

---

# EFICIENCIA EN COSTOS EN EL SISTEMA BANCARIO COLOMBIANO: 1989-2003\*

---

Jorge David Quintero Otero\*\*

Hans Peter García Rico\*\*\*

**Recibido:** abril 17 de 2006  
**Aprobado:** octubre 02 de 2006

## RESUMEN

Este trabajo analiza el comportamiento de la eficiencia en costos de la banca comercial colombiana entre 1989 y 2003 y determina el impacto que tuvieron en ella las reformas financieras realizadas en la década de los noventa. Para el cálculo de la eficiencia se utilizó una metodología paramétrica denominada Distribution Free Approach –DFA, mientras que para la estimación de los determinantes de la eficiencia bancaria se corrió un modelo de regresión lineal utilizando datos de panel. Los resultados muestran que las reformas al sistema financiero sí contribuyeron a aumentar la eficiencia bancaria, pero su efecto no fue duradero, ni se dio en la dimensión esperada, lo cual se debió a que algunas de las medidas contenidas en las reformas no generaron el efecto que se esperaba.

**PALABRAS CLAVE:** Bancos, instituciones financieras y servicios, información y eficiencia de mercado, sistema bancario colombiano, reformas financieras, modelos con datos de panel.

---

\* Este trabajo es producto de la participación de los autores en los proyectos y procesos de investigación del grupo Ciencia, Tecnología y Sociedad –CTS- de la Universidad de Cartagena, los resultados que acá se presentan fueron reconocidos como trabajo de grado para optar al título de economistas en la Universidad de Cartagena. Se agradece la asesoría de Robinsón Castro Ávila, los comentarios de Michel Janna Gandur y el suministro de información por parte de Natalia Salazar, Alexander Campos y Ligia Melo. También se agradecen los comentarios de los miembros del grupo de Investigación CTS de la Universidad de Cartagena y al evaluador anónimo de la revista Semestre Económico.

\*\* Economista de la Universidad de Cartagena. Investigador del Observatorio del Caribe Colombiano y la Universidad de Cartagena. Vinculado al grupo de investigación CTS de la Universidad de Cartagena. Dirección postal: Crespo, Cra 7 No. 67-23, Cartagena, Colombia. Correo electrónico: jquintero@ocaribe.org

\*\*\* Economista de la Universidad de Cartagena. Vinculado al grupo de investigación CTS de la Universidad de Cartagena. Empleado de la empresa de comunicaciones OLA. Dirección postal: Crespo, Cra 7 No. 67-23, Cartagena, Colombia. Email: grhans99@yahoo.es.

## ABSTRACT

This article analyzes the behavior of cost efficiencies of the Colombian commercial banking between 1989 and 2003; and it determines the impacts of the financial reforms carried out during the 90s. In order to calculate the efficiency, a parametrical methodology called *Distribution Free Approach* was used, while in order to estimate the determinants of the banking efficiency, a model of lineal regression was run utilizing board data. The results show that the reforms on the financial system did contribute to the increase of banking efficiency, although their effect was not long-lasting, nor did it take place in the expected dimension, which was due to the fact that some measurements contained in the reforms did not generate the expected effect.

KEY WORDS: Banks, information and market efficiency, financial institutions and services, models with panel data.

**CLASIFICACIÓN JEL:**  
**C230, G140, G210, G280**

## 1. INTRODUCCIÓN

En la década de los noventa, la estructura económica colombiana fue sacudida por una serie de reformas que introdujeron grandes cambios en los diferentes sectores de la economía, y uno de los sectores que más se vio afectado por estos cambios fue el sistema bancario.

Las reformas en este sector estaban encaminadas a hacerlo más flexible y a aumentar la competencia del mismo, buscando de esta forma mejorar la eficiencia en la asignación de los recursos.

Con el fin de comprobar si este giro liberalizador tuvo un impacto significativo sobre el desempeño productivo del sistema bancario, en el presente estudio se analizan la evolución y los determinantes de la eficiencia en costos de las entidades bancarias durante el período 1989-2003, partiendo de la medición de la eficiencia X.

Para lograr este objetivo, este documento se encuentra organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se hace un breve recuento de la literatura empírica existente sobre eficiencia X en los ámbitos nacional e internacional. En la ter-

cera sección se explica la metodología utilizada para la medición de la eficiencia en costos de los bancos comerciales. En la cuarta sección se presentan los resultados obtenidos, mientras que en la quinta se evalúa el papel que jugaron en la evolución de la eficiencia en costos del sistema bancario colombiano algunos factores que la teoría y la evidencia empírica señalan como determinantes importantes de la eficiencia bancaria. Por último, en la sexta sección se presentan las conclusiones más relevantes de este estudio.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA

La eficiencia en las instituciones financieras ha cobrado un notable interés en el mundo en los últimos tiempos. De esto se desprende que la literatura existente sobre este tema haya aumentado considerablemente, en especial en los últimos diez años.

Dado que en este trabajo se busca cuantificar el desempeño de los bancos mediante la medición

de la eficiencia  $X^1$ , a continuación se presenta una reseña de la literatura internacional y colombiana más sobresaliente que evalúa la eficiencia en el sector bancario desde la perspectiva de la eficiencia  $X$ .

Un trabajo destacado es el de Berger y Mester (1997), quienes elaboraron un estudio sobre la banca estadounidense teniendo en cuenta tanto el enfoque de costos como el de beneficios, y encontraron que la eficiencia en costos es cercana al 80% mientras que la eficiencia en beneficios oscila alrededor del 54%, y que, contrario a lo esperado, la eficiencia en costos y la eficiencia en beneficios no están directamente correlacionadas y que incluso existe la posibilidad de que estén inversamente correlacionadas. También indagaron acerca de posibles determinantes de la eficiencia bancaria, encontrando que, entre otros, el crecimiento económico y el nivel de concentración del mercado son variables que explican en buena medida el comportamiento de la eficiencia en las instituciones bancarias.

Maudos y Pastor (2002) realizaron también una comparación de la eficiencia en costos y en beneficios en los bancos de España entre 1985 y 1996, utilizando una aproximación frontera no paramétrica. Los resultados que obtuvieron muestran que la eficiencia en costos es del 90,9%, un nivel que es mucho más alto que el correspondiente a la eficiencia en beneficios<sup>2</sup>.

En Latinoamérica también se han realizado varios estudios importantes sobre eficiencia bancaria. Entre estos vale la pena destacar el trabajo de Nina (1998), quien partiendo del cálculo de la eficiencia en costos mediante el método paramétrico frontera estocástica, buscaba determinar los factores que explicaban los niveles de

ineficiencia técnica del sector bancario boliviano en el período post-liberalización financiera. Los resultados obtenidos mostraron que los factores que explicarían los niveles de ineficiencia son principalmente la competencia en la industria bancaria, los gastos administrativos y la liquidez.

León (1999) adoptó la aproximación no paramétrica DEA para medir la eficiencia en costos de los bancos comerciales de México encontrando que en 1997 más del 50% de los bancos analizados operaban ineficientemente.

En lo que respecta a Colombia, hasta 1995 los estudios sobre eficiencia bancaria en el país eran muy pocos y se habían concentrado únicamente en analizar la eficiencia de escala y de alcance. Sin embargo, a partir de 1996 se han elaborado cinco trabajos que abordan la eficiencia en el sistema bancario desde la perspectiva de la eficiencia  $X$ . Las diferencias entre estos trabajos radican en la metodología utilizada y en el tamaño y el período de la muestra escogida.

Misas y Suescún (1996) se constituyen en los pioneros de la medición de la eficiencia  $X$  para la banca colombiana, aunque sin indagar acerca de los determinantes de esta eficiencia. Estos investigadores utilizaron el método de Frontera Gruesa y una muestra semestral de 22 bancos entre 1989 y 1995. Los resultados de este estudio muestran que la ineficiencia en la banca comercial colombiana era significativa ya que explicaba cerca del 27% del total de los costos operativos. La metodología utilizada les permitió calcular también la ineficiencia de escala que presenta el sector, llegando a la conclusión de que ésta es pequeña comparada con la ineficiencia  $X$ , la cual explica el 85% de la ineficiencia en la banca comercial colombiana.

<sup>1</sup> La eficiencia  $X$  se refiere a la capacidad relativa de las firmas para controlar sus costos respecto a una situación ideal, es decir, respecto a la menor utilización de insumos posible para generar la misma cantidad de producto.

<sup>2</sup> La eficiencia estándar en beneficios de la banca fue del 66,5% mientras que la eficiencia alternativa en beneficios fue del 52,9%.

Posteriormente, Castro (2001) utilizó el enfoque DFA y una muestra mensual de 30 bancos entre enero de 1994 y diciembre de 1999, hallando que la eficiencia de los bancos colombianos con respecto al mejor banco es en promedio 55,2%. Este estudio es el primero en el país en el que se pretende identificar algunos determinantes de la eficiencia bancaria, encontrándose que uno de ellos es el esquema de propiedades, ya que por lo general, los bancos públicos fueron menos eficientes que los bancos privados. De igual forma, se pudo establecer que la cantidad de cartera de consumo, la solvencia y la rentabilidad son otros buenos determinantes de la eficiencia bancaria.

Badel (2002) hizo una estimación de la eficiencia  $X$  para 18 bancos costarricenses, 15 mexicanos y 24 colombianos haciendo uso de la metodología DFA, con el fin de comparar la eficiencia de los bancos colombianos con la de los bancos de otros países de la región. El período de estudio es relativamente corto, al involucrar solamente 12 trimestres, los cuales están comprendidos entre marzo de 1998 y diciembre de 2000. Los resultados sugieren que la eficiencia promedio es bastante homogénea en el ámbito internacional, pero existe un alto grado de heterogeneidad en el nacional. También se encontró que la calidad de la cartera, el tamaño de los bancos y las tasas de retorno son determinantes de la eficiencia bancaria.

Janna (2003) estima una frontera estocástica de costos con el fin de cuantificar el nivel de eficiencia absoluta del sector bancario colombiano en el período 1992 y 2002. En este estudio también se proponen distintos determinantes potenciales de la ineficiencia bancaria, pero no sólo incluyendo variables que revelen la idiosincrasia de cada banco, sino variables comunes a todos los bancos que caracterizan el entorno general de su mercado, llegando a la conclusión de que gran parte de las mejoras en la eficiencia que se dieron hasta 1997 se deben a cambios favorables en el entorno, pero a partir de 1999 (luego de la crisis finan-

ciera) las mejoras en la eficiencia se deben a esfuerzos propios de cada banco por re-enfocar su estructura productiva.

El trabajo más reciente es el de Estrada y Osorio (2004) quienes calculan la eficiencia en costos y en beneficios para los establecimientos de crédito en el período comprendido entre el primer trimestre de 1989 y el primer trimestre de 2003, utilizando el método paramétrico frontera estocástica y teniendo en cuenta el papel del capital financiero. En esta investigación se encontró que la eficiencia en costos promedio para los establecimientos de crédito en el período de estudio es del 80%, mientras que la eficiencia en beneficios es del 88%.

### 3. MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA EN COSTOS EN EL SISTEMA BANCARIO COLOMBIANO EN EL PERÍODO 1989 - 2003

#### 3.1. La función de costos

En la literatura de eficiencia bancaria se usa con frecuencia la función de costos para extraer la eficiencia en los métodos de producción de las firmas. Es decir, basados en el principio de la dualidad, se comparan los métodos de producción entre las firmas a partir de una función de costos.

En este estudio, la función de costos que se utiliza es una en la cual los costos operativos ( $C$ ) dependen de la cantidad de los productos ( $y$ ), del precio de los insumos ( $w$ ), de un factor de ineficiencia ( $u$ ) que puede incrementar los costos por encima del nivel de la frontera eficiente, y del error aleatorio ( $e$ ) que incorpora los choques exógenos que pueden afectar momentáneamente el rendimiento de un establecimiento bancario. De acuerdo con lo anterior, la función de costos puede ser escrita de la siguiente forma:

$$(1) \quad C = C(y, w, u, e)$$

El factor de ineficiencia (u) incorpora tanto la ineficiencia económica como la ineficiencia técnica.

Siguiendo a Berger y Mester (1997), para simplificar el cálculo de la ineficiencia, se supone que los términos de ineficiencia y error aleatorio son multiplicativamente separables del resto de la función de costos, y ambos lados de la ecuación 1 son representados en logaritmos naturales así:

$$(2) \quad \ln C = h(w, y) + \ln u + \ln e$$

donde h denota alguna forma funcional, la cual se explica en detalle a continuación.

### 3.1.1. Forma funcional

En este trabajo se considera a los bancos como intermediarios de servicios financieros, es decir, se utiliza el enfoque de intermediación financiera. Los productos (y) de esta actividad son los créditos (Cred) y las inversiones (Inv), mientras que los insumos utilizados para generar los productos anteriores son el trabajo (L), el capital (K) y los depósitos (Dep).

Dado que se requiere utilizar una función de costos que permita considerar varios productos al tiempo, la forma funcional utilizada en este estudio es la función de costos *translog*<sup>3</sup>. Esta función, que es la preferida por la mayoría de los investigadores, precisamente por su gran nivel de flexibilidad, adopta la siguiente forma para el banco z en el período t:

$$\ln C_{zt} = B_0 + \sum_{j=Cred, Inv} \alpha_j \ln(y_{jzt}) + \sum_{n=K, L, Dep} B_n \ln(w_{nzt}) + 1/2 \sum_{j=Cred, Inv} \sum_{k=Cred, Inv} \alpha_{jk} \ln(y_{jzt}) \ln(y_{kzt})$$

$$(3) \quad + 1/2 \sum_{n=K, L, Dep} \sum_{m=K, L, Dep} \beta_{nm} \ln(W_{nzt}) \ln(W_{mzt}) + 1/2 \sum_{j=Cred, Inv} \sum_{n=K, L, Dep} \theta_{jn} \ln(y_{jzt}) \ln(w_{nzt}) + u + e$$

donde por simetría se debe cumplir que:

$$(4) \quad \alpha_{jk} = \alpha_{kj} \text{ si } j \neq k, \text{ y } \beta_{nm} = \beta_{mn} \text{ si } n \neq m$$

Del mismo modo, a la ecuación 4 se le deben imponer las siguientes restricciones para garantizar la homogeneidad lineal de la función de costos en los precios de los insumos:

$$(5) \quad \beta_K + \beta_L + \beta_{Dep} = 1, \\ \beta_{Km} + \beta_{Lm} + \beta_{Depm} = 0 \text{ para todo } m, \\ \theta_{Invn} + \theta_{Credl} = 0 \text{ para todo } n$$

Especificando el modelo de esta forma se logra que un aumento equiproporcional en todos los precios de los insumos incremente los costos exactamente en la misma proporción.

Una técnica utilizada por muchos autores<sup>4</sup> para garantizar la homogeneidad lineal en el precio de los factores es normalizar los costos observados y los precios de los factores por el precio de alguno de los insumos antes de tomar logaritmos. En este estudio, se escogió el precio del capital físico ( $w_K$ ) para dividir las variables mencionadas. Esto implica que sólo han de ser estimados dos coeficientes para las variables de precio de los factores, mientras el tercero se obtiene utilizando la restricción (5).

<sup>3</sup> Para una mayor información sobre las características y propiedades de la función de costos Translog puede consultarse el trabajo de Christensen, Jorgenson, y Lau (1971).

<sup>4</sup> Berger y Mester (1997), Janna (2003) y Estrada y Osorio (2004), entre otros.

Otro ajuste que se le debe hacer a la función, tal como lo plantean Berger y Mester (1997), es especificar los costos y las variables de productos en relación con la cantidad de uno de los factores de producción antes de logaritmos, con el fin de controlar la heteroscedasticidad y obtener unos mejores indicadores de eficiencia.

Esto se debe a que los costos de los bancos muy grandes son mucho mayores que los de los bancos pequeños, por lo que sin duda, la varianza de los errores aleatorios de los bancos grandes sería mucho mayor en ausencia de esta normaliza-

ción. Por el contrario, la relación costo / cantidad de un insumo varía poco de un banco a otro y no depende del tamaño de los bancos.

Es muy importante tener en cuenta este detalle porque el factor de ineficiencia ( $u$ ) es derivado del error compuesto, y si no se hace esta normalización, los indicadores de eficiencia que se obtengan estarán determinados en gran parte por el tamaño de los bancos.

Luego de aplicar los ajustes mencionados se obtiene la siguiente especificación de la ecuación (4):

$$\begin{aligned}
 \left[ \ln \frac{C}{KW_k} \right] &= B_0 + \alpha_{Cred} \left[ \ln \frac{Y_{Cred}}{K} \right] + \alpha_{Inv} \left[ \ln \frac{Y_{Inv}}{K} \right] + \beta_L \left[ \ln \frac{W_L}{W_k} \right] + \beta_{Dep} \left[ \ln \frac{W_{Dep}}{W_k} \right] \\
 &+ 1/2\alpha_{CredCred} \left\{ \ln \left[ \frac{Y_{Cred}}{K} \right] \right\}^2 + 1/2\alpha_{InvInv} \left\{ \ln \left[ \frac{Y_{Inv}}{K} \right] \right\}^2 + 1/2\alpha_{CredInv} \ln \left[ \frac{Y_{Cred}}{K} \right] \ln \left[ \frac{Y_{Inv}}{K} \right] \\
 (6) \quad &+ 1/2\alpha_{InvCred} \ln \left[ \frac{Y_{Inv}}{K} \right] \ln \left[ \frac{Y_{Cred}}{K} \right] + 1/2\beta_{LL} \left\{ \ln \left[ \frac{W_L}{W_k} \right] \right\}^2 + 1/2\beta_{DepDep} \left\{ \ln \left[ \frac{W_{Dep}}{W_k} \right] \right\}^2 \\
 &+ 1/2\beta_{LDep} \ln \left[ \frac{W_L}{W_k} \right] \ln \left[ \frac{W_{Dep}}{W_k} \right] + 1/2\beta_{DepL} \ln \left[ \frac{W_{Dep}}{W_k} \right] \ln \left[ \frac{W_L}{W_k} \right] + 1/2\theta_{CredL} \ln \left[ \frac{Y_{Cred}}{K} \right] \ln \left[ \frac{W_L}{W_k} \right] \\
 &+ 1/2\theta_{CredDep} \ln \left[ \frac{Y_{Cred}}{K} \right] \ln \left[ \frac{W_{Dep}}{W_k} \right] + 1/2\theta_{InvL} \ln \left[ \frac{Y_{Inv}}{K} \right] \ln \left[ \frac{W_L}{W_k} \right]
 \end{aligned}$$

### 3.2. Base de datos y variables seleccionadas

Para el cálculo de la eficiencia se construyó una base de datos con información trimestral entre marzo de 1989 y diciembre de 2003, un período de estudio más amplio que el de cualquiera de los trabajos sobre el tema realizados anteriormente en Colombia.

Después de excluir los bancos con información faltante, con grandes inconsistencias o que

no operaron durante todo el período, se obtuvo una muestra de 30 establecimientos de crédito, de los cuales algunos experimentaron procesos de fusión o absorción, con lo cual se generó una serie lo más homogénea posible para 22 establecimientos bancarios (tabla 1). Aquí se encuentran incluidas 5 CAV (Davivienda, Granahorrar, Colmena, Conavi, AV Villas) que se convirtieron en bancos hipotecarios durante el período de estudio.

**Tabla 1.** Bancos utilizados en las estimaciones

Series	Bancos que incluye	Justificación
1. Bogotá	Bogotá, Bancomercio, Bank of América	Bogotá absorbe Bancomercio (Dic. 1992). Bank of América cede activos y pasivos al Banco de Bogotá (Res. 0912 del 27 de Agosto de 2001)
2. Popular	Popular	
3. Bancolombia	Bancolombia, BIC	Absorción del BIC al Banco de Colombia (3 de abril de 1998)
4. Bancafé	Bancafé, Concasa (CAV)	Bancafé absorbe Concasa (Nov. de 1998)
5. Santander	Santander	
6. ABN Amor	ABN Amro, Real	ABN Amro absorbe al Banco Real
7. Citibank	Citibank	
8. Lloyds	Lloyds	
9. Banagrario	Banagrario, Caja Agraria	Liquidación de Caja Agraria (1999)
10. Sudameris	Sudameris	
11. BBVA	BBVA, Banco Nacional del Comercio	BBVA absorbe al BNC (Dic. 1998)
12. Crédito	Crédito	
13. Unión Colombiano	Unión Colombiano	
14. Occidente	Occidente	
15. Standard Chartered	Standard Chartered	
16. Tequendama	Tequendama	
17. Caja Social	Caja Social	
18. Davivienda	Davivienda	
19. Granahorrar	Granahorrar	
20. Colmena	Colmena	
21. Conavi	Conavi	
22. AV Villas	AV Villas, Ahorramás	AV Villas absorbe a Ahorramás a principios del 2000

Fuente: Selección de los autores con base en información obtenida de la Superintendencia Financiera de Colombia

La variable de costos (C) utilizada en este estudio son los costos operacionales. Los productos son la cartera bruta de créditos ( $Y_{cred}$ ) y el monto de inversiones ( $Y_{inv}$ ). El precio de capital ( $w_k$ ) se

obtiene de la relación entre los gastos de capital<sup>5</sup> y el capital físico<sup>6</sup>. El precio del trabajo ( $w_L$ ) resulta de la división entre los gastos de personal y el número de empleados. Por su parte, el precio de los

<sup>5</sup> Los gastos de capital están conformados por los gastos en impuestos, arrendamientos, seguros, mantenimiento y reparaciones, adecuación e instalación de oficinas, depreciaciones y amortizaciones.

<sup>6</sup> El capital físico es representado por las propiedades y equipos.

depósitos se extrae de la división entre los intereses pagados por depósitos y exigibilidades sobre el monto de los depósitos y exigibilidades.

Además de las anteriores variables, se introdujo al igual que lo hicieron Castro (2001) y Janna (2003), una variable dummy en la frontera de costos, la cual toma el valor de 1 únicamente en las fechas posterior a alguna fusión, y 0 en los períodos restantes. Con esto se pretende controlar las posibles inconsistencias que se presenten en las series justo en la fecha posterior a la fusión entre los bancos.

Toda la información requerida fue extraída de los estados financieros que los bancos reportan a la Superintendencia Financiera de Colombia con excepción de los datos del número de empleados, los cuales se obtuvieron en parte de una serie suministrada por el Banco de la República y la ASOBANCARIA, mientras que el resto fue estimado con base en el promedio aritmético de la variación de los valores para los períodos en los cuales se tenía información<sup>7</sup>.

### 3.3. Estimación del modelo

Utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios -MCO-, se realizaron 15 estimaciones de la función de costos, es decir, una para cada año incluyendo cuatro veces a cada una de las entidades de la muestra (1 por cada trimestre). En la tabla 2 se presentan los resultados del R-cuadrado y del estadístico Durbin-Watson resultante en cada una de las 15 regresiones, mientras que en el anexo 1 se presentan los coeficientes estimados para las funciones de costo.

**Tabla 2.** Ajuste del modelo de la función de costos

Período	R- cuadrado	Durbin-Watson
1989	0.86	1.73
1990	0.78	1.59
1991	0.74	1.86
1992	0.58	1.98
1993	0.53	2.01
1994	0.73	1.85
1995	0.68	1.84
1996	0.48	2.07
1997	0.55	1.89
1998	0.76	1.88
1999	0.57	1.70
2000	0.61	1.78
2001	0.79	1.87
2002	0.72	2.16
2003	0.73	2.03

Fuente: Cálculo de los autores

Los datos acerca del R-cuadrado permiten afirmar que la especificación realizada de la función de costos es consistente con la información empírica debido a que se obtuvieron unos aceptables niveles de ajustes del modelo con un R-cuadrado máximo de 0.86 en 1989 y un mínimo de 0.48 en 1996. En promedio para las 15 regresiones se obtuvo un R-cuadrado de 0.67.

<sup>7</sup> Estos datos no fueron estimados a partir de una regresión entre el logaritmo natural del número de empleados y el logaritmo natural de los activos materiales, como lo hicieron Estrada y Osorio (2004), porque los datos que se obtuvieron bajo este procedimiento no son consistentes ya que se presentaban grandes variaciones en el número de empleados de un trimestre a otro, lo cual en la práctica rara vez ocurre.



Asimismo, el comportamiento de los errores, medido a través del Durbin-Watson es bastante satisfactorio, ya que este estadístico osciló alrededor de 2 con un valor máximo de 2.16 en 2002 y un mínimo de 1.59 en 1990. En promedio, el Durbin-Watson fue de 1.88 para los 15 períodos.

### 3.4. Predictor de eficiencia

Una vez estimadas las funciones de costos, a partir de los errores obtenidos para cada banco, se calculó el nivel de eficiencia en costos relativa para cada uno de ellos en cada momento del tiempo. Para un banco  $z$ , ésta se define como el costo estimado necesario para generar su vector de producción si este banco fuera tan eficiente como el banco frontera.

Partiendo de la ecuación 2 y bajo el supuesto propio de la metodología DFA de que el promedio del error aleatorio durante el período de la muestra es cero, la eficiencia relativa de un banco  $z$  se encuentra dada por:

$$(7) \quad E^z = \frac{C^{*min}}{C^{*z}} = \frac{\exp[h'(w^z, y^z)] * \exp(\ln u^{*min})}{\exp[h'(w^z, y^z)] * \exp(\ln u'^z)}$$

$$* 100 = \frac{u^{*min}}{u'^z} * 100$$

Donde  $h'(\cdot)$  es la función estimada,  $\ln u^{*min}$  es el mínimo valor de  $\ln u'$  en la muestra y  $\ln u'^z$  es el valor de  $\ln u'$  para el banco  $z$ .

Este indicador toma valores entre 0% y 100%. Entre más cercano a 100%, más eficiente será la entidad. Si un banco tiene un  $E$  de 60% quiere decir que desperdicia el 40% de sus recursos en comparación con el banco frontera, ya que es posible que genere el mismo producto con un costo 40% menor.

## 4. RESULTADOS

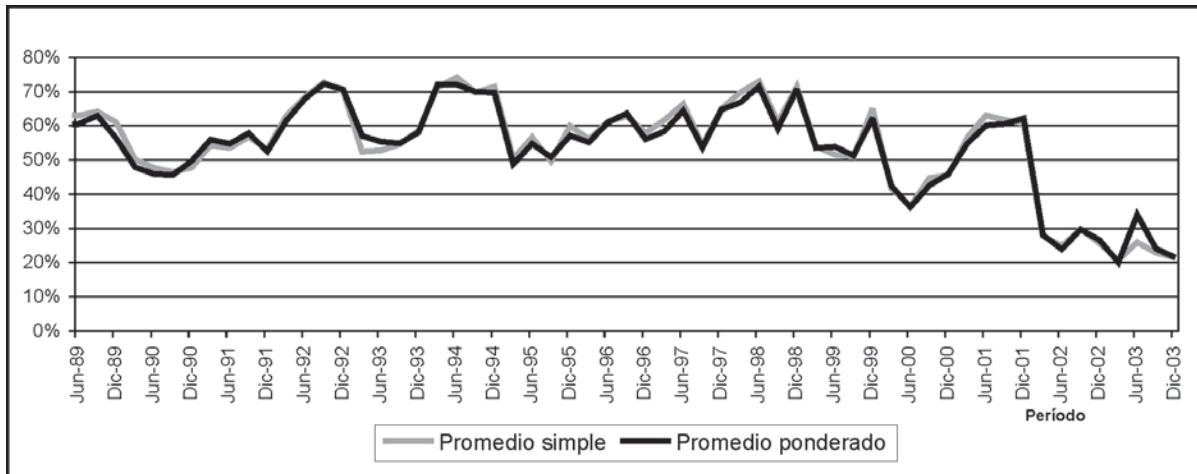
### 4.1. Eficiencia promedio del sistema bancario colombiano 1989 – 2003

A partir de los datos de eficiencia obtenidos para cada banco, se calculó el promedio de la eficiencia  $X$  en el sistema bancario colombiano entre marzo de 1989 y diciembre de 2003 utilizando dos indicadores: promedio simple y promedio ponderado por el valor de los activos. Los resultados se ilustran en el gráfico 1, en el cual se aprecia que la eficiencia  $X$  en el sistema bancario colombiano ha tenido un comportamiento similar utilizando ambos indicadores.

En 1990 se presentó una considerable disminución en la eficiencia comparado con los valores que se registraban a principios de 1989. Sin embargo, a partir de marzo de 1991 comienza a darse un repunte en la eficiencia bancaria hasta el punto de alcanzar en septiembre de 1992 uno de sus niveles más altos en los últimos 15 años (72,69% para el promedio simple y 72,28% para el ponderado), como consecuencia de la ley 45 de 1990 que reformó el sistema financiero colombiano

A pesar de esto, en marzo de 1993 la eficiencia relativa en el sistema bancario colombiano cayó fuertemente y se ubicó en promedio simple en 52,44%. Pero con la nueva reforma al sistema financiero que se dio en 1993 con la ley 35, los niveles de eficiencia aumentaron nuevamente alcanzando en junio de 1994 niveles similares a los que se presentaban en 1992. Sin embargo, estos buenos niveles de eficiencia duraron poco nuevamente ya que para comienzos de 1995 la eficiencia  $X$  cayó ostensiblemente hasta ubicarse en un 50,39%.

**Gráfico 1.** Eficiencia promedio del sistema bancario colombiano 1989 - 2003



Fuente: Cálculo de los autores

A partir de entonces y hasta finales del 2001, la eficiencia presentó importantes fluctuaciones pero siempre en un rango entre el 48% y el 73% con excepción del año 2000 cuando se ubicó entre el 36% y el 46%, producto de las secuelas de la crisis de finales de los años noventa que hizo que se presentara una fuerte disminución en el producto bancario (principalmente el crédito).

En los años 2002 y 2003, la eficiencia en el sector disminuyó abruptamente ubicándose en este período entre el 20% y 34%. Pero, por fortuna para los bancos este comportamiento no se debe a una mala gestión de las administraciones ni a una desafortunada política por parte de las autoridades económicas, sino al extraordinario desempeño de los bancos frontera en estos períodos, que hizo que la eficiencia relativa de los demás bancos con respecto a los bancos frontera fuera muy baja.

Para el sistema bancario en general se obtuvo una eficiencia del 54,2% en promedio para el período 1989 – 2003, resultado consistente con el

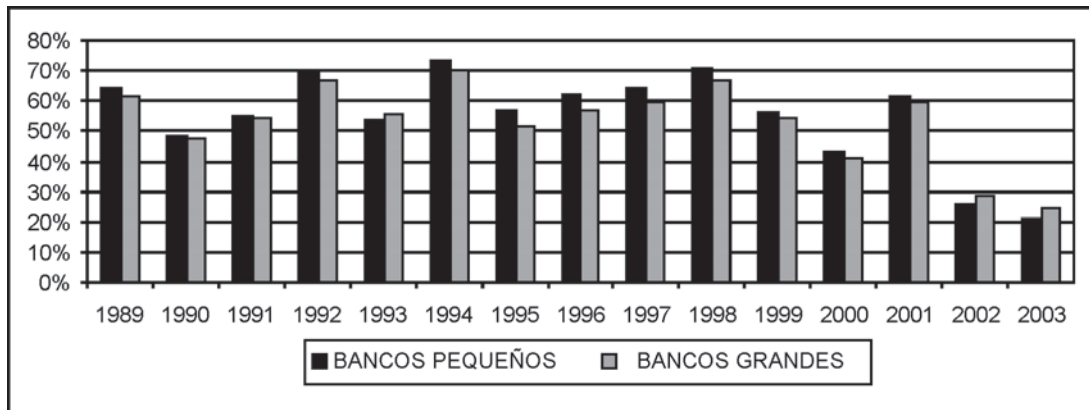
indicador estimado por Castro (2001), quien utilizando la misma metodología DFA, aunque con información mensual para el período enero de 1994 a diciembre de 1999, obtuvo una eficiencia promedio del 55,2% para el sistema bancario colombiano.

#### 4.2. Eficiencia según el tamaño de los bancos

Para analizar la evolución de la eficiencia de acuerdo con el tamaño de los bancos, se dividió cada período en dos grupos de 11 bancos cada uno, teniendo en cuenta el valor de sus activos. En un grupo se colocaron los 11 bancos más grandes y en el otro los 11 más pequeños en su momento.

Para obtener la eficiencia por grupo se promedió el valor de la eficiencia de cada uno de los bancos que lo integraban. Posteriormente, los indicadores de eficiencia que se obtuvieron para cada grupo en cada trimestre se promediaron para obtener un indicador por año. Los resultados se ilustran en el gráfico 2.

**Gráfico 2.** Eficiencia según el tamaño de los bancos 1989 - 2003



Fuente: Cálculo de los autores

De acuerdo con este gráfico y contrario a lo que se espera, los bancos más pequeños parecen ser más eficientes que los bancos grandes ya que en 12 de los 15 años analizados los bancos más pequeños fueron en promedio más eficientes. Sin embargo, es importante destacar que no se aprecian diferencias sustanciales entre estos dos grupos de bancos e, inclusive, en los dos últimos años los bancos más grandes han revertido la tendencia y han mostrado una mejor capacidad de controlar sus costos respecto a una situación ideal, comparado con los bancos más pequeños. En promedio, para el período 1989 – 2003, los bancos pequeños tuvieron una eficiencia de 55,08% mientras que la de los bancos grandes fue de 53,23%

#### 4.3. Eficiencia según el origen del capital de los bancos

Con el fin de analizar el comportamiento de la eficiencia en el sistema bancario colombiano entre 1989 y 2003 de acuerdo con el origen del capital, para cada período se dividieron los bancos en tres grupos: extranjeros, privados nacionales y públicos nacionales, y posteriormente, se promediaron

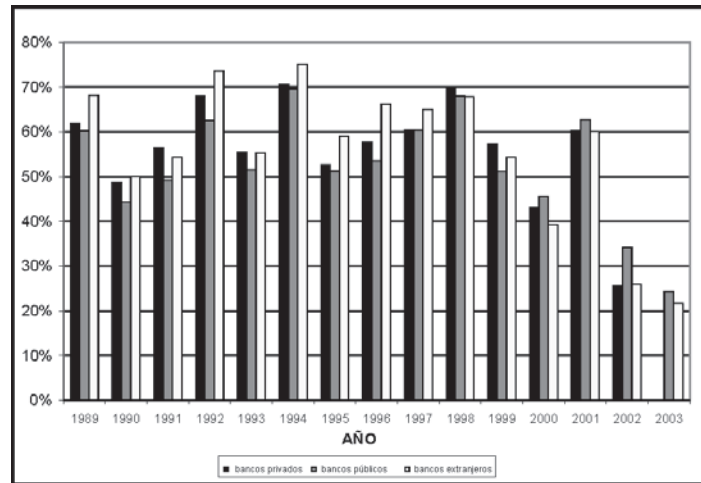
los índices de eficiencia obtenidos por cada uno de los bancos que los integraban. Los resultados obtenidos se presentan en el gráfico 3.

Entre 1989 y 2003 los bancos extranjeros fueron los más eficientes al presentar una eficiencia X en promedio de 55,7% a lo largo del período referenciado. Lo anterior se puede constatar en el gráfico 3, en el cual se aprecia que en 6 de los 15 periodos analizados el grupo de los bancos extranjeros fue el que presentó los mayores índices de eficiencia.

No obstante, cabe destacar que el grupo de los bancos privados domésticos exhibió un comportamiento bastante parejo con respecto a los bancos extranjeros al presentar una eficiencia promedio de 54,1% entre 1989 y 2003.

Por su parte, los bancos públicos, a pesar de tener en promedio los menores niveles de eficiencia en los últimos 15 años (52,6%), no presentaron grandes diferencias en términos generales con respecto a los bancos privados y extranjeros. Incluso, entre los años 2000 y 2003 el conjunto de bancos públicos presentó una mejora sustancial y se caracterizó por ser más eficientes que el conjunto de los otros bancos.

**Gráfico 3.** Eficiencia según el origen del capital de los bancos 1989 - 2003



Fuente: Cálculo de los autores

## 5. DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA EN COSTOS EN EL SISTEMA BANCARIO COLOMBIANO EN EL PERÍODO 1989–2003

### 5.1. Determinantes potenciales

En esta sección se exponen los factores seleccionados como posibles determinantes de la eficiencia bancaria, explicando las razones por las que se cree que estas variables influyen en el comportamiento de la eficiencia en costos de las firmas bancarias. Estos factores son:

#### 5.1.1. Calidad de la cartera (CALID)

Según Castro (2001), un nivel considerable de cartera vencida genera mayores costos asociados a la administración de esa cartera vencida (reestructuraciones, monitoreo, liquidación de bienes dados en pago, etc...), lo cual implica una mayor dificultad para controlar los costos. Esto se traduce en aumentos en la ineficiencia<sup>8</sup>. El indicador utilizado para esta variable es la relación

cartera vencida/cartera de créditos bruta, y se espera que entre mayor sea éste, menos eficientes sean los bancos.

#### 5.1.2. Tamaño de los bancos (TAM)

Esta variable es tenida en cuenta como posible determinante de la eficiencia por Badel (2002) y Nina (1998). Este último asegura que algunos trabajos en países desarrollados han demostrado que el tamaño del banco es importante para disminuir los niveles de ineficiencia, porque las instituciones bancarias más grandes, tienen mayores posibilidades de diversificación y financiamiento. En este estudio, se utiliza el valor de los activos en billones de pesos de 1998 como indicador del tamaño de los bancos, esperándose una relación directa entre este indicador y los niveles de eficiencia.

#### 5.1.3. Rentabilidad (ROE)

Para Castro (2001) y Janna (2003), se espera que entre mayor sea la utilidad, más eficientes sean los bancos. Sin embargo, Badel (2002)

<sup>8</sup> León (1999), Badel (2002) y Janna (2003) también consideran a la calidad de la cartera como un factor que puede afectar el nivel de eficiencia bancaria.

considera que de acuerdo con la teoría de la "vida tranquila", un margen de utilidades más holgado permite un menor esfuerzo y, por lo tanto, un menor nivel de eficiencia. El indicador de rentabilidad utilizado en esta investigación es el ROE (Rentabilidad/patrimonio).

#### 5.1.4. *Solvencia (SOLV)*

Castro (2001), basado en la teoría de "Riesgo Moral", que sugiere que las entidades cercanas a la quiebra y sus administradores pueden perseguir sus propios intereses sin considerar los efectos sobre la eficiencia, afirma que es de esperar que la baja capitalización lleve a períodos de alta ineficiencia. El indicador utilizado es la relación capital social/activos totales y se espera que exista una relación directa con la eficiencia.

#### 5.1.5. *Origen del capital*

Janna (2003) sostiene que dado que es posible que la banca extranjera posea un know how más elevado que la banca nacional, ocasionado por el hecho de que ésta opera en mercados financieros más desarrollados, de donde es posible importar nuevas prácticas operacionales y tecnologías de información, es de esperar que los bancos extranjeros sean menos ineficientes que los nacionales. Por otro lado, también se espera que la banca pública tenga niveles de ineficiencia más elevados que la banca privada. Para comprobar estas relaciones, se utilizaron 2 variables dummy. La primera (DUMEXT) toma un valor de 1 si el banco es extranjero en el período en cuestión, y 0 en cualquier otro caso. Y la segunda (DUMPUB) adquiere un valor de 1 en los períodos en los que los bancos son públicos, y 0 en cualquier otro caso.

#### 5.1.6. *Tipo de negocio (NEG)*

La banca concentrada en los préstamos de consumo o los hipotecarios tiene una cantidad muy elevada de deudores, lo que exige mayores costos para poder evaluar la información de cada cliente y administrar la cartera resultante. Por otra parte, los bancos especializados en banca corporativa requieren menos recursos para examinar la información de las firmas solicitantes de crédito. Lo anterior conduce a Janna (2003) a afirmar que es de esperar que los bancos especializados en el segmento corporativo tengan costos administrativos y laborales más bajos y una menor ineficiencia. El indicador utilizado en este estudio es la participación de la cartera comercial dentro del total de la cartera de créditos. Si este indicador es alto, quiere decir que el banco está concentrado en el crédito corporativo, por lo que se espera que sea más eficiente.

#### 5.1.7. *Liquidez (LIQ)*

Esta variable no ha sido tomada en cuenta como determinante de la eficiencia en los trabajos realizados anteriormente sobre el tema en Colombia. Sin embargo, se espera que los bancos que poseen mayores índices de liquidez en un momento determinado, sean menos eficientes ya que este exceso de activos líquidos podría ser empleado para generar una mayor cantidad de producto. El indicador de liquidez utilizado es la relación activo disponible / depósitos y exigibilidades.

### 5.2. Modelo de determinantes de la eficiencia

Para comprobar si las anteriores variables jugaron un papel fundamental en el comportamiento de la eficiencia bancaria en Colombia en el período 1989–2003, se corrió un modelo de regresión lineal usando datos de panel para los mismos 22 bancos utilizados en el modelo del cálculo de la

eficiencia, durante los 60 trimestres comprendidos entre marzo de 1989 y diciembre de 2003<sup>9</sup>.

El uso de datos de panel es otro aporte de este estudio frente a algunos de los trabajos realizados anteriormente en Colombia sobre el tema<sup>10</sup>. Los datos de panel permiten al investigador mucha más flexibilidad para modelizar las diferencias de comportamiento entre los individuos. Además, como se utiliza un mayor número de datos, hay más variabilidad, menos colinealidad entre las variables, más grados de libertad y una mayor eficiencia.

La estructura del modelo de regresión a estimar adopta la siguiente forma:

$$(8) \quad y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + e_{it}$$

Donde  $y_{it}$  es la eficiencia en costos de cada banco calculada en el capítulo anterior,  $\alpha_i$  es el componente autónomo de eficiencia en costos, el cual se considera constante a lo largo del tiempo  $t$ , y específico para cada banco  $i$ ;  $\beta'$  es el vector de los coeficientes que ponderan el impacto de las variables explicativas en la eficiencia bancaria,  $x_{it}$  es el vector conformado por las ocho variables explicativas y  $e_{it}$  es el error de variación temporal que recoge el efecto que puedan tener sobre la eficiencia en costos de los bancos comerciales, otras variables distintas a las ocho incluidas en el modelo de regresión.

Dado que la estimación de las regresiones con datos de panel involucra cierto grado de complejidad, el cual se acentúa más en la medida en que se

incluyan más unidades de corte transversal y más variables explicativas en el modelo, se han desarrollado algunos marcos básicos para generalizar este tipo de modelos de regresión, entre los cuales se destacan dos: modelo de efectos fijos (MEF) y modelo de efectos aleatorios (MEA).

Para determinar cuál de los dos modelos anteriores era más conveniente utilizar, se aplicó el test de Hausman, el cual indicó que se debía rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales se encontraban correlacionados con las variables explicativas, y que por tanto el MEA no resultaba adecuado y convenía más emplear el MEF (tabla 3).

**Tabla 3.** Test de Hausman para el modelo con 8 variables explicativas

Estadístico	Probabilidad
23.46	0.002823

Fuente: Cálculo de los autores

### 5.3. Estimación del modelo

Por las razones expuestas en la sección anterior, y haciendo uso del programa econométrico *Limdep 7.0*, se corrió un primer modelo de efectos fijos, con las 8 variables explicativas mencionadas anteriormente, incluyendo 22 variables dummy de grupo (1 por cada banco). Los resultados obtenidos son los mostrados en la tabla 4.

<sup>9</sup> Sin embargo, este es un panel desbalanceado porque el número de observaciones difiere entre los miembros del panel debido a que no se tiene información de eficiencia para algunas entidades en algunos períodos.

<sup>10</sup> De los tres investigadores que han trabajado sobre los determinantes de la eficiencia bancaria en Colombia, sólo Janna (2003) utiliza datos de panel, mientras que Castro (2001) y Badel (2002) trabajan con un corte transversal promediando los valores de las distintas variables a lo largo del período de estudio.

**Tabla 4.** Estimación del modelo de efectos fijos

Variable Dependiente: Eficiencia en costos Método de estimación: MCO		
	<b>Primer Modelo</b>	<b>Segundo modelo</b>
CALID	-0.3722406337* (0.063621776)	-0.4120792225* (0.057884155)
TAM	-0.0056642036 (0.009081941)	
ROE	-0.0023683371** (0.001302663)	-0.0024303475** (0.0012946246)
SOLV	-0.1723395471 (0.15711306)	
LIQ	0.5503104540* (0.072169971)	0.5803329154* (0.062003062)
NEG	-0.0118163239 (0.019273201)	
DUMEXT	-0.1130999695* (0.019273201)	-0.1188725174* (0.029226254)
DUMPUB	-0.1044799092* (0.040958171)	-0.1144820822* (0.040146921)

(\*) Significativo al 5%    (\*\*)Significativo al 10%

Fuente: Cálculo de los autores

A partir de un test F (tabla 5), que utiliza un modelo restringido (modelo Pooled) y un modelo no restringido (modelo de efectos fijos), se verificó la significancia estadística de los efectos específicos para cada banco.

**Tabla 5.** Test F para el modelo con 8 variables explicativas

<b>Estadístico</b>	<b>Probabilidad</b>
2.844	0.00000

Fuente: Cálculo de los autores

Los resultados del test F indican que se debe rechazar la hipótesis nula de que no existen efectos específicos para cada banco y, por lo tanto, cada banco posee su propio intercepto<sup>11</sup>.

Volviendo a la regresión de efectos fijos estimada, se observa que 4 variables (CALID, LIQ, DUMEXT, DUMPUB) son estadísticamente significativas al 5%, mientras que otra (ROE) lo es al 10%, lo que es un indicador del buen ajuste de la regresión.

Con respecto a las otras 3 variables (TAM, SOLV, NEG), se puede destacar que además de no ser

<sup>11</sup> Si se hubiese aceptado la hipótesis nula, el modelo de efectos fijos no sería la estimación más adecuada, sino que debería llevarse a cabo un modelo Pooled, el cual estima un único intercepto común a todos los bancos.

estadísticamente significativas, presentan unos signos contrarios a los esperados, con lo cual se puede concluir que el tamaño, el nivel de solvencia y el tipo de crédito que ofrecen los bancos no son factores que explican de manera significativa el comportamiento de la eficiencia bancaria en Colombia.

Teniendo en cuenta el principio de la parsimonia<sup>12</sup>, se corrió otra regresión en la que se dejaron por fuera estas 3 variables. Los resultados también se muestran en la tabla 4.

Este modelo también fue sometido a los test F y de Hausman (tabla 6) para probar la conveniencia de utilizar el modelo de efectos fijos en vez de los modelos Pooled y de efectos aleatorios, respectivamente, constatándose que el modelo de efectos fijos vuelve a ser la estimación más adecuada.

**Tabla 6.** Test F y test de Hausman para el modelo con 5 variables explicativas

Test	Estadístico	Probabilidad
F	<b>4.056</b>	<b>0.00000</b>
<b>HAUSMAN</b>	39.38	0.00000

Fuente: Cálculo de los autores

En este segundo modelo, las variables CALID, LIQ, DUMEXT, DUMPUB siguen siendo significativas al 5% mientras que ROE lo sigue siendo al 10%. De otra parte, los coeficientes y sus desviaciones estándar varían muy poco comparados con los de la regresión en la que se incluyeron los ocho potenciales determinantes. Esto demuestra la robustez de estas variables como determinantes de la eficiencia de los bancos comerciales que operan en Colombia.

La interpretación de los coeficientes de la regresión permite extraer unas conclusiones bastante importantes. En primer lugar, un aumento del 1% de la cartera vencida de los bancos en comparación con la cartera de créditos total origina una disminución del 0,41% en la eficiencia del sistema bancario colombiano, como consecuencia de los mayores costos en que deben incurrir estas entidades para administrar esa cartera vencida.

Los resultados del modelo también muestran que la teoría de la vida tranquila sí se cumple en Colombia ya que la relación de la rentabilidad con la eficiencia se da en el sentido en que lo plantea Badel (2002). Es decir, que en los períodos en que aumenta la rentabilidad, disminuye levemente la eficiencia (0.0024% por cada punto porcentual de incremento de la rentabilidad del patrimonio), producto del menor control que se hace de los costos en los períodos de altas utilidades.

Con respecto al esquema de propiedad, las estimaciones permiten establecer que los bancos públicos tienden a tener mayores dificultades para controlar sus costos, lo cual coincide con lo encontrado por Castro (2001), pero contrasta con los resultados obtenidos por Janna (2003) que no muestran una diferencia estadística en el manejo de los costos. Una de las causas de esta mayor ineficiencia de los bancos públicos es que dado que el objeto principal de este tipo de bancos es facilitar el acceso al crédito a toda la población colombiana, poseen un gran volumen de activos que los conducen a incurrir en unos costos mayores.

De otra parte, a diferencia de lo obtenido por Castro (2001), los resultados de este estudio permiten afirmar que los bancos nacionales y los bancos extranjeros poseen habilidades distintas

<sup>12</sup> Este principio establece que un modelo se debe conservar tan simple como sea posible. Esto significa que se deben introducir en el modelo unas pocas variables clave que capturen la esencia del fenómeno bajo estudio (en este caso, la eficiencia bancaria) relegando toda influencia menor y aleatoria al término de error  $e_{it}$



para controlar sus costos. Sin embargo, contrario a lo esperado, estadísticamente los bancos nacionales son más eficientes que los bancos extranjeros. Una de las posibles explicaciones para este resultado es que los bancos extranjeros pueden tener un menor conocimiento del mercado y les cuesta un poco más adaptarse al complejo entorno institucional del país.

Asimismo, este estudio proporciona por primera vez una fuerte evidencia para Colombia de que la liquidez es un determinante importante de la eficiencia de estas entidades, aunque no en la dirección esperada, ya que por cada 1% en que se incrementa la cantidad de activos disponibles para hacer frente a los depósitos y exigibilidades, la eficiencia en costos de los bancos comerciales aumenta en un 0,58% aproximadamente. Una posible explicación para este fenómeno es que los bancos con altos niveles de liquidez, en vez de incurrir en un costo de oportunidad, cuentan con el suficiente dinero líquido para colocar en créditos altamente rentables, cuando se presenten buenas oportunidades.

#### 5.4. Efecto de las reformas en los cambios en la eficiencia

En esta sección se pretende examinar mediante un análisis cualitativo y cuantitativo, el efecto que tuvieron en la eficiencia del sistema bancario colombiano, las reformas financieras contempladas en las leyes 45 de 1990 y 35 de 1993.

En primera instancia, en el gráfico 1 se puede observar que justo después de las fechas de las reformas, se presentaron aumentos significativos en los niveles de eficiencia promedio del sistema bancario colombiano. De hecho, en el trimestre octubre – diciembre de 1990, período en el cual se expide la ley 45 del mismo año, el promedio simple de la eficiencia de la banca comercial colombiana

era del 47,79%, y a partir del trimestre siguiente se generó un aumento en la eficiencia bancaria hasta alcanzar un 72,69% en el trimestre julio–septiembre de 1992.

De manera análoga, a principios de 1993, cuando se expide la ley 35, la eficiencia del sistema bancario colombiano se encontraba en un 52,44% y de allí en adelante, los niveles de eficiencia bancaria aumentaron considerablemente hasta alcanzar un 74,16% en el trimestre comprendido entre los meses de abril y junio de 1994.

No obstante, cabe destacar que los buenos niveles de eficiencia que se presentaron posteriormente a las reformas no perduraron, ya que poco tiempo después, la eficiencia del sistema bancario colombiano disminuyó nuevamente, registrándose niveles similares a los existentes en períodos anteriores a las reformas. Una posible explicación para esta situación puede ser que las expectativas generadas por las reformas obligaron a los distintos bancos a mejorar sus índices de eficiencia; pero al no presentarse los efectos esperados, como por ejemplo una entrada masiva de inversión extranjera y un aumento sustancial en los niveles de competencia, estas instituciones pudieron relajarse en el control de sus costos.

De otra parte, al observar en los modelos de regresión estimados en la subsección anterior, los resultados arrojados por las cinco variables<sup>13</sup> que de alguna forma fueron afectadas por las reformas de los años noventa, se pueden identificar tres comportamientos distintos.

En primer lugar, la calidad de la cartera y la distinción de los bancos entre públicos y privados, sí fueron factores determinantes de la eficiencia bancaria en el período 1989–2003, y en el sentido esperado. Por lo anterior, se puede decir que las medidas adoptadas en las reformas, tendientes a disminuir los niveles de cartera vencida y a promo-

<sup>13</sup> Calidad de la cartera, tamaño de los bancos, solvencia, y las variables dummy: DUMEXT Y DUMPUB.

ver la privatización de las instituciones financieras, sí contribuyeron a aumentar la eficiencia de las instituciones bancarias.

En segundo lugar, los resultados arrojados por la variable DUMEXT muestran que los bancos nacionales son más eficientes que los bancos extranjeros, es decir, que el efecto de una mayor inversión extranjera en la eficiencia fue significativo, pero contrario al esperado. Sin embargo, los resultados anteriores deben ser tomados con cautela, porque en el período referenciado no se dio una compra significativa de bancos nacionales por parte de extranjeros que permita hacer un mejor análisis de los efectos de la inversión extranjera en la eficiencia bancaria.

Y en tercer lugar, debido a que la solvencia y el tamaño de los bancos no mostraron ser determinantes significativos de la eficiencia en costos de los bancos comerciales, se puede afirmar que las medidas que buscaban aumentar los niveles de patrimonio de los bancos como proporción de los activos, y simplificar los procesos de integración de las instituciones financieras, no contribuyeron a generar un aumento en los niveles de eficiencia.

## 6. CONCLUSIONES

Al analizar la evolución de la eficiencia bancaria en Colombia entre los años 1989 y 2003, se puede destacar lo siguiente:

- El sistema bancario colombiano registró en promedio durante los 60 trimestres comprendidos entre los años 1989 y 2003, una eficiencia en costos del 54,2%, lo que indica que el conjunto de los bancos comerciales colombianos desperdició el 45,8% de sus recursos.
- En los años siguientes a las reformas financieras, se presentó un considerable aumento en la eficiencia en costos de la banca comercial colombiana, alcanzando en algunos períodos niveles superiores al 70%. Sin embargo, estos buenos niveles de eficiencia no se mantuvieron

por mucho tiempo, ya que pocos años después cayeron nuevamente a niveles cercanos al 50%, que eran los existentes en los años previos a las reformas.

Luego de indagar acerca de los factores que incidieron fuertemente en el comportamiento presentado por la eficiencia del sistema bancario colombiano entre 1989 y 2003, se encontró que:

- Un aumento del 1% en la relación cartera vencida / cartera de créditos bruta, conlleva una disminución del 0,41% en la eficiencia de los bancos comerciales, debido a los costos adicionales en que deben incurrir los bancos para recuperar esta cartera vencida.
- La simplificación de los procesos de privatización de las instituciones financieras se constituyó en una medida acertada en la búsqueda de mayores niveles de eficiencia bancaria, ya que en este estudio se pudo demostrar que los bancos privados tienden a ser más eficientes que los bancos públicos.
- Un aumento en los niveles de rentabilidad origina una leve disminución de la eficiencia bancaria. Lo anterior va en concordancia con la teoría de la "vida tranquila", que sugiere que en un mercado poco competitivo, las entidades tienden a ser más laxas en el control de sus costos en períodos de elevadas utilidades.
- Contrario a lo esperado, los bancos nacionales son más eficientes que los bancos extranjeros, al parecer porque a estos últimos les cuesta un poco más conocer el mercado, y adaptarse al complejo entorno institucional del país.
- Un aumento del 1% en los índices de liquidez produce inesperadamente un aumento en la eficiencia bancaria del 0,58%, al parecer porque los bancos con altos niveles de liquidez pueden otorgar un mayor volumen de créditos.
- El tamaño de los bancos, el nivel de solvencia y el tipo de crédito que ofrecen los bancos no son variables que afectan significativamente la eficiencia de los bancos que operan en nuestro país.

Por todo lo anterior, se puede concluir que las reformas al sistema financiero llevadas a cabo en la década de los noventa sí contribuyeron a aumentar la eficiencia bancaria, pero su efecto no fue

duradero, ni se dio en la dimensión esperada. Esto se debe a que algunas de las medidas contenidas en las reformas no generaron el efecto que se preveía.

## BIBLIOGRAFÍA

- BADEL, Alejandro. (2002), "Sistema bancario colombiano: ¿Somos eficientes a nivel internacional?". Departamento Nacional de Planeación. Archivos de Economía. No. 190. Junio; 26p.
- BARAJAS, Adolfo; STEINER, Roberto y SALAZAR, Natalia. (1999), "Liberalización y entrada de capital extranjero en el sector bancario colombiano". Universidad de Los Andes. Centro de Estudio sobre Desarrollo Económico. 41 p. <http://economia.uniandes.edu.co/archivos/temporal/CEDE99-16.pdf>. (Consulta: 5 diciembre, 2003)
- BERGER, Allen and MESTER, Loretta. (1997), "Inside the black box : what explains differences in the efficiencies of financial institutions?". *Journal of Banking and Finance*, Vol 21, pp. 895-947.
- CASTRO, Carlos. (2001), "Eficiencia X en el sector bancario colombiano". Departamento Nacional de Planeación. Archivos de Economía. No. 158 (Noviembre); 42 p.
- CASTRO, Carlos y STEINER, Roberto. (2000), "Eficiencia, competencia y márgenes de intermediación". En: ANIF. El sector financiero de cara al siglo XXI, pp. 231-256.
- CHRISTENSEN, Laurits; JORGENSON, Dale and LAU, Laurence (1971), "Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function". *Econometrica*, 39 (4), July, pp. 255-256.
- ESTRADA, Dairo and OSORIO, Poldy. (2004), "Effects of financial capital on colombian banking efficiency". Banco de la República. Borradores Semanales de Economía. No. 292. Junio; 33p.
- JANNA, Michel. (2003), "Eficiencia en costos, cambios en las condiciones generales del mercado y crisis en la banca colombiana: 1992-2002". Banco de la República. Borradores Semanales de Economía. No. 260. Agosto; 39 p.
- LEÓN, Janina. (1999), "Eficiencia en costos de los bancos comerciales de México: una aplicación de la aproximación no paramétrica DEA". Artículo preparado para el Congreso de Latin American Econometric Association, Cancún, México. 21p. [www.itam.mx/lames/papers/Contrses/jleon.pdf](http://www.itam.mx/lames/papers/Contrses/jleon.pdf). (Consulta: 9 diciembre, 2003).
- MAUDOS, Joaquín y PASTOR, José (2002), "Cost and profit efficiency in the Spanish banking sector (1985-1996): a non-parametric approach". *Applied Financial Economics*. Vol 13, No.1, pp. 1-12.
- MISAS, Martha y SUESCÚN, Rodrigo. (1996). "Cambio tecnológico, ineficiencia de escala e Ineficiencia X en la banca colombiana". Banco de la República. Borradores Semanales de Economía. No. 59. Septiembre; 31p.
- NINA, Osvaldo. (1998), "Costo ineficiencia del sistema bancario boliviano". Universidad Católica Boliviana. IISEC Working Paper No. 06/2000. 22p. [www.iisec.ucb.edu.bo/paper](http://www.iisec.ucb.edu.bo/paper). (Consulta: 6 diciembre, 2003)

## ANEXO A. COEFICIENTES ESTIMADOS DE LAS FUNCIONES DE COSTOS.

Coefficiente	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
$\hat{a}_0$	-20.02	-52.60	26.83	-51.94	-92.38	-18.62	111.32	-61.81	-75.56	35.61	-24.73	-35.06	110.66	46.29	115.66
$\hat{a}_{Cred}$	-5.40	-6.28	-1.54	9.06	10.03	9.77	0.75	17.14	17.64	1.49	5.15	8.30	-9.76	-11.39	-4.45
$\hat{a}_{Inv}$	2.58	5.73	3.14	-1.67	-0.01	-4.85	-10.03	-6.96	-2.50	3.01	2.08	-2.74	-2.00	-5.55	-5.97
$\hat{a}_L$	4.45	10.18	-4.97	7.36	13.83	1.47	-19.25	7.75	9.07	-6.97	2.70	3.41	-15.82	-5.32	-17.17
$\hat{a}_{Dep}$	-2.33	-4.52	3.16	-0.01	-4.15	2.13	4.46	2.78	-1.68	0.25	-1.24	-5.03	10.36	-2.27	8.76
$\hat{a}_{Cred Cred}$	1.33	0.38	-0.38	-0.09	0.31	-0.13	-0.67	-2.43	-1.62	-0.26	-0.23	-1.02	0.39	1.01	-0.30
$\hat{a}_{Inv Inv}$	0.30	0.30	-0.01	0.30	-0.06	-0.04	-0.28	-0.24	-0.04	0.10	0.07	0.52	0.14	0.13	0.51
$\hat{a}_{Cred Inv}$	-0.29	-0.29	-0.17	-0.21	-0.38	-0.11	0.25	0.26	0.23	-0.03	0.02	0.08	0.02	0.03	0.05
$\hat{a}_{Inv Cred}$	-0.29	-0.29	-0.17	-0.21	-0.38	-0.11	0.25	0.26	0.23	-0.03	0.02	0.08	0.02	0.03	0.05
$\hat{a}_{LL}$	-0.40	-0.98	0.46	-0.47	-1.05	0.05	1.64	-0.46	-0.50	0.69	-0.09	-0.10	1.15	0.28	1.37
$\hat{a}_{Dep Dep}$	0.08	-0.09	0.00	-0.11	0.14	0.07	-0.04	-0.78	0.07	-0.16	-0.17	-0.38	0.94	0.20	-0.27
$\hat{a}_{L Dep}$	0.10	0.22	-0.07	0.01	0.11	-0.08	-0.21	-0.03	0.05	0.02	0.04	0.20	-0.33	0.14	-0.27
$\hat{e}_{Dep L}$	0.10	0.22	-0.07	0.01	0.11	-0.08	-0.21	-0.03	0.05	0.02	0.04	0.20	-0.33	0.14	-0.27
$\hat{e}_{Cred L}$	0.26	0.62	0.32	-0.73	-0.74	-0.79	0.15	-1.02	-1.11	-0.03	-0.33	-0.41	0.78	0.90	0.21
$\hat{e}_{Cred Dep}$	0.11	-0.15	-0.46	0.01	0.78	0.05	0.17	-0.99	0.32	-0.19	0.14	0.18	-0.35	0.17	-1.11
$\hat{e}_{Inv L}$	-0.10	-0.39	-0.24	0.20	0.22	0.47	0.79	0.50	0.11	-0.26	-0.21	0.12	0.17	0.45	0.46
$\hat{e}_{Inv Dep}$	-0.01	0.15	-0.18	-0.23	-0.15	-0.36	-0.35	-0.13	0.07	0.05	0.01	-0.11	0.04	-0.19	-0.04
DUMABS									0.02	0.01	0.73	0.23	-0.11		

Fuente: Cálculo de los autores