



UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES
DIRECCIÓN DE POSTGRADO
MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA

**APLICACIÓN DEL INDICADOR BOONE EN LA MEDICIÓN DE
LA COMPETENCIA DEL SISTEMA BANCARIO
VENEZOLANO (2000 – 2010)**

PROFESOR GUÍA:

Francisco Vivancos

AUTOR:

Murillo, Gema.

CARACAS, OCTUBRE DE 2011

AGRADECIMIENTOS

A Andreas Faust por su apoyo incondicional, por su dedicación y por todos aquellos consejos que en los momentos más difíciles fueron estímulos para continuar en la elaboración de este trabajo.

Al Profesor Francisco Vivancos por la ayuda, colaboración y consejos sin los cuales no hubiese sido posible la realización de este trabajo.

A la Gerencia de Investigación Económica del Banco Mercantil en especial a Inés Fasanaro, Carmen J. Noguera, Leonardo Vera y Andrés Duque por el gran apoyo y colaboración brindados.

¡Gracias a Todos!

INDICE DE CONTENIDO

AGRADECIMIENTOS	i
INDICE DE CONTENIDO	ii
INDICE DE CUADROS	iii
INDICE DE GRAFICOS.....	viii
INTRODUCCIÓN.....	1
CAPÍTULO I	6
ENFOQUES PARA ABORDAR EL ESTUDIO DE LA COMPETENCIA MEDIANTE LA ORGANIZACIÓN INDUSTRIAL TRADICIONAL (OI)	6
1.1) Estructura – Conducta – Desempeño (ECD).....	7
1.1.1) Hechos Estilizados sobre la Concentración en el sector bancario en Venezuela.....	13
1.2) Estudios de la Eficiencia Bancaria	20
1.2.1) Economías de Escala	22
1.2.2) Ineficiencia X	27
CAPÍTULO II.....	32
ENFOQUES PARA ABORDAR EL ESTUDIO DE LA COMPETENCIA MEDIANTE EL ENFOQUE DE LA NUEVA ORGANIZACIÓN INDUSTRIAL (NOI).....	32
2.1) Modelo de Panzar y Rosse (1987).....	34
2.2) Modelo de Variaciones Conjeturales - Bresnahan (1982).....	38
2.3) Extensión de los Modelos no Estructurales.....	44
CAPÍTULO III.....	46
MODELO DE BOONE (2008).....	46
3.1) Derivación del Modelo	52
3.2) Formulación de un modelo susceptible de Estimación Empírica.....	62

3.3) Estimaciones Auxiliares de la Función de Costos.....	67
CAPÍTULO IV	73
APLICACIÓN DEL MODELO AL CASO VENEZOLANO	73
4.1) Estimaciones Auxiliares: Función de Costos	76
4.2) Estimación del Indicador Boone (β).....	86
CONCLUSIONES	103
BIBLIOGRAFIA	108
ANEXOS	128
Anexo I: Función de Costos Translogaritmica (2000 – 2010).....	129
Anexo II: Indicador de Boone – Mercado de Créditos y Depósitos (2000 – 2010)	138

INDICE DE CUADROS

Cuadro N° 1.1: Número de Bancos y Concentración de Activos.....	16
Cuadro N° 4.1: Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos en varios países.....	92
Cuadro N° 4.2: Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos.....	96
Cuadro N° 4.3: Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos.....	97
Cuadro N° 4.4: Índice de Herfindahl y Hirschman (IHH).....	100
Cuadro N° 4.5: Índice de Concentración C4.....	101

Cuadro N° I.1: Estimación preliminar de la función de costos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (<i>pool</i>) (2000 – 2010).....	129
Cuadro N° I.2: Estimación de la función de costos por el Método BFGS (<i>pool</i>) (2000 – 2010).....	130
Cuadro N° I.3: Prueba F.....	130
Cuadro N° I.4: Estimación preliminar de la función de costos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Fijos – Con Constante) (2000 - 2010).....	131
Cuadro N° I.5: Estimación de la función de costos por el Método BFGS (Efectos Fijos- Con Constante) (2000 - 2010).....	132
Cuadro N° I.6: Estimación preliminar de la función de costos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Aleatorios) (2000 - 2010).....	133
Cuadro N° I.7: Estimación de la función de costos por el Método BFGS (Efectos Aleatorios) (2000 - 2010).....	134
Cuadro N° I.8: Prueba de Hausman.....	134
Cuadro N° I.9: Estimación preliminar de la función de costos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Fijos) (2000 – 2010).....	135
Cuadro N° I.10: Estimación de la función de costos por el Método BFGS (Efectos Fijos) (2000 – 2010).....	136
Cuadro N° I.11: Estimaciones de los Costos Marginales de los Créditos (Cmy1) y Depósitos (Cmy2).....	137

Cuadro N° II.1: Prueba Durbin – Wu - Hausman - Mercado de Créditos.....	138
Cuadro N° II.2: Prueba Durbin – Wu - Hausman- Mercado de Depósitos.....	138
Cuadro N° II.3: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (2000 - 2010).....	139
Cuadro N° II.4: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2000).....	139
Cuadro N° II.5: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2001).....	140
Cuadro N° II.6: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2002).....	140
Cuadro N° II.7: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2003).....	141
Cuadro N° II.8: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2004).....	141
Cuadro N° II.9: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2005).....	142

Cuadro N° II.10: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2006).....	142
Cuadro N° II.11: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2007).....	143
Cuadro N° II.12: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2008).....	143
Cuadro N° II.13: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2009).....	144
Cuadro N° II.14: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos (Año 2010).....	144
Cuadro N° II.15: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (2000 - 2010).....	145
Cuadro N° II.16: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2000).....	145
Cuadro N° II.17: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2001).....	146
Cuadro N° II.18: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2002).....	146
Cuadro N° II.19: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2003).....	147

Cuadro N° II.20: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2004).....	147
Cuadro N° II.21: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2005).....	148
Cuadro N° II.22: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2006).....	148
Cuadro N° II.23: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2007).....	149
Cuadro N° II.24: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2008).....	149
Cuadro N° II.25: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2009).....	150
Cuadro N° II.26: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos (Año 2010).....	150

INDICE DE GRAFICOS

Gráfico N° 1.1: Índice de Concentración C4.....	17
Gráfico N° 1.2: Índice de Concentración Herfindahl – Hirschman.....	19
Gráfico N° 4.1: Costos Marginales de los Créditos (Cmy1) - Muestra Total.....	83
Gráfico N° 4.2: Costos Marginales de los Créditos (Cmy1) - (21 bancos).....	84
Gráfico N° 4.3: Costos Marginales de los Depósitos (Cmy2) - Muestra Total.....	85
Gráfico N° 4.4: Costos Marginales de los Depósitos (Cmy2) - (22 bancos).....	86
Gráfico N° 4.5: Indicador Boone (β) – Créditos.....	97
Gráfico N° 4.6: Indicador Boone (β) – Depósitos.....	98
Gráfico N° 4.7: Índice de Herfindahl y Hirschman (IHH).....	101
Gráfico N° 4.8: Índice de Concentración C4.....	102

INTRODUCCIÓN

Según la teoría económica la competencia perfecta conduce a la eficiencia, por lo tanto, genera una situación óptima en el sentido de Pareto, que supone que, una vez alcanzado el equilibrio, ningún agente puede mejorar su bienestar sin que el de otro empeore. Si se dan estas condiciones no es necesario que se regulen económicamente los mercados. Sin embargo, dado que las maneras más frecuentes de competir las constituyen las formas de competencia imperfecta (oligopolio, monopolio, competencia monopolística), el objetivo de la eficiencia, la distribución de sus resultados y el impedimento de conductas de gran poder de mercado justifican los cambios en la regulación y la política de defensa de la competencia en las modernas economías de mercado.

El grado de competencia en el sector financiero, como en cualquier otro sector, es relevante para determinar la eficiencia en la producción de sus servicios, la calidad de sus productos y el grado de innovación del sector. Ha sido demostrado, tanto teórica como empíricamente, que la competencia en el sector financiero es importante para garantizar el acceso de las firmas y los hogares a sus servicios, especialmente al crédito tanto interno como externo, aspectos que naturalmente afectan el crecimiento económico y la distribución del ingreso de la sociedad en su conjunto.

Las barreras que limitan el acceso (financieras, tecnológicas, regulatorias, etc), la complejidad del proceso productivo de las empresas bancarias, unida al hecho de que

este tipo de empresas pueden desarrollar una variada gama de estrategias competitivas, han llevado a los investigadores a centrar su atención en el análisis de la competencia, en un sector tan relevante. Este interés se ha incrementado en las últimas décadas, estimulado por la extensión de la globalización de los mercados y los avances en la tecnología de la información, aspectos que han provocado drásticos cambios en la estructura del sistema bancario que a su vez han generado grandes reformas en los marcos regulatorios con el objetivo de preservar al máximo la competencia en precios, productos y servicios, tratando de afectar lo menos posible el desarrollo tecnológico y económico del sector, así como sus impactos positivos sobre el bienestar colectivo.

En este sentido, se observa que existen, fundamentalmente, dos aproximaciones metodológicas que se han empleado en la investigación de la competencia bancaria, el enfoque de la Organización Industrial Tradicional y el de la Nueva Organización Industrial (NOI). La primera pone el énfasis en diversas variables indicativas de la estructura del mercado. Mientras que, la segunda hace endógena la estructura del mercado y considera que el desempeño del mismo puede afectar su estructura y no al revés. Dentro de los métodos tradicionales, se puede distinguir entre el paradigma Estructura – Conducta – Desempeño (ECD) y estudios de la eficiencia bancaria (análisis de las economías de escala y de alcance y la eficiencia X). Por otro lado, dentro de los métodos de la NOI se encuentran las aproximaciones de Panzar y Rosse (1987), el Indicador Boone (2008), los Modelos de Variaciones Conjeturales

(Bresnahan (1982)), los Modelos de Demanda Estructural (Dick (2002)) y Otros Modelos Estructurales.

Lo anterior ha implicado un cambio en los aspectos que se consideran centrales para el análisis del grado de competencia en los diferentes mercados; de un enfoque centrado en el nivel de concentración se ha pasado a otro que se centra en el comportamiento estratégico de los agentes económicos involucrados. Este cambio de enfoque analítico ha afectado a su vez la manera y la naturaleza de los instrumentos teóricos y econométricos que son utilizados en la investigación de estos fenómenos.

En este contexto, este trabajo se centra en el análisis del comportamiento del mercado bancario venezolano durante el período comprendido entre 2000 y 2010. Específicamente se midió el poder de mercado y el grado de competencia de la banca utilizando un método desarrollado recientemente en el marco de la Nueva Organización Industrial (NOI), el Indicador Boone (2008), el cual se basa en la hipótesis de eficiencia y señala que aquellas firmas más eficientes (con menores costos marginales) alcanzan mayores utilidades y/o mayores participaciones de mercado y este efecto es más fuerte mientras mayor sea la competencia en ese mercado en particular (bajos costos de entrada o alta sustitución).

Asimismo, esta nueva metodología es innovadora porque permite medir la competencia no sólo para la totalidad del mercado bancario sino también por línea de productos (créditos, depósitos, etc) y por tipos de bancos (comerciales, universales,

etc). Mientras que, el modelo de Panzar y Rosse sólo analiza la naturaleza competitiva del total de las actividades bancarias. Otra ventaja de esta aproximación es que requiere relativamente poca data para su estimación empírica a diferencia del modelo de Bresnahan que exige disponer de un elevado volumen de información.

Los principales resultados de la investigación sugieren que en Venezuela, en el período analizado, hay evidencias que indican que los bancos han ejercido el poder de mercado con mucho más énfasis en el mercado de depósitos que en el de créditos, debido a que para el mercado de créditos se encontró un mayor grado de competencia en comparación con el mercado de depósitos como ya había sido reportado en anteriores investigaciones sobre el tema (Cerro y Murillo (2005)). En este sentido, vale la pena recordar que en el caso de los depósitos, la presencia de altos costos transaccionales para los clientes (mantenimiento de cuenta, comisiones, entre otros) se traducen en una menor movilidad de éstos y, por lo tanto, en mayores posibilidades para los bancos de ejercer poder de mercado.

Por otro lado, para el caso particular de los créditos, como era razonable esperar, la comparación con la mayoría de los países desarrollados sugieren que el mercado de créditos del sistema bancario venezolano es relativamente poco competitivo. Asimismo, los resultados apuntan hacia una disminución en el grado de competencia entre los períodos 2000-2004 y 2005-2010, que pudiera ser atribuido al notable incremento en las regulaciones a las que ha estado sometido el sistema bancario venezolano a partir del año 2005.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: En el capítulo I se presentan las consideraciones generales relacionadas con el estudio de la competencia en el marco de la Organización Industrial Tradicional y algunos hechos estilizados sobre el comportamiento de la concentración en el sector bancario venezolano. En el capítulo II se analizan los modelos básicos no estructurales para el análisis de la naturaleza de los mercados (modelo de Panzar y Rosse (1982) y el modelo de Bresnahan (1982)). En el capítulo III se explica un modelo para evaluar la competencia fundamentado en la hipótesis de estructura eficiente (Boone (2008)) y se propone un modelo susceptible de estimación empírica para el caso del sistema financiero venezolano, consistente con el test propuesto. Por último en el capítulo IV, se presentan y analizan los resultados econométricos obtenidos y se contrastan a fin de elaborar algunas conclusiones sobre el comportamiento competitivo del sistema bancario en Venezuela.

CAPÍTULO I

ENFOQUES PARA ABORDAR EL ESTUDIO DE LA

COMPETENCIA MEDIANTE LA ORGANIZACIÓN

INDUSTRIAL TRADICIONAL (OI)

1.1) Estructura – Conducta – Desempeño (ECD)

La forma más tradicional de inferir el grado de competencia existente en un sector ha sido la aplicación de los llamados Modelos Estructurales, modelos que ponen el énfasis en diversas variables indicativas de la estructura del mercado. Entre estos modelos, el que más destaca es el llamado Estructura – Conducta – Desempeño (ECD), según el cual es el grado de concentración el que determina el comportamiento de las empresas que operan en el mercado.

Este modelo fue originalmente desarrollado por Bain (1956), en términos generales, este paradigma se centraba en el estudio de la estructura de la industria ya que se supone que ésta es determinante de la conducta de las empresas participantes y por consiguiente definirá su desempeño. Según este enfoque, un mercado con un reducido número de competidores hace posible la existencia de poder de mercado; esta concentración puede dar lugar a precios más elevados de los que prevalecerían en mercados más concurridos, bien sea por unos mayores costes y/o una mayor rentabilidad de las empresas que compiten en el mismo.

En el contexto del paradigma ECD existen ciertos argumentos que permiten explicar la conexión entre concentración e ineficiencia. El primero es que una estructura menos concentrada genera conductas más competitivas. Un ejemplo de esto es el resultado clásico de Edgeworth, en el que un modelo de intercambio puro tiende a una situación de competencia perfecta a medida que el número de participantes del

mercado aumenta. El segundo es que una conducta más competitiva siempre mejora la eficiencia social, reduciendo el poder de mercado (salvo la solución de Monopolio Natural). Un ejemplo de lo anterior lo constituye el caso de duopolio de Bertrand el cual debido a una conducta más competitiva genera menores pérdidas de bienestar social que el duopolio de Cournot. Igualmente, para cualquier caso de oligopolio, la colusión (una práctica anti - competitiva) genera mayores pérdidas de eficiencia social que una solución no cooperativa. Otro argumento es que una estructura concentrada afecta directamente el desempeño del mercado. Si disminuye el número de empresas en una industria, sin que se presenten cambios sustanciales en la conducta, el precio del mercado se aleja del costo marginal.

Estos argumentos indican, según el paradigma ECD, que la estructura del mercado determina el desempeño de una industria. La evidencia empírica que respalda este enfoque (Berger *et. al*, 2004) usualmente proviene de estudios para países desarrollados, los cuales utilizan medidas de concentración como el Índice Herfindahl – Hirschman (IHH)¹ y el índice de concentración para k firmas (Ck)², como indicadores exógenos de poder de mercado, y especifican precios y medidas de la rentabilidad de los bancos como indicadores endógenos de conducta y desempeño, respectivamente.

¹ Corresponde a la suma de los cuadrados de las participaciones de mercado de todas las firmas que componen la industria. Matemáticamente, el índice se presenta como $IHH = \sum_{i=1}^n S_i^2$, en donde S es la cuota de participación en el mercado del banco i .

² Considera la suma de las participaciones de mercado de las k firmas más importantes de la industria, mientras mayor es este porcentaje mayor será la concentración (Saving (1970)).

En cuanto al sector bancario hay un significativo número de trabajos que han utilizado este paradigma para medir el grado de competencia en esta actividad, entre ellos podemos mencionar: Gilbert (1984); Jappelli (1987); Berger y Hannan (1989); Schmalensee (1990); Corvoisier y Gropp (2002).

Gilbert (1984) realizó una recopilación de 45 estudios de estructura de mercados para proveer evidencia de cómo la estructura financiera influencia el desempeño de las instituciones bancarias, esta fue elaborada con el propósito de proveer a las autoridades reguladoras de bases empíricas para evaluar la influencia de las fusiones bancarias en la competencia. Según este autor la hipótesis Estructura-Conducta-Desempeño (ECD) es probada estimando medidas de desempeño bancario como función de una medida de concentración definida para las variables como los activos, préstamos y depósitos entre bancos en mercados locales.

Japelli (1987) contrasta la relación entre concentración, poder de mercado y precios de los préstamos utilizando el modelo de Cournot para el caso de Italia. Encuentra una diferencia de precios significativas entre los bancos del norte y del sur, que no son explicadas por diferencias en los riesgos o estructuras de costes de los bancos, sino que, en principio, se deben a la mayor concentración de los bancos en el sur.

Berger y Hannan (1989) analizan el impacto de la concentración sobre el comportamiento de los precios en la banca estadounidense contrastando dos hipótesis: la hipótesis ECD y la hipótesis de eficiencia. Los resultados muestran una fuerte

evidencia a favor de la hipótesis ECD. Schmalensee (1990), también concluye que dichos estudios proveen la mejor evidencia en apoyo de la hipótesis concentración – colusión.

Corvoisier y Gropp (2002) en el contexto europeo construyeron medidas de concentración bancarias específicas por productos y países, detectando distintos efectos de la concentración en función de los productos bancarios. Los resultados muestran que el incremento de la concentración en el mercado de préstamos y de depósitos a la vista incrementa los márgenes bancarios, reforzando la hipótesis Estructura-Conducta-Desempeño (ECD).

Aunque existen bases teóricas para el sostenimiento de la hipótesis ECD, como los resultados de la competencia en cantidades de Cournot, consideraciones alternativas pueden socavarlo. Por ejemplo, el hecho de que no todas las estructuras oligopólicas conducen a una relación de mayores beneficios y precios en las industrias concentradas, como es el caso de Bertrand quien demuestra que una elevada concentración (duopolio) no implica ausencia de competencia.

Chamberlain (1933) también espera que los beneficios desaparezcan en los oligopolios, la entrada y el exceso de capacidad llevan a los oligopolistas a obtener sólo los beneficios “normales”, como en competencia monopolística³. La

³ La Competencia Monopolística corresponde a un tipo de mercado caracterizado por la existencia de muchos oferentes y demandantes cada uno de los cuales es relativamente pequeño en relación con el mercado, además, los productos que venden los oferentes están ligeramente diferenciados (por lo cual éstos disfrutan de un pequeño poder de mercado). En este sentido, destaca que, estos bienes se

contestabilidad que resulta cuando no existen costos hundidos y la entrada y salida inmediata son posibles, refuerza la conducta competitiva sin importar el número de firmas.

De hecho los trabajos empíricos más recientes se basan en modelos no estructurales, que tienen en cuenta los nuevos desarrollos en organización industrial, el mejoramiento de los modelos formales de los mercados de competencia imperfecta y el reconocimiento de que el desempeño del mercado puede afectar su estructura. Estos modelos evalúan la estructura del mercado (y por ende el nivel de competencia) midiendo la manera en que los bancos reaccionan a la fluctuación de costos.

Dentro de esta línea de investigación muchos estudios no encuentran evidencia suficiente que demuestre una clara correlación entre un mayor grado de concentración de la industria con menores niveles de competencia. Por el contrario, estas dos variables pueden estar positivamente correlacionadas, como es el caso de la eliminación de las restricciones relativas a las sucursales y la diseminación de cajeros automáticos que pueden reducir las barreras geográficas y aumentar la competencia bancaria en lugar de obstaculizarla, a pesar de que el grado de concentración se incrementa e incluso aumenta el proceso de consolidación y fusiones en el sector. En este caso, la causalidad iría de mayor competencia a mayor consolidación en lugar de hacerlo de mayor consolidación a menor competencia⁴.

comportan como bienes sustitutos cercanos pero no como sustitutos perfectos. Asimismo, hay perfecta facilidad para entrar y salir al mercado.

⁴ Ver Garrido (2002).

El hecho de que la concentración no se relacione con una menor competencia coincide con la versión de Mercados Contestables desarrollada por Baumol (1982), la cual plantea que lo que realmente determina el tipo de competencia no es el grado de concentración de la oferta sino la naturaleza y significación de las barreras de acceso a la actividad. De esta forma, mercados muy concentrados se comportarán como competitivos si saben que están sujetas a la amenaza de entrada de nuevos competidores y las barreras de acceso se pueden superar fácilmente. Según Zambrano (2003), si se aplica este análisis al caso de la industria bancaria, caracterizada por importantes diferencias entre las empresas y por índices de concentración relativamente elevados, la amenaza de eventuales competidores obligaría a los bancos con mayor intervención en el mercado a fijar precios competitivos aún en presencia de barreras de entrada y altos costos de salida (incluso ante la presencia de un solo proveedor en el mercado).

Además de los cuestionamientos realizados por Baumol (1982), el conjunto de estudios (enmarcados dentro de los modelos no estructurales) que han desplazado el paradigma Estructura-Conducta-Desempeño (ECD) plantean un enfoque distinto, más funcionalista, relacionado con el surgimiento de la literatura de comportamiento estratégico y de la teoría de juegos, en donde lo que hagan los agentes económicos dentro de la industria comienza a tomar importancia.

Así, este enfoque plantea formas de organización industrial alternativas como lo son los modelos oligopólicos en los cuales se introduce el concepto de rivalidad, para lo

cual es imprescindible reconocer que existe interacción entre las empresas de una industria. Estos movimientos estratégicos pueden explicarse a través de los modelos de oligopolio dentro de los cuales se puede mencionar: modelos de Cournot, juegos cooperativos, colusiones, modelos de empresas líderes y seguidoras (Stackelberg), entre otros. Sintetizando, este nuevo enfoque (Nueva Organización Industrial) ha intentado corregir algunos de los vacíos del paradigma ECD mediante el uso de modelos teóricos y metodologías empíricas alternativas que estiman de forma más confiable la estructura del mercado de la empresa, estimando de manera simultánea las funciones de costo y demanda eliminando así algunos de los problemas econométricos que se presentaban en modelos previos. En el presente trabajo se aplicarán algunos de los desarrollos de estos nuevos proponentes, con el objeto de determinar el grado de competencia en el mercado bancario venezolano.

1.1.1) Hechos Estilizados sobre la Concentración en el sector bancario en Venezuela

Si nos enfocamos en los indicadores de concentración, la variable más destacada en los modelos estructurales, hay que hacer notar que desde comienzos de los años 90 el sistema financiero venezolano ha experimentado una serie de modificaciones tanto en su estructura como en su comportamiento. Hasta finales del año 1993 la especialización bancaria constituyó la base fundamental del sistema financiero venezolano, es así como, el marco institucional y jurídico se concentró en la necesidad de establecer instituciones de acuerdo con el tipo de operaciones que

realizaban y más específicamente en función del plazo. Posteriormente, la nueva Ley General de Bancos y Otras Instituciones Financieras aprobada a comienzos del año 1994, implicó un avance significativo en el proyecto de reforma económica que atravesaba el país orientado básicamente a la conveniencia de establecer un régimen más flexible de amplitud en las operaciones y estableciendo una estructura más competitiva y acorde con las innovaciones tecnológicas, por lo que exigió una renovación integral, tanto del sistema interbancario como del patrón de conducta de los intermediarios financieros. En este sentido, la entrada de la banca extranjera (situación restringida desde el año 1970) aunado a la conversión de la mayor parte del sistema en banca universal representaron los cambios estructurales más significativos que experimentó el sistema financiero en el marco de esta nueva ley.

Por otra parte, la inestabilidad política que se generó a partir del año 1992, así como la reaparición de un fuerte problema deficitario en las finanzas públicas a partir de ese año⁵ dieron inicio a un proceso de cambios en algunos sectores de la economía nacional que afectaron significativamente al sistema financiero. Es así como, la demanda de dinero comenzó a disminuir notablemente ocasionando una fuerte presión de liquidez sobre el sistema financiero⁶, a lo anterior se le sumó un proceso de recesión económica aguda en casi todos los sectores económicos. Además, el rezago del proceso de apertura y reestructuración del sistema financiero con respecto

⁵ De acuerdo con García (1998) consecuencia de la desaparición del choque externo favorable que significó la Guerra del Golfo Pérsico para Venezuela entre 1990 y 1991.

⁶ Durante el año 1993 un grupo importante de bancos comenzó a mostrar dificultades de liquidez por el retiro persistente de sus depósitos, lo que les obligó a acudir reiteradamente al mercado interbancario, en el cual las tasas de interés llegaron a alcanzar niveles superiores al 70%.

al programa de reformas estructurales iniciado en 1989 constituyó un grave problema debido a que la inestabilidad política y económica se produjeron en el marco de un sistema bancario altamente ineficiente caracterizado por baja rentabilidad financiera, altos costos operativos, bajos niveles de capitalización, entre otros problemas. De esta forma, el sistema financiero terminó en una profunda crisis que ocasionó quiebras en importantes entidades financieras que retrasaron hasta 1996 la aplicación de las importantes reformas aprobadas en el año 1994. Entre estas nuevas disposiciones hay que destacar las referidas a la banca universal y a la banca múltiple, el incentivo para los procesos de fusiones y adquisiciones y las exigencias regulatorias en materia del análisis del riesgo bancario. En especial debe resaltarse la reducción de las barreras a la entrada que disminuyeron el grado de concentración en el sector.

En efecto, antes de la crisis financiera de 1994 el 75% de los activos de la banca estaba concentrado en sólo 6 bancos. Durante la crisis financiera (1994 - 1996) el número de bancos que concentraba las tres cuartas partes de los activos del sistema financiero se incrementó como consecuencia del deterioro de los activos de las empresas grandes y medianas más afectadas por la crisis. Esta tendencia a incrementar el número de bancos en posesión del 75% de los activos se detuvo en 1998 por la recesión económica y las fusiones y adquisiciones que volvieron a reducir el número de bancos⁷. Tras la superación de los eventos sociopolíticos de los años 2002-2003, la recuperación del crecimiento económico estimuló notablemente

⁷ Ver Zambrano (2003).

la demanda de crédito, este boom crediticio permitió explicar el incremento en el número de bancos experimentado en los últimos años (Ver Cuadro N° 1.1).

Cuadro N° 1.1: Número de Bancos y Concentración de Activos

Período 1986 – 2010

Año	3 Cuartiles ^{1/}	8 Deciles ^{2/}	9 Deciles ^{3/}
1986	6	8	11
1987	6	7	11
1988	6	7	11
1989	6	7	11
1990	6	7	11
1991	6	7	12
1992	6	8	13
1993	6	8	14
1994	7	9	14
1995	8	10	16
1996	9	11	16
1997	10	13	18
1998	11	13	17
1999	10	12	17
2000	9	11	15
2001	8	10	14
2002	9	11	15
2003	9	11	17
2004	9	11	17
2005	11	13	19
2006	11	13	20
2007	12	14	21
2008	12	14	21
2009	13	15	21
2010	9	10	14

Notas: ^{1/} Número de Bancos que concentran el 75% de los activos totales

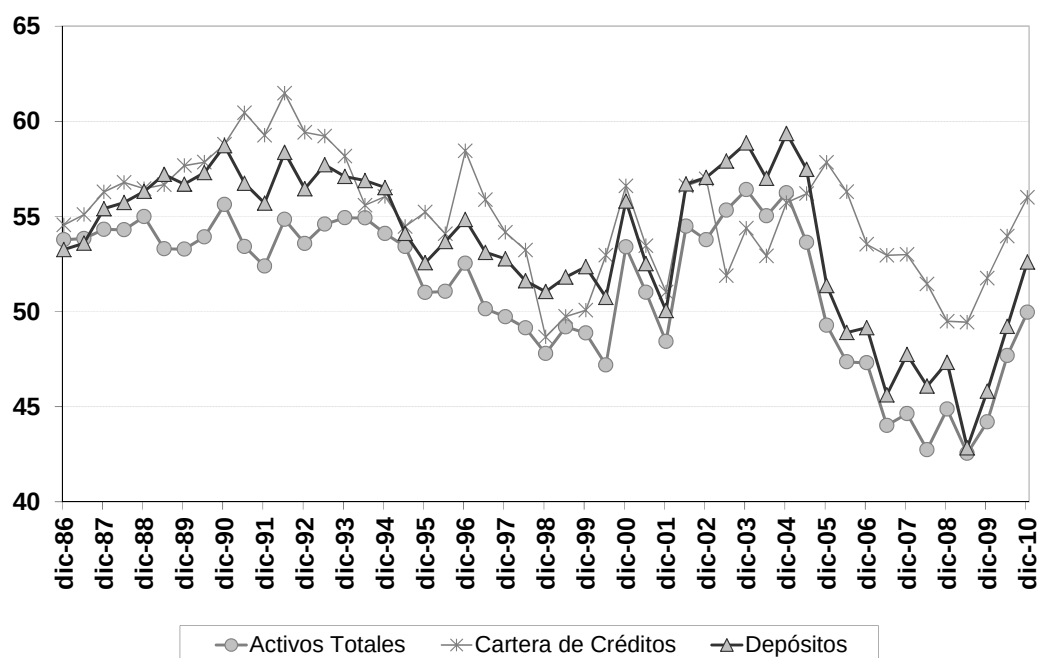
^{2/} Número de Bancos que concentran el 80% de los activos

^{3/} Número de Bancos que concentran el 90% de los activos

Fuente: Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras, Zambrano (2003) y Cálculos Propios

Lo anterior puede ser observado con mayor claridad mediante el comportamiento del llamado coeficiente C4⁸ (Gráfico N° 1.1). Es evidente que en el período posterior a la crisis financiera la concentración en el sistema bancario presentó una notable disminución explicada por recomposiciones en la estructura de participación de mercado. Mientras que el aumento observado en el índice C4 después del año 1999 es el resultado del proceso de fusiones y adquisiciones llevadas a cabo en estos últimos años, mostrando un incremento en los niveles de concentración. Como se mencionó anteriormente, esta tendencia se revierte a finales del año 2004 cuando la recuperación económica y su impacto positivo sobre el crédito incrementaron el número de instituciones financieras y, de esta forma, disminuyó de nuevo el índice.

Gráfico N° 1.1: Índice de Concentración C4



Fuente: Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras y Cálculos Propios

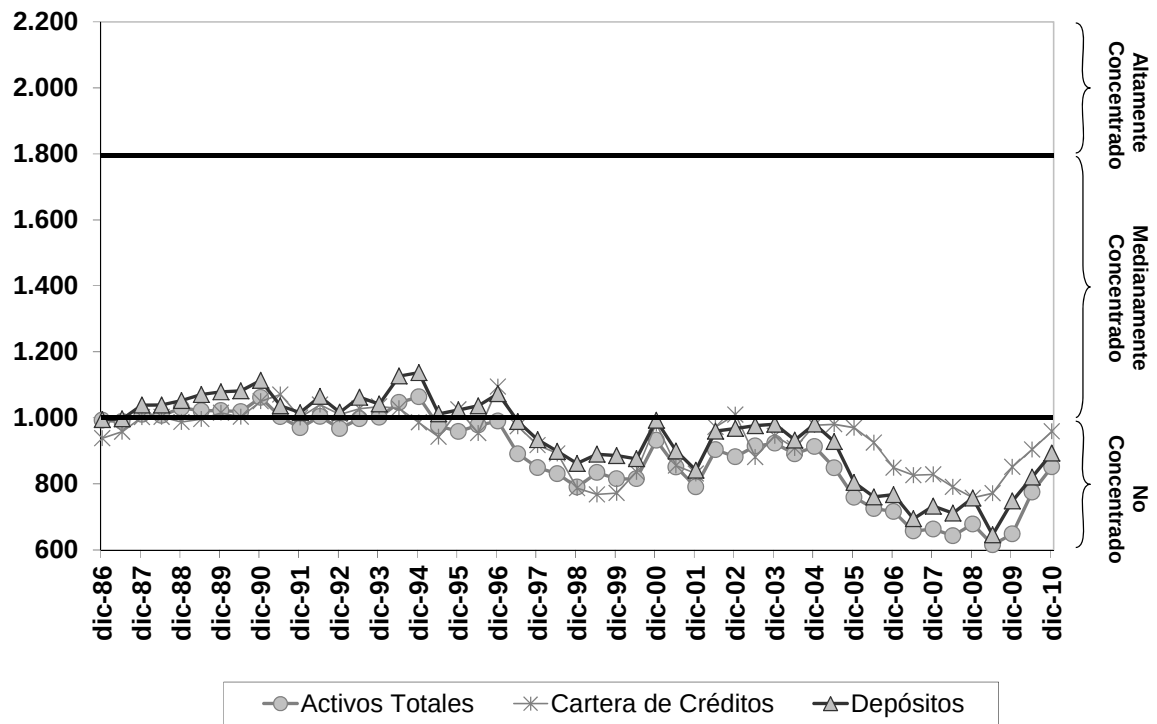
⁸ Corresponde a la suma de las participaciones de mercado de las cuatro firmas más importantes de la industria.

Otro índice más refinado y que es utilizado con más frecuencia para analizar la evolución del grado de concentración es el de Herfindahl – Hirschman (IHH). Como se observa en el Gráfico N° 1.2 este índice fue calculado como en el caso anterior, tanto para los activos, depósitos y créditos. En este sentido, destaca que, el mercado bancario venezolano presenta dos niveles de competencia, el segmento de los líderes del mercado que representan aproximadamente la mitad del mismo, los cuales presentan características oligopólicas y el resto, repartido en otras entidades de menor tamaño, altamente atomizado. Es por ello que tal y como se podría esperar, en cada uno de los rubros mencionados (activos totales, captaciones y cartera de créditos) se obtiene un grado de concentración significativamente bajo según los valores calculados por este índice⁹. En todo caso, a lo largo del período de estudio, se observa que la banca venezolana no ha mostrado niveles que puedan indicar una alta concentración¹⁰.

⁹ Las directrices establecidas por el Departamento de Justicia de los Estados Unidos y la Comisión de Comercio Federal (*U.S. Department of Justice y la Federal Trade Commission*) en relación con la definición del mercado, la medición y la concentración están contenidas en el documento *Horizontal Merger Guidelines* publicado en abril de 1992 y revisado, posteriormente, en abril de 1997. En este documento se considera que un valor del índice menor de 1.000 implica un mercado no concentrado, si el índice oscila entre 1.000 -1.800 corresponde a un mercado moderadamente concentrado y si el valor del índice es mayor o igual a 1.800 supone un mercado altamente concentrado.

¹⁰ A finales del año 2009, el deterioro en los principales indicadores de gestión de algunas instituciones financieras, en un contexto de estrecha liquidez, determinó que el ente supervisor (SUDEBAN) decidiera intervenir dichas instituciones. Como resultado de esta intervención, dos instituciones fueron liquidadas, otras rehabilitadas y algunas de estas instituciones rehabilitadas se fusionaron con un banco del Estado para formar así una nueva institución financiera. Esto, sin duda, produjo cambios en la estructura del mercado bancario que lo hacen tender a un superior grado de concentración, como puede apreciarse en el incremento registrado tanto en el Índice de Concentración C4 como en el Herfindahl y Hirschman (IHH) a partir de esa fecha. En este sentido, con respecto a los activos, el índice de concentración C4 pasó de $C_4 = 44,2$ en diciembre de 2009 a $C_4 = 50,0$ en diciembre de 2010, por su parte, el Herfindahl y Hirschman pasó de $IHH = 648,9$ al cierre del año 2009 a $IHH = 852,1$ al cierre del año 2010.

Gráfico N° 1.2: Índice de Concentración Herfindahl - Hirschman



Fuente: Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras y Cálculos Propios

Si bien los indicadores comentados no señalan un problema serio de concentración en el sector bancario venezolano, esto no quiere decir que deben descartarse los problemas de eficiencia. Ya se mencionó que hay poderosas razones teóricas para dudar de la relación entre concentración e ineficiencia que postula la hipótesis Estructura-Conducta-Desempeño (ECD), especialmente si no hay una clara evidencia del grado y tipo de imperfección que caracteriza al mercado, más aún cuando estamos en presencia de un sector de productos múltiples y geográficamente diferenciados.

En virtud de estos elementos, para medir el grado de competencia de la banca en Venezuela, como en cualquier otro contexto, es necesario aplicar una metodología diferente (modelos no estructurales) que permita considerar los precios y las cantidades como resultado del comportamiento maximizador de beneficios y del tipo de equilibrio (competencia perfecta, monopolio, competencia monopolística, entre otros) hacia el cual pudiera tender la industria en cuestión.

1.2) Estudios de la Eficiencia Bancaria

La hipótesis de la eficiencia provee una explicación alternativa para el vínculo positivo existente entre la rentabilidad bancaria y el grado de concentración. En este sentido, Demsetz (1973) y Peltzman (1977) propusieron la hipótesis de eficiencia, según la cual las empresas más eficientes, con una mejor organización y gestión de recursos, tienen menores costos, son más rentables, ganan una mayor cuota de mercado y, por lo tanto, crece la concentración del mismo (los bancos más eficientes expulsan a los menos eficientes). Bajo esta hipótesis, la elevada concentración y cuota de mercado vendrían asociadas a precios más favorables para los consumidores si algunos ahorros de la eficiencia son transmitidos al consumidor y, de esta forma, la mayor eficiencia de las empresas en mercados más concentrados y con mayores cuotas de mercado también producirán mayores beneficios. Esta línea de pensamiento mantiene que la eficiencia explica tanto los resultados como la concentración y cuota de mercado por lo que, a nivel empírico, una asociación

positiva entre rentabilidad y concentración reflejaría una relación espuria, ya que es debida a la mayor eficiencia de las empresas grandes y no al ejercicio del poder de monopolio en la industria.

La literatura sobre eficiencia bancaria puede clasificarse en dos grupos. El primero está conformado por los estudios que examinan la presencia de economías de escala (que determina si los bancos operan a niveles eficientes de producto) y economías de alcance (que establece si los bancos ofrecen eficientemente un conjunto de productos). Por otro lado, el segundo grupo está constituido por los estudios que examinan la ineficiencia X la cual fue introducida inicialmente en la literatura económica por Leibenstein (1966). De acuerdo con este autor las empresas pueden fallar al hacer uso de los insumos debido a que los contratos entre los agentes suelen ser incompletos, no todos los factores de producción pueden ser valorados a precios de mercado y porque las funciones de producción, a diferencia de lo que suele asumirse, normalmente no están completamente especificadas e, incluso, pueden no ser conocidas. Estas circunstancias, entre otras, hacen que exista una diferencia entre el nivel teóricamente óptimo en que puede operar una empresa y el nivel observado en que ésta realmente opera¹¹.

¹¹ Esta diferencia se denominó ineficiencia X con el propósito de diferenciar estos factores de otras fuentes típicas de ineficiencia tales como la falta de aprovechamiento de economías de escala, de ámbito y de alcance.

1.2.1) Economías de Escala

Clark (1988) afirma que una empresa alcanza economías de alcance si, al producir conjuntamente dos o más bienes o servicios, los costos son menores que si la producción se hace de forma independiente. Por otro lado, una empresa alcanzará economías de escala si la tecnología permite que al aumentar los niveles de producción, los costos totales aumentan en una proporción menor al aumento de la producción y, por lo tanto, los costos medios disminuyen a medida que aumenta el producto. Lo anterior implica que los costos marginales de producción descienden a medida que aumenta la misma.

Asimismo, Clark (1988) afirma que la presencia de economías de producción (alcance y escala) tiene una influencia importante en la estructura de una industria. Las que se caracterizan por la presencia de importantes economías de escala y de alcance tienden a estar compuestas por un menor número de firmas, de mayor tamaño y altamente diversificadas. Igualmente, la presencia de estas economías de producción puede constituir barreras de entrada a nuevas empresas debido a que su menor tamaño les genera una desventaja en costos¹². Por el contrario, si en una industria existen escasas economías de escala y de alcance tiende a estar dominada por empresas pequeñas y especializadas.

¹² La presencia de economías de escala motiva la concentración dentro de la industria y ofrece una estructura de costos superior a aquellas empresas que se expanden en tamaño.

En cuanto a las economías de escala existen dos tipos, aquellas que se generan al incrementarse la producción de un bien o servicio las cuales se denominan economías de escala producto y las que se encuentran asociadas a los incrementos simultáneos en la producción de todos los productos de una empresa las cuales se denominan economías de escala globales¹³.

Para una empresa multiproducto existen economías de escala (globales) en cierto nivel de producción, si los costos totales aumentan proporcionalmente menos que la producción, cuando hay un incremento porcentual simultáneo e idéntico en la producción de cada producto. Un indicador, ampliamente utilizado, para medir la presencia de economías de escala es el llamado Elasticidad – Escala (*ES*) que mide la relación entre la variación porcentual de los costos totales y la variación del producto total de la empresa. Matemáticamente se define como:

$$ES = \sum_i \frac{\delta \ln CT}{\delta \ln Q_i} = \sum_i \frac{\delta CT}{\delta Q_i} \frac{Q_i}{CT} = \sum_i \epsilon_i \quad (1.1)$$

Donde *CT* son los costos totales y Q_i la cantidad producida del bien o servicio *i*. Cuando *ES* es mayor que uno existen rendimientos decrecientes a escala, si es igual a uno existen rendimientos constantes a escala y si es menor que uno existen rendimientos crecientes a escala.

¹³ La mayoría de los estudios analizan únicamente las economías de escala globales debido a que, en primer lugar, con la data disponible es casi imposible diferenciar los costos de producción de cada bien o servicio y, en segundo lugar, resulta muy difícil cambiar la producción de un bien o servicio sin modificar la de los demás, dificultando entonces observar el incremento en costos que produce cambiar la producción de solo un bien.

En el caso particular del sector bancario, las investigaciones generalmente concluyen que las instituciones financieras alcanzan economías de escala como resultado de factores, tales como la distribución de costos fijos, el mercadeo, el alcance geográfico y la especialización del trabajo. De acuerdo con Clark (1988), el determinante predominante de las economías de escala en la banca es la distribución de los costos fijos y alcanzar un uso más eficiente del capital y trabajo especializado. Algunos costos fijos especialmente importantes son el costo de adquirir información de mercado y el costo de nuevas tecnologías.

Por información de mercado, se hace referencia al hecho de que antes de tomar decisiones acerca de créditos, es necesario recopilar cierta información sobre las condiciones crediticias, que una vez obtenida, puede ser utilizada nuevamente por un costo inferior al inicial, generando así economías de escala. Por su parte, las tecnologías que utiliza la banca, como la tecnología de telecomunicaciones, las plataformas para el proceso de información y la banca por Internet tienen altos costos iniciales de implantación. No obstante, una vez hecha la inversión inicial, el costo de una operación adicional suele ser una fracción muy pequeña de la inversión, generando así reducciones en el costo medio de cada operación a medida que aumenta la escala. Dada la importancia de la reputación en el negocio bancario, las economías de escala en mercadeo pueden ser una causa relevante de las economías de escala en la banca. Igualmente, el mejor aprovechamiento del trabajo y capital especializado que permite la mayor escala, también se aplica en el sector bancario, así como, los argumentos relativos a la diversificación geográfica.

De acuerdo con la revisión de la literatura de Berger y Humphrey (1994), los precursores de estudios de economías de escala en la banca son autores como Benston (1964, 1972) y Bell y Murphy (1968), quienes concluyen que independientemente del tamaño de los bancos si estos duplican su tamaño se lograría una reducción de costos promedio entre 5% y 8%. Sin embargo, estos resultados se ponen en duda ya que los referidos estudios, al usar la función de costos Cobb-Douglas, no permiten que existan diferencias en economías de escala dependiendo del tamaño de los bancos.

Estudios más recientes como los de Berger, Hancock y Humphrey (1993), así como los reseñados por Clark (1988), corrigen las deficiencias metodológicas de los primeros estudios utilizando formas funcionales más flexibles, como la función Translogarítmica o la Flexible Fourier. Estas formas funcionales, por ejemplo, permiten la existencia de una función de costos promedio a largo plazo en forma de U y son capaces de encontrar diferencias en las economías de escala que pueden existir entre bancos grandes, medianos y pequeños.

En cuanto a resultados, se debe mencionar que según Berger y Humphrey (1994) los estudios reseñados en general encuentran que la curva de costos medios de la banca tiene forma de U relativamente plana. Sólo para los bancos más pequeños se

consiguen consistentemente economías de escala. No obstante, la definición de pequeño depende de la muestra que se utilice¹⁴.

Allen y Liu (2005) focalizan su estudio en los bancos grandes de Canadá estimando economías de escala para el período 1983-2003. Utilizan un enfoque de intermediación y estiman una función de producción Translogarítmica agrupada (*pooled*) y encuentran economías de escala relevantes, obteniendo valores de la Elasticidad Escala (*ES*) de entre 0,87 y 0,94 dependiendo de la forma de estimación.

En América Latina se han realizado varios análisis acerca de las economías de escala en el sistema bancario. En este sentido, Burdisso (1997), en un estudio del sistema bancario argentino, estima una función de costos Translogarítmica utilizando el enfoque de producción y consigue leves economías de escala a largo plazo, con una Elasticidad Escala (*ES*) de alrededor de 0,9, lo que implica que ante un crecimiento del producto, los costos aumentan en menor proporción. Por su parte, Budnevich, Frankel y Paredes (2001), en un trabajo sobre bancos chilenos, estiman una función de costos Flexible Fourier utilizando el enfoque de intermediación y encuentran Elasticidades-Escala (*ES*) menores a uno para los bancos pequeños, iguales a uno para los medianos y levemente superiores a uno para los bancos grandes, estos

¹⁴ Para Berger y Humphrey (1994) los estudios que utilizan como muestra bancos con menos de US\$ 1.000 millones de activos encuentran que la escala eficiente, es decir, el mínimo de la función en forma de U se encuentra entre los US\$ 75 y US\$ 300 millones de activos, mientras que si la muestra incluye sólo bancos con más de US\$ 1.000 millones en activos, la escala eficiente pasa a estar entre US\$ 2.000 y US\$ 10.000 millones. Para estos autores esto sugiere que la función de costos para los bancos grandes es fundamentalmente diferente debido a que éstos producen una variedad de productos distintos, tienen diferentes tecnologías o diferentes grados de dispersión en sus costos en relación con los bancos más pequeños lo que podría distorsionar la medición de las economías de escala.

resultados son consistentes con otros estudios. Croce, Macedo y Triunfo (2000) estiman una función translogarítmica por método generalizado de momentos utilizando el enfoque de intermediación y también encuentran economías de escala relevantes en el caso del sistema bancario uruguayo.

En el caso venezolano, Reuter y Zurimendi (2009) estimaron una función de costos Translogarítmica bajo el enfoque de intermediación para una muestra de bancos venezolanos comerciales y universales para el período 1999-2008. Los resultados les permitieron indicar que existen economías de escala relevantes en el sector bancario venezolano, estimándose una Elasticidad-Escala (*ES*) cercana a 0,93. Además, encuentran que los bancos grandes presentan mayores economías de escala que el resto de los bancos, cuyos costos crecerían 0,012% más que los de los bancos grandes ante un aumento de 1% en todos los productos.

1.2.2) Ineficiencia X

Leibenstein (1966) especifica que hay tres elementos que son significativos en la determinación de la ineficiencia X:

a) La eficiencia de motivación al interior de la planta: al ser los contratos incompletos, no es posible cubrir todos los elementos de desempeño que puede presentar un trabajador, por lo que los incentivos orientados a lograr un nivel óptimo de esfuerzo dependen de las técnicas de supervisión o motivación que empleen los

gerentes. Los contratos incompletos pueden generar problemas de agencia, en el sentido de que los intereses de los trabajadores y la gerencia no necesariamente están alineados con los de la empresa y los accionistas.

b) La eficiencia de motivación externa a la empresa: tanto la competencia como la adversidad crean presiones para el cambio. Incluso si el conocimiento es vago, si el incentivo es suficientemente fuerte, habrá un intento por aumentar la información para que se vuelva más útil. Mayor competencia genera mayores esfuerzos para reducir costos, de tal manera que se pueda permanecer en el mercado. Por ello, en ausencia de competencia, existe un grado de inmovilidad en las operaciones, y no se buscan métodos que reduzcan los costos.

c) La eficiencia de los insumos no adquiridos en el mercado. Existen cierto tipo de insumos como el conocimiento idiosincrásico de la gerencia y los trabajadores, que no se pueden adquirir en los mercados formales o simplemente, que el acceso a tales recursos no es igual para todos los potenciales compradores. Las restricciones para acceder a estos insumos afectan la utilización que se haga del resto de los factores y, por esta vía, la eficiencia general de la empresa¹⁵.

¹⁵ Es el caso, por ejemplo, que en países con mercados subdesarrollados la capacidad de obtener financiamiento puede depender de las conexiones familiares u otros nexos fuera del mercado, o bien que existe información de mercado que sólo esta disponible para ciertas personas. Estas circunstancias crean disparidades en la manera en que se usan los insumos por las diferentes empresas aún si ellas disponen de tecnologías y escalas semejantes y óptimas. Así, las diferencias en los niveles de eficiencia pasan a ser explicadas, fundamentalmente, por el acceso a la información relevante.

De acuerdo a Berger, Hancock y Humphrey (1993), la ineficiencia X hace que una empresa logre un determinado producto usando más insumos de los necesarios como consecuencia, por ejemplo, de una falla a nivel gerencial en la supervisión de la labor de los trabajadores, afectándose los incentivos de estos últimos de manera que los resultados se alejan del óptimo económico. Esto trae como consecuencia, entre otras cosas, que se requiera un mayor número de empleados del previsto para lograr el nivel de producto deseado. Este problema de sobreutilización de insumos se conoce en la literatura como ineficiencia técnica. Aún en ausencia de este tipo de ineficiencia técnica, una empresa puede estar operando con una relación trabajo/capital más alta de la que sería económicamente óptima dados los precios relativos de los factores. Esto puede deberse a que la gerencia está operando con más empleados que los adecuados debido a que, por ejemplo, se están persiguiendo objetivos distintos a los de la empresa y los accionistas (problemas de agencia). Este tipo de problemas que se reflejan en la combinación de insumos, alejando las productividades marginales relativas de los insumos de sus precios relativos, se conoce en la teoría económica como ineficiencia asignativa¹⁶.

Entendidas de esta manera, la ineficiencia X puede, entonces, ser descompuesta en términos de la ineficiencia técnica y la ineficiencia asignativa. Sobre la base de estos dos componentes es posible, cuantificar empíricamente las diferencias existentes entre empresas que operan en un determinado sector y que son consecuencia de los factores internos a las unidades productivas.

¹⁶ La ineficiencia asignativa es consecuencia de un problema de agencia derivado de la asimetría de información y es distinta de los errores en la asignación producidos por una equivocada combinación de productos. (Rodríguez Álvarez *et al.* 2003)

La mayoría de los estudios sobre eficiencia bancaria se han centrado en la existencia de economías de escala y de alcance aunque la ineficiencia X parece ser más importante en términos de reducción de costos (ver Frei, Harker y Hunter (1998))¹⁷. De acuerdo con Hernández y Zambrano (2008), en el caso de Latinoamérica, varios estudios sobre la ineficiencia X en el sector bancario han sido realizados enfocados especialmente a la introducción de cambios en la política regulatoria. En particular se ha puesto especial interés en la vinculación entre la ineficiencia X y el origen nacional o extranjero de la propiedad de los bancos (ver por ejemplo Kasman, Kasman y Carvallo, 2004). Otros aspectos donde se ha centrado la atención son la relación entre ineficiencia X y el tamaño de los establecimientos (Zúñiga y Dagnino, 2003), así como la conexión entre la eficiencia y el carácter público o privado de las instituciones (D'Amato, Burdisso y Molinari, 1998).

En Venezuela, el único trabajo conocido dentro de esta línea de investigación fue realizado por Hernández y Zambrano (2008), quienes utilizando un enfoque paramétrico, estimaron los niveles de ineficiencia X para 41 bancos comerciales y universales durante el período 2000-2006, a fin de determinar si existían diferencias significativas en los niveles de ineficiencia X observados para los bancos extranjeros y los bancos nacionales y comprobar si el origen del capital incidía en las variaciones existentes en los niveles de ineficiencia X observados. Los resultados obtenidos les

¹⁷ De acuerdo con Berger y Humphrey (1991) las reducciones de costos asociadas a las economías de escala en el sistema bancario estadounidense son cercanas al 5% y las asociadas con las economías de alcance son, también, del orden de 5%. Estos mismos autores estiman que la eliminación de la ineficiencia X supone una reducción de 20% de los costos totales del sistema bancario, aproximadamente. Un resultado similar se reporta en Dick (1996), quien encuentra también que las reducciones en los costos asociadas a la eliminación de la ineficiencia X son superiores a las reducciones vinculadas al aprovechamiento de las economías de escala y de alcance.

permitieron señalar que no existen diferencias significativas entre los bancos extranjeros y los bancos nacionales en términos de ineficiencia X, entendiéndose que los bancos extranjeros no logran costos significativamente menores a los bancos nacionales al producir un determinado monto de préstamos e inversiones. Lo anterior sugiere que factores como el monitoreo de los inversionistas, el manejo del negocio bancario o el conocimiento del mercado local, que pueden ser distintos para cada tipo de banco, no tienen una incidencia significativa en la determinación de los niveles de ineficiencia X observados.

CAPÍTULO II

ENFOQUES PARA ABORDAR EL ESTUDIO DE LA

COMPETENCIA MEDIANTE EL ENFOQUE DE LA NUEVA

ORGANIZACIÓN INDUSTRIAL (NOI)

La gran cantidad de estudios econométricos realizados con el fin de medir el poder de mercado de las firmas en diferentes industrias y/o mercados y los avances en los métodos de estimación, han generado un cambio en el centro de atención del trabajo empírico en el campo de la Organización Industrial (OI).

Para Bresnahan (1982), este cambio se debe en parte a la insatisfacción de tres de las hipótesis fundamentales del paradigma clásico (entre los cuales el enfoque Estructura Conducta Desempeño es la versión operativa básica): 1) que el poder de mercado se puede medir directamente a partir de los datos contables, 2) que las variaciones en data de corte transversal pueden ser capturadas con un pequeño número de variables observables y 3) que el trabajo empírico deba centrarse en el establecimiento de una relación en forma reducida entre la estructura y el desempeño.

Frente a estas hipótesis la Nueva Organización Industrial propone en primer lugar, que es la empresa ya no la industria la unidad básica de análisis, en segundo lugar se hace un mayor uso de análisis longitudinal con series de tiempo en vez de análisis de corte transversal; y finalmente, el trabajo empírico debe preocuparse de estimar los parámetros de conducta de la empresa y de la industria más que por estudiar la relación entre estructura y resultados¹⁸.

¹⁸ De esta forma la conducta de las firmas no sólo afecta su desempeño, sino que también puede alterar parcialmente su estructura, en otras palabras, la estructura deja de ser estática y exógena.

En consonancia con estas críticas al esquema tradicional (Estructura – Conducta - Desempeño) se consideran los modelos llamados no estructurales, que hacen endógena la estructura del mercado. Es decir, tienen en cuenta que el desempeño del mercado puede afectar su estructura y no al revés. Estos nuevos modelos generalmente evalúan la estructura del mercado, y por ende el nivel de competencia, midiendo directamente la manera en que los bancos reaccionan a las fluctuaciones de costos y/o los parámetros que determinan la evolución de los ingresos y no presumen una conexión determinada entre concentración, poder de mercado y eficiencia.

Los trabajos empíricos que intentan medir el grado de competitividad en una industria, bajo esta línea de investigación, han usado varios métodos alternativos, entre los cuales podemos mencionar al estadístico H de Panzar y Rosse (1987), el Modelo de Bresnahan (1982) o Test de Markup y el Indicador Boone (2008).

2.1) Modelo de Panzar y Rosse (1987)

Panzar y Rosse (1987), desarrollan un modelo de comportamiento competitivo que surge, como ha sido mencionado, como reacción a las deficiencias empíricas y teóricas de los modelos estructurales como el paradigma Estructura-Conducta-Desempeño.

Estos autores derivan un contraste para evaluar el grado de competencia a partir de la estimación de ecuaciones de ingreso en forma reducida. Una forma de contrastar el

grado de competencia existente en los mercados bancarios es a través de un índice construido como la suma de las elasticidades de los ingresos bancarios ante variaciones en los precios de los insumos, siendo conocido este índice como Estadístico H:

$$H = \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i}{\partial w_{ki}} \frac{w_{ki}}{R_i} \quad (2.1)$$

Donde ∂R_i es la variación de los ingresos de equilibrio y ∂w_{ki} es la variación en el precio de los insumos, los subíndices k e i indican el tipo de insumo y la empresa con que se está trabajando respectivamente.

El tipo de competencia se mide como el grado en que un cambio en los precios de los insumos se refleja en los ingresos de equilibrio. Para esto, se parte del supuesto de que las empresas operan en sus niveles de equilibrio a largo plazo. Vesala (1995) demuestra que H es una función creciente de la elasticidad de la demanda, es decir que cuanto menor es el poder de mercado ejercido por los bancos mayor será H , lo que implica que este estadístico no sólo es útil para diferenciar ciertos tipos de comportamiento del mercado, sino que su magnitud puede asumirse como una medida del grado de competencia.

Las estructuras de mercado extremas son útiles para entender la intuición subyacente en la construcción del indicador H . Cuando la estructura de mercado es

perfectamente competitiva, un cambio en los precios de los factores resulta en un cambio en la misma proporción en los costos medio y marginal. El nivel de producto no se ve afectado (los ajustes se realizan a través de la salida de empresas del mercado) y el nivel de precios se eleva en la misma proporción de los costos marginales. En este caso, el estadístico H toma el valor de uno, debido que los ingresos aumentan en la misma proporción que el aumento de los precios de los factores. En el extremo opuesto, en una estructura de mercado monopólica un aumento en los precios de los insumos se reflejaría, al igual que en competencia perfecta, en un incremento de los costos marginales que en este caso enfrenta el monopolista, y en consecuencia, en precios más elevados. No obstante, dado que el monopolio siempre opera en la parte elástica de su curva de demanda, el nuevo ingreso sería inferior al que se tenía cuando los costos eran menores. Así, el aumento en el precio de los insumos se traduciría en una caída de los ingresos y en un indicador H negativo. Mientras que un valor comprendido entre cero y uno, supone la existencia de cierto grado de poder de mercado consistente con un régimen de competencia imperfecta distinto al monopolio o perfecta colusión, ya que en este caso los ingresos crecen menos que proporcionalmente ante variaciones en el precio de los factores de producción, debido a la mayor inelasticidad de la demanda que caracteriza a este tipo de mercados.

Sin embargo, los valores deducidos para H por Panzar y Rosse en cada posible situación competitiva sólo son válidos bajo ciertos supuestos. Para Garrido (2002) el más restrictivo es que los agentes estén operando en sus niveles de equilibrio a largo

plazo¹⁹. De no ser así, valores negativos de H podrían ser considerados erróneamente como indicadores de una situación de monopolio cuando lo único que podrían estar reflejando, por ejemplo, es una fase de ajuste, de transición, de un mercado perfectamente competitivo.

El segundo supuesto del modelo es que las empresas producen un único producto homogéneo. Esto supone aceptar que todas las entidades obtienen los factores de producción en las mismas condiciones, al mismo coste, siendo la escala en la que los utilizan lo único que las diferencian. De no ser así, las empresas condicionarían los precios de los insumos, generando problemas de simultaneidad en las especificaciones, hecho que afectaría la validez de las pruebas econométricas y con ello la pertinencia del modelo.

A pesar de estas limitaciones, el contraste de Panzar y Rosse ha sido empleado con relativo éxito en numerosos trabajos para medir el grado de competencia en el sector bancario. Los primeros trabajos fueron realizados por Shaffer (1982), quien analizó las condiciones competitivas en las que operan los bancos de Nueva York, concluyendo que se comportan como en competencia monopolística. Nathan y Neave (1989) estudiaron el comportamiento de los bancos y sociedades hipotecarias en Canadá, rechazan la hipótesis de monopolio y perfecta competencia,

¹⁹ En la práctica, el supuesto de que los bancos operan en sus niveles de equilibrio de largo plazo se cuestiona por las entradas y salidas de instituciones bancarias que se observan en el mercado. Para verificar este supuesto, se efectúa una prueba de equilibrio que consiste en estimar el estadístico H utilizando como variable dependiente una medida alternativa de ingresos (como ROE o ROA). Si se obtiene que $H = 0$, entonces el modelo refleja el equilibrio de largo plazo, mientras que si $H < 0$ implica desequilibrio.

concluyendo que las ganancias bancarias se comportan como si estuvieran bajo competencia monopolística. En los últimos años se ha extendido el uso de este contraste, en este sentido cabe destacar; Molyneux (1994), Vesala (1995), Coccoresse (1998), Rime (1999), Maudos y Pérez (2001), Garrido (2002), Bikker y Haaf (2002), entre otros.

El único antecedente en Venezuela que se conoce que aplica el contraste de Panzar y Rosse es Zambrano (2003), quien emplea esta prueba para el sistema bancario en el período 1997 – 2001. En este trabajo se encontraron evidencias de que el sistema opera en forma consistente con el modelo de competencia monopolística cuando se considera la intermediación financiera como el producto de la industria. Pero cuando se restringe al crédito como único producto, los resultados tenderían a coincidir con los predichos por un modelo competitivo.

2.2) Modelo de Variaciones Conjeturales - Bresnahan (1982)

Un segundo modelo de uso extendido para estimar el poder de mercado es el introducido por Iwata (1974), Bresnahan (1982) y Lau (1982) o Test de Markup. Esta metodología se denomina frecuentemente modelo de variaciones conjeturales, la cual se basa en la idea de que una firma elige su nivel de producto tomando en consideración la posible reacción de sus competidores. Bresnahan (1982) aborda este análisis estimando tanto la curva de demanda como la de costo marginal del mercado. De esta manera, la estimación en conjunto de estos dos agregados

determina el rango en que se encuentra el Markup de precios, el cual oscila entre los extremos competitivo y monopolístico.

Bresnahan (1982) parte de una industria en la que se produce un único bien, donde p es el precio de mercado del producto y y_j la cantidad producida por la empresa j , y

$\sum_{j=1}^m y_j = y$. Siendo $p = p(y, z)$ la inversa de la función de demanda, en donde z es un vector de variables exógenas que afectan a la demanda y $C_j(y_j, w_j)$ la función de costos de la empresa j , donde w_j es el vector de precios de los factores de producción utilizados por la empresa j .

Las empresas en la industria se comportan como maximizadoras de beneficios. El problema de maximización de beneficios de la empresa j se puede plantear como:

$$\begin{aligned} \underset{y_j}{\text{Máx}} : & p(y, z) y_j - C_j(y_j, w_j) \\ & (2.2) \end{aligned}$$

Si las empresas estuvieran en competencia perfecta, estas obtendrían la cantidad óptima en el punto donde el coste marginal de producción es igual al precio del mercado. En el extremo opuesto, cuando hay una sola empresa en la industria que opera como monopolista, la maximización de beneficios se satisface en el punto donde los ingresos marginales igualan a los costos marginales. En estructuras

oligopolísticas, con m empresas operando en el mercado su conducta se puede resumir en la siguiente expresión:

$$p = C'(y_j, w_j) - \frac{\partial p}{\partial y} y_j \lambda_j \quad (2.3)$$

Donde el parámetro λ_j es un índice que informa sobre el grado de desviación respecto a la competencia perfecta. Es conveniente interpretar λ_j como un parámetro de la respuesta conjetural o percibida de toda la industria a un cambio en la cuantía producida por la empresa j ²⁰.

En este sentido, el parámetro λ_j indica el grado de competencia de la empresa j , es decir el grado en que los precios de sus productos, en nuestro caso los servicios bancarios, se fijan con respecto al nivel de los costos marginales. En este modelo se asume que los productos de las empresas son homogéneos, por lo tanto se puede definir λ como un parámetro que se utiliza como instrumento para determinar el tipo de competencia de la industria.

²⁰ Asimismo, se puede expresar el parámetro de conducta λ como: $\lambda = \eta(P) \left[\frac{P - CM}{P} \right]$ donde

$\eta(P)$ es la elasticidad precio de la demanda y CM el costo marginal de la función $(C_j(y_j, w_j))$. La expresión anterior implica que λ puede ser interpretado como la elasticidad ajustada del índice de Lerner.

Si λ es igual a cero, entonces las firmas actúan como tomadoras de precios, no perciben diferencias entre su función de ingreso marginal y su función de demanda, lo que describe un comportamiento perfectamente competitivo. Si λ es igual a uno, entonces las firmas actúan con perfecta colusión, perciben claramente una diferencia entre su demanda y su función de ingreso marginal, produciendo donde el costo marginal es igual al ingreso marginal. Si λ oscila entre cero y uno corresponde a distintos grados de competencia imperfecta. Un caso interesante es cuando $\lambda = \frac{1}{n}$, donde n es el número de firmas de la industria. En este caso habría un equilibrio de Cournot-Nash, donde cada banco maximiza su propio beneficio independientemente y no los beneficios de la industria en conjunto. En este equilibrio se asume que cada banco no espera represalias por parte de los otros bancos en respuesta a un cambio en su propio nivel de producto.

En general, el propósito de este tipo de modelo (variaciones conjeturales) es estudiar las reacciones, que es un concepto dinámico, en un modelo estático, donde la estrategia y el horizonte temporal de las interacciones no están usualmente definidos. No obstante, un juego estático no cooperativo es, por definición, un juego en que la elección de la estrategia de cada empresa se hace independientemente de las elecciones de sus competidores. Carl Shapiro (1989) afirma: "*... la idea detrás de los modelos de variaciones conjeturales es lógicamente defectuosa, y no puede constituir una teoría de oligopolio.... Pueden ser útiles si se puede demostrar que corresponden a los equilibrios en algunas clases de juegos de oligopolio dinámicos,*

pero en este momento siguen siendo un atajo “ad hoc” para el estudio de las interacciones de oligopolio" (pp.352).

Desde una perspectiva teórica, estos modelos carecen de justificación debido a que los rivales de una empresa no pueden reaccionar instantáneamente a las elecciones de sus competidores, como es supuesto por esta aproximación. Hyde y Perloff (1995) demostraron que las estimaciones resultantes de los modelos de variaciones conjeturales son muy sensibles a errores de especificación. De esta forma, el poder de mercado no puede ser correctamente estimado a menos que todas las ecuaciones estén correctamente especificadas.

A pesar de lo anterior, la popularidad de estos modelos en el trabajo empírico se deriva de la posibilidad de deducir el grado de poder de mercado a partir de datos reales. En contraste con otros modelos econométricos alternativos que prueban sólo la existencia de poder de mercado, estos modelos ofrecen una medida directa de su extensión. Sin embargo, la evaluación del desempeño de los modelos de variaciones conjeturales en el trabajo empírico es menos que satisfactoria, como ha sido señalado por Shaffer (1994).

En adición, en la aplicación de este modelo al caso bancario, destaca que, este presenta ciertas limitaciones teóricas y empíricas que podrían cuestionar sus resultados. Para Flores *et al.* (2002) una de las limitaciones teóricas es que se asume

que los bancos son tomadores de precios de los insumos, de esta forma la violación de este supuesto podría mostrar que la estimación de λ sobreestima el verdadero grado de poder de mercado. Otra limitación importante que consideraron estos autores, es que se mide la competitividad de la banca en general y no por líneas de productos, esto es, se considera un solo producto bancario y por ende un solo precio, sabiendo que la banca es un mercado que presenta múltiples productos. Además, debido a que la contrastación empírica del modelo exige disponer de un elevado volumen de información, son todavía escasos los trabajos empíricos que han utilizado esta metodología para medir el grado de poder de mercado en el sistema bancario.

Uno de los primeros en aplicar la prueba de Bresnahan al mercado financiero fue Shaffer (1989), para una muestra de bancos americanos; sus resultados rechazan fuertemente la conducta colusiva siendo consistentes con la competencia perfecta. Usando el mismo modelo, Shaffer (1993) encuentra que el sistema bancario canadiense funcionó como predice el modelo competitivo en el período 1965 – 1989, a pesar de estar relativamente concentrado. Otros estudios incluyen a Shaffer y Di-Salvo (1994), Gruber y McComb (1999), Rambarran (1999), Flores *et al.* (2002), entre otros quienes analizaron el comportamiento del sistema financiero en Canadá (Competencia Perfecta), México (Competencia Perfecta), Trinidad y Tobago (Competencia Monopolística) y Chile (Competencia Perfecta), respectivamente.

Un trabajo que aplica el test de Bresnahan para el caso de Venezuela es el de Zambrano, Vera y Faust (2001), para mostrar la evolución y los determinantes del diferencial de las tasas de interés para el período 1986 – 2000. En este trabajo se encuentran evidencias de poder de mercado en el sistema financiero, aunque esta imperfección no implica monopolio o comportamiento colusivo sino más bien otras soluciones más plausibles como mercados oligopólicos o de competencia monopolística. Sus resultados indican que el spread de tasas de interés en Venezuela es explicado por un complejo arreglo de variables que reflejan la incidencia de los gastos de transformación, el riesgo y las propias imperfecciones de mercado. En este sentido, las evidencias de poder de mercado en el sistema financiero no son un resultado extraño. Las usuales barreras a la entrada asociadas a los requisitos de capital, tecnología, economías de escala y trabas regulatorias hacen que los mercados financieros se alejen de las condiciones ideales de competencia pura.

2.3) Extensión de los Modelos no Estructurales

Los modelos no estructurales, descritos anteriormente, parten del supuesto de que se ofrece un único producto, en el caso de la industria bancaria se toma como producto a los créditos, es decir, los depósitos son considerados como un insumo. De esta forma, los bancos son vistos sólo como productores de servicios de intermediación en el mercado financiero. Una ampliación de estos enfoques sería estimar el nivel de competencia en el mercado de depósitos, lo que implica considerar a los bancos como empresas multiproducto. En este sentido, Zambrano (2003) destaca la

relevancia de evaluar el comportamiento de los bancos en Venezuela en el mercado de depósitos para inferir sobre el grado de competencia en el mercado de créditos, ya que estos mercados están íntimamente relacionados.

Con el objeto de aplicar al caso venezolano una extensión de los modelos no estructurales en el sentido arriba planteado, aquí se pretende seguir de cerca el modelo propuesto por Boone (2008), el cual se fundamenta en la hipótesis de eficiencia, es decir, que aquellas firmas más eficientes alcanzan mayores participaciones de mercado y este efecto es más fuerte mientras mayor sea la competencia en ese mercado en particular. Dado que este modelo permite distinguir la competencia en mercados particulares de la banca es posible medir el poder de mercado en cada segmento (créditos, depósitos, etc.).

CAPÍTULO III
MODELO DE BOONE (2008)

El modelo de Boone (2008) se basa en la hipótesis de eficiencia, de esta forma, aquellas firmas más eficientes (con menores costos marginales) alcanzan mayores utilidades y/o mayores participaciones de mercado y este efecto es más fuerte mientras mayor sea la competencia en ese mercado en particular (bajos costos de entrada o alta sustitución). Boone desarrolla varios modelos teóricos (Ver Boone, 2000, 2001, 2004 y 2008, Boone *et al.* 2004), en el presente estudio se utiliza uno de estos modelos, específicamente, el de Boone (2008) para explicar su indicador, examinar sus propiedades y compararlas con otras aproximaciones utilizadas frecuentemente en la literatura para medir la competencia en un sector, como lo son el Índice de Hirshman- Herfindahl (IHH) y el Margen Precio Costo (MPC).

El Margen Precio Costo (MPC) o Índice de Lerner ha sido ampliamente utilizado como medida de competencia en una industria con el objetivo de determinar su efecto sobre la eficiencia de las firmas (Nickel (1996)), la innovación (Aghion *et. al.*, (2002)), los niveles de salarios (Nickel (1999)), entre otros. Sin embargo, los fundamentos teóricos del MPC como medida de competencia no son lo suficientemente sólidos. En este sentido, Amir (2002), Bulow y Klemperer (1999), Rosentald (1980) y Stiglitz (1989) presentan modelos donde una competencia más intensa entre las firmas conduce a elevados márgenes de rentabilidad en lugar de más bajos como supone la teoría económica.

Boone (2004) afirma que hay dos razones que justifican el por qué el MPC sigue siendo tan popular para determinar empíricamente el grado de competencia. En

primer lugar, no se conoce con exactitud cuanta importancia tienen estas excepciones a la teoría. Es decir, los casos donde una mayor competencia entre las firmas conduce a márgenes más elevados corresponden al 20% de las industrias de la economía o sólo al 1%. En el primer caso, utilizar el Margen Precio Costo (MPC) para estimar empíricamente el grado de competencia de la industria no sería apropiado, mientras que, para el segundo caso no parece tener importancia. De esta forma, si no hay evidencia de que estas excepciones son significativas empíricamente se podría esperar que el MPC continúe utilizándose para determinar el grado de competencia en un sector. Asimismo, otra razón por la que esta aproximación sigue siendo ampliamente utilizada es que no requiere un gran volumen de información y la que se necesita, por lo general, está disponible.

La idea principal de Boone es desarrollar una medida de competencia que sea teóricamente más sólida y que, además, no requiera mayor cantidad de información de la que se utiliza para estimar el Margen Precio Costo (MPC). El autor llama a esta medida Diferencias del Beneficio Relativo (DBR) y la define como sigue:

$\frac{\pi(n'') - \pi(n)}{\pi(n') - \pi(n)}$, donde $\pi(n)$ representa el nivel de beneficio de una firma con nivel de eficiencia $n \in \mathbb{R}^+$

Boone (2008) considera tres firmas con distintos niveles de eficiencia, $n'' > n' > n$, estima las Diferencias del Beneficio Relativo (DBR) y demuestra que a mayor competencia (por menores costos de entrada a la industria o una interacción más

agresiva entre las firmas existentes) este ratio se incrementa para un amplio set de modelos²¹. De esta forma, en cualquier modelo donde un incremento de la competencia reasigna el producto desde las firmas menos eficientes hacia las más eficientes, es el caso donde una mayor competencia incrementa la expresión

$$\frac{\pi(n'') - \pi(n)}{\pi(n') - \pi(n)}.$$

Dado que este efecto de reasignación es una característica general de contextos ampliamente competitivos, las Diferencias del Beneficio Relativo (DBR) es una medida de competencia sólida y coherente desde el punto de vista teórico²². En adición, Boone demuestra que la reasignación del producto es una condición necesaria, más no suficiente, para que el Margen Precio Costo sea decreciente cuando la competencia se intensifica.

A pesar de la robustez teórica de este modelo pocos estudios han aplicado empíricamente el indicador de Boone. Leuvensteijn (2008) aplica tanto el Margen Precio Costo (MPC) como el indicador de Boone para medir la competencia en la industria del azúcar estadounidense durante los años 1890-1914. Durante este período la industria del azúcar experimentó diferentes regímenes de precios, por ejemplo, dos guerras de precios, un régimen oligopolístico altamente concentrado, un cártel, ruptura del cártel, entre otros. El autor demuestra que el indicador de Boone es

²¹ Entre estos diferentes modelos tenemos los de costos de viaje, el de variaciones conjeturales, el modelo de competencia de Cournot hacia Bertrand y el modelo de localización espacial de Hotelling. El resultado teórico es que el indicador de Boone se mueve de forma robusta con todos estos.

²² Boone (2008) demuestra que este efecto de reasignación es monótonamente creciente en el grado de competencia, lo que implica que la sensibilidad entre la variable de eficiencia y la variable de desempeño es una medida robusta del grado de competencia.

capaz de identificar cada uno de estos regímenes, mientras que el MPC no los puede distinguir todos, en especial el cártel y su posterior ruptura.

Bikker y Leuvensteijn (2008) utilizando datos del mercado de seguros holandés analizan sus niveles de eficiencia y competencia a través de la aplicación de diferentes indicadores, uno de ellos es el indicador Boone el cual utilizan para medir la competencia en ese sector durante los años 1995-2003. Sus resultados apuntan hacia una débil competencia en el mercado de seguros en Holanda cuando se compara con otras industrias. En este sentido, vale la pena destacar que estos resultados son consistentes con los obtenidos por el resto de indicadores utilizados los cuales señalan también bajos niveles de competencia en este sector.

En el caso de la industria bancaria, Leuvensteijn *et.al* (2007) realizaron el primer esfuerzo en utilizar el indicador de Boone para medir la competencia en este sector. Los autores aplicaron esta aproximación para medir los niveles de competencia en el mercado de préstamos de diferentes países desarrollados y para diferentes tipos de bancos (bancos de ahorros, cooperativos, etc). Leuvensteijn *et.al* (2007) llegaron a la conclusión de que los niveles de competencia en el mercado de préstamos varían significativamente entre países. Por ejemplo, los EE.UU tienen el mercado más competitivo comparado con los mercados de préstamos de los países más desarrollados. Por su parte, Alemania y España muestran los más altos niveles de competencia en la Zona Euro.

En el caso de América Latina, Díaz Quevedo (2008) investiga la estructura de mercado en la industria bancaria boliviana a través de distintas metodologías, como el paradigma Estructura-Conducta-Desempeño, el estadístico de Panzar y Rosse y el indicador de Boone. La evidencia encontrada a través de estas distintas metodologías sugiere que existe un bajo grado de competencia entre las diferentes entidades bancarias, aunque se habrían dado avances importantes en el proceso de intermediación y de consolidación de sus actividades que derivó en una mayor competencia en los últimos seis años, lo cual es corroborado por los distintos modelos empleados. En el caso particular del indicador de Boone, calculado por el autor, los resultados para el sistema bancario boliviano indican que en el período 2000-2007 habría aumentado el nivel de competencia. Sin embargo en comparación con otros países, este nivel aún sería bajo.

En adición, Paz (2009) con el objetivo de medir el nivel y la evolución del grado de competencia en las colocaciones de la banca comercial en Perú para el período 1994-2007 aplicó el indicador de Boone, los resultados de su investigación sugieren un incremento en el grado de competencia entre los períodos 1994-2000 y 2001-2007. Sin embargo, los valores estimados implican un grado de competencia que, al compararse con resultados de trabajos similares, sería bajo a pesar de haber crecido considerablemente.

Por su parte, Oda y Silva (2010) estiman el indicador Boone para medir los niveles de competencia del mercado de préstamos al consumo en Chile para los años

1997-2009. La evolución del indicador de Boone mostró un bajo nivel de competencia entre los años 2003 y 2005. A partir del año 2006, la competencia aumentó en forma drástica, retornando a niveles estadísticamente similares a los del inicio del período de análisis. Lo anterior se explicó por el afianzamiento de la banca al detal, las divisiones de consumo y a un proceso de incursión más agresiva en segmentos de clientes de menores ingresos.

3.1) Derivación del Modelo

Boone (2008) introduce un modelo general con I firmas que pueden entrar y competir en un mercado. Las firmas están clasificadas de tal forma que un i más bajo implica un mayor nivel de eficiencia $n_1 \geq n_2 \geq \dots \geq n_I$. Con el objetivo de mantener la generalidad del modelo Boone no impone ningún modelo específico de competencia como el modelo de Bertrand o Cournot, simplemente asume que cada firma i elige un vector de variables estratégicas $a_i \in \mathbb{R}^k$ y esta elección conduce a la firma a un vector de producto $q(a_i, a_{-i}, \theta) \in \mathbb{R}_+^L$, donde $a_{-i} = (a_1, \dots, a_{i-1}, a_{i+1}, \dots, a_I)$ y θ es un parámetro que mide la agresividad con la cual las firmas interactúan en el mercado. Este parámetro puede ser interpretado como la elasticidad de sustitución entre los productos de las firmas o incluso puede denotar si estas actúan bajo el modelo de competencia de Cournot o de Bertrand. En adición, la elección de las variables estratégicas conduce al vector de precios $p(a_i, a_{-i}, \theta) \in \mathbb{R}_+^L$ para los productos de las firmas.

Boone especifica los costos de producción de cada firma i de la siguiente forma:

$C[q(a_i, a_{-i}, \theta), n_i]$ y asume que $n_i \in \mathbb{R}_+$ mide el nivel de eficiencia de las firmas de acuerdo con el siguiente supuesto:

1) Para un vector de productos $l \in \{1, 2, \dots, L\}$ dado $q \in \mathbb{R}_+^L$ se asume que:

$$\frac{\partial C(q, n)}{\partial q_l} > 0$$

$$\frac{\partial C(q, n)}{\partial n} \leq 0$$

$$\frac{\partial \left(\frac{\partial C(q, n)}{\partial q_l} \right)}{\partial n} \leq 0$$

para cada $l \in \{1, 2, \dots, L\}$, donde la última desigualdad es estricta para al menos una combinación de q y l .

Lo anterior implica que mayores niveles de producción conducen a mayores costos. Además, las firmas más eficientes (n más elevado) producen el mismo vector de productos q con menores costos C y, por lo tanto, menores costos marginales para cada producto l . A pesar que los niveles de eficiencia $n_1, n_2, \dots, n_I$ están exógenamente determinados, el número de firmas activas en el equilibrio se

determina de manera endógena. La idea esencial aquí es que el nivel de eficiencia puede ser capturado por una variable unidimensional n_i ²³.

En este contexto, Boone considera el siguiente juego en dos etapas. En la primera etapa las firmas deciden de manera simultánea e independiente si entran o no a la industria y normaliza las acciones a_i de tal forma que si la firma i decide no entrar a la industria tiene un $a_i = 0$, mientras que las firmas que si lo hagan tienen un $a_i \neq 0$. Asimismo, si la firma i entra finalmente en la industria paga un costo de entrada γ_i , donde γ es una función continua de la eficiencia.

En la segunda etapa las firmas conocen quienes decidieron entrar al mercado en la etapa anterior y eligen de manera simultánea e independiente su vector de acciones a_i . De esta forma Boone define un equilibrio en este juego como sigue:

- El conjunto de acciones $\{\hat{a}_1, \hat{a}_2, \dots, \hat{a}_I\}$ denota una estrategia de equilibrio puro si las siguientes condiciones son satisfechas:

²³ Boone (2008) señala que el supuesto que la eficiencia puede ser representada por una variable unidimensional no representa una desventaja con respecto a indicadores como el Margen Precio Costo (MPC).

$$1) \max_{a_i} \{ p(a_i, \hat{a}_{-i}, \theta)^T q(a_i, \hat{a}_{-i}, \theta) - C[q(a_i, \hat{a}_{-i}, \theta), n_i] \} - \gamma_i < 0, \quad \text{donde} \quad \hat{a}_i = 0 \quad \text{y}$$

$p(.)^T$ es la transpuesta del vector $p(.)$.

$$2) \{ p(\hat{a}_i, \hat{a}_{-i}, \theta)^T q(\hat{a}_i, \hat{a}_{-i}, \theta) - C[q(\hat{a}_i, \hat{a}_{-i}, \theta), n_i] \} - \gamma_i \geq 0, \quad \text{para todo} \quad \hat{a}_i \neq 0$$

$$3) \hat{a}_i = \arg \max_a \{ p(a, \hat{a}_{-i}, \theta)^T q(a, \hat{a}_{-i}, \theta) - C[q(a, \hat{a}_{-i}, \theta), n_i] \}$$

De esta forma, la firma i se queda fuera del mercado si no puede recuperar su costo de entrada γ_i . Mientras que, las firmas que deciden entrar al mercado eligen la acción estratégica a_i para maximizar sus beneficios. Resalta que, la condición de cero beneficios sólo es usada cuando la competencia se intensifica debido a una disminución de los costos de entrada (γ_i). Cuando cambia la conducta de las firmas (θ), para un número determinado de ellas, es irrelevante si esta condición se sostiene o no.

En adición, Boone establece el siguiente supuesto de simetría en el equilibrio resultante:

2) Existe un vector de funciones $p(\cdot)$ y $q(\cdot)$ tales que, para una firma con eficiencia n en equilibrio, los vectores de precio y producción pueden ser escritos como:

$$p(n, N, I, \theta) \quad (3.1)$$

$$q(n, N, I, \theta) \quad (3.2)$$

donde N es un índice de eficiencia agregado el cual es función de los niveles de eficiencia $n_1, n_2, \dots, n_I$ e I es el conjunto de firmas que actualmente entran en el equilibrio.

Boone señala el siguiente ejemplo donde este supuesto se satisface. Considera una industria donde cada firma i produce un solo producto q_i , tiene un costo marginal constante $\frac{1}{n_i}$ y se enfrenta a una curva de demanda de la forma:

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

El parámetro a captura el tamaño del mercado, b la elasticidad de la demanda y d el grado de sustitución de los productos. De esta forma, la firma i elige un nivel de producción q_i que maximiza:

$$\max_{q \geq 0} \left[\left(a - bq - d \sum_{j \neq i} q_j \right) q - \frac{1}{n_i} q \right]$$

Asumiendo, $a > \frac{1}{n_i} > 0$ y $0 < d \leq b$, la condición de primer orden para un equilibrio

Cournot-Nash está dada por:

$$a - 2bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j - \frac{1}{n_i} = 0 \quad (3.3)$$

Para una industria con I firmas, la solución simultánea de las I condiciones de primer orden conduce a:

$$q(n_i) = \frac{\left(\frac{2b}{d} - 1 \right) a - \left(\frac{2b}{d} + I - 1 \right) \frac{1}{n_i} + \sum_{j=1}^I \frac{1}{n_j}}{(2b + d(I-1)) \left(\frac{2b}{d} - 1 \right)} \quad (3.4)$$

Si se define el Índice de Eficiencia como $N = \sum_{j=1}^I \frac{1}{n_j}$, tanto el nivel de producto como

los precios pueden denotarse como se hizo en el supuesto de simetría anteriormente descrito (Ver Ecuaciones 3.1 y 3.2).

Asimismo, Boone denota el beneficio en equilibrio de la firma i como:

$$\pi(n_i, N, I, \theta) \equiv p(n_i, N, I, \theta)^T q(n_i, N, I, \theta) - C[q(n_i, N, I, \theta), n_i] \quad (3.5)$$

Dado que el autor permite que los costos de entrada γ_i varíen de acuerdo con el nivel de eficiencia de cada firma²⁴, puede presentarse el caso en que las firmas más eficientes enfrenten costos de entrada más bajos ya que son más eficientes en su producción. No obstante, también puede ocurrir que las firmas más eficientes paguen un costo de entrada más elevado con el propósito de lograr su ventaja en los costos de producción. Lo anterior puede reflejar inversiones en investigación y desarrollo para lograr una mejor tecnología de producción, más inversiones en capital para capturar las ventajas de las economías de escala, entre otros. Es así como, una importante distinción entre $C(q, n_i)$ y γ_i es que $C(q, n_i)$ es débilmente decreciente en n_i (para un nivel de producción dado), mientras que, γ_i puede tanto incrementarse como disminuir con n_i .

En este contexto, la competencia puede aumentar de dos maneras: por un cambio en la conducta de las firmas o por una caída en los costos de entrada. El primero, una interacción más agresiva entre las firmas, se denota como $d\theta > 0$. El segundo, una disminución de los costos de entrada se puede describir como $\tilde{\gamma}_i = \gamma_i - \varepsilon\zeta_i$,

²⁴ Hay que recordar que un i más bajo implica un mayor nivel eficiencia $n_1 \geq n_2 \geq \dots \geq n_I$.

definiendo $(\zeta_1, \dots, \zeta_I) \in \mathbb{R}_+^I$ como un vector arbitrario de parámetros diferentes de cero y donde $d\varepsilon > 0$.

La clave del análisis es como se identifica una competencia más intensa en el modelo, esto es, como θ y ε afectan al producto de equilibrio. En este sentido, Boone establece que $d\theta > 0$ y $d\varepsilon > 0$ incrementan la competencia de la industria si las siguientes expresiones son crecientes en n_i , donde el efecto de θ es parcial debido a que el conjunto de firmas I activas está dado²⁵.

$$\frac{d \ln \left\{ -\frac{\partial C[q(n_i, N, I, \theta), n]}{\partial n} \Big|_{n=n_i} \right\}}{d\theta} \quad (3.6)$$

$$\frac{d \ln \left\{ -\frac{\partial C[q(n_i, N, I, \theta), n]}{\partial n} \Big|_{n=n_i} \right\}}{d\varepsilon} \quad (3.7)$$

En el caso donde las firmas producen bienes homogéneos, Vickers (1995) identifica un incremento en la competencia como un cambio en el parámetro que aumenta el producto relativo de una firma con respecto a una firma menos eficiente. En otras

²⁵ Resulta importante destacar que cuando las firmas producen bienes diferenciados puede presentarse la situación en la que bajo el modelo de competencia de Cournot haya más firmas en el equilibrio que bajo el modelo de Bertrand. La razón es que el modelo de competencia de Bertrand tiende a generar rentas más bajas y, por lo tanto, menor cantidad de firmas entran en el equilibrio. Para evitar resolver esta ambigüedad, una interacción más agresiva pero menor número de jugadores, Boone considera el cambio en θ para un conjunto dado de firmas que participan en el mercado.

palabras, un aumento en θ (o ε) incrementa la expresión $\frac{q(n^*)}{q(n)}$, para $n^* > n$. Si una competencia más intensa reduce el nivel de producción de las firmas, la caída en el producto será mayor para las firmas menos eficientes. De manera alternativa el efecto de la reasignación del producto puede ser formulado como:

$$\frac{d \ln q(n, N, I, \theta)}{d\theta} \text{ y } \frac{d \ln q(n, N, I, \theta)}{d\varepsilon}, \text{ son crecientes en } n \quad (3.8)$$

Destaca que este efecto no supone nada acerca del nivel de producción de las firmas, sólo acerca del producto relativo. Esto es importante debido a que un cambio desde el modelo de competencia de Cournot al de Bertrand tiende a incrementar (disminuir) el producto de las firmas eficientes (ineficientes). De esta forma, no hay una relación directa entre la intensidad de la competencia y los niveles de producción de las firmas. Asimismo, la entrada de nuevas firmas (como resultado de una reducción en las barreras de entrada) puede tanto reducir como incrementar el nivel de producto de las firmas incumbentes (Ver Amir y Lambson (2000)).

Boone señala que si los bienes no son perfectos sustitutos la expresión $\frac{q(n^*)}{q(n)}$ no está correctamente definida. Si se toma esto en consideración y se permite que cada firma produzca un determinado número de productos es claro que el efecto de reasignación del producto tiene que ser expresado en términos monetarios. En principio hay dos maneras de hacerlo, a través de los costos $C(q, n)$ o los ingresos $p^T q$. La desventaja

de usar los ingresos es que los precios p pueden ser afectados tanto por θ , así como por el nivel de producción q . Para ilustrar esto, Boone afirma que si se intensifica la competencia de las firmas haciendo a los bienes sustitutos más cercanos se afecta directamente las funciones de demanda y los precios de las firmas, independientemente de un cambio en los niveles de producción. Por lo tanto, los costos $C(q, n)$ lucen como una opción más adecuada que permiten aislar el efecto de un incremento en la intensidad de la competencia sobre el nivel de producto q ²⁶.

La innovación realizada por Boone radica en medir la competencia a través del indicador de Diferencias de Beneficio Relativo (DBR) definido como²⁷:

$$\frac{\pi(n^{**}, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)}{\pi(n^*, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)} > 0 \quad (3.9)$$

²⁶ En este sentido, las expresiones (3.6) y (3.7) pueden también expresarse como sigue: Considere el caso de dos firmas i, j con $n_i > n_j$. De esta forma, una reducción en los costos debido a un leve incremento en la eficiencia $dn > 0$ para la firma i con respecto a la firma j es:

$$\frac{-\frac{\partial C[q(n_i, N, I, \theta), n]}{\partial n} \Big|_{n=n_i}}{-\frac{\partial C[q(n_j, N, I, \theta), n]}{\partial n} \Big|_{n=n_j}}$$

Un incremento en el nivel de competencia aumenta el valor de la expresión anterior, debido a que una mayor competencia genera una caída más pronunciada en los costos para la firma i la cual es más eficiente que la firma j . Es así como, una intensa competencia tiende a excluir a las firmas ineficientes reduciendo sus niveles de producción e incluso sus costos se vuelven cada vez menos dependientes de sus niveles de eficiencia.

²⁷ En teoría se pueden presentar problemas con esta medida si todas las firmas en la industria tuvieran el mismo nivel de eficiencia. Sin embargo, a pesar que el supuesto de simetría frecuentemente es conveniente para la derivación de los modelos, en el mundo real la data sugiere que no existen industrias donde todas las firmas tengan el mismo nivel de eficiencia, por lo que en la práctica lo anterior no representará un problema.

para cada tres firmas con $n^{**} > n^* > n$ y la variable de beneficios $\pi(\cdot)$ definida como la expresión (3.5).

Un incremento en la competencia, por un cambio en la conducta de las firmas (θ) o por una caída en los costos de entrada (ε), aumenta la expresión (3.9), lo que significa que:

$$\frac{d \left[\frac{\pi(n^{**}, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)}{\pi(n^*, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)} \right]}{d\theta} > 0$$

donde el efecto de θ es parcial debido a que el conjunto de firmas activas I está dado y, además:

$$\frac{d \left[\frac{\pi(n^{**}, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)}{\pi(n^*, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)} \right]}{d\varepsilon} > 0$$

3.2) Formulación de un modelo susceptible de Estimación Empírica

Leuvenstijn *et al.* (2007) fueron los primeros en aplicar este modelo a la industria bancaria, utilizándolo para comparar la competitividad en los mercados de créditos de ocho economías desarrolladas. Los autores adaptaron el modelo de Boone (2004), en el cual reemplazaron las firmas del modelo original por instituciones bancarias.

Consideraron una industria bancaria en la cual cada banco i produce un producto q_i (o un portafolio de productos bancarios) y enfrenta una curva de demanda dada por:

$$p(q_i, q_{i \neq j}) = a - bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j \quad (3.10)$$

El parámetro a captura el tamaño del mercado, b la elasticidad de la demanda y d el grado de sustitución entre los productos ($i \neq j$). Además, cada banco posee un costo marginal dado por cm_i y maximiza beneficios $\pi_i = (p_i - cm_i)q_i$ al elegir el nivel óptimo de producto q_i . Se asume que $a > cm_i$ y que $0 < d \leq b$. La condición de primer orden para un equilibrio Cournot-Nash puede escribirse como:

$$a - 2bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j - cm_i = 0 \quad (3.11)$$

Cuando los N bancos producen niveles de productos mayores a cero, se pueden resolver N condiciones de primer orden, lo que resulta en:

$$q_i(c_i) = \frac{\left[\left(\frac{2b}{d} - 1 \right) a - \left(\frac{2b}{d} + N - 1 \right) cm_i + \sum_j cm_j \right]}{\left[(2b + d(N - 1)) \left(\frac{2b}{d} - 1 \right) \right]} \quad (3.12)$$

Como fue señalado anteriormente la variable π_i representa los beneficios que obtienen los bancos excluyendo los costos de entrada ε . De esta forma, un banco

estará dispuesto a entrar en la industria bancaria si $\pi_i > \varepsilon$ en el equilibrio. La ecuación (3.12) ofrece una relación entre el producto q_i y el costo marginal cm_i . Entonces de $\pi_i = (p_i - cm_i)q_i$, se tiene que los beneficios dependen del costo marginal de manera cuadrática.

En este mercado la competencia puede incrementarse de dos formas. Primero, cuando los servicios producidos por los distintos bancos se vuelven cada vez más sustitutos entre ellos, es decir, d aumenta (manteniendo d por debajo de b). Segundo, la competencia aumenta con la disminución de los costos de entrada ε (lo que aumenta el número de firmas en el mercado). Boone *et al.* (2005) demuestran que, bajo ambos escenarios y dada la forma funcional de la función de beneficios ($\pi_i = (p_i - cm_i)q_i$), un aumento en la competencia se traduce en mayores beneficios para las firmas con menores costos marginales. Es así como, dichos autores especificaron el logaritmo de los beneficios de cada banco en función de una proxy del costo marginal (el cual es inobservable) dada por el ratio de costos variables c_i entre ingresos p_i :

$$\ln \pi_i = \alpha + \beta \frac{c_i}{p_i} + u_i \quad (3.13)$$

Dado que la variable dependiente está en logaritmo, esta ecuación es equivalente a estimar la relación utilizando algún nivel de referencia arbitrario para la función de beneficios, el cual es absorbido en la constante α . De esta forma, la medida de competencia en términos de beneficios relativos queda capturada por el coeficiente

β , el cual debería ser negativo ya que aquellos bancos menos eficientes (con mayores costos variables entre ingresos) deberían obtener menores beneficios relativos. Finalmente, u_i representa el término de error.

Resalta que, Leuvensteijn *et.al* (2007) mejoraron la ecuación de estimación original en dos maneras. En primer lugar, no sustituyen el costo marginal cm_i por el ratio de costos variables entre ingresos $\frac{c_i}{p_i}$ sino que calculan una función de costos marginales mediante la estimación de una función multiproducto translogarítmica la cual está más en línea con la teoría. Una importante ventaja de esta aproximación es que al reconocer el carácter multiproducto de los bancos permite estimar los costos marginales para diferentes productos (créditos, depósitos, inversiones, etc.). En segundo lugar en vez de considerar los beneficios, usan la participación de mercado como variable dependiente. Esto tiene al menos tres ventajas: a) el modelo teórico descrito está en concordancia con el impacto de la eficiencia sobre las cuotas de mercados y su relación con la competencia (consistente con la hipótesis de eficiencia)²⁸, mientras que, no se conoce a priori el impacto de la eficiencia sobre los márgenes de beneficios, b) las participaciones de mercado son siempre positivas, mientras que el rango de beneficios incluye valores negativos (o pérdidas). En este

²⁸ Boone demostró que la participación de mercado de los bancos más eficientes, aquellos con menores costos marginales cm_i , se incrementa con mayor sustitución entre los productos bancarios y con la reducción de los costos de entrada. Si se asume que la relación entre los beneficios de los bancos π_i y los costos marginales cm_i es decreciente, entonces elevados costos marginales implican menores márgenes por unidad de producto para un precio determinado. Si elevados costos marginales conducen a mayores precios, el producto se reduce y, por consiguiente, la participación de mercado de los bancos declina.

sentido, destaca que, la especificación log-lineal, como la aquí utilizada, excluye los valores negativos por definición, de esta forma, al utilizar los beneficios los resultados de la estimación podrían estar distorsionados por el sesgo de la muestra, debido a que los bancos ineficientes o que registren pérdidas serían ignorados y c) utilizar las participaciones de mercado logra identificar cada tipo de negocio bancario (créditos, depósitos, etc.), mientras que los márgenes de beneficios por lo general no se encuentran diferenciados por cada línea de negocio.

De esta forma, Leuvensteijn *et.al* (2007) permiten el uso del siguiente modelo para la participación del mercado:

$$\ln(s_i) = \alpha + \beta \ln(cm_i) + u_i \quad (3.14)$$

Donde s_i es la participación de mercado definida como $s_i = \frac{q_i}{\sum_{j=1}^n q_j}$, q_i es el producto

del banco i y la sumatoria indica el producto del sistema bancario en su conjunto ($i \in j, j = 1, \dots, n$). En adición, cm_i es el costo marginal del banco i y u_i representa el término de error.

A priori se esperaría observar una elevada participación de mercado en aquellos bancos con menores costos marginales, es decir, que el coeficiente β sea negativo. Mientras mayor sea la competencia en la industria más fuerte debería ser esta relación y más grande, en términos absolutos, es el valor de β . Leuvenstijn (2007) se refiere

al parámetro β como el indicador Boone. Por razones empíricas, la ecuación se especifica en términos log-lineales, básicamente, para evitar problemas de heterocedasticidad²⁹. Más aún, esta especificación implica que β es una elasticidad, lo cual facilita su interpretación y comparación³⁰. De hecho de la ecuación anterior se desprende que, bajo competencia perfecta (productos homogéneos y un número muy grande de participantes), la participación de mercado de cada banco tiende a cero, por lo que la variable dependiente tiende a menos infinito. Como cada agente es un tomador de precios, y el precio es igual al costo marginal, el término que acompaña al coeficiente β es constante, lo que implica que β tiende a menos infinito. Por el contrario, $\alpha = \beta = 0$ es consistente con un escenario monopolístico, donde la participación del único banco es $s_i = 1$.

3.3) Estimaciones Auxiliares de la Función de Costos

Como los costos marginales no son directamente observables, algunos estudios han aproximado el costo marginal por el ratio de costos variables entre ingresos (Boone *et.al*, 2005), sin embargo, esta aproximación no permite distinguir el costo asociado a productos específicos. Leuvenstijn *op.cit* estiman esta variable, asumiendo que la función de costos apropiada para la banca es la forma funcional

²⁹ Gujarati (1997) señala que si se desconoce la varianza y su patrón de cambio, tal como sucede en la mayoría de los casos, a priori se debe transformar el modelo en términos logarítmicos ya que con ello se reduce el nivel de dispersión y se comprime la escala.

³⁰ Los pocos estudios empíricos basados en el indicador Boone han usado una relación log-lineal. Ver, por ejemplo, Bikker y Leuvensteijn (2008).

translogarítmica³¹. En este sentido, su estudio siguió el enfoque de intermediación bajo el cual la principal tarea de un banco es la de servir como canal de intermediación entre oferentes y demandantes de fondos prestables. De este modo, consideraron a los créditos y a las inversiones como los productos bancarios, mientras que los depósitos, la mano de obra y el capital como los insumos del proceso productivo.

En general, cuando se estiman las funciones de costos, se supone que los mercados de insumos son competitivos, de modo que los precios son exógenos. Aquellos estudios de costos en la industria bancaria, que definen los depósitos como un insumo, a menudo incluyen los costos de interés de los depósitos como un precio de insumo (Ver Leuvenstijn *et al.* (2007)). Dado que este trabajo tiene la intención de medir el grado de competencia en el mercado de depósitos, separándolo del de préstamos, las tasas de interés de los depósitos no se incluirán en la estimación de la función de los costes.

Considerando estas observaciones, se deben determinar los costos marginales para los créditos y los depósitos. Para estimar eficientemente los parámetros de dicha función se necesita asumir un sistema de ecuaciones de costos y factores que acepte el hecho de que los depósitos se utilizan de forma compartida en la generación de los diferentes productos. La aproximación seleccionada es conocida en la literatura

³¹ Los bancos se caracterizan por ser multiproducto, por lo que para su análisis de producción y costos se requiere la especificación de una forma funcional que considere tal característica y a su vez no imponga restricciones adicionales acerca de la dualidad producción-costos. La función de costos translogarítmica cumple estas dos condiciones por las cuales es ampliamente utilizada en los mercados bancarios.

bancaria como “enfoque de producción” y fue desarrollada por Benston (1965) y Bell y Murphy (1968)³². Estos autores describen a la actividad bancaria básicamente como el proceso de producción de servicios para los depositantes y prestamistas. De esta forma, en este enfoque la firma utiliza capital y trabajo para producir distintas categorías de depósitos y préstamos.

En el presente trabajo se utilizará la función de costos translogarítmica elaborada por Christensen, Jorgenson y Lau (1973) la cual es una expansión de segundo orden de la serie de Taylor en cantidades de productos y en precios de los insumos. Este tipo de función es muy común en el análisis de los mercados bancarios puesto que su forma funcional puede tratar con economías de escala y de alcance en empresas multiproducto. Usando esta metodología, los costos de una entidad bancaria multiproducto pueden ser simulados con una flexibilidad máxima y con un reconocimiento explícito de cada uno de los insumos. En general, estas funciones son estimadas en forma conjunta con las ecuaciones de participación de los insumos en los costos, tal y como se deriva de la aplicación del Lema de Shephard³³.

La forma general de la función de costos translogarítmica utilizando el enfoque de producción es:

³² Existe una amplia discusión con respecto a la definición y medición del producto y los insumos bancarios, la cual aún no se ha dilucidado. Lo más controvertido es la naturaleza dual de los depósitos que, según algunos autores, deberían considerarse como insumos, mientras que, para otros deberían ser considerados como productos.

³³ Para Ladrón de Guevara *et al.* (2001) este lema se usa para generar un sistema de funciones de demanda derivadas por factores. De este modo, se pueden obtener tantas ecuaciones adicionales a la función de costes como factores productivos intervengan en el proceso de producción sin introducir ningún parámetro adicional. La estimación del sistema formado por la función de costes y las funciones de demanda por factores permite obtener estimaciones más eficientes que las que se obtendrían si se estimase sólo la función de costos.

$$\ln C_{it} (y_{it}^1, y_{it}^2, W_{it}) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^2 \gamma_{ik} \ln y_{it}^k + \sum_{m=1}^2 \gamma_{2m} \ln w_{it}^m + \frac{1}{2} \left(\sum_{k=1}^2 \sum_{q=1}^2 \zeta_{kq} \ln y_{it}^q \ln y_{it}^k + \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 \rho_{mn} \ln w_{it}^m \ln w_{it}^n \right) + \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^2 \eta_{km} \ln y_{it}^k \ln w_{it}^m + u_{it}$$

$$k=1,2$$

$$m=1,2$$

$$i=1, \dots, I$$

$$t=1, \dots, n$$

(3.15)

Por su parte, la ecuación de factores compartidos se representa de la siguiente forma:

$$S_{it}^m = \frac{\partial \ln C_{it}(\cdot)}{\partial \ln w_{it}^m} = \gamma_{2m} + \sum_{n=1}^2 \rho_{mn} \ln w_{it}^n + \sum_{k=1}^2 \eta_{km} \ln y_{it}^k + \mu_{tm}$$

$$k=1,2$$

$$m=1,2$$

$$i=1, \dots, I$$

$$t=1, \dots, n$$

(3.16)

Donde:

C_{it} : Costos laborales, gastos operativos y de capital del banco i ($i=1, \dots, I$),

en cada período t ($t=1, \dots, n$).

y_{it}^1 : Producto 1 Créditos.

y_{it}^2 : Producto 2 Depósitos.

W_{it}^m : Precios de los insumos:

$m = 1$ Laborales: Gastos laborales por persona empleada

$m = 2$ Capital: Gastos de Ocupación (Activos Fijos) / Número de Sucursales (como medida del tamaño de planta).

S_{it}^m : El costo de compartir el insumo m .

Esta forma de translog tiene la ventaja de no restringir a priori la forma de la tecnología de producción. Sin embargo, no es posible predecir el signo de los coeficientes de la variable de la función translogarítmica, pero para que sea consistente con la minimización de costos en términos económicos la función tiene que ser homogénea de grado uno en los precios de sus insumos; es decir, para un nivel fijo de producción los costes totales deben crecer en la misma proporción que crecen los precios de los insumos. Esta consideración de simetría implica las siguientes relaciones entre los parámetros para conseguir homogeneidad lineal en los precios de los insumos³⁴.

$$\sum_{m=1}^2 \gamma_{2m} = 1; \sum_{m=1}^2 \zeta_{m\bar{m}} = 0; \sum_{m=1}^2 \eta_{km} = 0 \quad (3.17)$$

³⁴ Ver Ladrón de Guevara *et al.* (2001)

A partir de (3.17) se estimarán los costos marginales de la función de costos (3.15), al derivarla con respecto a los productos y_{it}^1 (Créditos) y y_{it}^2 (Depósitos):

$$\frac{C_{it}}{y_{it}^k} \frac{\partial \ln C(y_{it}^1, y_{it}^2, W_{it})}{\partial \ln y_{it}^k} = \frac{C_{it}}{y_{it}^k} \left(\gamma_{ik} + \sum_{q=1}^2 \zeta_{qk} \partial \ln y_{it}^q + \sum_{m=1}^2 \eta_{km} \ln w_{it}^m \right) \quad (3.18)$$

CAPÍTULO IV

APLICACIÓN DEL MODELO AL CASO VENEZOLANO

En este capítulo se presentan los resultados que describen el comportamiento de los mercados de créditos y depósitos y los niveles de competencia que caracterizaron a la banca venezolana para el período 2000 - 2010. Las razones para la escogencia de este período fueron varias, en primer lugar, durante este lapso se pueden distinguir claramente dos sub-períodos, en el primero de ellos que se extiende desde el año 2000 hasta el 2004 no se produjeron grandes cambios en los fundamentos institucionales que determinan al sistema financiero, dado que los mayores cambios en el marco regulador y en la composición del sistema financiero que acompañaron a la crisis financiera ocurrieron con antelación a este período. No obstante, a partir del año 2005 se inició una etapa en la cual la actividad bancaria se caracterizó por estar cada vez más regulada, con el establecimiento de diferentes mecanismos para regular discrecionalmente los precios de mercado (topes máximos y mínimos a las tasas de interés activas y pasivas, límites a las comisiones cobradas por las instituciones financieras), e incluso la cantidad (mayores porcentajes de crédito sectorial dirigido) tanto de productos y servicios generados por los bancos³⁵.

Una segunda razón es la de realizar contrastes válidos y, además, actualizar los resultados de otros estudios que sobre competencia bancaria se han realizado en el país (Zambrano, Vera y Faust (2001), Arreaza, Fernández y Mirabal (2001), Zambrano (2003) y Cerro y Murillo (2005)). En adición, otra razón sería que para mantener la estabilidad de los parámetros resulta apropiado el uso de un período

³⁵ En este sentido, vale la pena recordar que estos importantes cambios que han afectado al período bajo análisis son fenómenos justamente relacionados con el objeto de este trabajo y por ello deben formar parte de la muestra que se piensa evaluar.

relativamente corto, como una década, dado que un enfoque de panel como el aquí utilizado garantiza la suficiencia de grados de libertad.

Las estimaciones se hacen para una muestra de 23 bancos (comerciales y universales) que tuvieron actividades continuas durante el período de estudio, con datos anuales a través de un análisis de datos de panel con 253 observaciones³⁶. Los valores de las variables son obtenidos de los Estados Financieros de cierre de las instituciones financieras para el período 2000 - 2010, los cuales se obtienen de SoftLine Consultores en el Sistema Automatizado de Información Financiera (SAIF).

Para medir la competencia en los mercados de créditos y depósitos, como ya fue mencionado en el capítulo anterior, hay que estimar la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \ln(s_{itk}) &= \alpha + \beta \ln(cm_{itk}) + u_{itk} \\ i &= 1, \dots, 23 \\ t &= 1, \dots, 11 \\ k &= 1, 2 \end{aligned} \quad (4.1).$$

Donde:

s_{itk} : es la participación de mercado de cada banco i ($i = 1, \dots, I$), en cada período t ($t = 1, \dots, T$), $k = 1$: Créditos, $k = 2$: Depósitos.

³⁶ Destaca que la muestra seleccionada al cierre del año 2000 representó 87,4% del total de activos del sistema bancario venezolano, mientras que para el cierre del año 2010, debido al proceso de fusiones y adquisiciones llevadas a cabo por estos bancos, así como el cierre e intervención de otras instituciones, la muestra representó el 95,2% de los activos del sistema financiero venezolano.

cm_{itk} : es el costo marginal del banco i , en cada período t , $k = 1$: Créditos,
 $k = 2$: Depósitos.

u_{itk} : representa el término de error.

Para poder estimar el indicador de Boone es necesario, como ya se mencionó, realizar estimaciones auxiliares de la función de costos de los bancos con el objetivo de obtener los costos marginales (cm_i^1 , cm_i^2). En este sentido, para la estimación de la función de costos se utiliza, igualmente, datos anuales de los 23 bancos para el período 2000 - 2010, a partir de un panel de datos que comprende 253 observaciones.

4.1) Estimaciones Auxiliares: Función de Costos

Los costos en la función se definen como compuestos de los diferentes insumos (w_i), específicamente, representan los gastos laborales (salarios, beneficios, etc.) y de operación que realizan los bancos para mantener su funcionamiento. Para derivar la función se han separado los costos asociados a los insumos en dos diferentes subconjuntos: los insumos no financieros y los costos de ocupación³⁷.

³⁷ Es importante recordar que el enfoque utilizado en la presente investigación es conocido como “Enfoque de Producción”, donde el banco produce simultáneamente préstamos y depósitos, ya que se reconocen ciertas características de estos últimos que los convierten en un producto específico. A saber, el servicio de liquidez brindado al depositante y la existencia de un prestamista de última instancia que garantiza dicha liquidez. En este enfoque los insumos son sólo el trabajo y el capital.

La variable (w_1) mide la remuneración promedio de los insumos de carácter no financiero y fue obtenida a través del cociente de los gastos de transformación de cada banco con respecto al activo total. Por su parte, como en Vesala (1995) nos aproximamos a la capacidad instalada de cada banco (w_2) mediante el cociente entre los activos fijos o bienes de uso³⁸ y el número de oficinas (medida del tamaño de planta) como el costo de oportunidad del capital.

Por otra parte, los productos bancarios créditos (y_i^1) y depósitos (y_i^2) son definidos como la cartera de créditos neta de provisiones y las captaciones del público menos las restringidas³⁹. En adición, destaca que, todas las variables nominales fueron deflactadas por el Índice de Precios al Consumidor para el Área Metropolitana de Caracas (IPC-AMC).

Debido al limitado número de observaciones disponibles y considerando el hecho de que no todas las firmas bancarias toman sus decisiones de igual forma, incluso compartiendo las mismas características, se hace necesario la estimación por medio de un análisis de panel que permita observar al menos la existencia de efectos individuales específicos a cada firma. Si no se tienen en cuenta estos efectos individuales podría surgir un problema de variables omitidas y los estimadores de las variables explicativas estarían sesgados.

³⁸ En esta cuenta se contabiliza el activo físico de las instituciones financieras que incluye: terrenos, edificaciones e instalaciones, mobiliario y equipos, equipos de transporte, bienes adquiridos en arrendamiento financiero, obras en ejecución y otros bienes.

³⁹ Esta es la cuenta donde se registran los saldos de las operaciones de captación de recursos del público que se encuentran clausuradas, afectadas en garantía o que por alguna otra razón las mismas se encuentren “restringidas” en su disponibilidad por parte del cliente.

De esta forma, se estima un sistema de ecuaciones formado por la función de costes y las funciones de demanda por factores, lo que permite obtener estimaciones más eficientes que las que se obtendrían si se estimase sólo la función de costos. Para derivar los parámetros del sistema se seguirá el siguiente procedimiento metodológico: Con el objetivo de determinar de qué tipo de enfoque de panel se trata se estimará el sistema de ecuaciones dado por (3.15) y (3.16) utilizando el método de máxima verosimilitud (dada la no linealidad del sistema) agregando en cada ecuación a los datos como un *pool*, luego se aplicará una prueba F con el fin de evaluar si el modelo anterior y el de un panel que considera la presencia de efectos individuales son equivalentes, si se rechaza la hipótesis nula de la prueba se estimarán las regresiones considerando los efectos individuales (fijos o aleatorios) y finalmente se considerará la prueba de Hausman con el fin de examinar cual de los dos efectos explica mejor la relación de la variable dependiente con las explicativas.

Para obtener los valores iniciales de los parámetros en la estimación por máxima verosimilitud se estimó la función de costos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) sin considerar las restricciones dadas por el Lema de Shephard (Ver ecuación (3.16))⁴⁰ (Véase en Anexo I, Cuadro N° I.1)⁴¹.

⁴⁰ Como lo señalan Clar *et al.* (1998), la expresión de la función de verosimilitud es usualmente demasiado compleja para obtener de sus expresiones analíticas los valores de los parámetros que la hacen máxima. Esta dificultad puede ser superada mediante procedimientos de optimización numérica que consideran el uso de diferentes valores iniciales para la estimación.

⁴¹ La convergencia y robustez de las estimaciones por máxima verosimilitud fueron probadas utilizando cero (0) como valor inicial de los parámetros como alternativa a las preestimaciones por MCO.

Con estos valores iniciales se estimaron simultáneamente las ecuaciones (3.15) y (3.16) considerando los datos de los bancos como un *pool*, a través del método Broyden – Fletcher – Goldfarb y Shanno (BFGS)⁴² (Véase en Anexo I, Cuadro N° I.2), éste usa información de la pendiente de la función en el período observado para calcular la mejor dirección consistente con un óptimo⁴³. Con el objeto de evaluar cual es la estimación más eficiente se contrastó la hipótesis de esta forma de estimación con respecto a la de un análisis de tipo panel que considera la presencia de efectos individuales. La hipótesis de que los dos modelos son equivalentes fue rechazada mediante una prueba F^{44} con base en el análisis de la varianza de los residuos de los dos modelos (Ver Anexo I, Cuadro N° I.3). En otras palabras, se demostró que los datos revelan que hay diferencias sistemáticas entre los bancos por lo que una estimación por máxima verosimilitud basada en un *pool* de datos sería ineficiente o imprecisa. De esta forma, se puede afirmar que el método de estimación de datos de panel que considera la presencia de efectos individuales es más adecuado que el de *pool*.

En un análisis de tipo panel se puede considerar el efecto individual con efectos fijos o efectos aleatorios. La estimación con efectos fijos considera que existe un término constante diferente para cada individuo, y supone que los efectos individuales son independientes entre sí. Con este modelo se considera que las variables explicativas

⁴² Ver User's Guide, Rats 7.0

⁴³ Usando esta información, el algoritmo BFGS permite calcular iterativamente una mejor aproximación del inverso de la matriz Hessiana, la cual conduce a un mejor acercamiento al valor mínimo de la función, es por esto que este método es ampliamente reconocido por proporcionar resultados estables y eficientes (Ver <http://www.hafro.is/gadget/userguide/node71.html>).

⁴⁴ Sobre los detalles de esta prueba puede consultarse Novales (1993).

afectan por igual a las unidades de corte transversal y que éstas se diferencian por características propias de cada una de ellas, medidas por medio del intercepto. Con el propósito de poder aplicar la prueba de Hausman se agrega una constante común para hallar una matriz comparable con el modelo de efectos aleatorios, de esta forma, los efectos individuales se calculan, en este caso, como desviaciones de esta constante.

A diferencia del modelo de efectos fijos, el modelo de efectos aleatorios considera que los efectos individuales no son independientes entre sí, sino que están distribuidos aleatoriamente alrededor de un valor dado y forman parte del componente residual. Con este modelo se considera que tanto el impacto de las variables explicativas como las características propias de cada banco son diferentes. De esta forma, los efectos aleatorios pueden estar correlacionados con las variables explicativas haciendo que los parámetros estimados sean sesgados.

Para determinar qué forma de efectos individuales es el más adecuado para el panel de datos que se está analizando, si el de efectos fijos o el de efectos aleatorios, se aplica la prueba de Hausman⁴⁵, cuya hipótesis nula es que no hay correlación entre las variables explicativas y el efecto aleatorio, arrojando de esta forma estimadores consistentes y eficientes (los efectos fijos siempre son consistentes pero no eficientes).

⁴⁵ Ver Greene (1993)

Las estimaciones realizadas permiten rechazar la hipótesis nula de esta prueba (Ver Anexo I, Cuadro N° I.8), por consiguiente el mejor modelo para este panel es el de efectos fijos⁴⁶. Siguiendo a Hsiao (2003) este resultado era lo esperado, ya que es posible demostrar que cuando se trata con el caso en que el objeto de análisis puede considerarse como la población y no una muestra de ella, el modelo de efectos fijos resulta el más apropiado (Ver Cuadro N° I.10, Anexo I).

Los coeficientes relevantes de esta estimación son F1, F2 y F3 estos representan los parámetros de los productos (y_i^1, y_i^2) y de los insumos (w_2) ⁴⁷. Todos estos coeficientes obtenidos en la estimación son significativos al 10 %⁴⁸.

Con la finalidad de descartar la posible presencia de heterocedasticidad en las observaciones procedentes de un mismo banco y la posible correlación entre ellos, se estimaron los parámetros considerando como ponderación la matriz de varianzas y covarianzas por máxima verosimilitud. De esta forma, se eliminó este posible problema porque este procedimiento permite estimar los parámetros de tal manera que sean los más probables y eficientes a partir de los datos obtenidos (Ver Greene (1993)).

⁴⁶ Vale la pena recordar que para poder aplicar la prueba de Hausman se le agregó una constante al modelo de efectos fijos y dado que los resultados permiten inferir que éstos son la forma de efectos individuales más adecuada para este panel se debe estimar nuevamente el sistema eliminando esta constante común.

⁴⁷ Ver Capítulo III, ecuación (3.17).

⁴⁸ Los demás coeficientes son combinaciones lineales de F1, F2 y F3. Como se puede observar en el Cuadro N° I.10 no todos son significativos al nivel de significación escogido (10%).

Cuadro N° I.10: Estimación de la función de costos por el Método BFGS

(Efectos Fijos) (2000 – 2010)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 34 Iteraciones

Criterio Final 0,0000009 <= 0,0000100

Con corrección por heterocedasticidad y mala especificación de los errores estándar ajustados

Panel (11) Data Anual

1//2000:01 hasta 23//2010:01

Observaciones Usadas 253

Valor de la Función 419,611119

Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. SIGMAFIX (1,1)	0,056491	0,005435	10,394570	0,000000
2. SIGMAFIX (2,1)	0,001207	0,000731	1,652600	0,098413
3. SIGMAFIX (2,2)	0,002226	0,000334	6,657620	0,000000
4. F1	0,579353	0,176558	3,281370	0,001033
5. F2	0,306691	0,154506	1,984990	0,047146
6. F3	0,000763	0,003158	0,241470	0,080919
7. F4	0,156819	0,036704	4,272510	0,000019
8. F5	-0,341610	0,091718	-3,724560	0,000196
9. F6	0,146177	0,053552	2,729610	0,006341
10. F7	0,150405	0,006899	21,801180	0,000000
11. F8	-0,001860	0,007046	-0,264050	0,791744
12. F9	-0,003923	0,006724	-0,583470	0,559579

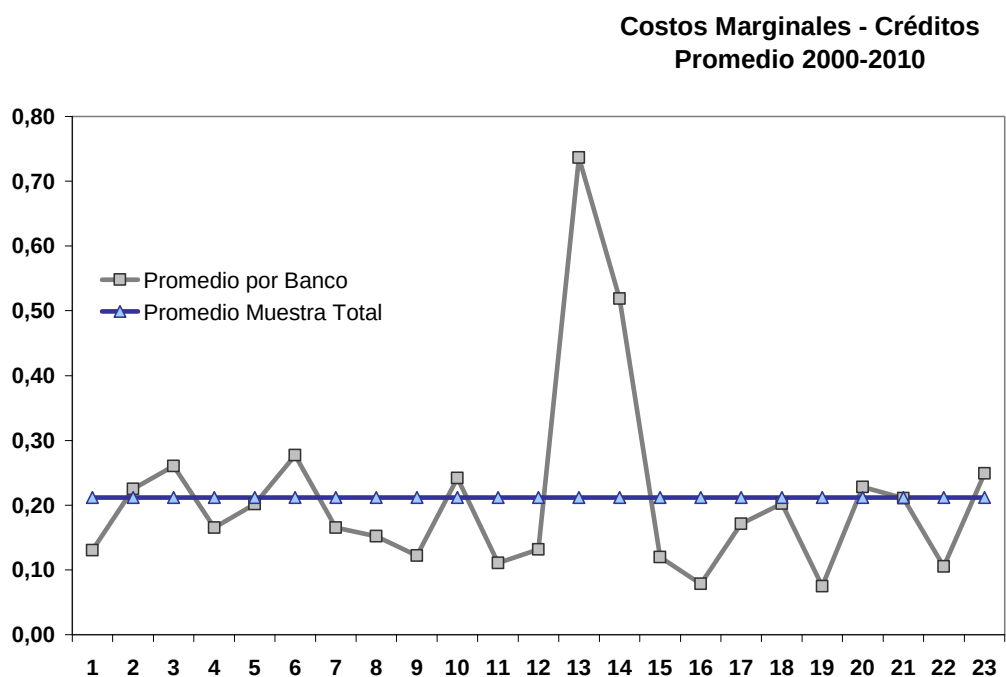
A partir de los resultados mostrados en el Cuadro N° I.10, se pueden derivar los costos marginales para cada uno de los productos (créditos (y_i^1) y depósitos (y_i^2)) estimados mediante la ecuación (3.18)⁴⁹ (Ver Anexo I, Cuadro N° I.11).

Como se puede observar en el siguiente gráfico, en el caso del mercado de créditos, de la muestra de 23 bancos dos de ellos mostraron comportamientos diferentes al promedio, en particular, estos bancos son de propiedad pública y están regidos por Leyes Especiales. En este sentido, a diferencia de la banca de capital privado, el

⁴⁹ Ecuación (3.18): $\frac{C_{it}}{y_{it}^k} \frac{\partial \ln C(y_{it}^1, y_{it}^2, W_{it})}{\partial \ln y_{it}^k} = \frac{C_{it}}{y_{it}^k} (\gamma_{ik} + \sum_{q=1}^2 \zeta_{qk} \partial \ln y_{it}^q + \sum_{m=1}^2 \eta_{km} \ln w_{it}^m)$

activo de las entidades financieras públicas se encuentra distribuido, principalmente, en inversiones en títulos valores, seguido de las disponibilidades y, en menor medida, de la cartera de créditos⁵⁰. Esta baja participación de las colocaciones en relación con el activo total podría explicar que los costos marginales de los créditos de estos bancos se ubiquen muy por encima del promedio del sistema⁵¹.

Gráfico N° 4.1: Costos Marginales de los Créditos (Cmy1) - Muestra Total



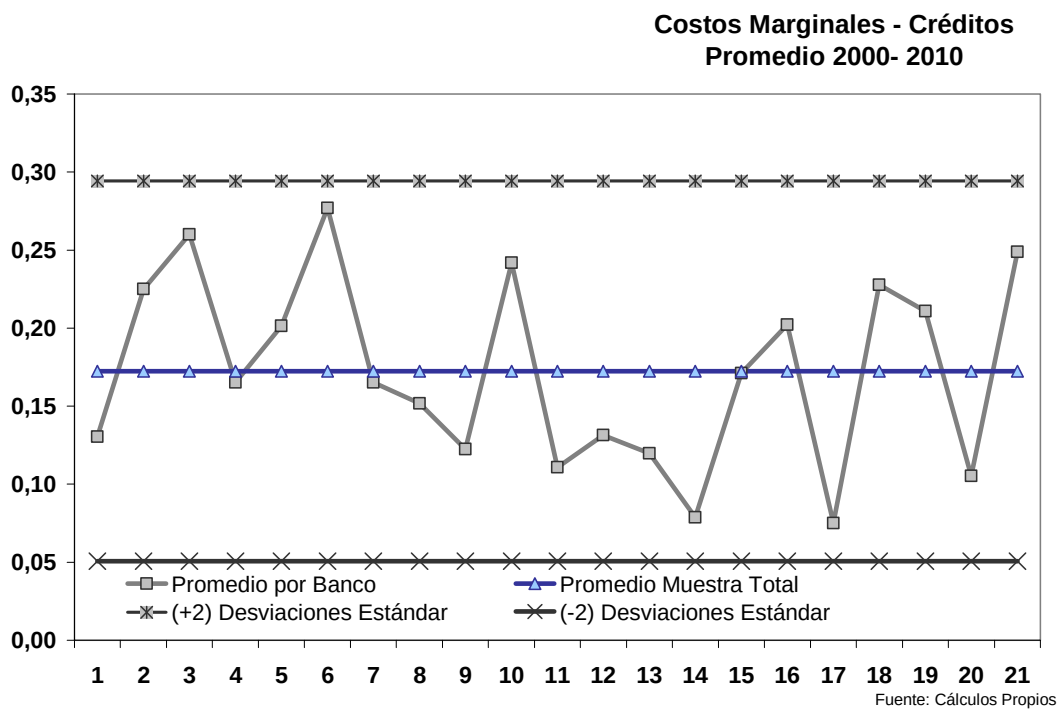
Fuente: Cálculos Propios

⁵⁰ Al cierre de diciembre del año 2010, la cartera de créditos de los bancos privados representó en promedio alrededor de 50% del activo total, mientras que, para el caso de estos 2 bancos de capital público esta relación se ubicó en promedio en apenas 8%.

⁵¹ Vale la pena recordar que para obtener los costos marginales se utilizó la siguiente ecuación $\frac{C_{it}}{y_{it}^k} (\gamma_{itk} + \sum_{q=1}^2 \zeta_{qk} \partial \ln y_{it}^q + \sum_{m=1}^2 \eta_{km} \ln w_{it}^m)$, de esta forma, si la cartera de créditos de estos dos bancos de propiedad pública es baja con respecto a sus costos totales, sus costos marginales serán elevados debido al coeficiente $\frac{C_{it}}{y_{it}^k}$.

No obstante, cuando se extraen estos dos bancos se observa que todas las instituciones financieras de la muestra se ubican entre el promedio y más o menos dos veces su desviación estándar, la cual es relativamente baja ubicándose en promedio en alrededor de 6%, indicando así que los costos marginales de los créditos en el sistema financiero venezolano durante el período de estudio (2000-2010) tienen un bajo grado de dispersión y, además, se distribuyen de manera normal.

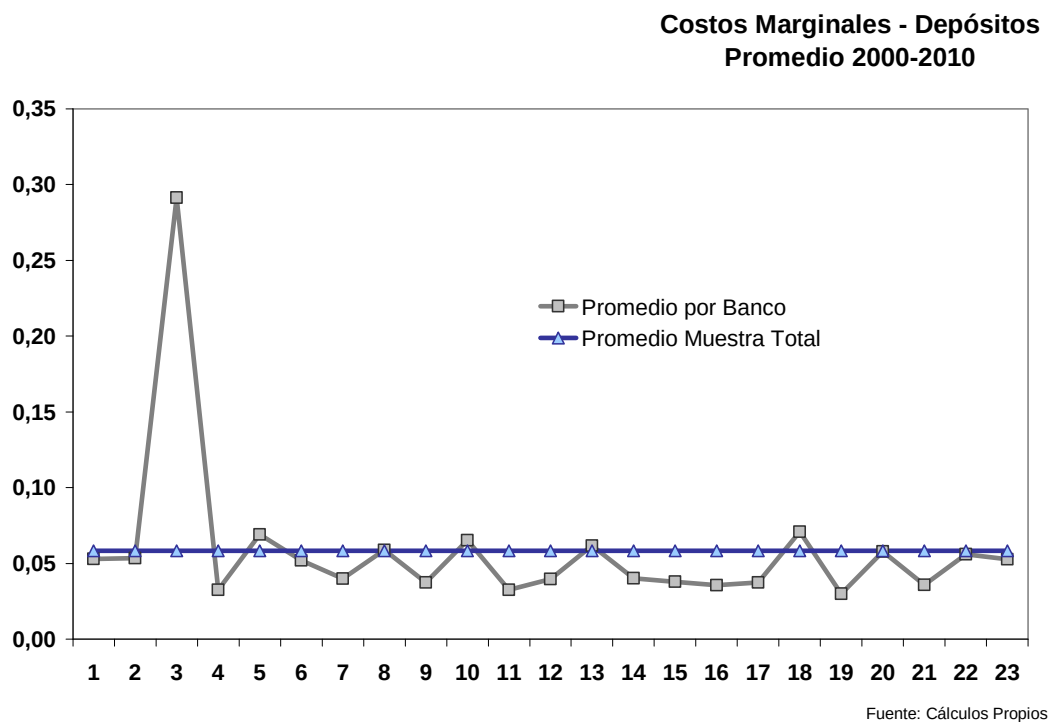
Gráfico N° 4.2: Costos Marginales de los Créditos (Cmy1) - (21 bancos)



En el caso del mercado de depósitos, como se aprecia en el siguiente gráfico, sólo un banco del total de la muestra mostró un comportamiento diferente al promedio, este es un banco dedicado a la actividad microfinanciera el cual ha financiado sus actividades principalmente con inversiones de capital y en menor medida con

captaciones provenientes del público, lo que hace que sus niveles de depósitos sean bajos en relación con sus costos totales⁵² y, además, se ubiquen por debajo de los niveles del resto del sistema. De esta forma, la baja participación de los depósitos en el financiamiento de su cartera de créditos ha hecho que los costos marginales de los depósitos de esta entidad sean mucho más elevados que el promedio del sistema.

Gráfico N° 4.3: Costos Marginales de los Depósitos (Cmy2) - Muestra Total

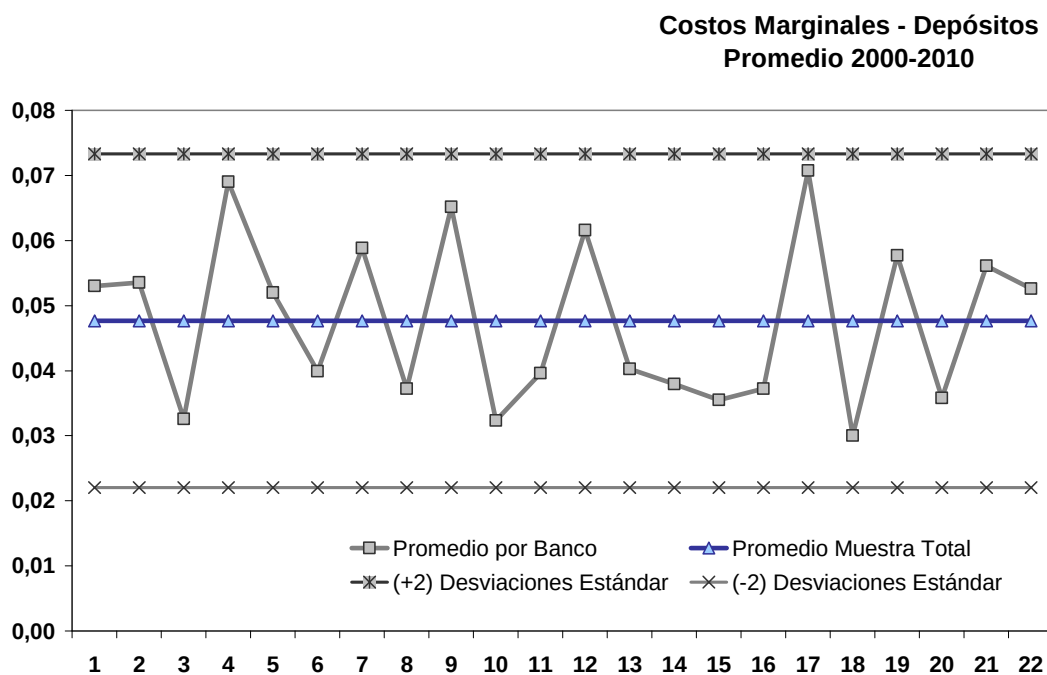


En adición, cuando se elimina este banco de la muestra se aprecia que todas las instituciones financieras se ubican entre el promedio y más o menos dos veces su desviación estándar. De esta forma, los costos marginales de los depósitos muestran

⁵² Ver ecuación (3.18).

una desviación estándar relativamente baja en promedio inferior al 2%, lo que indica que estos costos, durante el período de estudio, tienen un bajo grado de dispersión y se distribuyen también de manera normal.

Gráfico N° 4.4: Costos Marginales de los Depósitos (Cmy2) - (22 bancos)



4.2) Estimación del Indicador Boone (β)

Utilizando las estimaciones de los costos marginales totales calculados en la sección anterior se puede proceder a estimar el indicador Boone (β) a partir de la ecuación (4.1) para ambos mercados (tanto créditos como depósitos). Las estimaciones se hacen para la muestra de 23 bancos que tuvieron actividades continuas durante el período de estudio (2000 – 2010), con datos anuales a través de un análisis de datos

de panel con 253 observaciones. No obstante, resalta que, con la finalidad de mejorar la estimación se excluyó de la muestra original tres instituciones financieras cuyos cálculos de sus costos marginales se encontraron muy por encima del promedio del sistema (Ver detalles en la sección 4.1). Es así como, la muestra incluyó 20 bancos, aproximadamente 90% de la totalidad del sistema. Dada la presunción de que las participaciones de mercado y los costos se determinan de forma conjunta⁵³ el parámetro β o Indicador Boone se estimará utilizando el método generalizado de momentos (GMM, por sus siglas en inglés)⁵⁴.

En línea con lo anterior, con el objetivo de comprobar si la variable explicativa es endógena o no, ya que en teoría lo puede ser, se aplicó la prueba de Durbin-Wu-Hausman que puede realizarse incluyendo los residuos de la variable que se presume endógena, en este caso los costos marginales, como función de la ecuación (4.1). Los resultados del contraste sugieren que el problema de endogeneidad es significativo tanto para el mercado de créditos como para el de depósitos (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II.1 y N° II.2).

Es así como, en vez de resolver el modelo por mínimos cuadrados se optó por utilizar, como ya se mencionó, el estimador Arellano y Bond (1991) (GMM), tal y

⁵³ Los bancos grandes, con menores costos marginales, pueden implícitamente ganar mayores participaciones de mercado debido al efecto de las economías de escala y, de esta forma, los costos y la participación de mercado se determinarían de manera simultánea.

⁵⁴ La elección de esta metodología se debe a la posible endogeneidad de la variable explicativa que hace inadecuada la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

como hacen Leuvensteijn *et.al* (2007)⁵⁵, que consiste en una generalización del procedimiento de Anderson y Hsiao (1981) que proporciona un estimador eficiente cuando el número de periodos es pequeño y el número de individuos es grande. Además, en lugar de estimar la ecuación (4.1) se utilizó su transformación en primeras diferencias, con el objetivo de eliminar el problema de la heterogeneidad individual no observada (Ver Arellano y Bond (1991)).

En general, la idea detrás del método generalizado de momentos consiste en realizar la estimación combinando diversos instrumentos en torno a un único vector numérico de coeficientes que logre correlaciones muestrales mínimas entre el término de error y cada uno de los instrumentos. Destaca que un punto importante consiste en determinar qué instrumentos son adecuados, para su selección este método utiliza la información de la teoría económica o del proceso generador de datos subyacente. En este caso, se utilizaron como instrumentos todas las variables que determinaron los costos marginales⁵⁶ de los créditos y los depósitos en niveles⁵⁷.

El contraste de las restricciones de sobre-identificación de los instrumentos se realizó mediante el estadístico J de Hansen para GMM (Hayashi, 2000), el cual es consistente en presencia de heterocedasticidad. La hipótesis nula de esta prueba es que los instrumentos son válidos, es decir, no están correlacionados con el término de

⁵⁵ Para el caso latinoamericano los tres casos de estudio conocidos estiman el indicador de Boone (β) utilizando la técnica de panel con efectos fijos, a saber: Bolivia (Ver Díaz (2008)), Chile (Ver Oda y Silva (2010)) y Perú (Ver Paz (2009)).

⁵⁶ Ver ecuación (3.18)

⁵⁷ Resalta que, Leuvensteijn *et.al* (2007) utilizaron como instrumentos en su estimación los rezagos de la variable explicativa, es decir, los costos marginales.

error. Mientras que, si se rechaza la hipótesis nula se generan dudas acerca de la validez de los instrumentos. El resultado de ese contraste no permite rechazar en ningún caso la validez de los instrumentos, pues se acepta la hipótesis nula con un nivel crítico de probabilidad de 10%.

Resulta importante destacar que el método generalizado de momentos es un enfoque robusto frente a la heterocedasticidad entre firmas y la correlación de las perturbaciones dentro de cada firma a lo largo del tiempo, de modo que puede ser eficiente sin introducir hipótesis muy restrictivas^{58,59}. Además, todas las estimaciones se realizaron utilizando los errores estándar de Eicker (1967) y White (1980)⁶⁰ consistentes con heterocedasticidad, este procedimiento permite estimar los parámetros de tal manera que sean los más probables y eficientes a partir de los datos obtenidos⁶¹.

De esta forma, se estimó el Indicador Boone (β) para todo el sistema bancario en cada uno de los mercados (créditos y depósitos) tanto para la totalidad del período (2000-2010) como para cada año por separado con el objetivo de evaluar posibles cambios en los niveles de competencia. En este sentido, la estimación de un solo β

⁵⁸ Ver Mairesse y Hall (1996) y Wooldrige (2002)

⁵⁹ En adición, la potencial existencia de heterocedasticidad se intentó solventar tomando las variables en logaritmos.

⁶⁰ Eicker (1963, 1967) y White (1980) propusieron un estimador de la matriz de varianza-covarianza de los coeficientes de regresión por mínimos cuadrados que, bajo ciertas condiciones, es consistente. Otros de los atractivos de este estimador es que se obtiene sin especificar la forma estructural de la heterocedasticidad y es muy fácil de calcular. Esto puede explicar su popularidad en el trabajo empírico.

⁶¹ En el programa econométrico RATS este procedimiento se realizó a través de la opción ROBUSTERRORS (Ver User's Guide, Rats 7.0).

para el período completo puede ser interpretado como los promedios de las estimaciones anuales ponderados por el número de estimaciones en cada año.

De acuerdo con Boone (2008) de la ecuación (4.1) se desprende que bajo competencia perfecta la participación de mercado (s_{itk}) tiende a cero, por lo que la variable dependiente tiende a menos infinito. En este caso, las firmas son tomadoras de precios y dado que el precio es igual al costo marginal y este ya está determinado, el coeficiente β o indicador Boone tiende a menos infinito. Mientras que, $\alpha = \beta = 0$ es consistente con un escenario monopolístico donde la participación del único banco es $s_{itk} = 1$.

No obstante, resalta que no existe un valor de referencia absoluto para este indicador sólo se puede afirmar que mientras más negativo sea β más competitivo será ese mercado. Es así como, los valores obtenidos para el período de análisis completo (2000 – 2010), en el caso del mercado de créditos, se pueden comparar con los alcanzados por otros estudios tales como Leuvensteijn *et.al* (2007) para algunos países desarrollados, así como con los conseguidos por Díaz (2008), Paz (2009) y Oda (2010) para algunos países de América Latina, a saber Bolivia, Perú y Chile, respectivamente. En adición, los resultados para cada año, tanto para el mercado de créditos como depósitos, se analizan con el objetivo de mostrar la evolución de la competencia medida por el indicador Boone (β). Finalmente, se comparan los resultados obtenidos con los alcanzados por diversos estudios que sobre el grado de competencia bancaria se han realizado en Venezuela

Para el caso del mercado de créditos en el período completo (2000 - 2010) se obtuvieron los siguientes resultados:

Cuadro N° II.3: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos
(2000-2010)

Regresión Lineal - Estimación por GMM				
Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)				
Variable Dependiente DLSY1				
Panel (11) Data Anual		1//2000:01 hasta 20//2010:01		
Observaciones Usadas	200	Grados de Libertad	198	
Observaciones Totales	220	Observaciones Omitidas	20	
Media de la Variable Dependiente			0,024683	
Error Estándar: Variable Dependiente			0,356942	
Error Estándar de la Estimación			0,314998	
Suma de los Residuos al Cuadrado			19,646255	
J - Especificación (4)			4,112832	
Nivel de Significancia de J			0,390951	
Estadístico Durbin-Watson			1,400068	
Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,038788	0,027229	-1,424490	0,154305
2. DLCMY1	-0,722578	0,222993	-3,240370	0,001194

De acuerdo con el cuadro anterior se observa que el nivel del indicador Boone para el mercado de créditos del sistema financiero venezolano para el período 2000 - 2010 se ubicó en $\beta_c = -0,7226$ y, además, que los instrumentos utilizados en la estimación son válidos lo cual implica que no están correlacionados con el término de error.

Como ya se mencionó, el índice no tiene valores referenciales absolutos que indiquen con exactitud el nivel de competencia de una industria, sólo se pueden realizar

comparaciones con estudios similares. En el siguiente cuadro se muestran los valores estimados para el indicador Boone (β) obtenidos por Leuvensteijn *et al.* (2007), Díaz (2008), Paz (2009) y Oda y Silva (2010).

Cuadro N° 4.1 Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos en varios países

INDICADOR BOONE - MERCADO DE CRÉDITOS			
Leuvensteijn <i>et.al</i> (2007) 1994 - 2004		Díaz (2008) 1993-2007	
Estados Unidos	- 5,41 ***	Bolivia	- 0,42 ***
España	- 4,15 ***	Paz (2009) 1994 - 2007	
Italia	- 3,71 ***	Perú	- 0,64 ***
Dinamarca	- 3,38 ***	Oda y Silva (2010) 1997 - 2009	
Holanda	- 1,56 ***	Chile ^{1/}	- 1,04 ***
Reino Unido	- 1,05 ***		
Francia	- 0,90 ***		
Japón	- 0,72 **		

Fuente: Leuvensteijn (2007), Díaz (2008), Paz (2009) y Oda y Silva (2010)

^{1/} En este caso se estimó el indicador para el mercado de créditos al consumo

Nivel de confianza del 95% (**) y 99% (***)

Como era razonable esperar, la comparación con la mayoría de los países desarrollados sugerirían que el mercado de créditos del sistema bancario venezolano es relativamente poco competitivo y se encuentra en el mismo nivel que el país con los menores niveles de competencia de la muestra analizada, en este caso, Japón. De acuerdo con Leuvensteijn *et al.* (2007), el resultado del indicador Boone para Japón se debe principalmente a la fuerte regulación a la que estuvo sometida su industria bancaria durante la década de los noventa. Sin embargo, desde el año 2000 la competencia en el mercado de créditos japonés se ha incrementado significativamente.

Por otro lado, cuando el indicador es comparado con sus pares latinoamericanos se observa que el mercado de créditos venezolano muestra mayores niveles de competencia que los sistemas bancarios de Bolivia y Perú, la evidencia encontrada en ambos países sugiere que existe un bajo grado de competencia entre las diferentes entidades bancarias aunque, destaca que, se habrían dado avances importantes en el proceso de intermediación y de consolidación de sus actividades que se ha traducido en una mayor competencia en los últimos años. En el caso de Bolivia, Díaz (2008) demostró un crecimiento significativo en el valor del indicador Boone (β) al pasar de $\beta_c = -0,34$ en el lapso 1993-1999 a $\beta_c = -0,60$ en el período 2000-2007. Igualmente, Paz (2009) para el caso de Perú encontró un notable incremento de la competencia en el mercado de créditos de ese país medida por el indicador Boone, al pasar de $\beta_c = -0,27$ en el período 1994-2000 a $\beta_c = -1,07$ durante los años 2001-2007. Mientras que, en el caso de Chile la mayor competencia es explicada por el afianzamiento de la banca al detal y a un proceso de incursión más agresiva en segmentos de clientes de menores ingresos.

El hecho que para el mercado de créditos del sistema financiero venezolano los resultados permitan rechazar la hipótesis de que este indicador es estadísticamente igual a cero (lo cual correspondería a un escenario monopolístico) es consistente con los resultados obtenidos en otras investigaciones relacionadas con la competencia bancaria, tales como Zambrano, Vera y Faust (2001), Arreaza, Fernández y Mirabal (2001) y Clemente y Puente (2001) quienes no encontraron evidencias de ejercicio de poder monopolístico en la formación de las tasas de interés del mercado de créditos

venezolano en el lapso 1997 - 2001. Además, es consistente con los resultados obtenidos por Zambrano (2003), quien encuentra evidencias de que el sistema bancario venezolano muestra características consistentes con el modelo de competencia monopolística, cuando se considera la intermediación financiera como definición del producto de la industria; no obstante, cuando considera el crédito como el producto de los bancos sus resultados muestran que el mercado se comporta como predice el modelo competitivo.

Por otra parte, en el caso del mercado de depósitos, de acuerdo con la bibliografía consultada, no existe evidencia empírica de la aplicación de este indicador para este mercado. Para el caso del sistema financiero venezolano se obtuvieron los siguientes resultados para el período completo:

Cuadro N° II.15: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos
(2000-2010)

Regresión Lineal - Estimación por GMM
Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)
Variable Dependiente DLSY2
Panel (11) Data Anual 1//2000:01 hasta 20//2010:01
Observaciones Usadas 200 Grados de Libertad 198
Observaciones Totales 220 Observaciones Omitidas 20
Media de la Variable Dependiente 0,041176
Error Estándar: Variable Dependiente 0,351532
Error Estándar de la Estimación 0,292814
Suma de los Residuos al Cuadrado 16,976504
J - Especificación (4) 7,140905
Nivel de Significancia de J 0,128627
Estadístico Durbin-Watson 1,746484

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,020480	0,022860	-0,895870	0,370321
2. DLCMY2	-0,452970	0,159126	-2,846620	0,004419

De esta forma, se observó que el nivel del indicador Boone para el mercado de depósitos durante el período de estudio se ubicó en $\beta_d = -0,4530$. En adición, a través de la prueba J de Hansen se verificó la validez de los instrumentos utilizados.

Los resultados obtenidos permiten afirmar que los bancos en Venezuela, y en el período considerado, han ejercido el poder de mercado con mucho más énfasis en el mercado de depósitos que en el de créditos, debido a que para el mercado de créditos se encontraron evidencias de un mayor grado de competencia en comparación con el mercado de depósitos ($\beta_c = -0,7226$ vs. $\beta_d = -0,4530$). Esto es consistente con lo obtenido por Cerro y Murillo (2005) quienes aplicaron un modelo de variaciones conjeturales propuesto por Vesala (1995) y encontraron evidencias, en el período analizado (1997 – 2001), que indican diferencias sustanciales en el patrón de conducta de los bancos cuando estos operan en el mercado de créditos y cuando lo hacen en el mercado de depósitos demostrando que si bien el mercado de créditos muestra niveles altos de competencia, como ya había sido reportado en anteriores investigaciones sobre el tema, no es el caso del mercado de depósitos donde los bancos parecen comportarse más bien como agentes que emprenden acciones retaliativas. Estos resultados sugieren un comportamiento estratégico consistente con las predicciones teóricas de modelos de competencia imperfecta para agentes oligopolistas que operan estratégicamente en mercados muy relacionados y donde las retaliaciones ocurren en los mercados donde es relativamente menos costoso ejercerlas por el mayor poder de mercado que en ellas se tiene.

Además, es congruente con lo afirmado por otros autores como Klemperer (1987) quien demostró que en los mercados financieros, en general, el poder de mercado se ejerce esencialmente en el lado de los depósitos, debido a la presencia de altos costos transaccionales⁶² para los clientes que reducen sustancialmente el poder de negociación de estos últimos. La presencia de estos costos transaccionales o de cambio se traducen en una menor movilidad de los clientes y, por lo tanto, en mayores posibilidades para los bancos de ejercer poder de mercado.

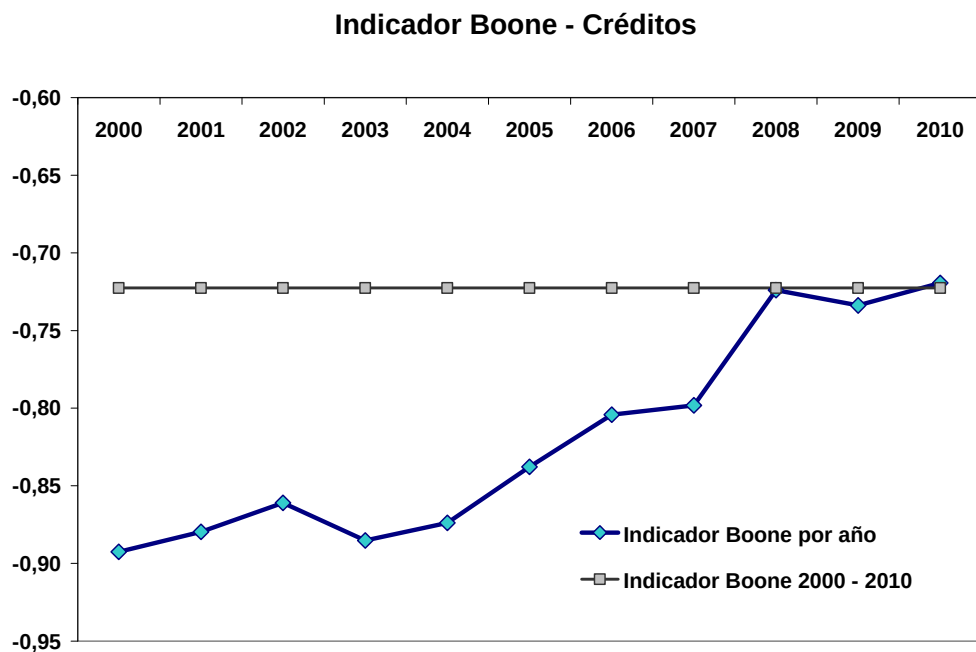
Asimismo, con el objetivo de mostrar la evolución de la competencia en el tiempo para ambos mercados se estimó el indicador para cada uno de los años del período de estudio. En el siguiente cuadro se resume toda la información correspondiente al indicador Boone para el mercado de créditos:

Cuadro N° 4.2: Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

MERCADO DE CRÉDITOS			
	Indicador de Boone	Significancia	Significancia de J
2000 - 2010	-0,7226	0,0012	0,3910
2000	-0,8925	0,0000	0,2684
2001	-0,8796	0,0000	0,2518
2002	-0,8610	0,0000	0,2760
2003	-0,8853	0,0000	0,2744
2004	-0,8739	0,0000	0,3178
2005	-0,8378	0,0000	0,3279
2006	-0,8043	0,0001	0,3412
2007	-0,7982	0,0001	0,3608
2008	-0,7240	0,0004	0,3991
2009	-0,7338	0,0003	0,3973
2010	-0,7194	0,0011	0,4064

⁶² Estos costos representan todo lo que los clientes tienen que cancelar cuando transfieren los servicios que les presta una institución financiera a otra (mantenimiento de cuenta, otras comisiones, entre otros).

Gráfico N° 4.5: Indicador Boone (β) - Créditos



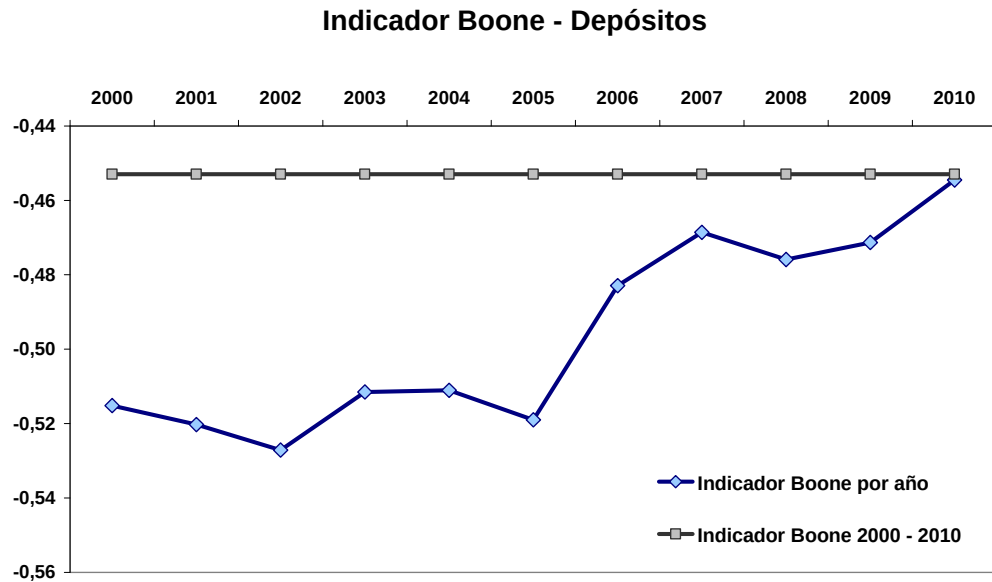
Fuente: Cálculos Propios

Con respecto al valor del indicador para el mercado de depósitos para cada uno de los años que comprende el período de estudio los resultados son los siguientes:

Cuadro N° 4.3: Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

MERCADO DE DEPÓSITOS			
	Indicador de Boone	Significancia	Significancia de J
2000 - 2010	-0,4530	0,0044	0,1286
2000	-0,5152	0,0032	0,1390
2001	-0,5202	0,0025	0,1433
2002	-0,5271	0,0016	0,1439
2003	-0,5115	0,0063	0,1467
2004	-0,5111	0,0029	0,1681
2005	-0,5190	0,0013	0,1813
2006	-0,4829	0,0016	0,1676
2007	-0,4685	0,0025	0,1678
2008	-0,4759	0,0014	0,1357
2009	-0,4713	0,0018	0,1337
2010	-0,4545	0,0032	0,1426

Gráfico N° 4.6: Indicador Boone (β) - Depósitos



Fuente: Cálculos Propios

Tanto para el mercado de créditos como depósitos se observa que el valor absoluto del indicador decrece a lo largo del período, lo que permite afirmar que el nivel de competencia en el sistema financiero venezolano ha disminuido especialmente a partir del año 2005, año donde se introdujeron nuevas regulaciones sobre las actividades de la industria bancaria, relacionadas con los límites administrativos impuestos a las tasas de interés, tanto activas como pasivas, y a las comisiones, así como al establecimiento de nuevos porcentajes de crédito sectorial dirigido que afectaron el comportamiento y, de esta forma, la competencia de los bancos en Venezuela⁶³.

⁶³ Mientras que en el caso de Bolivia y Perú, como fue mencionado anteriormente, los avances en el proceso de intermediación han incrementado la competencia durante estos últimos años.

Igualmente, los resultados obtenidos pueden explicar el por qué medidas ampliamente utilizadas como el Índice de Herfindahl y Hirschman (IHH) o el Margen Precio Costo (MPC) fallan como indicadores confiables de competencia. En este sentido, vale la pena recordar que el IHH está basado en un modelo de Cournot con firmas simétricas donde una caída en las barreras de entrada reduce el valor del índice y, por lo tanto, la concentración del mercado.

No obstante, existen al menos dos líneas argumentales en contra de esta idea. Por una parte, la teoría de los mercados contestables sugiere que, si las barreras de entrada son suficientemente bajas, la sola amenaza de nuevos competidores puede generar un comportamiento competitivo, independiente del número de bancos y de sus participaciones de mercado (Baumol (1982)). Por otra parte, la hipótesis de eficiencia argumenta que la existencia de economías de escala puede aumentar la eficiencia de las firmas más grandes, de manera que una mayor concentración surgiría como resultado de una decisión estratégica de las firmas más eficientes de aumentar su participación de mercado (Demsetz (1973)). De esta forma, si se asumen niveles de eficiencia distintos entre las firmas, un incremento de la competencia originado por un aumento de la sustituibilidad de los productos, por ejemplo, implicaría que el efecto reasignación elevaría las cuotas de mercado hacia las firmas más eficientes que probablemente tenían previamente una mayor participación, por lo que un aumento de la competencia puede incrementar el IHH o la concentración de las

firmas dentro de la industria⁶⁴, lo que hace que los índices de concentración sean medidas de competencia ambiguas.

En el caso venezolano, esta discordancia entre ambas medidas se observa cuando a partir del año 2005 comienza a disminuir el indicador Boone (β) en ambos mercados reflejando un menor grado de competencia entre los bancos, lo que supondría intuitivamente un incremento en los niveles de concentración, sin embargo, los niveles de concentración medidos tanto por el IHH como por el Índice C4 disminuyen paulatinamente a partir de dicho año⁶⁵.

Cuadro N° 4.4: Índice de Herfindahl y Hirschman (IHH)⁶⁶

	Créditos	Depósitos
2000	982,8	992,8
2001	831,7	841,9
2002	1010,1	968,1
2003	945,5	981,2
2004	978,2	981,3
2005	970,2	804,4
2006	849,1	767,8
2007	828,7	732,8
2008	758,3	757,8
2009	851,8	748,4
2010	959,4	893,3

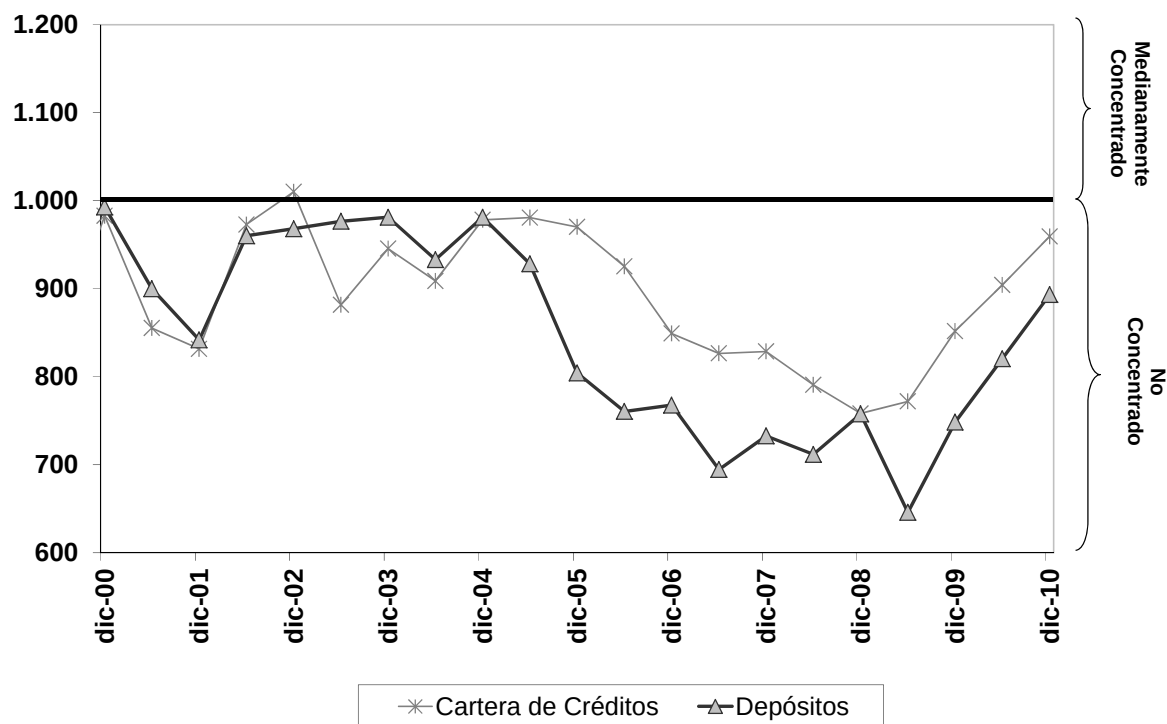
Fuente: Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras y Cálculos Propios

⁶⁴ Un estudio realizado para los sistemas bancarios de 50 países elaborado por Claessens and Laeven (2004) encontró que la concentración bancaria estaba positivamente correlacionada con la competencia.

⁶⁵ Con excepción del año 2010, para mayor detalle ver nota al pie número 10.

⁶⁶ Las directrices establecidas por el Departamento de Justicia de los Estados Unidos y la Comisión de Comercio Federal (*U.S. Department of Justice y la Federal Trade Commission*) consideran que un valor del índice menor de 1.000 implica un mercado no concentrado, si el índice oscila entre 1.000-1.800 corresponde a un mercado moderadamente concentrado y si el valor del índice es mayor o igual a 1.800 supone un mercado altamente concentrado.

Gráfico N° 4.7: Índice de Herfindahl y Hirschman (IHH)



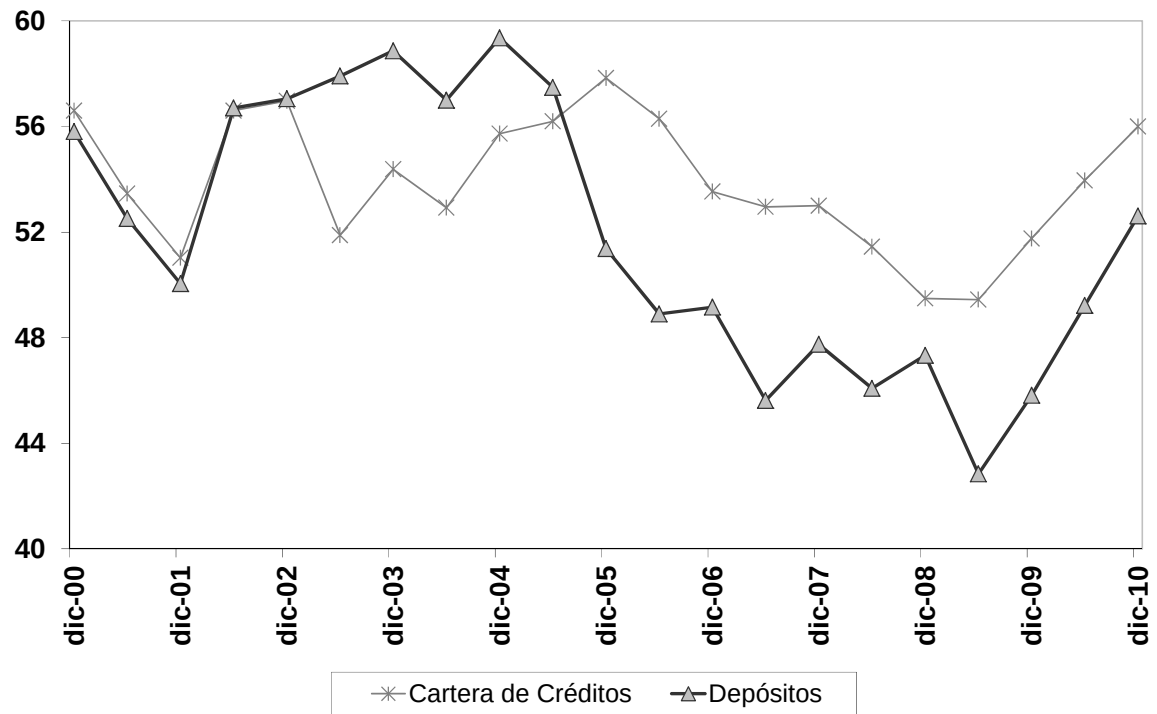
Fuente: Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras y Cálculos Propios

Cuadro N° 4.5: Índice de Concentración C4

	Créditos	Depósitos
2000	56,6	55,8
2001	51,0	50,0
2002	57,0	57,1
2003	54,4	58,9
2004	55,7	59,4
2005	57,8	51,4
2006	53,5	49,2
2007	53,0	47,7
2008	49,5	47,3
2009	51,8	45,8
2010	56,0	52,6

Fuente: Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras y Cálculos Propios

Gráfico N° 4.8: Índice de Concentración C4



Fuente: Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras y Cálculos Propios

CONCLUSIONES

La atención de este trabajo ha estado centrada en la evaluación del comportamiento competitivo de los bancos que operaron en Venezuela en el período comprendido entre 2000 y 2010. La forma de evaluar este comportamiento se fundamentó en el modelo desarrollado por Boone (2008) el cual está basado en la hipótesis de estructura eficiente. De esta forma, este modelo establece que dados los niveles de eficiencia de las firmas, un incremento de la competencia genera mayores diferencias en los beneficios o participaciones de mercado (este es el denominado efecto de reasignación) de las firmas más eficientes.

Siguiendo estas nociones, Leuvensteijn *et al.* (2007) realizaron el primer esfuerzo en utilizar el indicador de Boone para medir la competencia en el sector bancario. Los autores aplicaron esta aproximación para medir los niveles de competencia en el mercado de préstamos de diferentes países desarrollados y para diferentes tipos de bancos. En este sentido, estos autores mejoraron la ecuación de estimación original en dos maneras: a) calculan una función de costos marginales mediante la estimación de una función multiproducto translogarítmica, la cual está más en línea con la teoría ya que reconoce el carácter multiproducto de los bancos y b) en vez de considerar los beneficios usan la participación de mercado como variable dependiente lo cual es consistente con la hipótesis de eficiencia y, además, permite identificar cada tipo de negocio bancario (créditos, depósitos, etc.).

Con base en la aplicación que sobre el modelo de Boone realizaron Leuvensteijn *et al.* (2007), se intentó evaluar el comportamiento de los bancos en Venezuela analizando tanto el mercado de créditos como el de depósitos, ya que este modelo permite distinguir la competencia en mercados particulares de la banca. Para ello se estimó un modelo econométrico, con base en un análisis de datos en forma de panel, que a su vez requirió de estimaciones auxiliares y diferenciadas para los costos.

Basándonos en los resultados obtenidos, se concluyó que el mercado de créditos está caracterizado por un comportamiento más competitivo que el mercado de depósitos. Esto es consistente con lo obtenido por Cerro y Murillo (2005) quienes encontraron evidencias que indican diferencias sustanciales en el patrón de conducta de los bancos cuando estos operan en el mercado de créditos y cuando lo hacen en el mercado de depósitos demostrando que si bien el mercado de créditos muestra niveles altos de competencia, como ya había sido reportado en anteriores investigaciones sobre el tema (Zambrano, Vera y Faust (2001), Arreaza, Fernández y Mirabal (2001), Clemente y Puente (2001), Zambrano (2003)), no es el caso del mercado de depósitos donde los bancos parecen comportarse más bien como agentes que emprenden acciones retaliativas.

No obstante, los resultados apuntan hacia una disminución continua en el grado de competencia para ambos mercados a partir del año 2005, que pudiera ser explicado por la introducción de nuevas y mayores regulaciones sobre las actividades de esta

industria. De acuerdo con Zambrano (2003) un claro sesgo que una política reguladora puede producir, en el caso del sistema bancario, es la de inducir a una sobrecapacidad de producción como respuesta óptima de las empresas ante la fijación de los precios por el ente regulador. En este sentido, el autor afirma que el marco regulador venezolano está diseñado suponiendo que el sistema financiero tiene una elevada orientación hacia la conducta colusiva y es por ello que se ha observado que en los últimos años se produjo un incremento sustancial en las regulaciones a las que están sometidas las instituciones financieras (topes máximos y mínimos a las tasas de interés activas y pasivas, límites a las comisiones, mayores porcentajes de crédito sectorial dirigido, entre otros). Sin embargo, los resultados obtenidos en esta investigación así como las realizadas por otros autores sobre el tema sugieren que esta orientación de política pudiera ser innecesaria y estaría generando, más bien, distorsiones que inhiben la competencia en el mercado.

Por otro lado, a pesar de que el mercado de créditos venezolano resultó más competitivo que el de depósitos sus niveles de competencia siguen siendo bajos en relación con los resultados obtenidos por este indicador para algunos países desarrollados. Mientras que, cuando el indicador es comparado con sus pares latinoamericanos se observa que el mercado de créditos venezolano muestra mayores niveles de competencia que los sistemas bancarios de Bolivia y Perú, aunque a diferencia del caso venezolano, en los últimos años en estos países se han dado avances importantes en el proceso de intermediación y de consolidación de sus actividades que se han traducido en mayores niveles de competencia.

Ciertamente estas conclusiones están restringidas por la metodología utilizada. En primer lugar, Leuvensteijn *et al.* (2007) explican los supuestos y problemas del indicador de Boone, en particular, aquellos específicos a su aplicación al mercado de colocaciones del sistema bancario. Entre estos se encuentran la simplificación sobre el hecho de que los bancos traspasan parte de las ganancias en eficiencia a sus clientes (mediante reducciones en la tasa de interés activa o menores comisiones)⁶⁷ y, además, asume que todas las instituciones comparten la misma tecnología de producción, lo que implica que no se modelan diferencias en las decisiones de los bancos respecto a la diferenciación por calidad del servicio e innovaciones financieras.

En segundo lugar, el hecho de que se haya estimado el modelo en etapas y no en forma simultánea debilita la confianza de las pruebas estadísticas aunque es necesario destacar que los parámetros estimados son relativamente estables en las diferentes estimaciones, lo que mejora la confiabilidad de los resultados. Por último, es necesario advertir que la confianza de las estimaciones del indicador de Boone dependen, a su vez, de la bondad de las estimaciones del costo marginal, las cuales por proceder de estimaciones auxiliares e indirectas siempre son susceptibles de limitaciones asociadas a los supuestos que hay que asumir en cuanto a la separación de los mercados y la forma que se impone a la tecnología de producción.

⁶⁷ Como caso extremo, excluido bajo el supuesto, los bancos podrían transformar estas ganancias en eficiencia únicamente en mayores beneficios.

Finalmente, una extensión natural de este trabajo sería estimar el indicador de Boone de acuerdo con el tamaño de las instituciones financieras o por el origen del capital (público y privado). Asimismo, podría estimarse el indicador para los diferentes destinos de las colocaciones crediticias (comerciales, consumo, hipotecario, agrícola, manufactura, turismo y microcrédito). Especialmente si se considera la importancia creciente que tienen los créditos sectorialmente dirigidos dentro de la industria bancaria.

BIBLIOGRAFIA

Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith and P. Howitt, (2002), "Competition and innovation: an inverted U relationship", *NBER Working Paper*, No. 9269.

Allen, J. y Liu, Y. (2005). "Efficiency and economies of scale of large Canadian banks" *Working Paper 2005-13*, Bank of Canada.

Allen L. y Rai A. (1996) "Operational Efficiency in Banking: An International Comparison" *Journal of Banking and Finance*, 20: pp. 655-72.

Amir, R., (2002), "Market structure, scale economies and industry performance", *mimeo*.

Amir, R. and V. Lambson, (2000), "On the effects of entry in Cournot markets", *Review of Economic Studies*, Vol. 67 (2): pp. 235-254.

Anderson, T. y Hsiao, W.C. (1981), "Estimating of dynamic models with error components", *Journal of the American Statistical Association*, 76, 598-606.

Arellano, M. y S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Applicationb to Employment Equations", *The Review of Economic Studies Limited*, 58, pp. 277-97.

Arreaza, A., Fernández, M. y Mirabal, M. (2001). "Determinantes del spread bancario en Venezuela". *Revista BCV*, Volumen XV, N°2.

Bain, J. (1956). *Barriers to New Competition*. Harvard University Press. Cambridge, Mass.

Banker, R. (1996), "Hypothesis Tests Using Data Envelopment Analysis," *Journal of Productivity Analysis*, 7, pp. 139-59.

Baumol, William. (1982). "Contestable Markets: An uprising in the theory of industry structure". *American Economic Review*, march.

Bauer, P, .Berger, A. y Humphrey, D. (1993). "Efficiency and productivity growth in U.S.Banking," *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, *Oxford University Press*, Oxford.

Bell, F. y Murphy, N. (1968). "Economies of scale and division of labor in commercial banking". *Southern Economic Journal*, XXXV (2), pp. 131-139.

Benston, G. (1964). "Bank branching and economies of scale". *The Journal of Finance*, XIII (2), pp. 312-331.

Benston, G.J. (1965), "Branch banking and economies of scale", *Journal of Finance*, 20, 2, May, 312-331.

Benston, G. (1972). "Economies of scale of financial institutions". *Journal of Money, Credit and Banking*, IV (2), pp. 312-341.

Berger, A. y DeYoung, R. (1996). "Problem loans and cost efficiency commercial banks". *Journal of Banking and Finance*, 21.

Berger, A., Hancock, D. y Humphrey, D. (1993). "Bank efficiency derived from the profit function". *Journal of Banking and Finance*, XVII, pp. 317-347.

Berger, A. y Hannan, T. (1989). "Price Rigidity And Market Structure: Theory and evidence from the banking industry", *Finance and Economics Discussion Series N° 59*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Berger, A. y Hannan, T. (1993), "Using Efficiency Measures to Distinguish among Alternative Explanations of the Structure-Performance Relationship in Banking," *Finance and Economics Discussion Series No. 93-18*, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Berger, A. y Humphrey, D. (1991). "The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking," *Journal of Monetary Economics*, number 28.

Berger, A. y Humphrey, D. (1992), “Megamergers in Banking and the Use of Cost Efficiency as an Antitrust Defence.” *Antitrust Bulletin*, 37 (Fall), pp. 541–600.

Berger, A. y Humphrey, D. (1994). “Bank Scale Economies, Mergers, Concentration and Efficiency: The US experience”, *Documento de Trabajo N. 94-25*, Wharton School Center for Financial Institutions. University of Pennsylvania.

Berger, A., Humphrey, D.B and Pulley, L.B (1997). “ Do Consumers pay for one – stop banking ?. Evidence from an alternative revenue function”, *Journal of Banking and Finance*, 20.

Berger, A., Hunter, C. y Timme, S. (1993) "The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present, and future," *Journal of Banking and Finance*, number 17.

Berger, T., Demircug-Kunt, A., Levine, R. y Haubrich, J. (2004). “Bank concentration and competition: An evolution in the making”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No.3, 433-451.

Berger, A. y Mester, L. (1997). “Inside the black box: what explains differences in the efficiencies of financial institutions?” *Journal of Banking and Finance*, N° 21.

Bikker, J.A y K Haaf. (2002). “Measures of Competition and Concentration in the EU Banking Industry A review of the literature”, *Economic and Financial Modelling*, N° 9

Bikker, J. y L. Spierdijk. (2008), “How Banking Competition Changed over Time”, *Working Papers 08-04*, Utrecht School of Economics.

Boone, J. (2000), “Competition”, *CEPR Discussion Paper Series* No.2636.

Boone, J., (2001), “Intensity of competition and the incentive to innovate”, *International Journal of Industrial Organization* 19(5), pp.705–726.

Boone, J. (2004), “A New Way to Measure Competition”, *CEPR Discussion Paper Series* No. 4330.

Boone, J. *et. al.* (2004), “Measuring Competition”, presented at the Encore Meeting “*Measuring Competition*”.

Boone, J. R. Griffith y R. Harrison. (2005), “Measuring Competition,” *Advanced Institute of Management*, Research Paper No. 022.

Boone, J. (2008), “A new way to measure competition”, *Economic Journal*, Vol. 118, pp.-1245-1261.

Bos, J. (2002), “European Banking: Market Power and Efficiency”, University Press Maastricht.

Bresnahan, T. (1982). “The oligopoly solution concept is identified”. *Economic Letters*, N° 10.

Budnevich, C., Frankel, H. y Paredes, R. (2001). “Economías de Escala y Economías de Ámbito en el sistema bancario chileno”. *Documento de Trabajo N° 93*, Banco Central de Chile.

Bulow, J. and P. Klemperer, (1999), “Prices and the winner's curse”, *RAND journal of Economics*, Vol. 33 (1), pp. 1-21.

Burdisso, T. (1997). “Estimation of a cost function for private retail banks using panel data”. *Working Paper N.3*, Banco Central de la República Argentina.

Carbó, S. (2002). “La Competencia Bancaria en España: Mercados Regionales, Metodologías y Evidencia Empírica”, mimeo.

Casu B y Molyneux P. (2003) “A Comparative Study of Efficiency in European Banking” *Applied Economics*, 35: pp. 1865-76.

Cerro, A. y Murillo G. (2005) “Interdependencia Oligopolística en el Sistema Bancario Venezolano 1997-2001”, *Unidad de Investigación Económica - Banco Mercantil*, Año 5 N° 3.

Chamberlain, E. (1933). “The Theory of Monopolistic Competition”. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

Christensen, L. D. Jorgenson y L. Lau. (1973), “Trascendental logarithmic production frontiers”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, N°1, págs. 28-43.

Claessens, S., and L. Laeven, 2004, “What drives bank competition? Some international evidence”, *Journal of Money, Credit and Banking* 36, 563–583.

Clar, M., Ramos, R. y Suriñach, J. (1998). “A Latent Variable Model to Measure Regional Manufacturing Production in Spain”, *Workshop on Regional Economic Indicators*, University of Minho, Braga.

Clark, J. (1988). “Economies of scale and scope at depository financial institutions: A review of the literature”. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, pp. 13-33.

Clemente, L. y A. Puente. (2001). “Determinantes del spread de tasas de interés en Venezuela”, *Revista BCV*, vol. XV, N°2.

Coccoresse, P. (1998), “Assessing the competitive conditions in the Italian Banking System: Some Empirical Evidence”, *BNL Quarterly Review*, núm. 205.

Corvoisier, S., y R. Gropp. (2002), “Bank Concentration and Retail Interest Rates”, *Journal of Banking and Finance*, N°26.

Croce, H., Macedo, L. y Triunfo, P. (2000). “Función de Costos: Un estudio para los bancos comerciales uruguayos”. *Documento de trabajo N° 3/00*, Universidad de la República de Uruguay.

D’ Amato, Burdisso, T. y Molinari, A. (1998). “Privatización de los bancos en Argentina: ¿el camino hacia una banca más eficiente?”. *Documento de Trabajo*, Año 4. Banco Central de la República Argentina.

Demsetz, H. (1973). “Industry structure, Market Rivalry and public policy”, *Journal of Law and Economics*, N° 16, 1-9.

Díaz, O. (2008). “Estructura de Mercado del Sistema Bancario Boliviano”, *Banco Central de Bolivia*, trabajo no publicado.

Dick, A. (1996). "Efficiency in the Private Banking Sector of Argentina: Its importance with respect to Economies of Scale and Economies of Joint – Production", *Working Paper N°1, Banco Central de la República Argentina*.

Dick, A. (2002): "Demand Estimation and Consumer Welfare in the Banking Industry", Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series 58-2002.

Edwards, C. (1955), "Conglomerate Bigness as a source of Power", NBER Conference Report, Princeton University Press, Princeton.

Eicker, F. (1963), "Asymptotic Normality and Consistency of the Least Squares Estimators for Families of Linear Regressions," *Annals of Mathematical Statistics* 34, 447-456.

Eicker, F. (1967), "Limit Theorems for Regressions with Unequal and Dependent Errors," in Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, Vol. 1. *Berkeley: University of California Press*, 59-82.

Evanoff, D. y D. Fortier. (1999). "Reevaluation of the structure – conduct – performance paradigm in banking", *Journal of Financial Services Research*, N° 1.

Farrell, M.J. (1957) "The Measurement of Productive Efficiency." *Journal of the Royal Statistical Society*, 120 (3), pp. 253-290.

Faust, Andreas, Luis Zambrano Sequín y Leonardo Vera. (2001). "Determinantes del spread financiero en Venezuela: Un enfoque de ecuaciones simultaneas". *Revista BCV*, Volumen XV, N° 1.

Favero, C. y L. Papi (1995), "Technical Efficiency and Scale Efficiency in the Italian Banking Sector: a Non-Parametric Approach", *Applied Economics*, Año 27, pp. 385-95.

Fernández de Guevara, J. (2002). "Market Power in European Banking Sectors". *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, Working Paper N° EC 2002.

Fernandez A.I., Gascón, F. y González E. (2002) "Economic Efficiency and Value Maximization in Banking Firms" *Working paper*, March 2002.

Ferrier, G. y Lovell, C. (1990)."Measuring cost efficiency in banking: Econometric and linear programming evidence," *Journal of Econometrics*, number 46.

Ferrier, G.; Grosskopf, S.; Hayes, K.y Yaisawarng. S. (1993). "Economies of diversification in the banking industry: a frontier approach", *Journal of Monetary Economics*, 31 (2), pp. 229-249.

Flores, Y, Araya, G. Y Oyarzún, C. (2002). “Competencia y Contestabilidad en el Mercado Bancario Chileno”. Departamento de Economía, Universidad de Concepción.

Frei, F., Harker, P. y Hunter, L. (1998), “Inside the black box: what makes a bank efficient?”. The Wharton School, *Financial Institutions Center*. University of Pennsylvania.

Freixas, X y J. Rochet (1997). “Economía Bancaria”. *Antoni Bosh Editor*, Barcelona.

Friedman, J. (1986): "Game Theory with Applications to Economics". *Oxford University Press*. New York.

Fundenberg, D. And Tirole, J. (1984). “The fat cat effect, the puppy dog ploy, and the lean and hungry Look”, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 74.

García, G. (1998). “Lecciones de la crisis bancaria de Venezuela”, *Ediciones IESA*, Caracas.

Garrido, Antoni. (2002). “El Grado de Competencia en el Sistema Bancario Español”. *Universitat de Barcelona, Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española*. Nº 2002 – 21.

Gilbert, R.A. (1984). "Studies of Bank Market Structure and Competition: A Review and Evaluation". *Journal of Money, Credit and Banking*, N° 16.

Gilbert, William. (1993). "Bank Market Structure and Competition: A Survey". *Journal of Money Credit and Banking*, N° 16.

Greene, W. (1993). *Econometric Analysis* (second edition). Prentice hall, Londres.

Grosskopf, S. (1996). "Statistical inference and nonparametric efficiency: a selective survey". *Journal of Productivity Analysis*, 7, pp. 161-176.

Gruber, W. y R. McComb. (1999). "*Privatization, Competition and Supercompetition in the mexican Comercial Banking System*". Federal Reserve Bank of Dallas. Working Papers, N°0199.

Gujarati, D. (1997). "Econometría". *McGraw Hill INTERAMERICANA*. Santafé de Bogotá, Colombia.

Hayashi, F. (2000), *Econometrics*, Princenton University Press.

Hernández, I. y Zambrano, L. (2008) "Ineficiencia X en la Banca Venezolana: 2000-2007". *Unidad de Investigación Económica - Banco Mercantil*, Año 8, N° 2.

Hsiao, C. (2003). “Analysis of Panel Data”. *Econometric Society Monographs*. Cambridge University Press.

Huergo, E. (2001). “El diagnostico de poder de Mercado en Economía Industrial: una revisión de la literatura empírica española del siglo XX”. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales y Empresariales de la Universidad Complutense. Working Paper. N° 2001 – 12.

Hyde, C. and J. Perloff (1995) ‘Call Market Power be Estimated’, *Review of Industrial Organization*, 10, pp. 465–485.

Iwata, G., (1974), 'Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly', *Econometrica*, 42 (September), pp. 947-966.

Japelli, T. (1987). “The Estimation of the Degree of Oligopoly Power of the Italian Banking Sector”. *Studi Economici*, N° 32, 91-105

Kasman, A., Kasman, S. y Carvallo, O. (2004). “Efficiency and foreign ownership in banking: an international comparison”. *Discussion Paper Series*, Dokuz Eylul University, Faculty of Business, Department of Economics.

Klemperer, P. (1987). “Markets with Consumer Switching Costs”, *Quarterly Journal of Economics*, N°102, 375-394.

Kroznor, Randall and Philip, Strahan. (1999). “*Bankers on Boards, Conflict of Interest and Lender Liability*”, NBER Working Paper N°W7319, August.

Ladrón de Guevara, M., Mas, F. y Ruiz, F. (2001). “Competencia en el Mercado Español de Créditos Bancarios: Un Modelo de Variaciones Conjeturales”, *Universidad Alicante*, España.

Lau, L., (1982). “On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data”, *Economics Letters*, 10: pp. 93-99.

Leibenstein, H. (1966) “Allocative Efficiency vs. X Efficiency”, *The American Economic Review*, 56; 392-415.

Leuvensteijn, M., *et al.* (2007), “A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area”, *De Nederlandsche Bank*, Working Paper No. 143.

Leuvensteijn, M. (2008), “The Boone indicator: Identifying different regimes of competition for the American Sugar Refining Company 1890-1914”, *Utrecht School of Economics, Utrecht University*, Discussion Paper Series No. 08-37.

Maggi, B. y Rossi S. (2003). “An efficiency analysis of banking systems: a comparison of European and United States large commercial banks using different

functional forms”. *Working Paper*, 0306. University of Vienna, Department of Economics.

Mairesse, J. y Hall, B. H. (1996), “Estimating the productivity of research and development: An exploration of GMM methods using data on French and United States manufacturing firms”, *Documento de Trabajo N° 5501*, NBER, Cambridge (MA).

Maudos, J y F. Pérez. (2001). “Competencia versus Poder de Monopolio en la Banca española”. *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Working Paper*. N° 2001 09.

Maudos J., Pastor J., Perez F. y Quesada, J. (2002) “Cost and Profit Efficiency in European Banks” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 12 (1): pp. 33-58.

Molyneux, P. (1994). “*Concentration and Rivalry in European Banking*”, IEF Research Papers, RP 93/14.

Nathan, A y E. Neave (1989). “Competition and Contestability in Canada’s Financial System: Empirical Results”, *Canadian Journal of Economics*, Vol 22, N° 3.

Nickell, S., (1996), “Competition and corporate performance”, *Journal of Political Economy*. Vol. 104, pp. 724-746.

Nickell, S., (1999), “Product markets and labour markets”, *Labour Economics* Vol. 6, pp. 1-20.

Novales, A. (1993). *Econometría (Segunda Edición)*. Mc Graw-Hill, Madrid.

Oda, D. y N. Silva. (2010). “Competencia y toma de riesgo en el mercado de créditos de consumo bancario chileno (1997-2009)”, Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo No. 562, marzo 2010.

Panzar, John y James Rosse. (1987). “Testing for Monopoly Equilibrium”. *Journal of Industrial Economics*, junio.

Pastor J. M., Perez F. y Quesada J. (1997) “Efficiency Analysis in Banking Firms: An International Comparison” *European Journal of Operational Research*, 98: pp. 395-407.

Paz, J. (2009), “Competencia crediticia en la banca commercial peruana: Una aplicación del índice de Boone”, *Universitat Autònoma de Barcelona*, septiembre.

Peltzman, S. (1977). “The Gains and Losses from Industrial Concentration”, *Journal of Law and Economics*, N° 20, 229-63

Ramarram, A. (1999). “Bank Competition and Contestability in Trinidad and Tobago”. Presentado en la IV Reunión Anual de la red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, Banco Central de Chile, Santiago – Chile.

Reuter, A y Zurimendi, I. (2009). “Economías de Escala en el sistema bancario venezolano y características asociadas, período 1999-2008”. *Tesis de Grado no publicada*. Universidad Católica Andrés Bello, Caracas.

Rime, B. (1999), “Mesure du Degré de Concurrence dans le Système Bancaire Suisse à l’aide du modèle de Panzar et Rose”, *Revue Suisse d’Economie Politique et de Statistique*, vol 135, N°1.

Rodríguez Alvarez, A. y Suárez-Pandiello, J. (2003), “Organizaciones burocráticas e Ineficiencia X: Una revisión de modelos”. *Revista de Economía Pública*, Hacienda Pública Española, 164; 83-107.

Rosenthal, R., (1980), “A model in which an increase in the number of sellers leads to a higher price”, *Econometrica*, Vol. 48 (6): pp. 1575-1579.

Saving, T. (1970). "Concentration Ratios and the Degree of Monopoly." *International Economic Review*, 11: 139-146.

Shaffer, S. (1982). "A Nonstructural Test for Competition in Financial Markets," in *Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition*. Federal Reserve Bank of Chicago, Chicago.

Shaffer, S. (1989). "Competition in the US Banking Industry". *Econ. Letters*, N° 29.

Shaffer, S. (1993). "A test of Competition in Canadian Banking". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol 25, núm 1.

Shaffer, S. (1994): "Structure, Conduct, Performance and Welfare." *Review of Industrial Organization* 9: pp. 435-450.

Shaffer, S. y J. Disalvo. (1994). "Conduct in banking duopoly". *Journal of Banking and Finance*. N° 18.

Shapiro, C. (1989): "Theories of Oligopoly Behaviour." In *Handbook of Industrial Organization*, edited by R. Schmalensee and R.D. Willig. Amsterdam: Elsevier.

Scheck, K. y M. Cihak. (2008), "How does competition affect efficiency and soundness in banking? New empirical evidence", *ECB*, Working paper series 932.

Schmalensee, R .W. (1990). “Handbook of industrial organization”. Amsterdam :
Elsevier Science Publishers, vol. 2.

Stiglitz, J., (1989), “Imperfect information in the product market”, In. R.
Schmalensee and R. Willig, ed, *Handbook of Industrial Organization*, Volume I,
Elsevier Science Publishers.

Tirole, Jean. (1988). *The Theory of Industrial Organization* .MIT Press. Cambridge,
Mass.

Vesala, Jukka. (1995). “Testing for Competition in Banking: Behavioral Evidence
from Finland” *Bank of Finland Studies*, E: 1.

Vickers, J.(1995), “Entry and competitive selection”, *Mimeo Oxford University*.

Vives, Xavier. (2001). “Competition in the changing world of Banking”. *Oxford
Review of Economic Policy*, N° 17.

White, H. (1980). “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a
direct test for heteroskedasticity”. *Econometrica* 48, 817-838.

Wooldridge, J. M. (2002), “Econometric Analysis of cross section and panel data”,
MIT Press, Cambridge (MA).

Worthington, Paula. (1990). "Strategic Investment and Conjetural Variations".
International Journal of Industrial Organization, N°8

Zambrano Sequín, Luis, Leonardo Vera y Andreas Faust. (2001 a). "Evolución y determinantes del Spread Financiero en Venezuela". *Revista BCV*, Volumen XV, 2.

Zambrano Sequín, Luis. (2003). "Medición del poder de mercado: evidencias a partir del caso del sistema bancario venezolano". *Unidad de Investigación Económica Banco Mercantil*, Año 3, N° 2.

Zúñiga S. y E. Dagnino (2003). "Medición de la Eficiencia Bancaria en Chile a través de Fronteras Estocásticas (1990-1999)". *Universidad Católica del Norte*.

ANEXOS

Anexo I: Función de Costos Translogaritmica (2000 – 2010)

Cuadro N° I.1: Estimación preliminar de la función de costos por medio de
Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (*pool*) (2000 – 2010)

Regresión Lineal - Estimación por MCO
Con cálculos de Errores Estándar Agrupados
Variable Dependiente LCOSTOS

Panel (11) Data Anual	1//2000:01 hasta 23//2010:01		
Observaciones Usadas	253	Grados de Libertad	243
Centered R**2	0,917685	R Bar **2	0,914637
Uncentered R**	0,997208	T x R**2	252.294
Media de la Variable Dependiente	7,6408697		
Error Estándar: Variable Dependiente	1,4345753		
Error Estándar de la Estimación	0,4191399		
Suma de los Residuos al Cuadrado	42,6898139		
Máxima Verosimilitud	-133,89366		
Estadístico Durbin-Watson	0,488483		

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	1,331695	0,748356	1,779490	0,075159
2. LY1	0,810106	0,136600	5,930480	0,000000
3. LY2	-0,160105	0,175850	-0,910470	0,362577
4. LW2	-0,560666	0,320909	-1,747120	0,080617
5. LY1LY1	0,034124	0,033662	1,013740	0,310708
6. LY1LY2	-0,161990	0,066856	-2,422980	0,015394
7. LY2LY2	0,121281	0,029552	4,104030	0,000041
8. LW2LW2	-0,037412	0,030166	-1,240210	0,214899
9. LY1LW2	0,201444	0,060774	3,314620	0,000918
10. LY2LW2	-0,092894	0,058191	-1,596360	0,110408

Cuadro I.2: Estimación de la función de costos por el Método BFGS (*pool*)

(2000 – 2010)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 72 Iteraciones

Criterio Final 0,0000000 <= 0,0000100

Con corrección por heterocedasticidad y mala especificación de los errores estándar ajustados

Panel (11) Data Anual

1//2000:01 hasta 23//2010:01

Observaciones Usadas 253

Valor de la Función 80,027081

Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. SIGMA (1,1)	0,187073	0,016767	11,157010	0,000000
2. SIGMA (2,1)	0,016026	0,003121	5,134900	0,000000
3. SIGMA (2,2)	0,011107	0,001215	9,144140	0,000000
4. C0	2,015006	0,368258	5,471730	0,000000
5. C1	0,737035	0,115373	6,388300	0,000000
6. C2	-0,367817	0,113363	-3,244590	0,001176
7. C3	-0,035638	0,026671	-1,336200	0,181485
8. C4	0,118860	0,037283	3,188040	0,001432
9. C5	-0,328431	0,065643	-5,003260	0,000001
10. C6	0,249335	0,037639	6,624450	0,000000
11. C7	0,098239	0,009902	9,921640	0,000000
12. C8	0,012143	0,007862	1,544600	0,122444
13. C9	-0,003410	0,008981	-0,379690	0,704177

Cuadro N° I.3: Prueba F

Análisis de la Varianza de la Serie LCOSTOS_RES

Fuente	Suma de los Cuadrados	Grados	Media al Cuadrado	Estadístico F	Nivel de Significancia
INDIV	21,247545	22	0,965797	8,5181	0,000000
ERROR	26,077837	230	0,113382		
TOTAL	47,325381	252			

Prueba de Igualdad de varianzas de la Serie LCOSTOS_RES

Chi-Squared(22)= 184,425032 Nivel de Significancia 0,00000000

Cuadro N° I.4: Estimación preliminar de la función de costos por medio de
Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Fijos- Con Constante) (2000 -2010)

Regresión Lineal - Estimación por MCO
Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)
Variable Dependiente LCOSTOSFIX
Panel (11) Data Anual 1//2000:01 hasta 23//2010:01
Observaciones Usadas 253 Grados de Libertad 243
Centered R**2 0,847596 R Bar **2 0,841951
Uncentered R**2 0,847596 T x R**2 214.442
Media de la Variable Dependiente 0,000000
Error Estándar: Variable Dependiente 0,5558443
Error Estándar de la Estimación 0,2209778
Suma de los Residuos al Cuadrado 11,8649823
Máxima Verosimilitud 28,06235
Estadístico Durbin-Watson 1,049108

Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	0,000000	0,013615	2,719010	1,000000
2. LY1FIX	0,406022	0,153246	2,649480	0,008062
3. LY2FIX	0,489198	0,121576	4,023820	0,000057
4. LW2FIX	0,013281	0,184150	0,072120	0,094250
5. LY1LY1FIX	0,072143	0,018015	4,004650	0,000062
6. LY1LY2FIX	-0,172088	0,039198	-4,390170	0,000011
7. LY2LY2FIX	0,070996	0,021113	3,362570	0,000772
8. LW2LW2FIX	-0,039197	0,020487	-1,913290	0,055710
9. LY1LW2FIX	0,169039	0,039199	4,312380	0,000016
10. LY2LW2FIX	-0,107829	0,036703	-2,937840	0,003305

Cuadro I.5: Estimación de la función de costos por el Método BFGS

(Efectos Fijos- Con Constante) (2000 – 2010)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 40 Iteraciones

Criterio Final 0,0000035 <= 0,0000100

Con corrección por heterocedasticidad y mala especificación de los errores estándar ajustados

Panel (11) Data Anual

1//2000:01 hasta 23//2010:01

Observaciones Usadas 253

Valor de la Función 419,611512

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. SIGMAFIX (1,1,	0,056492	0,005380	10,499880	0,000000
2. SIGMAFIX (2,1,	0,001207	0,000720	1,677080	0,093527
3. SIGMAFIX (2,2,	0,002226	0,000423	5,259580	0,000000
4. F0	0,000419	0,015497	0,027010	0,978450
5. F1	0,579325	0,206934	2,799560	0,005117
6. F2	0,306706	0,175135	1,751250	0,079903
7. F3	0,000772	0,003093	0,249580	0,080291
8. F4	0,156829	0,033678	4,656760	0,000003
9. F5	-0,341621	0,092411	-3,696760	0,000218
10. F6	0,146180	0,058427	2,501910	0,012353
11. F7	0,150403	0,007704	19,523420	0,000000
12. F8	-0,001859	0,008215	-0,226270	0,820989
13. F9	-0,003924	0,007807	-0,502680	0,615189

Cuadro N° I.6: Estimación preliminar de la función de costos por medio de

Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Aleatorios) (2000 -2010)

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente LCOSTOSRAN

Panel (11) Data Anual

1//2000:01 hasta 23//2010:01

Observaciones Usadas 253

Grados de Libertad 243

Centered R**2 0,845518

R Bar **2 0,839797

Uncentered R**2 0,983699

T x R**2 248.876

Media de la Variable Dependiente

1,8686554

Error Estándar: Variable Dependiente

0,6430964

Error Estándar de la Estimación

0,2574020

Suma de los Residuos al Cuadrado

16,1001614

Máxima Verosimilitud

-10,53958

Estadístico Durbin-Watson

0,825379

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. CONSTRAND	0,880636	0,486294	1,810910	0,070154
2. LY1RAN	0,479743	0,132532	3,619830	0,000295
3. LY2RAN	0,402616	0,101333	3,973190	0,000071
4. LW2 RAN	-0,087332	0,178959	-0,488000	0,625551
5. LY1LY1RAN	0,062031	0,016306	3,804050	0,000142
6. LY1LY2RAN	-0,166133	0,035279	-4,709170	0,000002
7. LY2LY2RAN	0,077837	0,018911	4,115960	0,000039
8. LW2LW2RAN	-0,039501	0,024507	-1,611790	0,107007
9. LY1LW2RAN	0,182754	0,040794	4,479910	0,000007
10. LY2LW2RAN	-0,112230	0,039465	-2,843820	0,004458

Cuadro I.7: Estimación de la función de costos por el Método BFGS
(Efectos Aleatorios) (2000- 2010)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS
 Convergencia en 33 Iteraciones Criterio Final 0,0000000 <= 0,0000100
 Con corrección por heterocedasticidad y mala especificación de los errores estándar ajustados
 Panel (11) Data Anual 1//2000:01 hasta 23//2010:01
 Observaciones Usadas 253
 Valor de la Función 358,296475

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. SIGMARAN (1,1)	0,073373	0,006676	10,991130	0,000000
2. SIGMARAN (2,1)	0,002885	0,000750	3,846400	0,000120
3. SIGMARAN (2,2)	0,002864	0,000442	6,484820	0,000000
4. R0	0,894008	0,439624	2,033580	0,041994
5. R1	0,619977	0,035749	17,342410	0,000000
6. R2	0,218530	0,066991	3,262090	0,001106
7. R3	0,003902	0,006495	0,600830	0,547951
8. R4	0,310454	0,000000	0,000000	0,000000
9. R5	-0,352400	0,007254	-48,579130	0,000000
10. R6	0,167987	0,004195	40,045700	0,000000
11. R7	0,141881	0,007467	19,001640	0,000000
12. R8	0,000916	0,005844	0,156770	0,875430
13. R9	-0,006523	0,006171	-1,057090	0,290472

Cuadro N° I.8: Prueba de Hausman

PRUEBA DE HAUSMAN

Chi-Cuadrado (9)= 2.112.348

F(9,*)= 234.705

Nivel de Significancia 0,00000000

Cuadro N° I.9: Estimación preliminar de la función de costos por medio de
Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Fijos) (2000 – 2010)

Regresión Lineal - Estimación por MCO
Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)
Variable Dependiente LCOSTOSFIX
Panel (11) Data Anual 1//2000:01 hasta 23//2010
Observaciones Usadas 253 Grados de Libertad 244
Centered R**2 0,847596 R Bar **2 0,842599
Uncentered R**2 0,847596 T x R**2 214.442
Media de la Variable Dependiente 0,0000000
Error Estándar: Variable Dependiente 0,5558443
Error Estándar de la Estimación 0,2205245
Suma de los Residuos al Cuadrado 11,8659823
Máxima Verosimilitud 28,06235
Estadístico Durbin-Watson 1,049108

Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. LY1FIX	0,406022	0,153246	2,649480	0,008062
2. LY2FIX	0,489198	0,121576	4,023820	0,000057
3. LW2FIX	0,013281	0,184150	0,072120	0,094250
4. LY1LY1FIX	0,072143	0,018015	4,004650	0,000062
5. LY1LY2FIX	-0,172088	0,039198	-4,390170	0,000011
6. LY2LY2FIX	0,070996	0,021113	3,362570	0,000772
7. LW2LW2FIX	-0,039197	0,020487	-1,913290	0,055710
8. LY1LW2FIX	0,169039	0,039199	4,312380	0,000016
9. LY2LW2FIX	-0,107829	0,036703	-2,937840	0,003305

Cuadro N° I.10: Estimación de la función de costos por el Método BFGS
(Efectos Fijos) (2000 – 2010)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 34 Iteraciones

Criterio Final 0,0000009 <= 0,0000100

Con corrección por heterocedasticidad y mala especificación de los errores estándar ajustados

Panel (11) Data Anual

1//2000:01 hasta 23//2010:01

Observaciones Usadas 253

Valor de la Función 419,611119

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. SIGMAFIX (1,1)	0,056491	0,005435	10,394570	0,000000
2. SIGMAFIX (2,1)	0,001207	0,000731	1,652600	0,098413
3. SIGMAFIX (2,2)	0,002226	0,000334	6,657620	0,000000
4. F1	0,579353	0,176558	3,281370	0,001033
5. F2	0,306691	0,154506	1,984990	0,047146
6. F3	0,000763	0,003158	0,241470	0,080919
7. F4	0,156819	0,036704	4,272510	0,000019
8. F5	-0,341610	0,091718	-3,724560	0,000196
9. F6	0,146177	0,053552	2,729610	0,006341
10. F7	0,150405	0,006899	21,801180	0,000000
11. F8	-0,001860	0,007046	-0,264050	0,791744
12. F9	-0,003923	0,006724	-0,583470	0,559579

Cuadro N° I.11: Estimaciones de los Costos Marginales de los Créditos (Cmy1)
y Depósitos (Cmy2)

Costos Marginales y1 (Créditos)- y2 (Depósitos)	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Cmy1 (1)	0,2241	0,1816	0,2315	0,2128	0,1248	0,0852	0,0783	0,0696	0,0852	0,0770	0,0657
Cmy2 (1)	0,0950	0,0779	0,0971	0,0942	0,0541	0,0348	0,0285	0,0237	0,0291	0,0262	0,0223
Cmy1 (2)	0,3534	0,3374	0,5195	0,4702	0,2382	0,1312	0,0955	0,0689	0,0842	0,0858	0,0912
Cmy2 (2)	0,0968	0,0882	0,1363	0,0963	0,0503	0,0322	0,0208	0,0136	0,0170	0,0180	0,0195
Cmy1 (3)	0,5454	0,2749	0,6096	0,3672	0,2204	0,1706	0,1316	0,1193	0,1061	0,1809	0,1341
Cmy2 (3)	0,7757	0,2670	0,5963	0,5558	0,2961	0,1814	0,1043	0,0903	0,0749	0,1589	0,1054
Cmy1 (4)	0,3499	0,2342	0,3935	0,2215	0,1381	0,0446	0,0450	0,0536	0,0798	0,0784	0,1796
Cmy2 (4)	0,0797	0,0572	0,0629	0,0335	0,0267	0,0079	0,0071	0,0080	0,0100	0,0147	0,0508
Cmy1 (5)	0,2557	0,2624	0,3996	0,1630	0,1047	0,1217	0,1518	0,0743	0,1189	0,3344	0,2296
Cmy2 (5)	0,0785	0,1121	0,2638	0,0432	0,0278	0,0251	0,0263	0,0113	0,0205	0,0571	0,0939
Cmy1 (6)	0,3913	0,4016	0,5905	0,3611	0,3268	0,2225	0,1364	0,0886	0,1236	0,1562	0,2481
Cmy2 (6)	0,0763	0,0843	0,1374	0,0638	0,0555	0,0347	0,0207	0,0128	0,0202	0,0247	0,0416
Cmy1 (7)	0,1496	0,1575	0,2216	0,2910	0,1652	0,1742	0,1285	0,1133	0,1321	0,1404	0,1435
Cmy2 (7)	0,0445	0,0468	0,0624	0,0638	0,0451	0,0316	0,0258	0,0239	0,0284	0,0313	0,0357
Cmy1 (8)	0,2393	0,2333	0,3162	0,2826	0,1843	0,1262	0,0786	0,0567	0,0536	0,0466	0,0516
Cmy2 (8)	0,0908	0,0979	0,1256	0,1043	0,0684	0,0531	0,0313	0,0220	0,0188	0,0169	0,0183
Cmy1 (9)	0,1739	0,1733	0,2258	0,2246	0,1320	0,0979	0,0794	0,0545	0,0626	0,0596	0,0623
Cmy2 (9)	0,0537	0,0577	0,0793	0,0564	0,0382	0,0308	0,0229	0,0167	0,0185	0,0176	0,0179
Cmy1 (10)	0,3129	0,2848	0,4953	0,4250	0,3373	0,1879	0,0871	0,0712	0,0951	0,1272	0,2374
Cmy2 (10)	0,0843	0,0835	0,1475	0,1149	0,0916	0,0493	0,0205	0,0156	0,0222	0,0306	0,0566
Cmy1 (11)	0,1781	0,1508	0,2156	0,1891	0,1049	0,0821	0,0583	0,0483	0,0624	0,0653	0,0650
Cmy2 (11)	0,0552	0,0498	0,0671	0,0507	0,0297	0,0238	0,0148	0,0132	0,0180	0,0177	0,0162
Cmy1 (12)	0,1943	0,2044	0,1865	0,1928	0,1037	0,1200	0,0964	0,0710	0,0927	0,0981	0,0867
Cmy2 (12)	0,0685	0,0728	0,0590	0,0508	0,0315	0,0354	0,0248	0,0188	0,0248	0,0266	0,0228
Cmy1 (13)	1,8677	1,0722	0,9552	1,7092	0,3127	0,3989	0,5056	0,3029	0,3988	0,3128	0,2635
Cmy2 (13)	0,1399	0,1063	0,1078	0,1120	0,0319	0,0382	0,0469	0,0256	0,0326	0,0183	0,0180
Cmy1 (14)	0,4609	0,6087	0,8432	0,6574	0,8304	0,5283	0,2914	0,2743	0,2606	0,3989	0,5542
Cmy2 (14)	0,0420	0,0526	0,0891	0,0542	0,0599	0,0295	0,0161	0,0183	0,0181	0,0282	0,0348
Cmy1 (15)	0,1659	0,1992	0,2133	0,1982	0,1130	0,0810	0,0820	0,0686	0,0731	0,0611	0,0606
Cmy2 (15)	0,0565	0,0695	0,0735	0,0536	0,0352	0,0270	0,0241	0,0201	0,0216	0,0181	0,0183
Cmy1 (16)	0,1626	0,1429	0,1397	0,1025	0,0641	0,0460	0,0333	0,0370	0,0441	0,0444	0,0486
Cmy2 (16)	0,0765	0,0684	0,0693	0,0472	0,0306	0,0207	0,0132	0,0144	0,0162	0,0164	0,0176
Cmy1 (17)	0,3955	0,2678	0,3160	0,2466	0,1180	0,0960	0,0603	0,0563	0,0783	0,1070	0,1418
Cmy2 (17)	0,0759	0,0708	0,0806	0,0470	0,0223	0,0195	0,0114	0,0095	0,0163	0,0256	0,0309
Cmy1 (18)	0,3109	0,2730	0,4276	0,3730	0,1995	0,1736	0,1412	0,0992	0,0772	0,0739	0,0754
Cmy2 (18)	0,1138	0,1100	0,1571	0,1303	0,0751	0,0575	0,0396	0,0297	0,0217	0,0213	0,0222
Cmy1 (19)	0,1085	0,0802	0,1259	0,1099	0,0782	0,0617	0,0507	0,0524	0,0550	0,0481	0,0539
Cmy2 (19)	0,0426	0,0337	0,0529	0,0457	0,0356	0,0250	0,0185	0,0201	0,0196	0,0173	0,0194
Cmy1 (20)	0,2799	0,3534	0,4513	0,5449	0,2304	0,1301	0,0950	0,0868	0,1073	0,1119	0,1148
Cmy2 (20)	0,0761	0,1000	0,1219	0,1073	0,0617	0,0381	0,0245	0,0209	0,0260	0,0290	0,0297
Cmy1 (21)	0,3370	0,1850	0,3785	0,3796	0,2977	0,1833	0,1533	0,1174	0,1231	0,0656	0,0985
Cmy2 (21)	0,0719	0,0446	0,0884	0,0654	0,0453	0,0205	0,0175	0,0126	0,0132	0,0055	0,0088
Cmy1 (22)	0,1718	0,2316	0,1931	0,1141	0,1133	0,0723	0,0448	0,0361	0,0489	0,0598	0,0737
Cmy2 (22)	0,1118	0,1460	0,1837	0,0463	0,0415	0,0239	0,0117	0,0077	0,0113	0,0145	0,0189
Cmy1 (23)	0,4115	0,3451	0,2743	0,4501	0,2610	0,1696	0,0898	0,0638	0,2766	0,2186	0,1778
Cmy2 (23)	0,0855	0,0941	0,0647	0,0811	0,0492	0,0357	0,0185	0,0136	0,0551	0,0447	0,0363

Anexo II: Indicador de Boone – Mercado de Créditos y Depósitos

(2000 – 2010)

Cuadro N° II.1: Prueba Durbin -Wu- Hausman- Mercado de Créditos

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente LSY1

Panel (11) Data Anual

1//2000:01 hasta 20//2010:01

Observaciones Usadas 220

Grados de Libertad 217

Centered R**2 0,232486 R Bar **2 0,225412

Uncentered R**2 0,91503 T x R**2 201.307

Media de la Variable Dependiente -3,8117123

Error Estándar: Variable Dependiente 1,3479558

Error Estándar de la Estimación 1,1863448

Suma de los Residuos al Cuadrado 305,4088170

Máxima Verosimilitud -348,24909

Estadístico Durbin-Watson 0,347014

Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-5,821007	0,612596	-9,502200	0,000000
2. LCMY1	-1,006936	0,250873	-4,013720	0,000060
3. RESIDUOS_CMY1	1,519429	0,577461	2,631220	0,008508

Cuadro N° II.2: Prueba Durbin -Wu- Hausman- Mercado de Depósitos

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente LSY2

Panel (11) Data Anual

1//2000:01 hasta 20//2010:01

Observaciones Usadas 220

Grados de Libertad 217

Centered R**2 0,160629 R Bar **2 0,152893

Uncentered R**2 0,917411 T x R**2 201.830

Media de la Variable Dependiente -3,7905241

Error Estándar: Variable Dependiente 1,2550623

Error Estándar de la Estimación 1,1551396

Suma de los Residuos al Cuadrado 289,5533954

Máxima Verosimilitud -342,38482

Estadístico Durbin-Watson 0,367603

Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-6,138576	0,747115	-8,216370	0,000000
2. LCMY2	-0,707722	0,193680	-3,654080	0,000258
3. RESIDUOS_CMY2	1,280758	0,574638	2,228810	0,025827

Cuadro N° II.3: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(2000-2010)

Regresión Lineal - Estimación por GMM
 Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)
 Variable Dependiente DLSY1
 Panel (11) Data Anual 1//2000:01 hasta 20//2010:01
 Observaciones Usadas 200 Grados de Libertad 198
 Observaciones Totales 220 Observaciones Omitidas 20
 Media de la Variable Dependiente 0,024683
 Error Estándar: Variable Dependiente 0,356942
 Error Estándar de la Estimación 0,314998
 Suma de los Residuos al Cuadrado 19,646255
 J - Especificación (4) 4,112832
 Nivel de Significancia de J 0,390951
 Estadístico Durbin-Watson 1,400068

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,038788	0,027229	-1,424490	0,154305
2. DLCMY1	-0,722578	0,222993	-3,240370	0,001194

Cuadro N° II.4: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2000)

Regresión Lineal - Estimación por GMM
 Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)
 Variable Dependiente DLSY1
 Panel (11) Data Anual 1//2000:01 hasta 20//2000:01
 Observaciones Usadas 190 Grados de Libertad 188
 Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 20
 Media de la Variable Dependiente 0,025288
 Error Estándar: Variable Dependiente 0,361538
 Error Estándar de la Estimación 0,321099
 Suma de los Residuos al Cuadrado 19,383684
 J - Especificación (4) 5,189239
 Nivel de Significancia de J 0,268426
 Estadístico Durbin-Watson 1,323474

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,059300	0,023469	-2,526720	0,011513
2. DLCMY1	-0,892529	0,184425	-4,839510	0,000001

Cuadro N° II.5: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2001)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2001:01 hasta 20//2001:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,027202

Error Estándar: Variable Dependiente 0,361554

Error Estándar de la Estimación 0,319079

Suma de los Residuos al Cuadrado 19,242381

J - Especificación (4) 5,365869

Nivel de Significancia de J 0,251774

Estadístico Durbin-Watson 1,316882

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,056155	0,023837	-2,355760	0,018485
2. DLCMY1	-0,879623	0,189592	-4,639560	0,000003

Cuadro N° II.6: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2002)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2002:01 hasta 20//2002:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,025214

Error Estándar: Variable Dependiente 0,362248

Error Estándar de la Estimación 0,318243

Suma de los Residuos al Cuadrado 19,141632

J - Especificación (4) 5,111713

Nivel de Significancia de J 0,276026

Estadístico Durbin-Watson 1,322628

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,055930	0,024309	-2,300760	0,021405
2. DLCMY1	-0,860980	0,195793	-4,397400	0,000011

Cuadro N° II.7: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2003)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2003:01 hasta 20//2003:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,023426

Error Estándar: Variable Dependiente 0,363124

Error Estándar de la Estimación 0,321126

Suma de los Residuos al Cuadrado 19,490012

J - Especificación (4) 5,127644

Nivel de Significancia de J 0,274449

Estadístico Durbin-Watson 1,346670

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,060399	0,025066	-2,409580	0,015971
2. DLCMY1	-0,885251	0,194040	-4,562200	0,000005

Cuadro N° II.8: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2004)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2004:01 hasta 20//2004:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,022438

Error Estándar: Variable Dependiente 0,363031

Error Estándar de la Estimación 0,321245

Suma de los Residuos al Cuadrado 19,504478

J - Especificación (4) 4,715201

Nivel de Significancia de J 0,317787

Estadístico Durbin-Watson 1,327394

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,061741	0,026072	-2,368110	0,017879
2. DLCMY1	-0,873907	0,199443	-4,381740	0,000012

Cuadro N° II.9: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2005)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2005:01 hasta 20//2005:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,023998

Error Estándar: Variable Dependiente 0,363006

Error Estándar de la Estimación 0,314250

Suma de los Residuos al Cuadrado 18,664318

J - Especificación (4) 4,625683

Nivel de Significancia de J 0,327904

Estadístico Durbin-Watson 1,338921

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,054341	0,025237	-2,153270	0,031298
2. DLCMY1	-0,837762	0,203862	-4,109450	0,000040

Cuadro N° II.10: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2006)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2006:01 hasta 20//2006:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,024704

Error Estándar: Variable Dependiente 0,363255

Error Estándar de la Estimación 0,310670

Suma de los Residuos al Cuadrado 18,241494

J - Especificación (4) 4,511270

Nivel de Significancia de J 0,341213

Estadístico Durbin-Watson 1,331633

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,050616	0,025352	-1,996530	0,045876
2. DLCMY1	-0,804263	0,207409	-3,877670	0,000105

Cuadro N° II.11: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2007)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2007:01 hasta 20//2007:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,026813

Error Estándar: Variable Dependiente 0,363348

Error Estándar de la Estimación 0,309685

Suma de los Residuos al Cuadrado 18,125985

J - Especificación (4) 4,349311

Nivel de Significancia de J 0,360791

Estadístico Durbin-Watson 1,337166

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,048156	0,025731	-1,871530	0,061272
2. DLCMY1	-0,798171	0,206103	-3,872690	0,000108

Cuadro N° II.12: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2008)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2008:01 hasta 20//2008:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,028672

Error Estándar: Variable Dependiente 0,363326

Error Estándar de la Estimación 0,316768

Suma de los Residuos al Cuadrado 18,964655

J - Especificación (4) 4,051160

Nivel de Significancia de J 0,399126

Estadístico Durbin-Watson 1,293721

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,029220	0,026607	-1,098220	0,272110
2. DLCMY1	-0,724010	0,205246	-3,527520	0,000419

Cuadro N° II.13: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2009)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2009:01 hasta 20//2009:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,028751

Error Estándar: Variable Dependiente 0,363300

Error Estándar de la Estimación 0,318208

Suma de los Residuos al Cuadrado 19,137476

J - Especificación (4) 4,065142

Nivel de Significancia de J 0,397262

Estadístico Durbin-Watson 1,414084

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,031819	0,026470	-1,202080	0,229332
2. DLCMY1	-0,733795	0,204589	-3,586680	0,000335

Cuadro N° II.14: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Créditos

(Año 2010)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY1

Panel (11) Data Anual 1//2010:01 hasta 20//2010:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,025712

Error Estándar: Variable Dependiente 0,364068

Error Estándar de la Estimación 0,318347

Suma de los Residuos al Cuadrado 19,154120

J - Especificación (4) 3,997427

Nivel de Significancia de J 0,406354

Estadístico Durbin-Watson 1,398100

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,034785	0,027454	-1,267030	0,205144
2. DLCMY1	-0,719437	0,220560	-3,261860	0,001107

Cuadro N° II.15: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos
(2000-2010)

Regresión Lineal - Estimación por GMM
Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)
Variable Dependiente DLSY2
Panel (11) Data Anual 1//2000:01 hasta 20//2010:01
Observaciones Usadas 200 Grados de Libertad 198
Observaciones Totales 220 Observaciones Omitidas 20
Media de la Variable Dependiente 0,041176
Error Estándar: Variable Dependiente 0,351532
Error Estándar de la Estimación 0,292814
Suma de los Residuos al Cuadrado 16,976504
J - Especificación (4) 7,140905
Nivel de Significancia de J 0,128627
Estadístico Durbin-Watson 1,746484

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,020480	0,022860	-0,895870	0,370321
2. DLCMY2	-0,452970	0,159126	-2,846620	0,004419

Cuadro N° II.16: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos
(Año 2000)

Regresión Lineal - Estimación por GMM
Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)
Variable Dependiente DLSY2
Panel (11) Data Anual 1//2000:01 hasta 20//2000:01
Observaciones Usadas 190 Grados de Libertad 188
Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 20
Media de la Variable Dependiente 0,044425
Error Estándar: Variable Dependiente 0,359566
Error Estándar de la Estimación 0,293255
Suma de los Residuos al Cuadrado 16,167682
J - Especificación (4) 6,942083
Nivel de Significancia de J 0,138981
Estadístico Durbin-Watson 1,717402

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,025969	0,025311	-1,025970	0,304907
2. DLCMY2	-0,515192	0,175025	-2,943530	0,003245

Cuadro N° II.17: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2001)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2001:01 hasta 20//2001:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,043282

Error Estándar: Variable Dependiente 0,358967

Error Estándar de la Estimación 0,292567

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,177500

J - Especificación (4) 6,863952

Nivel de Significancia de J 0,143255

Estadístico Durbin-Watson 1,714803

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,027269	0,024748	-1,101890	0,270510
2. DLCMY2	-0,520234	0,172053	-3,023690	0,002497

Cuadro N° II.18: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2002)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2002:01 hasta 20//2002:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,043122

Error Estándar: Variable Dependiente 0,358943

Error Estándar de la Estimación 0,292645

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,186169

J - Especificación (4) 6,852948

Nivel de Significancia de J 0,143866

Estadístico Durbin-Watson 1,708409

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,028922	0,024466	-1,182110	0,237161
2. DLCMY2	-0,527114	0,167304	-3,150640	0,001629

Cuadro N° II.19: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2003)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2003:01 hasta 20//2003:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,041834

Error Estándar: Variable Dependiente 0,359314

Error Estándar de la Estimación 0,292360

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,154671

J - Especificación (4) 6,802380

Nivel de Significancia de J 0,146707

Estadístico Durbin-Watson 1,701548

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,026673	0,027704	-0,962790	0,335654
2. DLCMY2	-0,511525	0,187078	-2,734290	0,006252

Cuadro N° II.20: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2004)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2004:01 hasta 20//2004:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,044281

Error Estándar: Variable Dependiente 0,358118

Error Estándar de la Estimación 0,291407

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,049562

J - Especificación (4) 6,448186

Nivel de Significancia de J 0,168084

Estadístico Durbin-Watson 1,711501

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,027284	0,025197	-1,082840	0,278880
2. DLCMY2	-0,511063	0,171468	-2,980510	0,002878

Cuadro N° II.21: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2005)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2005:01 hasta 20//2005:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,043703

Error Estándar: Variable Dependiente 0,358152

Error Estándar de la Estimación 0,291364

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,044763

J - Especificación (4) 6,249001

Nivel de Significancia de J 0,181308

Estadístico Durbin-Watson 1,706521

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,029213	0,023823	-1,226270	0,220099
2. DLCMY2	-0,518982	0,161208	-3,219330	0,001285

Cuadro N° II.22: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2006)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2006:01 hasta 20//2006:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,042892

Error Estándar: Variable Dependiente 0,358106

Error Estándar de la Estimación 0,292822

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,205723

J - Especificación (4) 6,455543

Nivel de Significancia de J 0,167613

Estadístico Durbin-Watson 1,714065

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,025703	0,022649	-1,134810	0,256454
2. DLCMY2	-0,482947	0,153375	-3,148810	0,001639

Cuadro N° II.23: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2007)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2007:01 hasta 20//2007:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,043096

Error Estándar: Variable Dependiente 0,358037

Error Estándar de la Estimación 0,293209

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,248585

J - Especificación (4) 6,453269

Nivel de Significancia de J 0,167759

Estadístico Durbin-Watson 1,718234

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,023230	0,022604	-1,027670	0,304103
2. DLCMY2	-0,468546	0,154965	-3,023570	0,002498

Cuadro N° II.24: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2008)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2008:01 hasta 20//2008:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,042325

Error Estándar: Variable Dependiente 0,357976

Error Estándar de la Estimación 0,296909

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,661267

J - Especificación (4) 7,003996

Nivel de Significancia de J 0,135677

Estadístico Durbin-Watson 1,714748

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,019594	0,021908	-0,894390	0,371113
2. DLCMY2	-0,475877	0,149276	-3,187910	0,001433

Cuadro N° II.25: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2009)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2009:01 hasta 20//2009:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,043395

Error Estándar: Variable Dependiente 0,358032

Error Estándar de la Estimación 0,296979

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,669111

J - Especificación (4) 7,041888

Nivel de Significancia de J 0,133691

Estadístico Durbin-Watson 1,737551

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,019350	0,022466	-0,861300	0,389074
2. DLCMY2	-0,471340	0,150623	-3,129260	0,001752

Cuadro N° II.26: Estimación del Indicador Boone (β) para el mercado de Depósitos

(Año 2010)

Regresión Lineal - Estimación por GMM

Con Errores Estándar Heterocedásticamente Consistentes (Eicker-White)

Variable Dependiente DLSY2

Panel (11) Data Anual 1//2010:01 hasta 20//2010:01

Observaciones Usadas 191 Grados de Libertad 189

Observaciones Totales 210 Observaciones Omitidas 19

Media de la Variable Dependiente 0,042301

Error Estándar: Variable Dependiente 0,358114

Error Estándar de la Estimación 0,297486

Suma de los Residuos al Cuadrado 16,726148

J - Especificación (4) 6,875711

Nivel de Significancia de J 0,142604

Estadístico Durbin-Watson 1,744500

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif

1. Constant	-0,018882	0,022711	-0,831420	0,405738
2. DLCMY2	-0,454523	0,153990	-2,951630	0,003161