475	-.0000188 .0000404
D3	.0838086	.0227059	3.69	0.000	.0393059 .1283114
t	.0005137	.0000149	34.39	0.000	.0004844 .000543
_cons	.8985859	.0079748	112.68	0.000	.8829555 .9142162
sigma_u	.02673652				
sigma_e	.01459485				
rho	.77042685	(fraction of variance due to u_i)			