

Tesis de Licenciatura

**Competencia del mercado de préstamos,
en el sistema bancario de Costa Rica,
1996-2014.**

César Ulate

Resumen

En esta investigación se estima el grado de competitividad del mercado de préstamos en el sistema bancario costarricense para el periodo 1996-2014. Como primer paso se evalúa el nivel de concentración y la estructura del mercado mediante el indicador HHI; posteriormente, se calcula el costo marginal de los préstamos, mediante la utilización de una función translogarítmica que flexibiliza los supuestos de sustitución entre los productos y los precios de los factores, permitiendo realizar el análisis específicamente para uno de los productos, el mercado de préstamos, herramienta esencial para el crecimiento económico. Por último, se calcula el indicador de Boone para cada entidad bancaria y un nivel global para todo el sistema agregado. Se concluye que las entidades bancarias privadas son, en promedio, más competitivas que las estatales. Que durante el periodo de estudio se presencié un mercado de préstamos menos concentrado y una disminución en el costo marginal a excepción del subperiodo de la crisis financiera.

Agradecimiento especial al Dr. Juan Rafael Vargas por su disposición constante, su inmensa ayuda y la supervisión durante el proyecto.



UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Acta #_13-10-16_

Acta de la Sesión _13-10-16_ del Comité Evaluador de la Escuela de _Economía_, celebrada _jueves 27 de octubre de 2016_, con el fin de proceder a la Defensa del Trabajo Final de Graduación de _ **César Andrés Ulate Sancho**_, carné **B06383**_, quien optó por la modalidad de: _Seminario de Graduación_. Presentes: _ M.Sc. Carlos Palma Rodríguez_, quien presidió; _Dr. Juan Rafael Vargas Brenes_ como Tutor; _Dr. Alonso Alfaro Ureña_, como Lector; _M.Sc. José Manuel Arias Porras_, como Lector y _Dr. Luis Hall Urrea_, quien actuó como Secretario de la Sesión.

Artículo 1

El Presidente informa que el expediente del estudiante postulante, contiene todos los documentos que el Reglamento exige. Declara que ha cumplido con todos los requisitos del Programa de la Carrera de Licenciatura en Economía.

Artículo 2

El estudiante hizo la exposición del Trabajo Final titulado "**Competencia del mercado de préstamos, en el sistema bancario de Costa Rica, 1996-2014**".

Artículo 3

Terminada la disertación, los miembros del Comité Evaluador, interrogan al postulante el tiempo reglamentario. Las respuestas fueron satisfactorias, en opinión del Comité.
(satisfactorias/insatisfactorias)

Artículo 4

Concluido el interrogatorio, el Tribunal procedió a deliberar

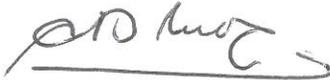
Artículo 5

Efectuada la votación, el Comité Evaluador consideró el Trabajo Final de Graduación satisfactorio, y lo declaró aprobado.
(Satisfactorio/insatisfactorio) (aprobado/no aprobado)

Artículo 6

El presidente del Comité Evaluador comunicó en público al aspirante, el resultado de la deliberación y lo declaró Licenciado en Economía.

Se le indicó la obligación de presentarse al Acto Público de Juramentación. Luego se dio lectura al acta que firmaron los miembros del Comité y el estudiante a las 19.20 horas.



M.Sc. Carlos Palma Rodríguez
Representante del Director de la Escuela



César Andrés Ulate Sancho
B06383

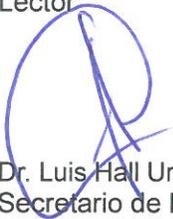


Dr. Juan Rafael Vargas Brenes
Tutor del Trabajo



Dr. Alonso Alfaro Ureña
Lector

M.Sc. José Manuel Arias Porras
Lector



Dr. Luis Hall Urrea
Secretario de la Sesión

Según lo establecido en el Reglamento de Trabajos Finales de Graduación, artículo 39 "... En caso de trabajos sobresalientes; si así lo acuerdan por lo menos cuatro de los cinco miembros del Comité, se podrá conceder una aprobación con distinción".



Se aprueba con Distinción

Observaciones:

El señor José Manuel Arias se ausentó en excusa justificada.



UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
Escuela de Economía

REPLICA DEL TRABAJO FINAL DE GRADUACIÓN:

**"Competencia del mercado de préstamos en el sistema bancario de
Costa Rica, 1996-2014"**

Alumno sustentante:

Nombre	Carné	Calificación
César Andrés Ulate Sancho	B06383	<u>9.00</u>

Firma del Tutor _____

Dr. Juan Rafael Vargas Brenes

Fecha 27/02/16

Introducción

La competencia en un mercado fomenta el máximo bienestar social, al procurar que los precios (tasas de interés) y las cantidades producidas de un bien se adapten a los deseos e interacciones de los agentes participantes. Cuando el bien transado es el dinero; el objetivo es canalizar los recursos de los ahorrantes hacia quienes cuentan con necesidades de crédito de la manera más eficiente.

En este proceso -que se realiza en su mayoría a través de los bancos- para procurar un nivel competitivo, un papel muy importante está en poder contar con un marco jurídico y con un órgano regulador adecuado a la estructura del mercado y la necesidad particular del país. Así como una política monetaria del Banco Central coherente, por su influencia en el nivel competitivo de los préstamos¹.

En la presente investigación, se realizan estimaciones empíricas que pueden servir como complemento a otros estudios descriptivos, para analizar y presentar medidas e indicadores, que reflejen el nivel de competencia observado en el sector de préstamos en Costa Rica. Para esto se utilizan los datos disponibles de 1996 a 2014, presentados por las entidades intermediarias del crédito a la SUGEF. Las estimaciones empíricas son acompañadas de la teoría que las fundamentan.

Midiendo el nivel de competencia bancaria:

Para realizar una estimación del nivel de competencia en un mercado se puede utilizar diferentes tipos de modelos, de acuerdo a los datos disponibles, la intuición y la rigurosidad que se busque. En la literatura destacan dos líneas de pensamiento o enfoques principales en la búsqueda por cuantificar este nivel competitivo en una industria:

1. Los indicadores que estudian y describen, la estructura, el poder de mercado, la eficiencia bancaria, las economías de escala y posibles barreras de entrada.
2. Los nuevos enfoques empíricos de organización industrial, que por otra parte, examinan la conducta de los participantes del mercado y su impacto en los indicadores de rendimiento y cuotas de mercado.

Los primeros enfoques se desarrollaron en la literatura en los años noventas y pretenden conocer el número de instituciones, las cuotas de mercado respectivas de dichas instituciones, así como la posibilidad de incorporar nuevas empresas, o bien

¹Mediante cambios en las tasas de interés de política monetaria, que se reflejan en las tasas de interés que ofrecen los bancos a sus clientes.

las ventajas de tener un determinado número de participantes, ya que se asociaba la concentración y estructura del mercado con su comportamiento. Posteriormente, los estudios más empleados en la actualidad, provienen de la segunda línea de pensamiento; que explica el nivel competitivo, a través de la conducta de los agentes. (Degreyse 2009).

Entre los principales indicadores referentes de este último enfoque, se encuentran:

- El indicador de concentración de Panzar and Rose o H estadístico, que investiga la relación entre los cambios en los precios de los factores y las diferencias observadas en las beneficios bancarios, asumiendo una industria en equilibrio.
- El indicador de competencia de Boone (2008), que estima la elasticidad de las rentas ante la variación del costo marginal involucrado en la producción de estas rentas².
- Modelos de variaciones conjeturales, que simulan reacciones oligopólicas de los participantes.
- Modelos de demanda estructural que en ocasiones se combinan con la estrategia de los participantes.

Este trabajo estudia el nivel de competencia del mercado bancario costarricense, mediante una visualización inicial de la estructura y posteriormente siguiendo el enfoque del indicador de Boone, que a su vez, cuenta con la ventaja de poder ser calculado no solo como un indicador global, sino que para los diversos productos que se consideren, como la actividad de préstamos o títulos valores; así como ver su evolución en el tiempo.

La imposibilidad de cuantificar el costo marginal o costo de oportunidad para estimaciones empíricas implica la necesidad de utilizar una alternativa. Algunos trabajos como el de Salas, et al. (2015), utilizan el costo variable medio de los estados financieros como una aproximación, pero desde una perspectiva económica; esto no es lo más correcto, y en este trabajo se presenta una función transcendental logarítmica para estimar este coste marginal que emplea los insumos y su ponderación respectiva en el producto ofrecido; otra alternativa para futuras investigaciones es recuperar el coste marginal a través de la estimación indirecta de la elasticidad precio de la demanda del producto analizado.

²Por su fundamento teórico el resultado obtenido puede ser interpretado de manera inambigua, no así el Panzar and Rose.

Objetivos

1. Estudiar el nivel de competencia del sector de préstamos en el sistema bancario costarricense, mediante estimaciones e indicadores de competencia.
2. Presentar y estimar empíricamente una función matemática que aproxime adecuadamente el coste marginal.
3. Interpretar y comparar las diversas estimaciones asociadas al nivel de competencia del mercado de préstamos.

Metodología

Para estimar el nivel competitivo del sistema de préstamos de Costa Rica, primero se estimará el nivel de concentración del mismo mediante el cálculo del índice HHI, indicador comunmente asociado a medidas de competitividad.

Posteriormente, se desarrollará la teoría asociada a los indicadores competitivos justificando así su eventual estimación empírica mediante técnicas econométricas validas; detalladas en la investigación.

Particularmente, se estimará el costo marginal del mercado de préstamos, mediante una transformación logarítmica de la función de costos de producción³.

Subsiguiente, se utilizará el modelo diseñado por Boone (2008) para establecer una aproximación del nivel de competencia en el mercado bancario; utilizando cómo fundamento lógico, la elasticidad del costo marginal de los préstamos, respecto a los beneficios bancarios.

Para la estimación empírica se utilizará, un panel de datos que incluyen información contable anual, a nivel de identidad financiera, para las instituciones que prestaron los servicios de crédito en Costa Rica durante el periodo relevante 1996-2014 y se ajusten a ciertos requerimientos -posteriormente justificados-.

Índice de Herfindahl-Hirshman

El índice HHI es una medida de concentración de un mercado, comúnmente asociado al nivel de competencia, descrito por la siguiente ecuación:

$$HHI = 10,000 * \sum_{i=1}^N s_i^2 \quad (1)$$

³Formalmente introducida por Berndt, Christensen, Jorgenson and Lau (1973) y utilizada por Van Leuvensteijn, Bikker y otros (2007) para el Banco Central Europeo en la estimación empírica de la competitividad.

Donde s_i es la cuota de mercado del banco i , de los préstamos otorgados a diciembre de ese año; existe una relación directa en el coeficiente HHI y el grado de concentración del mercado ya que las instituciones participantes cuenta con una mayor cuota de mercado conforme aumenta este número; adicionalmente se asume de forma común, que mercados más concentrados son menos competitivos, sin embargo, no existe una fuerte relación teórica que entrelace concentración y comportamiento de los participantes, por consiguiente este indicador solo se realiza como una percepción inicial de la concentración.

Función trans-logarítmica de costos

El costo de una unidad adicional de un préstamo o un servicio para un banco, es el coste de oportunidad incurrido; el coste de oportunidad no es una variable observable, es un concepto económico y por consiguiente en la práctica, para estimar el costo marginal es común emplear información contable, como datos de los costos incurridos en cada firma⁴.

$$\ln(C_{it}) = \alpha_0 + \sum_{t=1}^{T-1} \delta_t d_t + \sum_{j=1}^K b_j * \ln(X_{ijt}) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \sum_{k=1}^K \gamma_{jk} \ln(X_{ijt}) * \ln(X_{ikt}) + b_c X_{ict} \quad (2)$$

En la presente investigación, se utiliza una transformación trascendental o logarítmica que incluye los costos de los insumos de producción de los bancos; registrando tanto los productos ofrecidos $\ln(X_{ijt})$, como los precios de los insumos $\ln(X_{ikt})$ y adicionalmente el radio de capital propio X_{ict} .

La función de tecnología de coste de producción de cada entidad, se describe como una función de producción multi-producto mediante la transformación logarítmica, esta función es una aproximación del polinomio de Taylor de orden dos centrado en $\ln(p = 0)$ y es una función de costos donde todas las variables se expresan como logaritmos. Su forma funcional es más flexible con respecto a la Cobb-Douglas y no supone una elasticidad de sustitución constante sino que recupera las elasticidades del factor de sustitución. (Green 2007).⁵

Para la estimación de esta función se utiliza la información reportada en SUGEF, incluyendo los logaritmos de los costos totales como variable dependiente y los precios de los insumos así como los principales productos en las variables independientes, además de las relaciones cruzadas de estas variables y el radio de capital, información detallada en la sección de datos.

⁴Información de variables observables, que sirvan como una buena aproximación.

⁵En el Anexo1 se detalla la obtención de la función translogarítmica.

El costo marginal de un insumo, se expresa como el incremento en el costo ante una unidad adicional y puede escribirse del siguiente modo:

$$MC_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial X_{ijt}} = \frac{C_{it}}{X_{ijt}} * \frac{\partial Ln(C_{it})}{\partial ln(X_{ijt})} \quad (3)$$

Una ventaja del enfoque, radica en la posibilidad de estimar el costo marginal para un producto específico; como lo es el mercado de préstamos, segregación, de la que no se tiene una aproximación en los datos financieros reportados.

De la ecuación 2 puede obtenerse la derivada parcial $\frac{\partial Ln(C_{it})}{\partial ln(X_{ijt})}$ y así reescribir el coste marginal de los préstamos ⁶, como se realiza a continuación:

$$CM_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial X_{ijt}} = \frac{C_{it}}{X_{ijt}} * [b_1 + 2b_{1p}ln(X_{ipt}) + \sum_{k=1; k \neq p}^K b_{jk}ln(X_{ijt})] \quad (4)$$

Indicador de competencia de Boone:

El modelo de Boone (2008), se construye de forma tal, que en un mercado más competitivo los castigos por ser un participante ineficiente son más severos en términos de ganancias, mientras las firmas más eficientes, es decir las de menor costo marginal, obtienen mayores cuotas de mercado y amplias ganancias.

El nivel competitivo del mercado influye en la intensidad con que afecta el rendimiento de las empresas, reforzando a las más eficientes y en detrimento de las ineficientes, como se ilustra el siguiente gráfico:

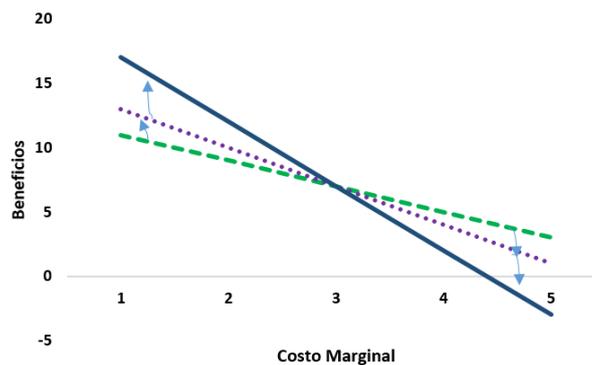


Gráfico 1: Elasticidad de los beneficios, ante aumentos en competencia del mercado.

Donde el indicador de Boone estima la intensidad con que se da la relación negativa entre el coste marginal y beneficio de las firmas, es decir, el modelo de Boone,

⁶El *subíndice p* representa el producto de préstamos, sin embargo, la ecuación aplica para cualquier otro de los multiproductos brindados por una empresa o cualquier otro producto de interés.

busca estimar la pendiente o b , que asocia los beneficios y la eficiencia (o coste marginal), para establecer una noción del nivel de competencia en el mercado.

La construcción de este modelo, sigue el estudio de Boone (2008), donde, para obtener la relación de competencia, se parte de una demanda lineal del mercado, donde cada institución financiera i , produce un portafolio de productos bancarios q_i , con su respectivo costo marginal constante cm_i . Demanda que se expresa:

$$p(q_i, q_{j \neq i}) = a - bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j \quad (5)$$

Cada institución bancaria maximiza los beneficios $\pi_i = (p_i - cm_i)q_i$ a la Cournot, escogiendo la cantidad óptima de producción q_i . Se asumen las condiciones necesarias para una producción positiva de los participantes ⁷ y se obtiene la condición de primer orden optimizando y se encuentra posteriormente, el Equilibrio Cournot-Nash, donde la producción contempla la función de reacción o mejor respuesta de los otros participantes:

$$a - 2bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j - cm_i = 0 \quad (6)$$

Generalizando para N empresas con producción positiva, las n condiciones pueden reescribirse en la siguiente ecuación:

$$q_i(cm_i) = \frac{(2\frac{b}{d} - 1)a - (2\frac{b}{d} + N - 1)cm_i + \sum_j cm_j}{(2b + d(N - 1))(2\frac{b}{d} - 1)} \quad (7)$$

Notese que la ecuación 7 evidencia una relación entre la producción y el costo marginal, de forma tal que $\pi_i = (p_i - cm_i)q_i$ los beneficios dependen del costo marginal, en una forma cuadrática.

Siguiendo a Boone (2008), la competencia en el mercado puede incrementar de dos formas:

1. Cuando se reducen los costos de entrada. Entre menores sean las barreras de entrada, más firmas entrarían y el mercado sería más competitivo.
2. Cuando los productos que brinda un banco se vuelven sustitutos más cercanos o aumenta d en 7, las firmas existentes se comportan con mayor agresividad aumentando la competencia y algunas empresas deben salir incrementando la concentración.⁸

El indicador de Boone, se puede expresar entonces como una relación de elasticidad

⁷ $a > cm_i y 0 < d \leq b$

⁸Este efecto no es posible de capturar con índices de concentración como el HHI.

de los beneficios ante cambios en los costos marginales, como se describe en la siguiente ecuación:

$$\ln(R_i) = a_0 + b * \ln(CM_i) \quad (8)$$

Cuanto más negativo sea el b mayor es el nivel competitivo, con la ventajas de que este coeficiente puede ser interpretado de manera inambigua; además, resulta ser una ecuación más sencilla de estimar, empíricamente. En este trabajo se estudia específicamente el coeficiente de competitividad ante un aumento del costo marginal del mercado de préstamos.

El modelo de Boone parte de algunos supuestos. En particular se asume, al modelar el comportamiento de los bancos, que estos pasan -al menos en parte- las ganancias por eficiencia a sus clientes ⁹. Además, se asume que lo hacen de una manera similar todos los bancos o instituciones participantes. Adicionalmente, se supone que la calidad de los productos que brindan los bancos es la misma. ¹⁰

Datos

Este estudio cuenta con un panel de datos para 34 instituciones que realizaron funciones de intermediación crediticia, en Costa Rica durante el periodo 1996-2014. Los datos utilizados provienen de la página oficial de la SUGEF, específicamente de los datos reportados en los Balances de Situación y Estados Financieros en formato de Análisis Financiero.

En la definición, de qué constituye un producto y un costo bancario, se sigue un enfoque de intermediación, debido al interés primordial por cuantificar la eficiencia y competitividad de las instituciones que participan en el sistema bancario, para canalizar los recursos de los ahorrantes a los prestamistas y por la información disponible de las partidas bancarias.

La variable costo total de producción, incluye: i) Los gastos por intermediación financiera (Costo del fondeo, denotado F) ii) Los gastos de personal (Costo de los sueldos y salarios, denotado W) iii) Los bienes de uso netos (Equipo, terreno y edificios, denotado K). En este caso, $CT_i = W_i + K_i + F_i$.

Los principales productos identificados, de las partidas financieras son los préstamos Y_p y los títulos valores Y_{tv} . Por su parte, los precios de los insumos de producción son definidos como: i) Gastos de intereses como proporción total del fondeo ($\frac{\text{Gastos por intermediación financiera}}{\text{Pasivos totales}} = P_F$) ii) Proporción de gastos de personal como aproximación del precio del trabajo ($\frac{\text{Gastos de personal}}{\text{Activos totales}} = P_W$) iii) Proporción de

⁹Este es un medio entre la escogencia de mayor beneficios y menor producción

¹⁰De lo contrario, sería necesaria una mayor segregación de los datos para subdividir estos.

activos inmovilizados respecto al total como aproximación del precio del capital ($\frac{\text{Activos netos inmovilizados}}{\text{Activos totales}} = P_K$).

Adicionalmente, se realiza una depuración de instituciones con exceso de datos faltantes o un radio de capital propio que no este entre 0 y 0,6¹¹.

Estimación empírica y resultados

Esta sección presenta, un recorrido por las diversas técnicas explicadas y comunemente asociadas a medidas de competencia; para analizar la competitividad institucional, en los préstamos realizados por el sector bancario costarricense, durante el periodo de estudio 1996-2014.

Índice de Herfindahl-Hirshman (HHI):

Estimando la ecuación 1, se obtiene índice HHI, que expresa el grado de concentración del mercado¹²; el resultado para Costa Rica indica que el mercado de préstamos ha presentado una menor concentración en el periodo de estudio, presentando una disminución a finales de los años noventas y principios de los dos mil, como se ilustra en el gráfico; sin embargo, el nivel de concentración para el mercado de préstamos se presenta alrededor de los 1.300 del HHI, para los últimos 10 años, lo que señala que no hubo un cambio significativo del nivel de concentración, en este subperiodo.



Gráfico 2: Índice de concentración de Herfindahl-Hirshman, préstamos en Costa Rica.

¹¹Está es una variable de control que permite evitar instituciones muy apalancadas, que distorcionen la estimación.

¹²Donde el máximo valor posible es 10.000 correspondiente a una sola empresa que cuenta con la totalidad o cuota de mercado $\bar{1}$, y entre menor HHI, menor concentración.

Como se advirtió inicialmente, este indicador solo estima el nivel de concentración y aunque es comúnmente asociado al nivel de competitividad no debe interpretarse como tal, por consiguiente a continuación, se procede a estimar indicadores de competitividad.

Estimación de la función de costos:

La función translogarítmica de costos especificada en la ecuación 2 y derivada en el Anexo 1, con los datos empleados puede reescribirse del siguiente modo:

$$\begin{aligned}
 \ln(C_{it}) = & \alpha_0 + \sum_{t=1}^{T-1} \delta_t d_t + b_1 * \ln(Yp_{it}) + b_2 * \ln(Ytv_{it}) + b_3 * \ln(Pw_{it}) + b_4 * \ln(Pk_{it}) + \quad (9) \\
 & b_5 * \ln(Pf_{it}) + \gamma_{Yp} * \ln(Yp_{it})^2 + \gamma_{Ytv} * \ln(Ytv_{it})^2 + \gamma_{Pw} * \ln(Pw_{it})^2 + \gamma_{Pk} * \ln(Pk_{it})^2 + \\
 & \gamma_{Ytv} * \ln(Ytv_{it})^2 + \gamma_{Pw} * \ln(Pw_{it})^2 + \gamma_{Pk} * \ln(Pk_{it})^2 + \gamma_{PF} * \ln(PF_{it})^2 \frac{1}{2} \gamma_{Yp-Ytv} * \ln(Yp_{it}) * \ln(Ytv_{it}) \\
 & + \frac{1}{2} \gamma_{Yp-Pw} \ln(Yp_{it}) * \ln(Pw_{it}) + \frac{1}{2} \gamma_{Yp-Pk} \ln(Yp_{it}) * \ln(Pk_{it}) + \frac{1}{2} \gamma_{Yp-PF} \ln(Yp_{it}) * \ln(PF_{it}) + \\
 & \frac{1}{2} \gamma_{Ytv-Pw} \ln(Ytv_{it}) * \ln(Pw_{it}) + \frac{1}{2} \gamma_{Ytv-Pk} \ln(Ytv_{it}) * \ln(Pk_{it}) + \frac{1}{2} \gamma_{Ytv-PF} \ln(Ytv_{it}) * \ln(PF_{it}) + \\
 & \frac{1}{2} \gamma_{Pw-Pk} \ln(Pw_{it}) * \ln(Pk_{it}) + \frac{1}{2} \gamma_{Pw-PF} \ln(Pw_{it}) * \ln(PF_{it}) + \frac{1}{2} \gamma_{Pk-PF} \ln(Pk_{it}) * \ln(PF_{it}) + b_c X_{ict} + \epsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

En la estimación empírica, tratándose de un panel de datos; en el que se comprueba mediante una prueba estadística de Breusch-Pagan, que los mismos presentan heterosedasticidad¹³, se realiza una regresión mediante efectos fijos que resultan ser el mejor ajuste de acuerdo con la prueba estadística de Hausman realizada¹⁴; adicionalmente se incorpora la opción de la matriz de covariancia de los errores, robusta y agrupada por banco para ajustar una adecuada significancia y precisión en la estimación de los errores; por último, se incluyen variables dicotómicas por año¹⁵.

De los resultados expresados en la tabla 1, se puede interpretar, que la mayoría de los coeficientes son estadísticamente significativos y del signo esperado; principalmente los que relacionan la elasticidad del costo total, con las variables relacionadas a los préstamos.

En particular, se puede interpretar¹⁶, por ejemplo: ante un incremento de un 1% en la 'producción' de préstamos, que el costo total aumenta un 0.2%; también el costo total aumenta ante el incremento porcentual de los títulos valores, el precio

¹³Interpretación que se detalla en el Anexo de pruebas, subsección Breusch-Pagan.

¹⁴El Anexo de pruebas, subsección Hausman justifica la preferencia del ajuste con efectos fijos.

¹⁵Con excepción de uno de los años, para evitar una trampa de variables dicotómicas que indefinan el sistema. No se presentan los coeficientes en el resultado de la estimación

¹⁶La interpretación adecuada del coeficiente β_1 en la regresión $\ln Y = \alpha + \beta_1 * \ln X + \epsilon$, es el de una elasticidad o cambio porcentual.

Cuadro 1: Función translogarítmica de costos.

Variable	Coeficiente (Err.Std.)
ln_Yp	0.203* (0.088)
ln_Ytv	0.534** (0.100)
ln_Pw	0.609† (0.302)
ln_Pk	0.676** (0.165)
ln_Pf	0.015 (0.138)
control	-0.238** (0.036)
crzYp_Ytv	-0.098** (0.022)
ln_Yp2	0.115** (0.024)
Yp_Pw	-0.023 (0.026)
Yp_Pk	-0.004 (0.011)
Yp_Pf	0.011 (0.019)
ln_Ytv2	0.096** (0.017)
Ytv_Pw	0.044* (0.019)
Ytv_Pk	-0.007 (0.009)
Ytv_Pf	0.007 (0.021)
ln_Pw2	0.181* (0.084)
ln_Pk2	0.075** (0.014)
ln_Pf2	0.187** (0.042)
crzPw_Pk	0.059* (0.024)
crzPw_Pf	-0.087* (0.041)
crzPk_Pf	-0.089* (0.034)
Intercept	5.318** (1.087)
N	628
R ²	0.993

†Coeficientes significativos al 90% .

* al 95% y ** al 99% .

del trabajo y del capital.

En cuanto al resultado de la elasticidad del costo total respecto al precio del fondeo, está no presenta el signo esperado en su aproximación de primer orden; sin embargo, está variable en su primer derivada no resulta estadísticamente significativa; adicionalmente, para su aproximación de segundo orden, sí es significativa y del signo esperado, ventaja particular del método de estimación.

Todas las variables de segundo orden de la función de costos de la transformación logarítmica son estadísticamente significativas y del signo esperado; por otra parte, las relaciones cruzadas son significativas entre los productos y los precios de los insumos utilizados, no así en la relación entre estos, las relaciones cruzadas deben interpretarse ante un aumento de los dos insumos involucrados, como un ajuste a los coeficientes de primer orden, lo que resulta en una mejor aproximación de la función de costos.

Para el total de datos, la bondad de ajuste de la estimación es de 0.993, lo que quiere decir que el modelo ajusta bien los datos regresados.

Sustituyendo los coeficientes obtenidos de la estimación translogarítmica en la ecuación 10 se puede obtener costo marginal de los préstamos por cada institución, en el respectivo periodo:

$$CM_{it} = \frac{C_{it}}{X_{ijt}} * [b_1 + 2b_{1p} \ln(X_{ipt}) + \sum_{k=1; k \neq p}^K b_{jk} \ln(X_{ijt})] \quad (10)$$

Se presenta en el siguiente gráfico, una caracterización del costo marginal de los préstamos, en el sistema financiero de Costa Rica ¹⁷:

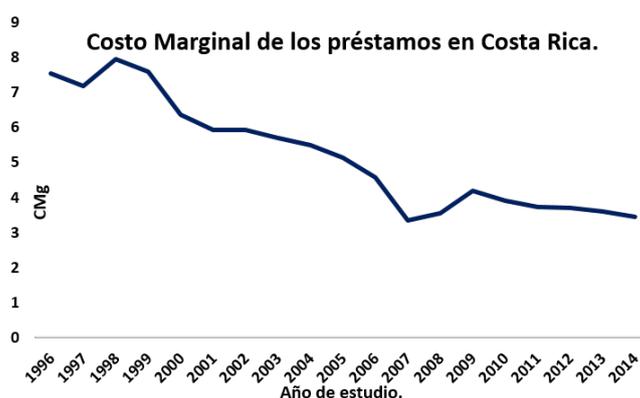


Gráfico 3: Costo Marginal de los préstamos en Costa Rica.

En el gráfico, se ilustra una tendencia a la baja del costo marigral en la mayor

¹⁷Primero calculados con la ecuación 10 a nivel individual o institucional y posteriormente ponderados por préstamos y agrupados por año para todo el país.

parte del periodo de estudio, exceptuando un leve, pero notable repunte en los datos reportados y estimados para final del 2008 y 2009 que coinciden con el periodo de la crisis financiera mundial.

Indicador de competencia de Boone.

Para el indicador de competencia de Boone, se estimó un resultado por institución del sistema financiero reportado en la tabla 2, así como una estimación agregada para todo el sistema en el periodo completo y analizando posibles cambios temporales en el nivel de competitividad.

La primera estimación se realizó por mínimos cuadrados ordinarios para las 34 instituciones que contaban con los requerimientos necesarios mediante la siguiente ecuación:

$$\ln(R_{it}) = \alpha + \beta_i * \ln(CMp_{it}) + \epsilon_i \quad (11)$$

donde R_{it} es el resultado operacional neto de cada institución, reportado a final de diciembre del año correspondiente.

De las estimaciones realizadas se destacan las siguientes conclusiones:

- El indicador de Boone, es mayor en promedio, para los bancos privados, en comparación con los bancos públicos, siendo así la banca pública menos competitiva que la banca privada.

Al incluir a las Cooperativas, estas muestran un mayor nivel de competitividad en promedio, comparado al resto de bancos; sin embargo, algunos coeficientes son no significativos.

Las entidades catalogadas como financieras por su parte presentan un menor nivel de competitividad o indicador de Boone.

- El sistema en su conjunto presenta en promedio un indicador de Boone -2,34 y en promedio ponderado de -2,17; al realizar la estimación mediante la ecuación 2 para todo el panel; el resultado es de -1,91, este dato es el relevante, para comparaciones internacionales que incluyan el mismo periodo de estudio y el mismo tipo de entidad y debe interpretarse, que ante un cambio de 1% en el costo marginal de los préstamos la rentabilidad se vería reducida en 1.91%.
- Las entidades con mayor porcentaje del mercado de préstamos Banco Nacional, Banco Popular y BAC San José presentan indicadores de Boone más elevados, por lo que pueden interpretarse como más competitivas que el resto del sistema, no así el Banco de Costa Rica.

Para obtener una estimación del indicador o coeficiente de Boone para todo el sistema, se regresa el panel en su conjunto, utilizando efectos fijos y la opción de agrupar

Cuadro 2: Cuota de mercado e Indicador de Boone por institución, para el mercado de préstamos. Costa Rica: 1996-2014

Entidad bancaria	% de mercado	Indicador de Boone
Banca Estatal		
Banco Crédito Agrícola	2.77 %	-1.23
Banco de Costa Rica	17.52 %	-1.42
Banco Nacional	24.65 %	-2.16
Banco Popular	12.43 %	-2.96
MEDIA		-1.94
Banca Privada		
BAC San José	10.42 %	-2.36
Banco BCT	1.24 %	-1.85
Banco Cathay de CR	0.49 %	-0.87
Banco Citybank de CR	2.96 %	-4.04
Banco Davivienda	5.84 %	-1.64
Banco Improsa	1.86 %	-1.80
Banco Lafise	1.50 %	-1.79
Banco Promérica	2.33 %	-4.04
Scotiabank	7.95 %	-2.78
MEDIA		-2.54
Financieras		
Financiera Cafsa	0.22 %	-1.69
Financiera Comeca	0.13 %	-2.12
Financiera Desyfin	0.47 %	-1.91
Financiera G&T Cont.	0.11 %	-1.49
MEDIA		-1.80
Cooperativas		
COOCIQUE	0.67 %	-3.43
COOPEVEGRA RL	0.08 %	-2.61
COOPEACOSTA RL	0.04 %	*-0.56
COOPEALIANZA RL	1.03 %	-4.66
COOPEASERRI RL	0.02 %	2.37
COOPECAJA RL	0.48 %	-3.76
COOPECAR RL	0.04 %	*-1.02
COOPEGRECIA RL	0.08 %	-2.91
COOPEJUDICIAL RL	0.12 %	-3.07
COOPENAE RL	2.43 %	3.71
COOPEOROTINA RL	0.03 %	-4.38
COOPESANMARCOS RL	0.04 %	-3.63
COOPESANRAMON RL	0.05 %	*-0.89
COOPESERVIDORES RL	1.84 %	-4.98
COOPEESPARTA RL	0.03 %	-3.95
CREDECOP RL	0.09 %	*-0.80
SERVICOOP RL	0.05 %	-2.79
MEDIA		-2.62

Fuente: Elaboración propia.

Todos los coeficientes son significativos a un 99 % de confianza;

Excepto los coeficientes identificados con *, no significativos

los errores como en la ecuación 2, obteniendo un -1.88% dato que puede compararse a otros estudios como el de Van Leuvensteijn y otros (2007), pero en el mismo periodo relevante.

Conclusiones y Recomendaciones

El presente trabajo es la primera estimación de una función translogarítmica de costos para el sector bancario en Costa Rica y permite extender el análisis de competitividad para uno de los principales productos de un banco, como lo es el sector de préstamos, en el resultado de la estimación los coeficientes son del signo esperado y estadísticamente significativos.

El costo marginal calculado para los préstamos, en su valor agregado, presenta una tendencia decreciente en todo el periodo de estudio a excepción de los años de la crisis financiera, 2008 y 2009.

Se observa, de los resultados en las mediciones de concentración HHI, que el mercado costarricense ha disminuido levemente el grado de concentración durante finales de los años noventa y principios del siglo XXI. presentando números no preocupantes desde el punto de vista de la legislación Europea, en cuanto a la existencia de un banco con posición dominante; Sin embargo, desde el punto de vista de una fusión o adquisición bancaria el número resultaría preocupante de acuerdo a las instituciones que participaran en el proceso.

Resultaría preocupante para el mercado financiero costarricense si las decisiones de tasas de interés y colocación fueran coordinadas por los participantes de la banca estatal o sí características estructurales como por ejemplo, el respaldo estatal y la inexistencia del seguro de depósitos en la banca privada en colones estuviese afectando el comportamiento y la ineficiencia del sector estatal. Con la limitante de no tener una segregación de los datos por moneda el estudio se concluye en este punto; sin embargo, como recomendación es una oportunidad para una futura investigación. Por último, el indicador de Boone, permite realizar una comparación a nivel de entidad y muestra los bancos que han sido más competitivos en el periodo de estudio en cuanto a la cartera de préstamos, e indica que en promedio la banca privada y las cooperativas son más competitivas que las instituciones de la banca estatal.

Bibliografía

Boone, J. (2008) A new way to measure competition. *The Economic Journal*.

Boone, J. Van Ours, J. & Wiel, H. (2007) How (not) to measure competition. TILEC Discussion Paper.

Degryse, H Kim, M. & Ongena, S. (2009) *Microeconometrics of banking: methods, applications, and results*. Oxford University Press, USA.

Green, W. (2003) *Econometric Analysis*. Pearson Education, India.

Karin, M. (2001) Comparative bank efficiency across select ASEAN countries. *ASEAN Economic Bulletin*.

Salas, A. Mora, J. & Rodríguez, O. (2015) Una Mirada a la competitividad del Sistema Bancario Nacional Costarricense a través del Indicador de Boone 2008-2013. *Revista de Ciencias Económicas*, Universidad de Costa Rica.

Van Leuvensteijn, M. Bikker, J. Rixtel, A & Soresen A. (2011) A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area. *European Central Bank Working Paper*.

Anexos

Obtención de la Función Translog

Siguiendo a Green 2003, las elasticidades de sustitución de los factores de producción, pueden ser modeladas con funciones más flexibles que la Cobb-Douglas (asume elasticidades 1), incluso no es necesario que sean constantes.

Partiendo de una función de producción $Q = f(x)$ donde dados los precios de los factores, la solución al problema de minimización deriva una demanda de factor $x_i = x_i(Q, p)$ y el costo total de producción está dado por:

$$C = \sum_{i=1}^M p_i x_i(Q, p) = C(Q, p) \quad (12)$$

Las demandas de factor de costo mínimo se derivan utilizando el Lema de Shepard, que establece que si el costo total es el mínimo posible, entonces el set de demandas de factores está dado por:

$$x_i^* = \frac{\partial C(Q, p)}{\partial p_i} = \frac{Q \partial C(p)}{\partial p_i} \quad (13)$$

Alternativamente, se pueden obtener las proporciones de factores con la diferenciación logarítmica:

$$s_i = \frac{\partial \ln C(Q, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i x_i}{C} \quad (14)$$

Y asumiendo retornos constantes a escala:

$$s_i = \frac{\partial \ln c(p)}{\partial \ln p_i} \quad (15)$$

La función translogarítmica, expande $\ln c(p)$ con el polinomio de Taylor de orden dos, centrado en $\ln p = 0$ obteniendo una ecuación muy similar a la empleada en 16.

$$\ln(C) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^K \left(\frac{\partial \ln c(p)}{\partial \ln p_i} \right) * \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K \frac{\partial^2 \ln c(p)}{\partial \ln p_i \partial \ln p_j} \ln(p_i) * \ln(p_j) \quad (16)$$

Donde para la estimación empírica, todas las derivadas son evaluadas en el punto de expansión por lo que pueden reescribirse como coeficientes:

$$\ln(C) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K b_j * \ln(p_j) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K \gamma_{ij} \ln(p_i) * \ln(p_j) \quad (17)$$

La función translogarítmica asume se puede calcular como:

$$s_1 = \frac{\partial \ln c(p)}{\partial \ln p_1} = \beta_1 + \gamma_1 \ln(p_1) + \gamma_2 \ln(p_2) + \dots + \gamma_M \ln(p_M)$$

$$s_2 = \frac{\partial \ln c(p)}{\partial \ln p_2} = \beta_2 + \gamma_1 \ln(p_1) + \gamma_2 \ln(p_2) + \dots + \gamma_M \ln(p_M)$$

...

$$s_M = \frac{\partial \ln c(p)}{\partial \ln p_M} = \beta_M + \gamma_1 \ln(p_1) + \gamma_2 \ln(p_2) + \dots + \gamma_M \ln(p_M)$$

Donde las proporciones de los costos deben sumar uno $\beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_M = 1$

Y los coeficientes de segundo orden deben sumar cero, tanto a nivel de fila como de columna.

Pruebas de los supuestos & corrección en las estimaciones

Breusch-Pagan

El Breusch-Pagan es una prueba, que permite evaluar la heterosedasticidad presente en los datos, bajo la ecuación 16; permite separar el término de error $\epsilon = \alpha_i + V_{it}$ para controlar por la variabilidad de cada individuo; el test permite utilizar una hipótesis nula de modo que se supone no hay variación por individuo.

$$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$$

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

ln_Cit[banco,t] = Xb + u[banco] + e[banco,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ln_Cit	4.371862	2.0909
e	.0071987	.0848449
u	.0034534	.0587657

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = **204.53**
 Prob > chibar2 = **0.0000**

Gráfico 4: Resultado de la prueba de BreuschPagan para heterosedasticidad.

Con el alto valor del coeficiente Chi cuadrado y el pequeño p value, no se puede rechazar la hipótesis nula y por consiguiente se sospecha heterosedasticidad en los datos.

Se utiliza la opción de 'robust cluster' para mejorar el ajuste de los errores y para lidiar con la heterosedasticidad, en la próxima prueba se justifica si se usan efectos fijos.

Hausman test, Efectos fijos o efectos variables

El test de Hausman se realiza para comparar resultados de dos estimaciones y comprobar si existe una diferencia significativa entre sus coeficientes como lo muestra la ecuación 18. Se procede ajustando el modelo inicial utilizando efectos variables y efectos fijos; el coeficiente β_{FE} es siempre consistente en caso que se rechaze o acepte la hipótesis nula de la prueba, pero el β_{RE} es más eficiente si se cumple H_0 e inconsistente en caso contrario; se estima si hay una diferencia significativa:

$$(\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE})' * (V_{\widehat{\beta}_{FE}} - V_{\widehat{\beta}_{RE}})^{-1} * (\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE}) \quad (18)$$

```

                                b = consistent under Ho and Ha; obtained from xt
> reg                                B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xt
> reg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(39) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
              =      154.84
Prob>chi2 =      0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)

```

Gráfico 5: Resultado de la prueba de Hausman para utilizar efectos fijos o variables.

Al observar los coeficientes Chi cuadrado y el p-value, se procedería a rechazar la H_0 e utilizar efectos fijos, sin embargo, debe notarse que la matriz central de la multiplicación no es definida positivamente, por lo que el resultado de esta prueba no debe ser conclusorio; para la investigación se prefieren los efectos fijos.