



UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES  
ESCUELA DE ECONOMÍA

**ECONOMÍAS DE ESCALA EN EL SISTEMA BANCARIO VENEZOLANO Y  
CARACTERÍSTICAS ASOCIADAS. PERÍODO 1999-2008.**

Tutor:

Luis Zambrano

Autores:

Alexandra Reuter

Igor Zurimendi

Caracas, octubre de 2009

## **Dedicatoria**

Por nuestras familias y amistades que nos apoyaron durante nuestros cinco años de carrera y a lo largo de esta investigación. Sin ustedes, todo esto hubiera sido imposible.

## **Agradecimientos**

Al Profesor Luis Zambrano por su ayuda, colaboración y consejos sin los cuales la realización de este trabajo hubiese sido imposible.

Al Profesor Andreas Faust por sus incontables asesorías, por su ayuda continua, dedicación y su apoyo incondicional que nos motivó a culminar este trabajo y a través del cual terminamos siendo amigos.

A la Gerencia de Investigación Económica del Banco Mercantil, en especial al Profesor Francisco Vivancos, Carmen J. Noguera, Inés Fasanaro, Marta de Rangel y Gema Murillo por el gran apoyo, colaboración y amistad brindada. Cada ida al Banco era una nueva motivación para seguir adelante en esta investigación.

A nuestros nuevos amigos de la Dirección de Investigación de la Vicepresidencia de Estrategias de Desarrollo y de Políticas Públicas de la Corporación Andina de Fomento por su gran ayuda y apoyo durante las últimas semanas de elaboración de este trabajo.

## Índice de contenidos

Índice de contenidos	1
Índice de gráficos	5
Índice de cuadros	6
Introducción	9
1. Aspectos Teóricos	13
1.1 Economías de producción y economías de escala	13
1.2 Causas de las economías de escala	17
1.3 Economías de escala en el sector bancario	19
1.4 Economías de escala y características asociadas	24
3. Aspectos metodológicos	28
3.1 Función de costos para el sector bancario	28
3.2 Descripción de la data	35
3.3 Procedimiento econométrico	40
3.3.1 Visión general	40
3.3.2 Fases del procedimiento econométrico	43
3.3.2.1 Pruebas de raíces unitarias	43
3.3.2.2 Análisis de la covarianza	45
3.3.2.3 El modelo de cointegración para la estimación de las economías de escala	46
3.3.2.3.1 Relación de largo plazo	47

3.3.2.3.2 Prueba de cointegración	49
3.3.2.3.3 Relación de corto plazo	50
3.4 Submuestras	51
2. Hechos Estilizados	53
4. Estimación de Economías de escala	62
4.1 Resultados de las pruebas de raíces unitarias	62
4.2 Resultados del análisis de la covarianza	63
4.3 Resultados de la muestra	64
4.3.1 Relación a largo plazo	65
4.3.1.2 Resultados asociados a economías de escala	67
4.3.2 Prueba de cointegración	69
4.3.3 Relación de corto plazo	69
4.4 Resultados de las submuestras	70
4.4.1 Resultados de bancos según el tipo de propiedad (Nacional y Extranjera)	71
4.4.1.1 Relación de largo plazo	72
4.4.1.1.1 Resultados asociados a economías de escala	73
4.4.1.2 Relación de corto plazo	76
4.4.2 Resultados de bancos según el alcance geográfico (Nacional y Regional)	77
4.4.2.1 Relación de largo plazo	77
4.4.2.1.1 Resultados asociados a economías de escala	79
4.4.2.2 Relación de corto plazo	81
4.4.3 Resultados de bancos según el tipo de propiedad (Público y Privado)	82
4.4.3.1 Relación de largo plazo	82

4.4.3.1.1 Resultados asociados a economías de escala	84
4.4.3.2 Relación de corto plazo	85
4.4.4 Resultados de bancos según su tamaño (Grandes y No Grandes)	86
4.4.4 Relación de largo plazo	87
4.4.4.1.1 Resultados asociados a economías de escala	90
4.4.4.2 Relación de corto plazo	92
Conclusiones	94
Bibliografía	96
Anexo I	100
Anexo II	101
Anexo III	102
Anexo IV	105
Anexo V	106
Anexo VI	108
Anexo VII	110
Anexo VIII	111
Anexo IX	112
Anexo X	113
Anexo XI	115
Anexo XII	116
Anexo XIII	117
Anexo XIV	119
Anexo XV	120

Anexo XVI	121
Anexo XVII	123
Anexo XVIII	124
Anexo XIX	126
Anexo XX	129

## Índice de gráficos

Gráfico N° 1.1: Función de costos medios a largo plazo en forma de U	16
Gráfico N° 2.1: Índice de producto y costo medio de la banca venezolana. Período 1999-2008	54
Gráfico N°2.2: Precio insumo no financieros por tipo de propiedad: Total, nacional y extranjera	57
Gráfico N°2.3: Precio insumo no financieros por alcance: Total, regional y nacional	57
Gráfico N°2.4: Precio insumo no financieros por tipo de propiedad: Total, pública y privada	58
Gráfico N°2.5: Precio insumo no financieros por tamaño: Total, grandes y no grandes	58
Gráfico N°2.6: Precio insumo financieros por tipo de propiedad: Total, nacional y extranjera	59
Gráfico N°2.7: Precio insumo financieros por alcance: Total, regional y nacional	60
Gráfico N°2.8: Precio insumo financieros por tipo de propiedad: Total, pública y privada	60
Gráfico N°2.9: Precio insumo no financieros por tamaño: Total, grandes y no grandes	61

## Índice de cuadros

Cuadro N°2.1: Participación promedio de los productos bancarios, activo total y captaciones del público por submuestras	55
Cuadro N° 3.1: Definición de variables de la Ecuación N° 3	36
Cuadro N° 3.2: Transformación de la data	38
Cuadro N° 3.3: Correlaciones y signos esperados	39
Cuadro N° 4.1: Resultados de las pruebas de raíces unitarias	63
Cuadro N°4.2: Resultados del análisis de la covarianza	64
Cuadro N° 4.3: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG	66
Cuadro N° 4.4: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD	66
Cuadro N° 4.5: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG y MCGD	67
Cuadro N° 4.6: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG	70
Cuadro N° 4.7: Resumen de resultados obtenidos	71
Cuadro N° 4.8: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG: Bancos de propiedad nacional	72
Cuadro N° 4.9: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Bancos de propiedad nacional	73
Cuadro N° 4.10: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG: Muestra general y bancos de propiedad nacional	74
Cuadro N° 4.11: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Muestra general y Bancos de propiedad nacional	75
Cuadro N° 4.12: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG: Bancos propiedad nacional	76

Cuadro N° 4.13: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:	
Bancos de alcance nacional	78
Cuadro N° 4.14: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:	
Bancos de alcance nacional	78
Cuadro N° 4.15: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG: Muestra general y bancos de alcance nacional	79
Cuadro N° 4.16: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Muestra general y bancos de alcance nacional	80
Cuadro N° 4.17: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:	
Bancos de alcance nacional	82
Cuadro N° 4.18: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:	
Bancos de propiedad privada	83
Cuadro N° 4.19: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:	
Bancos de propiedad privada	83
Cuadro N° 4.20: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG: Muestra general y bancos de propiedad privada	84
Cuadro N° 4.21: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Muestra general y bancos de propiedad privada	85
Cuadro N° 4.22: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:	
Bancos de propiedad privada	86
Cuadro N° 4.23: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:	
Bancos grandes	87
Cuadro N° 4.24: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:	
Bancos no grandes	88
Cuadro N° 4.25: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:	
Bancos grandes	89

Cuadro N° 4.26: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:	
Bancos no grandes	89
Cuadro N° 4.27: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG: Bancos grandes y Bancos no grandes	90
Cuadro N° 4.28: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Bancos grandes y no grandes	91
Cuadro N° 4.29: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:	
Bancos grandes	92
Cuadro N° 4.30: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:	
Bancos no grandes	93

## Introducción

Los estudios de economías de escala son un tema fundamental en el análisis de la eficiencia de la banca, ya que proveen información importante, tanto para los hacedores de política en el tema de regulación bancaria, como para gerentes y administradores a la hora de tomar decisiones operativas. Dado el alcance e incidencia que tiene el sistema bancario sobre el bienestar social y la economía nacional, es evidente entonces que este tema constituye un aspecto de innegable interés para el análisis económico.

El estudio de las economías de escala comienza en el último tercio del siglo XX con investigadores como Benston (1964), Bell (1968) y Murphy (1969). Este análisis evoluciona desde un enfoque que se basa principalmente en bancos pequeños, y que utiliza funciones de costos restrictivas, a uno donde predominan las especificaciones de funciones de costos cada vez más flexibles, utilizando bases de datos cada vez más amplias incorporando al estudio bancos de diferentes tipos y tamaños, y creando submuestras en función de características específicas de la banca, como son el tipo de propiedad y alcance geográfico de sus operaciones.

En el contexto indicado, esta investigación se centra en el estudio de las economías de escala en el sistema bancario venezolano durante el período comprendido entre 1998 y 2008. Específicamente, la finalidad de esta investigación es determinar si, bajo el enfoque de la intermediación, existen economías de escala en la banca venezolana, y definir si éstas se encuentran asociadas con el alcance

geográfico nacional de los bancos comerciales y universales, con el tipo de propiedad (nacional-extranjero y público-privado) y con su tamaño.

Las economías de escala se estiman utilizando la Elasticidad-Escala, que mide la variación relativa de los costos totales al aumentar la producción de los productos bancarios. Para el cálculo de las Elasticidades-Escala se requiere estimar una función de costos multiproducto, que en este caso tiene la forma de una función Translogarítmica, utilizando datos de panel y asumiendo un enfoque de cointegración. Adicionalmente, la muestra se clasifica en subgrupos de acuerdo a los criterios mencionados: tamaño, tipo de propiedad y alcance geográfico de los bancos. Para cada una de estas submuestras se reestiman las funciones de costos con el objeto de verificar el tipo de asociación entre estas características y la presencia de economías de escala. Siendo más específicos, el modelo que aquí se aplica sigue de cerca el trabajo realizado por Jason Allen y Ying Liu (2005) “Efficiency and Economies of Scale of Large Canadian Banks”, una investigación de carácter empírico que, como su título indica, buscó determinar la existencia de economías de escala en el caso de los grandes bancos canadienses.

Como puede intuirse, al ser el centro del trabajo un asunto de estimación empírica, el método econométrico, sus propiedades y la calidad de los resultados obtenidos ocupan un lugar predominante en el trabajo realizado. Además, el análisis dinámico utilizando datos de panel, que es el enfoque que hoy se está aplicando para el tratar el tema de las economías de escala, es un área de reciente desarrollo.

La novedad de esta investigación se basa en que busca asociar las economías de escala con diferentes factores que caracterizan la estructura de los bancos. La

relación entre las economías de escala y estas características estructurales en el sector bancario podría ser una información valiosa para la formulación de la política económica y financiera y, sobre todo, para las acciones regulatorias sobre el sistema bancario.

Asimismo, el tema de economías de escala no ha sido abordado anteriormente en Venezuela utilizando el enfoque de cointegración. La aplicación de este enfoque puede ser beneficiosa ya que permite estimar una relación de corto y de largo plazo, tomando en cuenta que la mayor parte de las variables incluidas en la función de costos no son estacionarias en nivel.

Los principales resultados de esta investigación demuestran que en Venezuela, durante el período estudiado, hay evidencias que indican la existencia de economías de escala para el sistema bancario en su conjunto. Además, se encuentran elementos que permiten afirmar que los bancos grandes gozan de mayores economías de escala. Asimismo, pareciera que los bancos de alcance nacional reflejan menores economías de escala si se les compara con los resultados obtenidos para la muestra estudiada en su conjunto. Por otro lado, no se encuentran diferencias estadísticamente significativas en la Elasticidad-Escala de los bancos privados y de propiedad nacional en relación a los resultados para la muestra conjunta. En otras palabras, hay evidencias que permiten afirmar que las economías de escala sí se encuentran asociadas a algunas características estructurales de la banca como son el tamaño y el alcance geográfico, pero que el tipo de propiedad (nacional-extranjero y público-privado) no arroja asociación alguna.

Naturalmente, estos resultados deben asumirse como preliminares, esperando por nuevos análisis que exploren estas conclusiones con diferentes especificaciones de los modelos aquí se estudian, y de esta manera poder testar la robustez de las conclusiones obtenidas.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera: En la primera parte, se presentan los aspectos teóricos relacionados con las economías de escala, sus causas, incidencia en el sector bancario y su asociación con las características indicadas: alcance geográfico, tamaño y tipo de propiedad. En la segunda parte, se muestran los aspectos metodológicos relevantes para esta investigación, y en particular se explican la función de costos, el estimador de economías de escala, el procedimiento econométrico a seguir, y la clasificación de los bancos por submuestra. En la tercera parte, se exponen brevemente los hechos relevantes del sistema bancario venezolano en cuanto a economías de escala durante el período estudiado, haciendo hincapié tanto en el comportamiento de los costos medios de la banca, como en la evolución histórica de cada una de las variables incluidas en la función de costos a estimar. En la cuarta parte, se presentan los resultados de la investigación y sus más inmediatas implicaciones con el objeto de elaborar algunas conclusiones acerca de la existencia de economías de escala en la banca venezolana y su posible asociación a las características ya comentadas.

## 1. Aspectos Teóricos

Este capítulo aborda aspectos teóricos fundamentales para la investigación. Se explica qué son las economías de escala, y qué factores determinan su generación. Un aspecto central es la diferenciación entre economías de escala globales y economías de escala producto, ya que el análisis se enfoca únicamente en las primeras. Una vez que se revisan estos conceptos básicos se procede a la aplicación de estas categorías a la banca, haciendo énfasis en estudios anteriores acerca de las economías de escala bancarias. Finalmente, dados los objetivos de este trabajo, se examinan algunas asociaciones que se han estudiado entre economías de escala y características de los bancos.

### **1.1 Economías de producción y economías de escala**

Tal como resume Clark (1988), las empresas individuales de cualquier industria pueden alcanzar dos tipos de economías de producción: las economías de escala, asociadas al tamaño de la firma, y las economías de alcance, relacionadas con la producción conjunta de dos o más productos. Estas economías de producción afectan las fronteras horizontales de las empresas, es decir, la cantidad y variedad de los bienes y servicios que producen. Las economías de escala inciden sobre las cantidades producidas, y las de alcance sobre las variedades de bienes y servicios producidos.

Se dice 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. Una empresa alcanzará economías de escala si la tecnología permite que al aumentar los niveles de producción, los costos totales aumenten en una proporción menor al aumento de la producción y, consecuentemente, los costos medios disminuyan a medida que aumenta el producto (Clark 1988). Esto implica que los costos marginales de producción descienden a medida que aumenta la misma.

La presencia de economías de producción (alcance y escala) tiene una influencia importante en la estructura de una industria. Aquellas industrias que se caracterizan por la presencia de importantes economías de escala y alcance tienden a estar compuestas por un menor número de firmas, de mayor tamaño y altamente diversificadas. A su vez, la presencia de estas economías de escala y alcance, pueden constituir barreras de entrada a nuevas empresas. Esto se debe a que los nuevos entrantes, al tener menor tamaño que las empresas existentes, tienen una desventaja en costos. La presencia de economías de escala además de motivar la concentración dentro de la industria ofrece una estructura de costos superior a aquellas empresas que se expanden en tamaño. Si en una industria, en cambio, existen escasas economías de escala y alcance, ésta tiende a estar dominada por empresas pequeñas y especializadas (Clark, 1988).

Existen dos tipos de economías de escala: aquellas que se generan al incrementarse la producción de un bien o servicio específico, que son denominadas economías de escala producto; y las que se encuentran asociadas a los incrementos

simultáneos en la producción de todos los productos de una empresa, que se denominan economías de escala globales. Para el caso de la banca, por ejemplo, si al incrementarse la producción de créditos en un 1%, el costo total de otorgar créditos aumenta en 0,8%, existen economías de escala producto para los créditos. Si en cambio, al aumentar en un 1% la producción de todos los bienes y servicios, los costos totales del banco aumentan en un 0,8% se está hablando de economías de escala globales.

En este estudio se analizan únicamente las economías de escala globales, en el caso específico del sistema bancario venezolano. Hay dos razones fundamentales para concentrarse en este concepto: en primer lugar, con la data disponible es imposible diferenciar los costos de producción de cada bien o servicio. En segundo lugar, al utilizar data empírica resulta imposible cambiar la producción de un bien o servicio sin variar la de los demás, dificultando entonces observar el incremento en costos que produce cambiar la producción de un único bien o servicio.

A continuación se presenta la definición formal de economías de escala globales, desde ahora simplemente economías de escala: Para una empresa multiproducto, existen economías de escala 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 (Clark, 1988). Un indicador de economías de escala es la llamada Elasticidad-Escala (*ES*), es decir, la relación entre la variación porcentual de los costos totales y la variación del producto total de la empresa.

Matemáticamente ES puede definirse como:

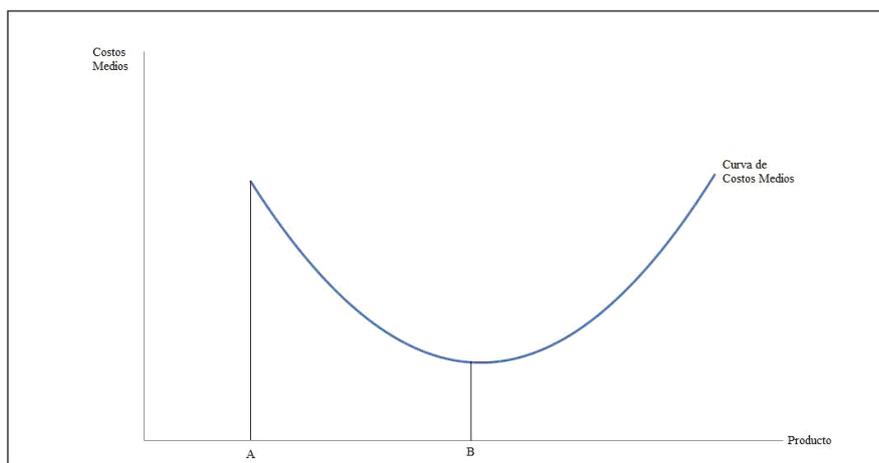
$$ES = \sum_i \frac{\delta \ln CT}{\delta \ln Q_i} = \sum_i \frac{\delta CT}{\delta Q_i} \frac{Q_i}{CT} = \sum_i \epsilon_i \quad (1)$$

Donde CT son los costos totales y  $Q_i$  la cantidad producida del bien o servicio

i. Cuando  $ES$  es mayor que 1 existen diseconomías de escala; si es igual a uno existen economías constantes de escala; y si es menor a 1 existen economías de escala.

Las economías de escala también se pueden entender como una reducción de los costos medios a medida que aumenta la cantidad producida. Gráficamente, asumiendo una función de costos medios a largo plazo en forma de U, se tiene que entre las cantidades producidas A y B, los costos medios a largo plazo disminuyen, siendo éste un tramo de economías de escala. Desde el punto B en adelante los costos medios a largo plazo aumentan, siendo este tramo uno donde existen diseconomías de escala.

Gráfico N° 1.1: Función de costos medios a largo plazo en forma de U



## 1.2 Causas de las economías de escala

Diferentes estudios que examinan el tema de las economías de escala identifican un gran número de posibles causas, las cuales se subdividen en cuatro: técnicas, gerenciales, de mercadeo, y de diversificación.

En cuanto a las economías técnicas a escala, es decir, las que surgen en el proceso de producción mismo, una de las causas más importantes de las economías de escala es la indivisibilidad de costos fijos. Tal como explican Besanko, Dranove y Shanley (2000), los costos fijos resultan de las indivisibilidades en el proceso productivo. Esto quiere decir, que inclusive para cantidades de producción muy pequeñas, el uso de algunos factores productivos no puede ser reducido más allá de una cantidad mínima, por lo cual no varían en función de las cantidades producidas. La disminución inicial de los costos medios en el primer tramo de las curvas de costos medios es frecuentemente explicada por la distribución de los costos fijos constantes entre cantidades cada vez mayores de producción.

Entre los costos fijos que pueden ser distribuidos, y pueden dar origen a la presencia de economías de escala, se encuentra, por ejemplo, el costo de generar información especializada, ya sea en la forma de investigación y desarrollo, o en conocimiento del mercado. Algunas tecnologías requieren grandes inversiones para entrar en funcionamiento, independientemente de la escala de producción utilizada. En cuanto a otras causas técnicas de las economías de escala, cabe señalar la regla cubo-cuadrado, los procesos integrados, y las economías de reservas (Tirole, 2003).

En el mercadeo también se pueden generar economías de escala. Las empresas pueden alcanzar menores costos de mercadeo al reducir el costo de envío de un mensaje por cada consumidor potencial. Por ejemplo, un mayor alcance del mercadeo realizado permite alcanzar un menor costo por cliente efectivamente atraído.

Entre las causas gerenciales de las economías de escala se pueden mencionar el uso de capital y trabajo especializado. Para pequeños niveles de producción es improbable que los trabajadores asuman funciones especializadas, y el capital usado tiene que cumplir una diversidad de funciones. Por ejemplo, es probable que los analistas de crédito tengan que analizar todo tipo de créditos, siendo incapaces de especializarse en un área específica. El aumento de la escala permite emplear a trabajadores más especializados, que potencialmente pueden procesar una mayor cantidad de transacciones que los trabajadores no especializados, además de adquirir capital más especializado que aumente la productividad.

En cuanto a las economías de diversificación, según Berger y DeYoung (2000), la expansión geográfica puede permitir desarrollar economías de escala al reducir los costos de información, facilitar los servicios a clientes que requieran de servicios en diversas localidades, obtener una mayor gama de oportunidades de inversión, y ampliar las prácticas administrativas de gerentes de instituciones eficientes a nivel regional. Estos autores resaltan que la expansión facilita una mayor variedad de la clientela, diversificando el riesgo.

### **1.3 Economías de escala en el sector bancario**

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. Según 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 que se obtiene, puede ser reutilizada por un costo inferior a volver a crearla, generando así economías de escala. Las tecnologías que utiliza la banca, como la tecnología de telecomunicaciones, las plataformas para el procesamiento de información, y la banca por Internet, tienen altos costos iniciales de implantación. Sin embargo, 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 marca en el negocio bancario, las economías de escala en mercadeo pueden ser una causa relevante de las economías de escala en la banca. Asimismo, el mejor aprovechamiento de trabajo y capital especializado que permite

la mayor escala, también se aplica en el sector bancario, al igual que los argumentos relativos a la diversificación geográfica.

Siguiendo 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 éstos duplican su tamaño se lograría una reducción de costos promedios de 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. La forma funcional Cobb-Douglas se caracteriza por tener una curva de costos medios a largo plazo estrictamente creciente, decreciente o constante, dependiendo del valor de los parámetros, y puede mostrar un solo valor de economías de escala para todos los niveles de producción. Además, por restricciones en la disponibilidad de información, los primeros estudios se enfocan principalmente en bancos pequeños. Dado que la función Cobb-Douglas sólo puede dar un único valor de economías de escala, si la muestra usada está dominada por bancos pequeños, el uso de la función Cobb-Douglas puede arrojar la existencia de economías de escala para grandes bancos aun cuando éstas no existan. Por último, dado que estos primeros estudios disponen de data principalmente a nivel de sucursal, ellos estiman economías de escala a nivel de la sucursal u oficina, en vez de para la firma en su conjunto

Estudios más recientes como los de Berger, Hancock, y Humphrey (1993), así como los reseñados por Clark (1988), o Humphrey (1990), corrigen las deficiencias

metodológicas de los primeros estudios utilizando formas funcionales más flexibles, como la función Translogarítmica o la Flexible Fourier. Estas formas funcionales introducen términos adicionales a la función que permiten interacción entre los factores y la existencia de efectos no lineales, con lo que no imponen restricciones a priori al valor de la elasticidad de sustitución entre los factores, o a la forma de economías de escala. 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 en bancos grandes, medianos y pequeños. Los nuevos estudios han incluido también a los bancos grandes en sus muestras, eliminando así el sesgo hacia los bancos pequeños, presente en investigaciones anteriores. A su vez, se abandona el enfoque de estimar economías de escala a nivel de sucursal para enfocarse en la empresa completa.

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. Sin embargo, la definición de pequeño depende de la muestra que se utilice. Para Berger y Humphrey (1994), los estudios que utilizan como muestra bancos con menos de \$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 \$75 y \$300 millones de activos, mientras que si la muestra incluye sólo bancos con más de \$1.000 millones en activos, la escala eficiente pasa a ser entre \$2.000 y \$10.000 millones. Para ellos, esto sugiere que la función de costos para los bancos grandes es fundamentalmente diferente.

De especial importancia para esta investigación son dos estudios recientes que se han emprendido acerca de las economías de escala, que se efectúan por Maggi y Rossi (2003), para Europa y Estados Unidos, y Allen y Liu (2005), para Canadá, ya que se usan como apoyo para desarrollar la metodología de este trabajo. Maggi y Rossi (2003), estiman la eficiencia de bancos comerciales europeos y estadounidenses, usando indicadores de economías de escala, de alcance, y de Ineficiencia X. Adoptan un enfoque de producción, y utilizan tres formas funcionales, la Translogarítmica, una especificación Box-Cox, y la función Flexible Fourier. Estimando la función por GLS con efectos aleatorios, encuentran en cuanto a economías de escala que éstas existen tanto en los bancos europeos como en los de Estados Unidos. Sin embargo, advierten que los resultados en cuanto a economías de escala para los bancos europeos son susceptibles a la forma funcional. Resulta de especial interés el uso de Elasticidades-Precio y Producto para evaluar los signos de los coeficientes obtenidos en las distintas estimaciones, ya que éste es el enfoque que se sigue en esta investigación.

Por su parte, 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 (en inglés “pooled”) a través de cuatro metodologías econométricas: panel de efectos fijos, frontera estocástica por máxima verosimilitud, regresiones aparentemente no relacionadas (en inglés “SUR: seemingly unrelated regressions”), y mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCO en inglés “DOLS”). En cuanto a resultados, encuentran economías de escala relevantes, obteniendo inversas de la

Elasticidad-Escala (que fue su medida de economías de escala) de entre 1,06 y 1,2 dependiendo de la forma de estimación. De especial importancia es el enfoque econométrico que asumen estos autores, al igual que la forma como tratan los datos antes de incorporarlos al modelo econométrico.

En América Latina se realizan varios análisis acerca de economías de escala en el sistema bancario. 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 de alrededor de 0,9. Budnevich, Franken y Paredes (2001), en un trabajo sobre bancos chilenos, estiman como regresiones aparentemente no relacionadas iterativas (en inglés "ISURE"), una función de costos Flexible Fourier utilizando el enfoque de intermediación, y encuentran Elasticidades-Escala menores a uno para los bancos pequeños, iguales a uno para los medianos, y levemente superiores a uno para los bancos grandes, resultados 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 uruguayo.

En el caso venezolano, existen varios trabajos que han estimado las funciones de costos bancarios, como Cerro y Murillo (2005), o Hernández (2007). Además, González, Serva y Tinoco (2004), publican un estudio de factibilidad de logro de economías de escala en las fusiones bancarias venezolanas, y concluyen que con la actual estructura bancaria, no es posible lograr economías de escala en la banca venezolana a través de fusiones y adquisiciones. Sin embargo, estos resultados

pueden ser explicados por el uso de una función de costos más restrictiva como es la Cobb-Douglas.

#### **1.4 Economías de escala y características asociadas**

Uno de los propósitos de este estudio es encontrar a qué características se encuentran asociadas las economías de escala en la banca. La diferenciación más común que se encuentra en la literatura se refiere al tamaño. Berger y Humphrey (1994), en su reseña de la literatura acerca de costos bancarios, afirman que los bancos grandes aparentemente tienen funciones de costos fundamentalmente distintas, y que la mayor parte de los estudios indican que las economías de escala se agotan para los bancos de gran tamaño. Numerosos estudios estiman funciones separadas dependiendo del tamaño de los bancos como Budnevich, Franken y Paredes (2001), para Chile; Hughes, Mester y Moon (2001), y Berger y Mester (1997), para Estados Unidos; Srivastava (1999), para India; y Dick (1996), para Argentina.

Aunque estudiar el tamaño es la característica que con más frecuencia se asocia a las economías de escala, se buscan otras asociaciones. Según Altunbas, Evans y Molyneux (1997), existe una considerable literatura acerca de la relación entre temas como la estructura de propiedad y el desempeño. De acuerdo a estos autores, se concluye que la estructura de propiedad de las empresas es importante, y que su impacto debe ser entendido basándose en la teoría de agente-principal y la teoría de escogencia pública. Sin embargo, señalan que la mayor parte de los estudios

en estos temas son para empresas no financieras, con lo que en su análisis buscan encontrar la relevancia que tiene la forma de propiedad en el sector bancario. En su estudio analizan la eficiencia de los bancos alemanes según el tipo de propiedad: pública, privada o mutua. Mencionan que las diferencias de eficiencia de los bancos de propiedad pública o mutua, con respecto a los bancos privados, se pueden dar por la ausencia de disciplina impuesta por los mercados de capitales, que debilita el control de los propietarios sobre la gerencia y permite a ésta mayor libertad para seguir su propia agenda. Estimando una función de costos bajo el enfoque de intermediación con la forma Flexible Fourier por la metodología de frontera estocástica, encuentran que, bajo las tres estructuras de propiedad, los bancos se benefician de economías de escala similares, indicando así la ausencia de problemas de agencia especiales para bancos no privados en Alemania.

Varios estudios de economías de escala en América Latina diferencian entre bancos públicos y privados. Croce, Macedo y Triunfo (2000), en su trabajo sobre economías de escala en el sistema bancario de Uruguay estiman una función de costos Translogarítmica, bajo el enfoque de intermediación. En su estudio mencionan una preocupación por los distintos incentivos que puede tener la banca pública, y por lo tanto, en su análisis del sistema bancario uruguayo, realizan dos estimaciones diferentes: una incluyendo el Banco de la República de Uruguay (BROU), el mayor banco del sistema, y de propiedad pública, y otra excluyéndolo, encontrando diferencias relevantes en su estimador de economías de escala. Budnevich, Franken y Paredes (2001), en su estudio del sistema bancario chileno también usan dos muestras: una que incluye la banca del Estado, y otra que la excluye, encontrando

pequeñas diferencias. Estimando una función de costos Flexible Fourier bajo el enfoque de intermediación como regresiones aparentemente no relacionadas iterativas (“ISURE”), encuentran economías de escala crecientes para bancos pequeños, y constantes para los medianos, siendo los valores indiferentes a la exclusión de los bancos del Estado. En cuanto a la muestra de bancos grandes consiguen diseconomías de escala, y la exclusión de la banca del Estado disminuye la Elasticidad-Escala.

Las otras dos características que aborda esta investigación se refieren al impacto sobre las economías de escala del alcance geográfico de los bancos, y de la propiedad extranjera. El efecto del alcance geográfico de los bancos en las economías de escala no se analiza explícitamente en la mayoría de las investigaciones. Sin embargo, a la hora de escoger la muestra de bancos, algunos trabajos incluyen únicamente los bancos de alcance nacional; como ejemplos se encuentran Allen y Liu (2005), y Srivastava (1999). A pesar de que el enfoque es distinto al usado en esta investigación, un estudio que sí analiza explícitamente el impacto de la localización geográfica es el de D’Amato, López, Penas y Streb (1994), para Argentina. Este trabajo estima una función de costos Translogarítmica usando el enfoque de producción, a la cual se le añade una variable que recoge el porcentaje de créditos otorgados fuera de la región capital. El estudio encontró que esta variable era significativa y tenía un efecto negativo sobre los costos, con lo que el mayor alcance tendía a reducir costos.

La asociación de la propiedad extranjera o nacional a las economías de escala, tampoco se estudia a profundidad en trabajos anteriores. En el contexto más amplio

de los análisis acerca de costos bancarios, sin embargo, existe una gran cantidad de trabajos sobre el impacto de la propiedad extranjera en la Ineficiencia X. Para América Latina, Kasman, Kasman y Carvallo (2005), estudian el efecto de la propiedad extranjera en la Ineficiencia X, estimando una función de costos Fourier bajo el enfoque de intermediación. En este estudio se encuentra una mayor eficiencia para los bancos extranjeros, con lo que resulta interesante observar si esto se extiende a las economías de escala.

### 3. Aspectos metodológicos

El contraste de hipótesis referido a la existencia de economías de escala en el sistema bancario venezolano supone la estimación de una función de costos, a partir de la cual se deriva un indicador de economías de escala. Estudios previos, como los de Maggi y Rossi (2003), y Allen y Liu (2005), encuentran que la derivación de un indicador de economías de escala es sensible tanto a la función de costos escogida, como al método econométrico de estimación. El capítulo comienza con una explicación de la función de costos y estimador de Elasticidad-Escala, y seguidamente se procede a describir la data: su procedencia, transformaciones, elasticidades y los signos de los coeficientes esperados. Posteriormente, se explica el procedimiento econométrico, en una primera instancia de forma general, y en una segunda cada una de sus fases. Finalmente, se explica la composición de las submuestras.

#### **3.1 Función de costos para el sector bancario**

La escogencia de una función de costos implica necesariamente adoptar dos decisiones. En primer lugar, se debe determinar el alcance de lo que se entiende como producción bancaria. Los dos enfoques más comunes que se siguen en la literatura económica son el de producción y el intermediación; aunque también se utilizan otros enfoques alternativos. Tal y como explica Burdisso (1997), “el

enfoque de la intermediación” considera que el producto que ofrece la banca es el de la intermediación financiera, definiendo entonces los depósitos bancarios como un insumo, y los costos operativos y egresos financieros como costos bancarios. El “enfoque de la producción” considera que los préstamos y depósitos bancarios son productos bancarios, y por ello sólo se toman en cuenta los costos operativos.

Maggi y Rossi (2003), hacen referencia a otros tres enfoques posibles: el “enfoque de activos” que es, en esencia, una variación del enfoque de la intermediación, que considera los pasivos como insumos y los activos como producto; el “enfoque del valor añadido” que diferencia los insumos y productos de acuerdo a su nivel de absorción de capital y trabajo, considerando los depósitos como producto al funcionar como generadores de valor; y el “enfoque del costo del usuario” en el cual la definición de insumo y producto se lleva a cabo considerando la contribución de cada producto a las ganancias del banco, y consecuentemente, asumiendo a los depósitos como insumos.

Aunque aún no se tiene a una respuesta definitiva a la pregunta de cuál es el enfoque correcto, esta investigación asume la opción de la intermediación por dos motivos. En primer lugar, a nuestro juicio se acerca más a la función de intermediario financiero que le asigna la teoría económica a la banca, es decir tomar depósitos del público y convertirlos en productos financieros. En concordancia con esto, el enfoque de intermediación incluye a los gastos financieros (incluyendo los depósitos) como insumos, y considera a los créditos, las inversiones y otros activos como productos. Otra razón para usar el enfoque de intermediación es que, en base a resúmenes de la literatura como Clark (1988), se observa que es el enfoque preferido

por la mayor parte de los estudios previos, con lo que se asegura mayor comparabilidad de resultados.

En segundo lugar, una decisión fundamental es la forma funcional que se debe estimar. En este sentido, en la literatura acerca de costos bancarios se observa que se usan fundamentalmente tres formas funcionales: Cobb-Douglas, Translogarítmica y Flexible Fourier; aunque trabajos como el de Maggi y Rossi (2003), experimentan con otras formas funcionales como Box-Cox.

Por un lado, la función Cobb-Douglas implica una especificación lineal (en logaritmos) de la función de costos y, por tanto, impone una serie de restricciones sobre la misma, permitiendo únicamente obtener economías de escala constantes, crecientes o decrecientes, independientemente del tamaño del banco analizado. Por otro lado, la función Translogarítmica, al incluir términos cuadráticos en su especificación, posee mayor flexibilidad que la Cobb-Douglas, siendo posible estimar una función de costos medios en forma de “U”, si la data lo respalda. Esto, a su vez, permite encontrar economías de escala distintas dependiendo del tamaño del banco. Además, la función Translogarítmica y la Flexible Fourier no establecen restricciones respecto a la elasticidad de sustitución de los factores, como sí lo hace la función Cobb-Douglas. Otra característica de la función Translogarítmica, que comparte con la Fourier, es que toma en cuenta la interrelación de los bienes y servicios ofrecidos por firmas multiproductos a través de la existencia de términos cruzados. La producción conjunta de bienes es una característica resaltante en la actividad bancaria (Burdisso, 1997). Por estas razones, la generalidad de los estudios

recientes deja de usar la función de costos Cobb-Douglas dada la estricta superioridad de otras especificaciones, entre ellas la Translogarítmica.

Ahora bien, Budnevich, Franken y Paredes (2001), hacen mención de las limitaciones de la función Translogarítmica. Afirman que se ha demostrado que ajustar una única función Translogarítmica a un conjunto de bancos que varía fuertemente en términos de tamaño y composición de producto puede generar un sesgo de especificación. El sesgo en particular se manifiesta hacia favorecer la existencia de economías de escala. Ante dichos problemas, se proponen dos soluciones: separar a los bancos por su tamaño y usar otras funciones de costo más flexibles, específicamente la forma funcional tipo Fourier y la Función de Costos Compuestos.

La Función de Costos Compuestos combina la estructura Translogarítmica con una estructura cuadrática. Sin embargo, para Budnevich, Franken y Paredes (2001), la que demuestra superioridad, dada su flexibilidad, es la Fourier, que incorpora términos trigonométricos de Fourier a la función estándar Translogarítmica. Según ellos, la incorporación de estos términos trigonométricos permite un mejor ajuste a la función real subyacente. Sin embargo, Croce, Macedo y Triunfo (2000), en su discusión acerca de formas funcionales observan que empíricamente existe un “trade-off” entre la flexibilidad de la función usada y el cumplimiento de propiedades de regularidad. Esto quiere decir que, a medida que la función se hace más compleja y por lo tanto más flexible, se hace más difícil que los signos de los coeficientes, por ejemplo, tengan valores consistentes con lo esperado de acuerdo a la teoría económica. Otra razón, que apuntan estos autores, que justifica

usar la función Translogarítmica es que las funciones Fourier implican la estimación de una cantidad mucho mayor de coeficientes, lo que puede llevar a una pérdida relevante de grados de libertad en muestras reducidas. Por otra parte, la función Translogarítmica garantiza un mayor grado de comparabilidad con otros estudios, ya que ha sido la especificación funcional más utilizada para estimar economías de escala.

En este estudio se utiliza la función Translogarítmica, siguiendo a Allen y Liu (2005). Un estudio anterior que trata específicamente las economías de escala en el sistema bancario venezolano, es el de González, Serva y Tinoco (2004), quienes usan una función Cobb-Douglas, por lo que una estimación de economías de escala usando la función Translogarítmica ya representa un avance dentro de los estudios de economías de escala en Venezuela. Existen otros estudios no relacionados a las economías de escala, como Cerro y Murillo (2005), o Hernández (2008), que estiman funciones Translogarítmicas, de manera que también hay antecedentes en la utilización de tal función en el país.

Razones adicionales para el uso de la función Translogarítmica son, además de la ya mencionada comparabilidad internacional de resultados, la preocupación acerca de la pérdida de grados de libertad al usar formas funcionales más complejas, especialmente cuando se utilizan muestras de datos relativamente pequeñas.

Por último, se debe señalar que la función de costos se estima utilizando datos de panel, ya que, tal como lo menciona Burdisso (1997), el combinar datos de series de tiempo y cruzadas ofrece ventajas a la hora de la estimación en el caso de existencia de heterogeneidades no observables específicas a los bancos, o a través del

tiempo. Incluir dichas heterogeneidades resulta particularmente importante para el estudio de la banca, dadas las significativas diferencias de tamaño, tipo de propiedad y alcance que caracterizan a este sector. Aunado a esto, Burdisso (1997), hace referencia a que el análisis de datos de panel controla por la posible existencia de efectos individuales específicos a cada firma que no varían en el tiempo, y efectos temporales que afectan a todos los bancos por igual

Teniendo en cuenta estas consideraciones, se define ahora la función de costos que se estima en esta investigación. Se adopta la especificación de Allen y Liu (2005): la función Translogarítmica en forma general se puede expresar en la Ecuación N°2. La función incluye términos cruzados que permiten captar la interrelación de los distintos insumos y productos. La multiplicación de los productos de los precios y los productos bancarios en la ecuación por 0,5 se incluye de forma que cuando se derive la función esta fracción se cancele.

$$c_{Tit}(q_{mit}, w_{jit}) = \alpha_0 + \sum_{m=1}^n \alpha_k q_{mit} + \sum_{j=1}^k \beta_j w_j + 0,5 \sum_{m=1}^n \sum_{j=1}^n \sigma_{nj} q_{mit} q_{jit} + \sum_{m=1}^n \sum_{j=1}^k \gamma_{mj} q_{mit} w_{jit} + 0,5 \sum_{m=1}^k \sum_{j=1}^k \delta_{mj} w_{jit} w_{mit} + \varepsilon \quad (2)$$

Donde todas las variables en minúsculas hacen referencia a los logaritmos neperianos de las variables. Asimismo:

- $c_{Tit}$ : Costos totales de la banca, del banco  $i$  en el periodo  $t$ .
- $q_{mit}$ : Productos bancarios, para el banco  $i$  en el periodo  $t$ .
- $w_{jit}$ : Precios de los insumos bancarios para el banco  $i$  en el periodo  $t$ .

- $\alpha_0, \beta_j, \sigma_{nj}, \gamma_{mj}, \delta_{mj}$  : Los parámetros a estimar. Por si solos, los parámetros carecen de explicación económica, pero en secciones posteriores se encuentran elasticidades que permitirán dar significado económico al valor de los parámetros en conjunto.

A esta función se le hacen unas modificaciones para simplificar la estimación econométrica. Estas modificaciones no alteran las cualidades fundamentales de la ecuación ni la interpretación de resultados. La teoría económica impone ciertas restricciones a la función para que ésta sea linealmente homogénea:  $\sum_j^k \beta_j = 1$ ,  $\sum_j^k \gamma_{ij} = 1$  y  $\sum_j^k \delta_{ij} = 0$ . La homogeneidad es requerida para que la función de costos se comporte de forma consistente ante cambios en los precios, en el sentido de que los costos totales responden en forma proporcional a los cambios en precios. Para reducir los problemas de multicolinealidad intrínsecos a la forma funcional, siguiendo a Allen y Liu (2005), se impone que  $\sigma_{ij} = 0$ , eliminando así algunos términos cruzados que pueden complicar la estimación. La función original presenta varios términos que tienen altas correlaciones, y al eliminar algunos de estos términos se deben mejorar los problemas de multicolinealidad. Nuevamente se sigue a Allen y Liu (2005): para reducir el número de parámetros a estimar se utiliza  $w_2$ , el precio de los insumos financieros, como precio numerario. Se nota que los resultados son indiferentes al numerario escogido. La banca en el período de estudio experimenta cambios tecnológicos importantes, como son el mayor uso de las tecnologías de información y la banca por Internet. Dada la importancia de los cambios tecnológicos sobre los costos de la banca, se incluyen dos variables ficticias,

una tendencia y una tendencia al cuadrado, con el objeto de capturar su incidencia sobre la variable explicativa.

Incorporando estos cambios, la ecuación estimada es:

$$\ln\left(\frac{C_{T_{it}}}{w_{2it}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(q_{1it}) + \alpha_2 \ln(q_{2it}) + \alpha_3 \ln(q_{3it}) + \beta_1 \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) + \delta_{12}[w_{1it}w_{2it} - 0,5(w_{1it}^2 + w_{2it}^2)] + \gamma_{12} \ln(q_{1it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) + \gamma_{22} \ln(q_{2it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) + \gamma_{32} \ln(q_{3it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) + \theta_1 t + \theta_2 t^2 + \varepsilon \quad (3)$$

Asimismo, dada la Ecuación N°3, la estimación de la Elasticidad-Escala (ES) se hace como se describe a continuación:

$$ES = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \beta_{12} + \gamma_{22} + \gamma_{32} \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) \quad (4)$$

Con el objeto de evaluar la calidad de esta estimación se lleva a cabo la prueba de significancia de Wald para así asegurar que dicho estimador sea significativamente diferente de uno.

### 3.2 Descripción de la data

El análisis se realiza usando data trimestral de 20 bancos venezolanos que tuvieron actividades continuas durante el período de estudio (1999-2008). Al tercer trimestre de 1999, estos 20 bancos, más aquellos bancos que posteriormente se fusionan, o son adquiridos, representan el 95,2% del total de activos del sistema bancario venezolano, mientras que para el cuarto trimestre del 2008, debido a la entrada de nuevos actores al sistema financiero, estos 20 bancos representan el 82,8% de los activos del sistema financiero venezolano. En el Anexo I se indican las fusiones y adquisiciones entre los bancos de la muestra objeto de estudio.

Los valores de las variables son obtenidos de los estados financieros mensuales de 26 bancos comerciales y universales para el período comprendido entre el tercer trimestre de 1999 y el último trimestre de 2008. Estos datos se recopilan por SoftLine Consultores en el Sistema Automatizado de Información Financiera (SAIF). Consecuentemente, se trabaja con 38 observaciones en el tiempo para cada banco, y un total de 760 observaciones en el panel. En el Cuadro N° 3.1 se definen las variables de la Ecuación N° 3 a partir de las partidas contenidas en los balances publicados:

Cuadro N° 3.1: Definición de variables de la Ecuación N° 3

<b>Variable</b>	<b>Componentes</b>
Cartera de créditos bruta (q1)	Créditos vigentes Créditos reestructurados Créditos vencidos Créditos en litigio
Inversiones (q2)	Inversiones en títulos valores
Otros ingresos (q3)	Otros ingresos operativos
Precio de insumos no financieros (w1)	(Gastos de personal + Gastos generales y administrativos)/Activo total
Precio de insumos financieros (w2)	Gastos financieros/Captaciones al público y otros entes financieros <sup>1</sup>
Costos totales (Ct)	Gastos generales y administrativos + Gastos de personal + Gastos financieros

<sup>1</sup> Las captaciones del público y otros entes financieros comprenden las siguientes partidas del Balance General: Depósitos en Cuentas Corrientes, Depósitos de Ahorro, Depósitos a Plazo, Otras Obligaciones a la Vista, Títulos Valores Emitidos por la Institución, Obligaciones por Operaciones de Mesa de Dinero, Obligaciones con el BCV, Obligaciones con el BANAP y Otros Financiamientos Obtenidos. Estas cuentas son las que generan las erogaciones que conforman la cuenta de Gastos Financieros

Las cifras de la cartera de créditos bruta, inversiones, activo total, captaciones al público y de otros entes financieros provienen del Balance General de cada banco; las de gastos de personal, gastos generales y administrativos, y gastos financieros se obtienen del Estado de Resultados. Las variables que se relacionan con productos bancarios se expresan en millones de bolívares constantes.

Se sigue la metodología de Allen y Liu (2005), por lo que la data original, que se expresa en forma mensual, se trimestraliza y deflacta. Además, a los bancos sujetos a fusiones y adquisiciones se les agrega el valor de las cuentas de los bancos adquiridos en todo momento previo a la fusión o adquisición. La trimestralización de la data cumple la función de homogeneizar la data, al suavizar el comportamiento de la data mensual que puede llegar a ser errática. Además, dados los ajustes que se llevan a cabo, principalmente a nivel de las cuentas de resultados, la información mensual puede presentar inconsistencias graves, por lo que la data trimestral puede ser más eficiente, dados los objetivos de este trabajo. La transformación de la data se realiza en tres pasos. En primer lugar, se suman las cuentas de los bancos objeto de fusiones, de forma que aparecen en la data como un único banco, aún antes de la fusión. En segundo lugar, se deflacta la información mensual de acuerdo con el Índice de Precios al Consumidor con base en el 2007. Posteriormente, para trimestralizar, se suma el valor de las cuentas de Estados de Resultados de cada mes del trimestre. Es de notar que, para las cuentas de Balance General, se toma el promedio simple del valor de las cuentas en los meses de cada trimestre.

El Cuadro N° 3.2 permite observar cómo se construye la data con el objeto de minimizar los problemas de correlación entre las variables explicativas:

Cuadro N° 3.2: Transformación de la data

LOGCT_W2	$\ln\left(\frac{CT_{it} \times 100}{w_{2it}}\right)$
LOGW1_W2	$\ln\left(\frac{w_{1it} \times 100}{w_{2it}}\right)$
LOGQ1	$\ln(q_{1it})$
LOGQ1LOGW1_W2	$\ln(q_{1it}) \ln\left(\frac{w_{1it} \times 100}{w_{2it}}\right)$
LOGQ2	$\ln(q_{2it})$
LOGQ2LOGW1_W2	$\ln(q_{2it}) \ln\left(\frac{w_{1it} \times 100}{w_{2it}}\right)$
LOGQ3	$\ln(q_{3it})$
LOGQ3LOGW1_W2	$\ln(q_{3it}) \ln\left(\frac{w_{1it} \times 100}{w_{2it}}\right)$
W1W2_W12W22	$w_{1it}w_{2it} - 0,5(w_{1it}^2 + w_{2it}^2)$

Una forma de evaluar los signos esperados de los parámetros a ser estimados es analizando la correlación entre las variables explicativas y la variable dependiente. A un nivel enteramente estadístico que no toma en cuenta la teoría económica, si la correlación obtenida entre una variable explicativa y la variable dependiente es positiva, se espera que el signo del coeficiente que acompaña a esta variable explicativa también sea positivo; lo opuesto es cierto si la correlación es negativa. En el Cuadro N° 3.3 se encuentran las correlaciones entre las variables explicativas y los costos totales, y por lo tanto el signo estadísticamente esperado de los coeficientes.

Cuadro N° 3.3: Correlaciones y signos esperados

<b>Correlaciones</b>		
<b>Variables</b>	<b>LOGCT_W2</b>	<b>Signo esperado</b>
LOGW1_W2	0.298405	Positivo
LOGQ1	0.903077	Positivo
LOGQ1LOGW1_W2	0.758811	Positivo
LOGQ2	0.839954	Positivo
LOGQ2LOGW1_W2	0.711131	Positivo
LOGQ3	0.824376	Positivo
LOGQ3LOGW1_W2	0.795933	Positivo
W1W2_W12W22	-0.036408	Negativo

Dada la debilidad teórica de la interpretación de los coeficientes a través de su correlación con la variable explicada, en este trabajo la interpretación de los valores de los coeficientes se basa principalmente en el cálculo de Elasticidades-Costo de los precios y los productos. A estas elasticidades se les da una interpretación económica, ya que siempre deben tomar un valor positivo, dado que es lógicamente inconsistente que los costos se reduzcan dado un aumento en el producto o los precios. Se calculan dos Elasticidades-Costo. La Elasticidad-Producto del costo total representa la variación porcentual de los costos totales al variar un producto en un 1%. La otra elasticidad es la Elasticidad-Precio del costo total, que representa la variación porcentual de los costos totales al variar en un 1% algún precio. Se debe notar que además de que cada Elasticidad-Precio del costo debe ser positiva, su sumatoria debe tomar un valor cercano a uno, ya que se espera que para un incremento del 1% en todos los precios el costo total aumente, igualmente, en un 1%

El análisis de las elasticidades permite verificar si el valor de los coeficientes en su conjunto se corresponde con la lógica económica. Al combinar el valor de

varios coeficientes, el uso de las elasticidades permite verificar si la existencia de algunos coeficientes individuales con signos incorrectos, según la interpretación de las correlaciones, necesita una reespecificación del modelo. En este trabajo, por lo tanto, se le da más importancia al valor de las elasticidades estimadas que al valor de cada coeficiente individual. Las fórmulas de las elasticidades son las que siguen:

- Elasticidad-Producto  $m$  del costo total:  $e_{qm} = \gamma_{m2} \ln\left(\frac{w_1}{w_2}\right) + \alpha_m$  (5)

- Elasticidad-Precio 1 del costo total:

$$e_{w1} = \beta_1 + \theta_{12}(w_1w_2 - w_1^2) + \gamma_{12}\ln(q_1) + \gamma_{22}\ln(q_2) + \gamma_{32}\ln(q_3) \quad (6)$$

- Elasticidad-Precio 2 del costo total:

$$e_{w2} = -\beta_1 + \theta_{12}(-w_1w_2 + w_2^2) - \gamma_{12}\ln(q_1) - \gamma_{22}\ln(q_2) - \gamma_{32}\ln(q_3) + 1 \quad (7)$$

### 3.3 Procedimiento econométrico

A continuación se presentan dos secciones con el objeto de explicar el procedimiento econométrico seguido en esta investigación. En primera instancia, la visión general con el fin de presentar el enfoque y seguidamente, cada una de sus fases con mayor detalle.

#### 3.3.1 Visión general

Al igual que la mayoría de las investigaciones macroeconómicas, este estudio trabaja con un panel que cuenta con un número de observaciones en tiempo mayor

que la cantidad de secciones cruzadas disponibles; específicamente, se cuenta con un panel balanceado de 20 bancos y 38 observaciones trimestrales.<sup>2</sup>

La primera fase del procedimiento consiste en realizar las pruebas de raíces unitarias con el objeto de evaluar la estacionariedad de las series. Un proceso es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo, y si el valor de la covarianza entre dos períodos no está en función al tiempo en el cual se ha calculado sino que únicamente depende del rezago entre los períodos seleccionados. Que la varianza, covarianza y media sean invariantes respecto al tiempo permite generalizar el comportamiento para otros períodos, logrando así resultados más útiles a la hora de hacer pronósticos (Gujarati, 2003).

Aunado a esto, es necesario determinar si la estimación óptima del modelo de regresión con datos de panel es de efectos fijos, aleatorios o una regresión agrupada, razón por la cual se analiza la covarianza de acuerdo al procedimiento propuesto por Hsiao (2002) para testear la homogeneidad de los coeficientes de pendiente y de intercepto de la regresión.

Como se ve posteriormente en el análisis de resultados, las pruebas de raíces unitarias permiten observar que algunas variables, incluso la dependiente, no son estacionarias. Sabiendo que la regresión de una serie no estacionaria sobre otra estacionaria puede causar una regresión espuria<sup>3</sup>, es necesario determinar si las

---

<sup>2</sup> Gujarati (2003), citando a Baltagi (1985) hace referencia a que los datos de panel, al presentar la dimensión conjunta del espacio y tiempo, presentan una serie de ventajas que incluyen: (1) la inclusión de variables específicas individuales permite tomar en cuenta de manera explícita la heterogeneidad existente entre los bancos en cada período; (2) una mayor cantidad de data genera mayor variabilidad, menos colinealidad entre variables, más grados de libertad y mayor eficiencia y (3) trabajar con secciones cruzadas facilita el estudio de la dinámica del cambio

<sup>3</sup> Una regresión espuria es una regresión cuyos resultados carecen de sentido económico ya que las variables incluidas no están correlacionadas. En principio, no debe haber ninguna correlación entre

variables están cointegradas, es decir, si existe una relación de largo plazo, o de equilibrio, entre ambas.

Para lograr esto, la presente investigación sigue el enfoque en dos etapas propuesto para series de tiempo por Engle y Granger, y adaptado a datos de panel por Pedroni y Kao: inicialmente, se estima la función de costos descrita en la Ecuación N° 3, siendo ésta la relación de largo plazo entre las variables. Para probar la cointegración de las series, y asegurar que no se está en presencia de una regresión espuria, se realiza la prueba de cointegración de Kao, y, una vez que se comprueba la estacionariedad de los residuos, se procede a estimar la relación de corto plazo.

De esta relación de largo plazo se calcula la Elasticidad-Escala y Elasticidad-Costo de cada uno de los productos y precios definidos. Este procedimiento se repite para cada submuestra con el objeto de reestimar la función de costos para cada una, y así llegar a conclusiones y hacer comparaciones de las economías de escala y sus magnitudes para cada tipo de banco definido.

A pesar de que las conclusiones con respecto a las economías de escala se obtienen de la relación de largo plazo, resulta indispensable estimar la relación de corto plazo ya que, en el corto plazo, la economía se puede encontrar en una situación de desequilibrio. El Modelo de Corrección de Errores (MCE), propuesto por Engle y Granger, corrige este desequilibrio y permite conciliar el comportamiento en el corto plazo y en el largo plazo de la variable explicativa (Gujarati, 2003).

---

variables, sin embargo, éstas resultan estadísticamente significativas en la estimación, el  $R^2$  es estadísticamente diferente de cero y el valor del estadístico Durbin-Watson es muy bajo indicando una fuerte correlación de primer orden (Gujarati, 2003).

### 3.3.2 Fases del procedimiento econométrico

A continuación se explican con mayor detalle cada una de las fases que se mencionan en la visión general del procedimiento econométrico:

#### 3.3.2.1 Pruebas de raíces unitarias

Tal y como se explica anteriormente, la estacionariedad de las series es deseable porque ésta por definición implica que la media, la varianza y la estructura de la autocorrelación no cambia en el tiempo. La estacionariedad se testa a través de las pruebas de raíces unitarias. El uso de las pruebas de raíces unitarias en modelos de panel es una práctica relativamente reciente como resultado del desarrollo de los procedimientos de las pruebas (Harris y Solis, 2003).<sup>4</sup>

Según Harris y Solis (2003), se pueden distinguir dos tipos de pruebas de raíces unitarias:

- Pruebas de raíz unitaria común: también conocidas como la “alternativa homogénea”, ya que asumen que la persistencia  $\rho_i$  de los parámetros, es común entre secciones cruzadas tal que  $\rho_i = \rho$  para todo valor de  $i$ . Entre

---

<sup>4</sup> Las pruebas de raíces unitarias se pueden clasificar en función de: si son procesos autorregresivos entre secciones cruzadas o entre series.

De forma general:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + x_{it} \delta_i + e_{it} \quad (8)$$

Donde  $i = 1, \dots, N$  son secciones cruzadas o series observadas en  $t = 1, \dots, T_i$  períodos en el tiempo,  $x_{it}$  son las variables exógenas del modelo (incluyendo efectos fijos o tendencias individuales) y  $e_{it}$  los errores que se asumen independientes. Si  $|\rho_i| < 1$  entonces  $y_{it}$  será débilmente estacionaria (con tendencia) y si  $|\rho_i| = 1$  entonces  $y_{it}$  contiene una raíz unitaria y no es estacionaria.

estas pruebas se incluyen las de Levin, Lin y Chu (LLC), Breitung y Hadri. En esta investigación se lleva a cabo la primera, siendo su hipótesis nula la presencia de raíz unitaria (no estacionariedad de la serie); ésta sigue un enfoque típico de una prueba de Augmented Dickey Fuller (ADF).<sup>5</sup>

- Pruebas de raíz unitaria individual: conocidas como la “alternativa heterogénea”, ya que permiten que  $\rho_i$  varíe entre secciones cruzadas. Las pruebas de Im, Pesaran y Shin (IPS), y las pruebas ADF y PP<sup>6</sup> tipo Fischer asumen este enfoque. En esta investigación se llevan a cabo las tres pruebas, y todas se caracterizan por combinar las pruebas de raíces unitarias individuales con el objeto de derivar un resultado específico para el panel en su conjunto. Su hipótesis nula es la no estacionariedad, es decir, la presencia de raíz unitaria.

Esta distinción resulta relevante para esta investigación, ya que es necesario hacer pruebas tanto de raíz unitaria común como individual para testar que cada sección cruzada es estacionaria de forma individual y de forma agrupada. Asimismo, hacer ambos tipos de pruebas ofrece mayor robustez a los resultados obtenidos.<sup>7</sup>

Como se explica con mayor detalle en el capítulo 4, examinando la estacionariedad de las variables de la ecuación N°3, se confirma la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en las variables LOGCT\_W2, LOGW1\_W2 y LOGQ1LOGW1\_W2. Esto revela que algunas de las variables no son estacionarias,

---

<sup>5</sup> La posible presencia de autocorrelación se corrige en la ecuación al agregar rezagos de la variable endógena.

<sup>6</sup> La prueba de raíces unitaria tipo Phillips Perron corrige el posible problema de la autocorrelación de manera no paramétrica en el estadístico.

<sup>7</sup> La selección del número de rezagos se hace automáticamente minimizando el criterio de información de Schwarz (SIC) y en el caso de las pruebas no paramétricas la selección del ancho de banda según Newey West con el objeto de que el término de error no esté serialmente correlacionado.

justificando el análisis de cointegración para determinar si existe una relación de largo plazo entre las variables del modelo.

### 3.3.2.2 Análisis de la covarianza

El análisis de la covarianza se realiza con el objeto determinar si los parámetros que explican a la variable explicativa, LOGCT\_W2, permanecen constantes, para todas las secciones cruzadas y en el tiempo. Este análisis de homogeneidad resulta relevante ya que permite un mayor aprovechamiento de la data disponible. Asimismo, al identificar la fuente de la variación de la muestra, se puede determinar si el modelo óptimo a estimar, para la relación de largo y corto plazo, es de efectos fijos, aleatorios o una regresión agrupada.

La discusión se reduce a determinar si es necesario hacer una estimación de efectos fijos<sup>8</sup> o como una regresión agrupada<sup>9</sup>, ya que las estimaciones de efectos aleatorios se usan, principalmente, cuando se busca hacer inferencias de un universo estudiando una muestra relativamente pequeña (Baltagi, 2001). En el caso particular de esta investigación, la muestra de 20 bancos representa en todo momento más del 80% de los activos del sector bancario venezolano, por lo que no tiene sentido adoptar dicho enfoque. Asimismo, la estimación de un modelo no restringido, ecuación por ecuación, tampoco resulta posible por la pérdida de grados de libertad dada la muestra y la función de costos especificada.

---

<sup>8</sup> El modelo de regresión de efectos fijos supone que los coeficientes de pendientes son constantes pero la intersección varía para cada sección cruzada.

<sup>9</sup> Las regresiones agrupadas suponen que todos los coeficientes son constantes respecto a los individuos y en el tiempo.

El análisis de la covarianza propuesto por Hsiao para determinar si la estimación óptima es la de efectos fijos, o de forma agrupada, es la prueba condicional de interceptos homogéneos cuya hipótesis nula es la homogeneidad general, lo cual implica que la especificación óptima es una regresión agrupada. En caso de rechazar esta hipótesis la estimación óptima será a través del método de efectos fijos.<sup>10</sup>

### 3.3.2.3 El modelo de cointegración para la estimación de las economías de escala

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias permiten concluir que es necesario llevar a cabo la estimación utilizando los métodos de cointegración, por lo que se procede adoptando el enfoque de dos etapas propuesto por Engle y Granger para series de tiempo, y adaptado a datos de panel por Pedroni y Kao. El objetivo de

<sup>10</sup> Específicamente, la hipótesis nula de la prueba condicional de interceptos homogéneos es:

$$H_4 : \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_N^*$$

*dado*

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \quad (9)$$

Como explica Hsiao (2002), bajo el supuesto de que  $u_{it}$  está distribuido de forma independiente y normal sobre  $i$  y  $t$  con media cero y varianza  $\sigma_u^2$ , se puede llevar a cabo una prueba F para testear la hipótesis de homogeneidad. La prueba F resulta entonces:

$$F_4 = \frac{(S_3 - S_2) / (N - 1)}{S_2 / [N(N - 1) - K]}$$

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Siendo  $S_3$  la suma de los residuos al cuadrado de la regresión agrupada y  $S_2$  la suma de los residuos al cuadrado de la regresión estimada por efectos fijos. Si  $F$  con  $(N - 1)$  y  $[N(N - 1) - K]$  grados de libertad no es significativa, la data debe ser agrupada y se estima una única ecuación. Si por el contrario, el ratio de la  $F$  es significativo, se estima por el método de efectos fijos. (Hsiao, 2002).

esta sección consiste en explicar cómo se estima la relación de largo plazo entre las variables, la prueba de cointegración aplicada para determinar si efectivamente existe una relación de equilibrio entre las series, y la especificación de la relación de corto plazo, para asegurar que se tiende al equilibrio.

Los métodos de estimación de cointegración de panel aplican técnicas de cointegración para encontrar relaciones de largo plazo en la presencia de un número significativo de secciones cruzadas (Pedroni, 1995). Estos métodos asumen una relación de largo plazo homogénea para todas las secciones cruzadas en la muestra, es decir, que la relación de equilibrio estimada es común para todos los bancos estudiados que forman parte del sector bancario venezolano en el período estudiado. Una vez modelada la relación de largo plazo, se especifica la relación de corto plazo con el objeto de determinar la velocidad de ajuste. Como fue mencionado anteriormente, resulta indispensable estimar la relación de corto plazo ya que, en el corto plazo, la economía se puede encontrar en una situación de desequilibrio, el Modelo de Corrección de Errores (MCE) para datos de panel que se usa en esta investigación, permite corregir este desequilibrio.

#### **3.3.2.3.1 Relación de largo plazo**

Breitung y Pesaran (2005), explican que una vez que se establece la relación cointegrativa entre las variables, los parámetros de largo plazo pueden ser estimados eficientemente usando técnicas similares a las de series de tiempo y estimadores basados en la representación de vectores de corrección de errores aplicados a datos

de panel (MVCE o en inglés “VECM”). Se distinguen dos enfoques: los uni y multiecuacionales:

Los estimadores de relaciones cointegrativas con datos de panel basados en enfoques uniecuacionales son los usados más comúnmente. Asumen que la variable explicada y los vectores de los regresores son  $I(1)$  con una sola relación cointegrativa entre ellos y que los residuos del modelo sean estacionarios. Existe la posibilidad de la existencia de cointegración homogénea, es decir, que el vector de los coeficientes,  $\beta$ , sea común para todas las secciones cruzadas, asumiendo entonces que sólo existe un vector de cointegración<sup>11</sup>.

En esta investigación se estima la relación de largo plazo entre las variables utilizando el enfoque de Mínimos Cuadrados Generalizados Dinámicos (MCGD). Se utiliza el estimador de Parks<sup>12</sup>, un estimador MCG para sistemas en los que los residuos son heterocedásticos para secciones cruzadas. Esta decisión se toma fundamentada en que es uno de los estimadores usados con mayor frecuencia, permitiendo así mayor comparabilidad con otras investigaciones y que corrige la heterocedasticidad de secciones cruzadas y la correlación contemporánea.

---

<sup>11</sup> Se han desarrollado más recientemente modelos de enfoque multiecuacional con el objeto de tomar en cuenta la posibilidad de la existencia de varias relaciones de largo plazo y para considerar endogeneidades entre las variables del modelo. Específicamente, Breitung (2002) desarrolló un procedimiento en dos etapas para estimar un Vector Error Correction Model (VECM) y Pesaran (2006) propuso el estimador llamado Common Correlated Effects (CCE). Los estimadores uniecuacionales asumen que todos los regresores son  $I(1)$  y que tienen un único vector de cointegración; los estimadores de sistemas permiten eliminar estos supuestos. (Álvarez-Lois y Nuño-Barrau, 2007)

<sup>12</sup> El estimador de Parks (1967) es aplicable únicamente cuando el número de observaciones en el tiempo es mayor a las secciones cruzadas, resulta eficiente de manera asintótica y para muestras pequeñas. Consiste en estimar la ecuación por MCO obteniendo estimadores consistentes y transformando la data para corregir la autocorrelación, se estima  $\Sigma$  por MCO con la ecuación transformada y se usa  $\Sigma$  para estimar por mínimos cuadrados completamente generalizados resultando un estimador eficiente. Finalmente  $\Sigma$  se reestima por MCG y se reconstruye la matriz de la covarianza de  $\xi$  (Greene, 2002).

Como explican Harris y Solis (2003), el MCGD es un enfoque paramétrico, propuesto originalmente por Kao y Chiang (2000), que implica la estimación explícita de términos de primeras diferencias de rezagos de las variables explicativas para subsanar la autocorrelación serial en la ecuación a estimar. Saikkonen (1991) propone además incluir en la ecuación adelantos de dichas variables explicativas en primeras diferencias para corregir con mayor profundidad el problema indicado:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma'_k \Delta x_{i,t+k} + v_{it} \quad (11)$$

Se especifica un modelo general con cuatro rezagos y adelantos de cada variable explicativa en diferencias, y se eliminan aquellos que no eran significativos, hasta resultar el modelo final. Ahora bien, estos adelantos y rezagos no tienen significado económico, sencillamente son agregadas al modelo para recoger la dinámica requerida del modelo estimado en este período específico. Al mismo tiempo, se subsana el problema de autocorrelación, y se mejora la calidad estadística de la estimación.

### 3.3.2.3.2 Prueba de cointegración

El objetivo de esta prueba es determinar si efectivamente existe una relación de largo plazo, o equilibrio, entre las variables. Esta prueba resulta crucial para la presente investigación ya que, al corroborar que los residuos son estacionarios en nivel, se garantiza que no se está en presencia de una regresión espuria. Harris y Solis (2003), explican que las pruebas de cointegración para datos de panel se han

enfocado en pruebas que generalmente tienen como hipótesis nula la no cointegración, y como alternativa la presencia de por lo menos una relación cointegrativa. Las pruebas de cointegración pueden tener dos enfoques: el uni y multiecuacional<sup>13</sup>.

En esta investigación se asume el enfoque uniecuacional ya que es el más común en la literatura.<sup>14</sup> Específicamente, se lleva a cabo la prueba de cointegración de Kao (1999), ya que la muestra limita la gama de posibilidades. Esto se debe a que, al igual que con la relación de largo plazo, se imposibilita la aplicación de pruebas multiecuacionales, o la prueba de Pedroni, dado el número de variables que se incluyen en el modelo.<sup>15</sup>

### 3.3.2.3.3 Relación de corto plazo

<sup>13</sup> Con respecto al enfoque multiecuacional, Larsson, Lyhagen y Lothgren (2001) crean una prueba de este tipo para paneles heterogéneos basado en la prueba de Johansen para series de tiempo. (Harris y Solis, 2003)

<sup>14</sup> Las pruebas más usadas son las de Kao (1999) y Pedroni (1995, 1999) cuya hipótesis nula es la no cointegración y la prueba basada en los residuos de McKosley y Kao (1998) cuya hipótesis nula es la cointegración. (Harris y Solis, 2003)

<sup>15</sup> La prueba de Kao que se aplica a las variables es una tipo ADF, se comienza con una regresión de panel tal como la que se presenta en la ecuación a continuación:

$$y_{it} = x'_{it} \beta + z'_{it} \gamma + e_{it} \quad (12)$$

En la cual se presume que tanto  $y$  como  $x$  son no estacionarios y que:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{i,t-1} + v_{it} \quad (13)$$

Siendo:

- $H_0 : \rho = 1$  (No cointegración)
- $H_1 : \rho < 1$  ( $x$  y  $y$  están cointegradas)

Específicamente, se supone que las series no presentan una tendencia determinística, la selección del número de rezagos para corregir la posible autocorrelación serial de los residuos se lleva a cabo automáticamente basada en la minimización del criterio de información de Schwarz (SIC) al igual que el ancho de banda se hace de forma automática según Newey West.

Tal y como explican Harris y Solis (2003), una vez que se estima la relación de largo plazo entre las variables, resulta importante considerar la evolución en el corto plazo de las variables ya que, generalmente, la economía no se encuentra en equilibrio por la imposibilidad de los agentes de ajustarse automáticamente a nuevas informaciones. Estos costos de ajuste conducen a que el valor actual de la variable explicada ( $y_{it}$ ) pueda estar en función de las variables explicativas actuales ( $x_{it}$ ) y de valores rezagados de  $y_{it}$  y  $x_{it}$ .

La relación de corto plazo se especifica como un Modelo de Corrección de Errores (MCE o en inglés “ECM”) siguiendo el enfoque de Pedroni y de Kao, el cual, de forma similar a la propuesta de Engle y Granger, tiene como objeto estimar la velocidad de ajuste de la economía hacia el largo plazo. En particular, se especifica un modelo de mínimos cuadrados generalizados (MCG), cuyas variables explicativas están compuestas por las variables endógenas incluidas en la relación de largo plazo en primeras diferencias y, para calcular la velocidad de ajuste, los residuos que se obtienen de la relación de largo plazo rezagados un período. Al igual que para la estimación de la relación de largo plazo, se utiliza el estimador de Parks para corregir la heterocedasticidad de secciones cruzadas y la correlación contemporánea.

### 3.4 Submuestras

Uno de los puntos de interés de este estudio es encontrar qué características de los bancos pueden estar asociadas a las economías de escala. Siguiendo el enfoque

de trabajos anteriores, como Altunbas, Evans y Molyneux (1997), el impacto de las características se estudia mediante la reestimación de la función de costos totales, en base a una nueva muestra que incluye todos los bancos de la muestra original que comparten esa característica.

Este trabajo estudia el impacto de la propiedad pública o privada, de la propiedad extranjera o nacional, del alcance geográfico nacional o regional, y del tamaño (grande o no grande) de los bancos, sobre las economías de escala. Un banco es definido como de propiedad extranjera cuando la mayoría de su capital social se encuentra en manos de propietarios no venezolanos, de lo contrario será considerada como nacional. El mismo criterio se aplica para determinar si un banco es público o privado. El alcance geográfico del banco se determina según la definición que el mismo banco se da, mientras que el tamaño se determina según el número de sucursales. Específicamente, se consideran bancos grandes a aquéllos con más de 100 agencias en promedio durante el período estudiado, y como no grandes al resto. Debe apuntarse que algunas submuestras, tales como la de bancos públicos, bancos extranjeros y bancos regionales, son demasiado pequeñas como para poder realizar una estimación de calidad. Para estos casos, el análisis se reduce a comparar los resultados de la submuestra más grande (bancos privados, por ejemplo), con los que se obtienen usando la totalidad de los bancos. El Anexo II presenta la clasificación de los bancos de la muestra por cada una de estas características

## 2. Hechos Estilizados

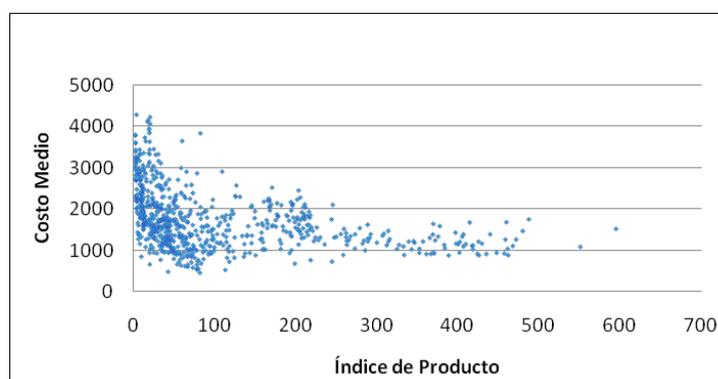
En este capítulo, se exponen brevemente los hechos relevantes del sistema bancario venezolano en cuanto a economías de escala durante el período estudiado. En primer lugar, se obtiene una representación gráfica del comportamiento de los costos medios en la banca venezolana, y se describe la participación de cada submuestra de interés en los productos bancarios. Después se analiza la evolución en el tiempo de las distintas variables que posteriormente se utilizan en la función de costos estimada, y se estudia el comportamiento de estas variables en las distintas submuestras. Estos hechos estilizados se describen basados en una muestra de 20 bancos que registran actividades continuas en el período bajo estudio. Es de notar que la información estadística es transformada en función de la metodología que se explica en el capítulo anterior.

Una de las representaciones gráficas más comunes referidas a la existencia de economías de escala es la curva de costos medios, que representa la evolución del costo medio de un producto a medida que aumenta la producción de éste. Sin embargo, dado que en la banca se generan varios productos con los mismos costos, cualquier indicador de costos medios debe tomar en cuenta la naturaleza multiproducto de la actividad bancaria. Por lo tanto, es necesario calcular un índice de producción que pondere los tres productos bancarios que se utilizan en este

estudio<sup>16</sup>. Por esta razón, los costos totales fueron divididos por este índice para encontrar un indicador de costos medios bancarios. El valor de este indicador de costos medios fue graficado junto con el índice de producción para los 20 bancos analizados en los 38 periodos de estudio. En el Gráfico N° 2.1 se observan los resultados:

Gráfico N° 2.1: Índice de producto y costo medio de la banca venezolana.

Período 1999-2008



El Gráfico N° 2.1 sugiere que la curva de costos medios de la banca venezolana tiene forma de L, lo cual se ajusta al consenso de la literatura (Clark, 1988). Sin embargo, las conclusiones definitivas deben esperar a un análisis econométrico más detallado.

Por otro lado, en el Cuadro N° 2.1 se encuentra la participación promedio de cada una de las submuestras para el total del período de estudio, en cada uno de los

<sup>16</sup> El índice de producto se construye de la siguiente forma. En primer lugar, se suman las inversiones en títulos valores y la cartera de crédito reales trimestralizadas de cada banco para cada período, y se divide el valor obtenido entre la media de esta suma para el total de los bancos en todos los períodos. Este valor se multiplica por dos tercios. El valor de otros ingresos operativos de cada banco para cada período también se divide entre su media para todos los bancos en todos los períodos, y este valor se multiplica por un tercio. Se suman las dos divisiones y se multiplican por 100 para encontrar el valor del índice.

productos bancarios que se definen en esta investigación, así como en el activo total y las captaciones del público.

Cuadro N°2.1: Participación promedio de los productos bancarios, activo total y captaciones del público por submuestras

	Submuestra							
	Propiedad Nacional	Propiedad Extranjera	Alcance Regional	Alcance Nacional	Propiedad Pública	Propiedad Privada	Grande	No Grande
% Cartera Crédito	59.1%	40.9%	11.8%	88.3%	3.8%	96.2%	70.9%	29.1%
% Inversiones	68.0%	32.0%	15.4%	84.6%	18.8%	81.2%	59.2%	40.8%
% Otros Ingresos	64.2%	35.8%	10.5%	89.5%	10.2%	89.8%	66.7%	33.3%
% Activo Total	62.9%	37.2%	12.9%	87.1%	10.0%	90.0%	66.3%	33.7%

Del Cuadro N° 2.1 se desprenden dos conclusiones fundamentales. En primer lugar, se observa que algunos tipos de bancos concentran más sus activos en créditos, mientras que otros prefieren realizar más inversiones en títulos valores. La participación de los bancos de propiedad extranjera, de alcance nacional, de propiedad privada, y de tamaño grande, en el total de créditos concedidos por la banca, es sustancialmente mayor que su participación en las inversiones en títulos valores, lo cual parece indicar que estos bancos tienen una preferencia relativa a conceder créditos frente a comprar títulos. Esta diferencia es especialmente marcada en relación con los bancos de propiedad pública, que con el 10% del activo total de la banca conceden menos del 4% de los créditos. La segunda conclusión es que la participación en el total de otros ingresos operativos, que incluye los ingresos por diversas comisiones que cobra la banca, sugiere que ninguna de las categorías de bancos estudiada tiene una especialización particular en este servicio. Esto se debe a que la participación de las categorías de bancos en la totalidad de los ingresos operativos está muy cercanamente relacionada a la participación en el activo total.

En los Gráficos N° 2.2 a N° 2.5 se observa la evolución del precio de los insumos no financieros por submuestra. Los insumos no financieros son el capital y el trabajo requeridos para llevar a cabo la producción bancaria, y su precio se mide dividiendo el total de costos operativos y de personal entre el total de activo. El precio que aparece en los gráficos es el promedio ponderado del precio de la submuestra, tomando cada precio individual para cada período y ponderándolo por el activo total. Se observa como para todas las submuestras el precio de los insumos no financieros desciende considerablemente durante el período estudiado. Esto quiere decir que los costos operativos y de personal en la banca venezolana crecen en menor proporción que el activo total durante el período de estudio. Resalta también el hecho de que el precio de los insumos no financieros es consistentemente menor para los bancos de alcance regional que para los bancos de alcance nacional, para los bancos de propiedad extranjera que para los bancos de propiedad nacional, y para los bancos pequeños que para los bancos grandes. Es de notar que existen grandes oscilaciones en el precio de los insumos no financieros para los bancos de propiedad pública, con lo que no se puede llegar a conclusiones definitivas acerca de su comportamiento para esta submuestra. La causa principal de estas oscilaciones es el comportamiento errático de estos costos en uno de los dos bancos del Estado incluidos en el análisis, posiblemente debido a frecuentes ajustes a la contabilidad.

Gráfico N°2.2: Precio insumos no financieros por tipo de propiedad: Total, nacional y extranjera

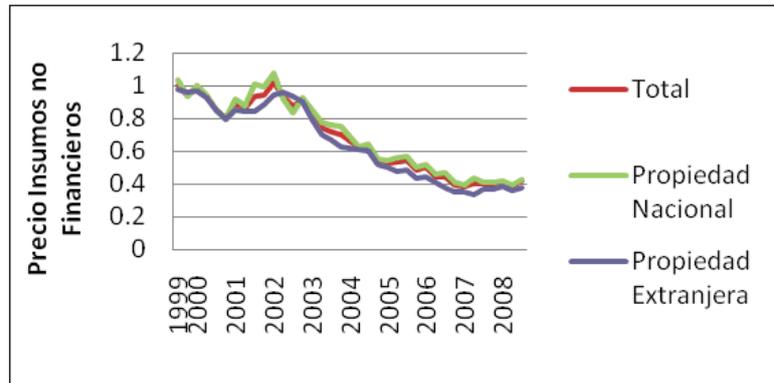


Gráfico N°2.3: Precio insumos no financieros por alcance: Total, regional y nacional

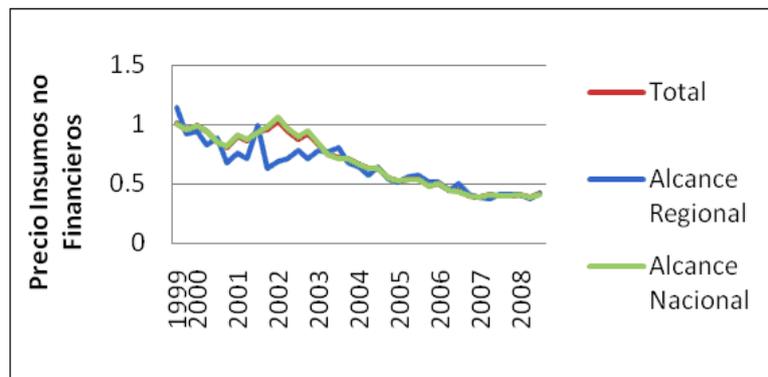


Gráfico N°2.4: Precio insumos no financieros por tipo de propiedad: Total, pública y privada

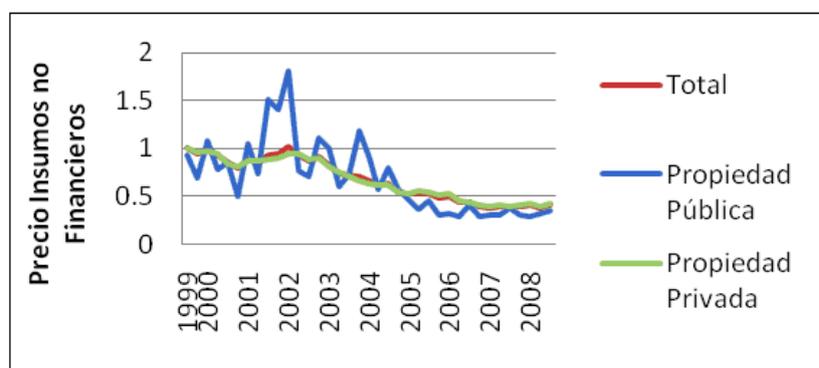
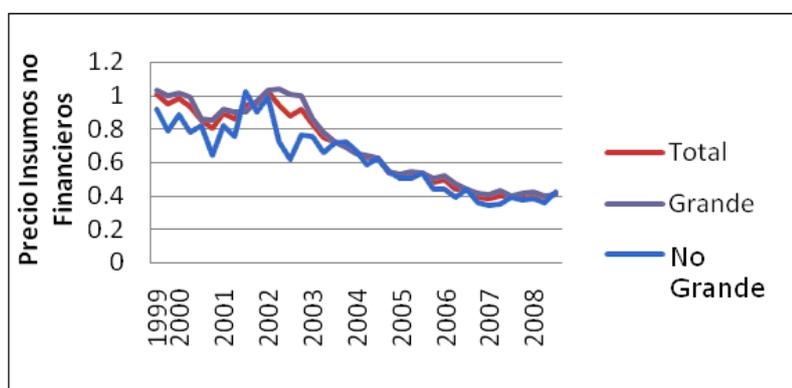


Gráfico N°2.5: Precio insumos no financieros por tamaño: Total, grandes y no grandes



En los Gráficos N°2.6 a N°2.9 se observa el comportamiento del precio de los insumos financieros por submuestra. Este precio se obtiene al dividir los costos financieros entre el total pasivos financieros, encontrando así una razón que mide cuánto cuestan los insumos financieros a la banca. Al igual que en el precio de los insumos financieros, resalta un comportamiento similar a lo largo del tiempo para cada submuestra: el costo trimestral es de menos del 2% de los pasivos financieros hasta el 2001, año en el cual llega a duplicarse el costo. A partir del 2002, el precio

de los insumos financieros cae rápidamente para volver a ser inferior al 2% trimestral, para acercarse al 3% a finales a partir del 2007. En cuanto al comportamiento por submuestras, se observan diferencias bastante marcadas respecto de los precios de insumos financieros entre bancos con distintas características. Los bancos extranjeros, de alcance nacional, de propiedad pública, y especialmente, los bancos grandes tienen menores precios para este tipo de insumo. Esto abre la posibilidad de que, existan economías de escala en la banca venezolana porque los bancos de mayores dimensiones pueden adquirir insumos financieros a un menor coste.

Gráfico N°2.6: Precio insumos financieros por tipo de propiedad: Total, nacional y extranjera

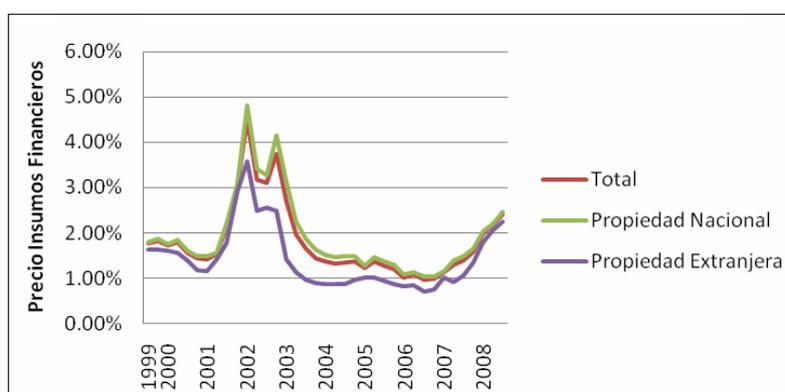


Gráfico N°2.7: Precio insumos financieros por alcance: Total, regional y nacional

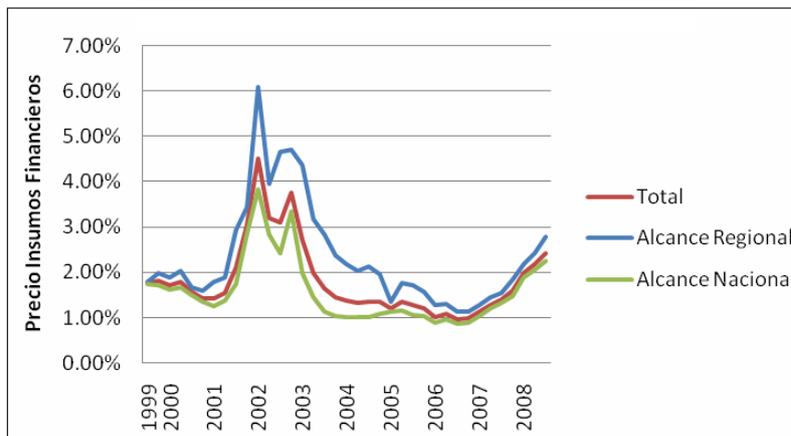


Gráfico N°2.8: Precio insumos financieros por tipo de propiedad: Total, pública y privada

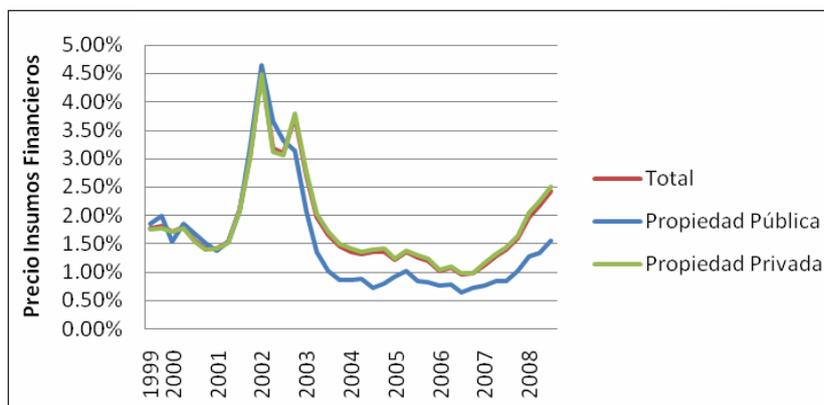
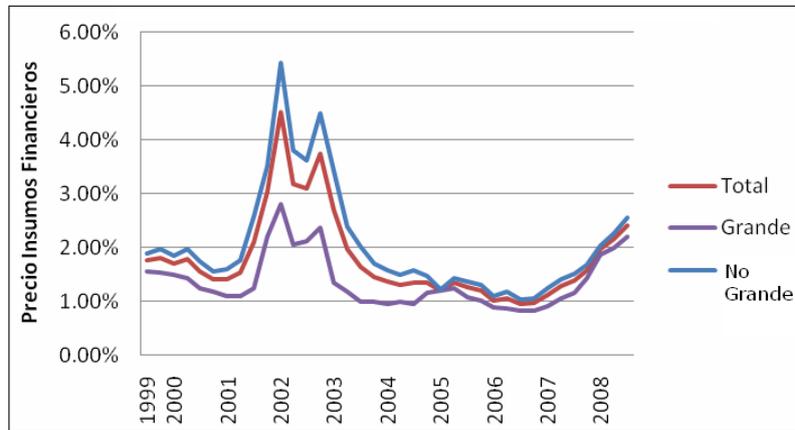


Gráfico N°2.9: Precio insumos no financieros por tamaño: Total, grandes y no grandes



## 4. Estimación de Economías de escala

Siguiendo la metodología descrita en el capítulo 2, en esta sección se prosigue con la estimación de un indicador de economías de escala a través de la estimación econométrica de una función de costos bancaria. En la primera parte, se encuentran los resultados de las pruebas de raíces unitarias, en la segunda los resultados del análisis de la covarianza. En la tercera, se aplica la metodología a la muestra general que incluye todos los bancos. En la cuarta, se reestiman las funciones de costo para cada una de las submuestras, comparando los resultados obtenidos con la submuestra general.

### 4.1 Resultados de las pruebas de raíces unitarias

Como se indica en los aspectos metodológicos, se debe examinar la estacionariedad de las variables de la Ecuación N° 3 antes de proseguir con la estimación del modelo en sí. El Cuadro N° 4.1 resume las conclusiones obtenidas de dichas pruebas:

Cuadro N° 4.1: Resultados de las pruebas de raíces unitarias

	Raíz común		Raíces individuales		
	LLC	IPS	ADF	PP	
<b>LOGCT_W2</b>	I(1), intercepto y tendencia				
<b>LOGW1_W2</b>	I(1), intercepto y tendencia				
<b>LOGQ1</b>	I(0), intercepto y tendencia	I(0), intercepto y tendencia	I(0), intercepto y tendencia	I(1), intercepto y tendencia	
<b>LOGQ1LOGW1_W2</b>	I(1), intercepto y tendencia				
<b>LOGQ2</b>	I(0), intercepto	I(0), intercepto	I(0), intercepto	I(0), intercepto	
<b>LOGQ2LOGW1_W2</b>	I(1), intercepto y tendencia	I(1), intercepto y tendencia	I(0), intercepto y tendencia	I(0), intercepto y tendencia	
<b>LOGQ3</b>	I(0), intercepto y tendencia				
<b>LOGQ3LOGW1_W2</b>	I(1), intercepto y tendencia	I(0), intercepto y tendencia	I(0), intercepto y tendencia	I(1), intercepto y tendencia	
<b>W1W2_W12W22</b>	I(0)	I(0), intercepto	I(0), intercepto y tendencia	I(0), intercepto	

Las pruebas indican sin ambigüedad que las series LOGCT\_W2, LOGW1\_W2, y LOGQ1LOGW1\_W2 presentan raíces unitarias, siendo integradas de orden 1 con intercepto y tendencia, mientras que las series LOGQ2, LOGQ3, y W1W2\_W12W22 no presentan raíces unitarias. Para las series LOGQ1, LOGQ2LOGW1\_W2 y LOGQ3LOGW1\_W2 las pruebas en su conjunto no permiten llegar a conclusiones definitivas. En el Anexo III se encuentran los resultados de dichas pruebas en forma detallada.

#### 4.2 Resultados del análisis de la covarianza

Para determinar si la estimación de las relaciones de corto y largo plazo se debe hacer agrupada o por efectos fijos, se realiza una prueba F de homogeneidad

propuesta por Hsiao (2002). Estos resultados se presentan en el Cuadro N°4.2 a continuación:

Cuadro N°4.2: Resultados del análisis de la covarianza

	<b>F</b>	<b>Método de estimación</b>
Muestra general - largo plazo	1.0603741	Regresión agrupada
Muestra general - corto plazo	0.2665927	Regresión agrupada
Bancos propiedad nacional - largo plazo	0.7796311	Regresión agrupada
Bancos propiedad nacional - corto plazo	0.0881576	Regresión agrupada
Bancos alcance nacional - largo plazo	2.4567981	Efectos fijos
Bancos alcance nacional - corto plazo	0.2441281	Regresión agrupada
Bancos propiedad privada - largo plazo	1.4102648	Regresión agrupada
Bancos propiedad privada - corto plazo	0.123498	Regresión agrupada
Bancos grandes - largo plazo	0.488314	Regresión agrupada
Bancos grandes - corto plazo	0.1206021	Regresión agrupada
Bancos no grandes - largo plazo	0.4436847	Regresión agrupada
Bancos no grandes - corto plazo	0.0943173	Regresión agrupada

Se evidencia que el único caso en el cual no se puede aceptar la hipótesis nula de homogeneidad general es el de la relación de largo plazo de los bancos de alcance nacional, razón por la cual éste se estima por el método de efectos fijos. De resto, las demás estimaciones son especificadas como regresiones agrupadas.

### **4.3 Resultados de la muestra**

A continuación los resultados de la estimación de largo, corto plazo y economías de escala:

### 4.3.1 Relación a largo plazo

Los resultados de la estimación agrupada de la relación de largo plazo por MCG y MCGD se observan en el Anexo IV y V respectivamente.

Se agregan tres variables ficticias al modelo:

- @SEAS(4): captura la estacionalidad que existe en el último trimestre de cada año. Esta “dummy” estacional no sólo tiene significancia estadística en el modelo, sino que se ajusta al mayor uso de servicios financieros en los últimos meses del año.
- @TREND y @TREND^2: capturan los cambios tecnológicos que afectan al sector bancario durante el período estudiado; se evidencia que, el coeficiente conjunto de ambas variables es negativo, reflejando la relación inversa entre este progreso tecnológico y los costos totales.

Bajo ambas estimaciones, todos los coeficientes son significativos al 5%, y en conjunto, las variables explican más del 99% de la varianza de los costos totales. El estadístico F a su vez indica que las variables en su conjunto son significativas para explicar el costo total. Los signos de los coeficientes se corresponden en líneas generales a los esperados estadísticamente, con la excepción de LOGY1LOGW1\_W2 y LOGQ3LOGW1\_W2. Sin embargo, como se señala en el marco metodológico, se da mayor importancia a la interpretación conjunta de los signos a través de las elasticidades calculadas, con lo que la interpretación definitiva sólo se hace tomando en cuenta estos cálculos.

Los Cuadros N°s 4.3 y 4.4 presentan los resultados en cuanto a la calidad de estimación de cada uno de los enfoques econométricos: éstos son mejores por MCGD que por MCG. Se explica un mayor porcentaje de la varianza, se da una reducción de la suma de los residuos al cuadrado, y lo más importante, se logra una mejora en el estadístico de Durbin-Watson, por lo que se reducen los problemas de autocorrelación presentes en la estimación por MCG. Por tanto, se da mayor validez a los resultados obtenidos por la estimación MCGD.

Cuadro N° 4.3: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.99704	Media variable dependiente	72.7687
R cuadrado ajustado	0.997	D.E. variable dependiente	102.383
E.S. de la regresión	0.99714	Suma residuos al cuadrado	743.726
Estadístico F	22928.5	Durbin-Waston	1.35544
Prob(Estadístico F)	0		

Cuadro N° 4.4: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.99877	Media variable dependiente	129.583
R cuadrado ajustado	0.99865	D.E. variable dependiente	210.463
S.E. of regresión	1.00074	Suma residuos al cuadrado	525.782
Estadístico F	7920.49	Durbin-Waston	1.47851
Prob(Estadístico F)	0		

### 4.3.1.2 Resultados asociados a economías de escala<sup>17</sup>

A pesar de que el enfoque econométrico preferido es MCGD, se analizan los resultados asociados a ambos métodos econométricos: el valor de las elasticidades, que se muestra en el Cuadro N° 4.5, se corresponde a los valores esperados por la teoría económica, es decir, tienen signos positivos.

Cuadro N° 4.5: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG y MCGD

	<b>Elasticidades-Costo</b>	
	<b>MCG</b>	<b>MCGD</b>
De la cartera de créditos bruta	0,529	0,498
De las inversiones en títulos valores	0,308	0,307
De otros ingresos operativos	0,094	0,127
Del precio de los insumos no financieros	0,370	0,257
Del Precio de los insumos financieros	0,644	0,757
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,930</b>	<b>0,932</b>

En el caso de los resultados de la estimación por MCG se destaca que la cartera de créditos bruta, es el producto que más incide en los costos: una expansión del 1% de este rubro se correspondería con un incremento en un 0,52% de los costos totales. Mientras tanto, otros ingresos operativos, es el menos intensivo en costos, dado que un crecimiento del 1% de este producto implica que los costos totales crecen en un 0,09%. También es de interés que la Elasticidad-Costo del precio de los insumos no financieros, es sustancialmente inferior a la del precio de los insumos

<sup>17</sup> Los cálculos de las Elasticidades-Costo total de los productos y los precios se hacen en base a las ecuaciones 4 a 6, explicadas en el capítulo de aspectos metodológico. Los valores de los parámetros se obtienen como resultado de las estimaciones, mientras que los valores de las variables (tales como  $\log w_2$ ) se corresponden a los promedios de éstas para cada muestra.

financieros. Una expansión del 1% del precio de los insumos no financieros aumenta los costos totales en un 0,37% mientras, que para el precio de los insumos financieros los costos totales aumentan 0,644%, lo que permite afirmar que los costos bancarios son más susceptibles a incrementos en los precios de los insumos financieros que de los insumos no financieros.

Ahora bien, al comparar estos resultados con los que se obtienen por MCGD se observa que existen algunas diferencias en los valores de las elasticidades individuales: la Elasticidad-Costo de la cartera de créditos bruta es menor, y la de otros ingresos operativos mayor, mientras que la Elasticidad-Costo del precio de los insumos no financieros es menor y la Elasticidad-Costo del precio de los insumos financieros mayor, sin que esto cambie la importancia relativa de estas elasticidades.

Con respecto a la Elasticidad-Escala, a través de ambos enfoques se estima una Elasticidad-Escala cercana a 0,93, permitiendo concluir la presencia de economías de escala. El valor de 0,93 indica que un incremento de 1% de la producción de cada producto implicaría un aumento de sólo 0,93% de los costos totales. Este valor es consistente con los obtenidos en otras investigaciones recientes usando una función de costos translogarítmica, como Allen y Liu (2005), Srivastava (1999) y Croce, Macedo y Triunfo (2001). Con el objeto de evaluar la calidad de los resultados, se efectúa la prueba de significancia de Wald y se confirma que la Elasticidad-Escala es significativamente diferente de uno, los resultados se presentan en el Anexo VI.

### **4.3.2 Prueba de cointegración**

Dado que la variable dependiente (LOGCT\_W2) es integrada de orden 1, y que existen variables explicativas tanto estacionarias como no estacionarias, se hace necesario determinar si existe una relación de cointegración entre las variables. Consecuentemente, se hace una prueba de cointegración de Kao, cuyos resultados en detalle se encuentran en el Anexo VII. En este caso, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria de los residuos. Por lo tanto, se concluye que los residuos son estacionarios en nivel sin tendencia o constante, confirmándose así la existencia de una relación cointegrativa entre las variables. La existencia de una relación cointegrativa, a su vez, requiere que se haga una estimación de largo plazo y una de corto plazo según el enfoque de Pedroni (1995). Asimismo, dada la existencia de una relación de cointegración entre las variables, se puede garantizar que a pesar del problema de autocorrelación que señala el estadístico Durbin-Watson, no se está en presencia de una regresión espuria.

### **4.3.3 Relación de corto plazo**

Una vez que se especifica la relación a largo plazo de la función de costos y que se prueba la cointegración, se estima la relación de corto plazo de las variables del modelo. Los resultados de esta estimación de forma agrupada se observan en el Anexo VIII. El signo del coeficiente de los residuos de la relación de largo plazo

rezagados es negativo, con lo que se puede afirmar que el modelo estimado se mueve hacia el equilibrio.

Con respecto a calidad de la estimación, los resultados se presentan en el Cuadro N° 4.6 La estimación explica el 95% de la varianza de la variable dependiente, y la incorporación de rezagos en diferencias recoge la posible autocorrelación.

Cuadro N° 4.6: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.95925	Media variable dependiente	0.60144
R cuadrado ajustado	0.95734	D.E. variable dependiente	5.02084
E.S. de la regresión	1.0007	Suma residuos al cuadrado	553.77
Estadístico F	500.707	Durbin-Waston	1.93933
Prob(Estadístico F)	0		

#### 4.4 Resultados de las submuestras

Para estudiar las características a las que se encuentran asociadas las economías de escala, se realizan reestimaciones de la Ecuación N°3 para cada una de las submuestras definidas con el objeto de estimar la relación de largo plazo, a partir de la cual se encuentra la Elasticidad-Escala. Asimismo, se estima para cada una de ellas la relación de corto plazo con el propósito de asegurar que la economía se mueve hacia el equilibrio. En el Cuadro N° 4.7 se resumen las conclusiones para cada submuestra, que se explican, individualmente, a continuación. Aunado a esto, para evaluar la calidad de los resultados, se efectúa la prueba de significancia de Wald sobre la Elasticidad-Escala estimada, los resultados se presentan en el Anexo VI.

Cuadro N° 4.7: Resumen de resultados obtenidos

Muestras analizadas	Elasticidad escala		Conclusiones		
	MCG	MCGD*1	General	Comparativas	Robustez*2
Muestra general	0,93	0,932	Presencia de economías de escala		Robusto
Propiedad privada	0,933	0,931		Característica no asociada a economías de escala	Robusto
Propiedad nacional	0,933	0,936		Característica no asociada a economías de escala	Robusto
Alcance nacional	0,903	0,955		Según MCGD, bancos de alcance nacional gozan de menores economías de escala que la muestra total	No robusto
Bancos grandes	0,958	0,925		Según MCGD, bancos grandes gozan de mayores economías de escala que la muestra total	No robusto
Bancos no grandes	0,963	0,947		Según MCGD, bancos no grandes presentan menores economías de escala que la muestra total	No robusto

#### 4.4.1 Resultados de bancos según el tipo de propiedad (Nacional y Extranjera)

Tal y como se evidencia en el Anexo II, la submuestra de bancos de propiedad nacional está compuesta por 14 bancos, sólo se cuenta con 6 bancos de propiedad extranjera. Dado el tamaño reducido de la submuestra de bancos extranjeros, los resultados de esta submuestra serán comparados con los de la muestra general.

#### 4.4.1.1 Relación de largo plazo

La relación de largo plazo se estima como una regresión agrupada por MCG y, posteriormente, por MCGD para mejorar la calidad de estimación. En vista que la dinámica de la autocorrelación es diferente para cada submuestra, se elimina la variable explicativa @SEAS(4), que hace referencia al componente estacional en el cuarto trimestre de cada año, ya que esta no resulta significativa. Sin embargo, sí se mantienen las variables ficticias de tendencia que intentan atrapar el efecto de los cambios tecnológicos sobre los costos totales.

Los resultados de la estimación de la relación de largo plazo por MCG pueden observarse en el Anexo IX, y los resultados en cuanto a la calidad de estimación de la relación en el Cuadro N° 4.8. Todos los coeficientes son significativos al 5%, en conjunto las variables explican más del 99% de la varianza de los costos totales. El estadístico F a su vez indica que las variables en su conjunto son significativas para explicar el costo total.

Cuadro N° 4.8: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:

#### Bancos de propiedad nacional

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.995377	Media variable dependiente	7.984.239
R cuadrado ajustado	0.995294	D.E. variable dependiente	8.800.774
E.S. de la regresión	0.993257	Suma residuos al cuadrado	5.514.864
Estadístico F	12035.20	Durbin-Waston	1.174.687
Prob(Estadístico F)	0.000000		

Siguiendo la misma metodología que para la muestra general, se reestima el modelo por MCGD dado el bajo valor del estadístico Durbin-Watson reportado en el

Cuadro N° 4.8. Los resultados de dicha estimación se encuentran de forma detallada en el Anexo X. Los coeficientes son significativos al 5%, y, como se observa en el Cuadro N° 4.9, en conjunto las variables explican más del 99% de la varianza de los costos totales. El estadístico F a su vez indica que las variables en su conjunto son significativas para explicar el costo total.

Cuadro N° 4.9: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:

Bancos de propiedad nacional

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.998365	Media variable dependiente	1.090.420
R cuadrado ajustado	0.998181	D.E. variable dependiente	1.554.219
E.S. de la regresión	1013606	Suma residuos al cuadrado	4.006.846
Estadístico F	5413287	Durbin-Waston	1.348.629
Prob(Estadístico F)	0.000000		

El Cuadro N° 4.9 pone en evidencia que con el MCGD se explica un mayor porcentaje de la varianza, se da una reducción de la suma de los residuos al cuadrado, y mejora sustancialmente el estadístico de Durbin-Watson, con lo que se concluye que se redujeron los problemas de autocorrelación presentes en la estimación por MCG.

#### 4.4.1.1.1 Resultados asociados a economías de escala

Los resultados de esta submuestra se comparan con los resultados de economías de escala obtenidos para la muestra total ya que la investigación sólo cuenta con 6 bancos de propiedad extranjera. A pesar de que la estimación preferida es por MCGD, se analizan los resultados asociados a la estimación por MCG. El

Cuadro N° 4.10 presenta el valor de las elasticidades calculadas para los bancos de propiedad nacional y para la muestra general. El valor de las elasticidades se corresponde a los valores esperados según la teoría económica, es decir, todas tienen signos positivos.

Cuadro N° 4.10: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG: Muestra general y bancos de propiedad nacional

<b>Elasticidades-Costo</b>	<b>Muestra general</b>	<b>Propiedad nacional</b>
De la cartera de créditos bruta	0,529	0,512
De las inversiones en títulos valores	0,308	0,335
De otros ingresos operativos	0,094	0,086
Del precio de los insumos no financieros	0,37	0,381
Del Precio de los insumos financieros	0,644	0,614
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,93</b>	<b>0,933</b>

Como se observa, las elasticidades que se obtienen por la estimación por MCG para los bancos de propiedad nacional son muy similares a las de la muestra general. Entre las diferencias más notables se encuentra en la mayor Elasticidad-Costo de las inversiones en títulos valores. Esto es consistente con la mayor participación relativa de los bancos nacionales en este rubro. El Cuadro N° 4.11 presenta los valores de las elasticidades calculadas por MCGD:

Cuadro N° 4.11: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Muestra general y Bancos de propiedad nacional

<b>Elasticidades-Costo</b>	<b>Muestra general</b>	<b>Propiedad nacional</b>
De la cartera de créditos bruta	0,498	0,487
De las inversiones en títulos valores	0,307	0,334
De otros ingresos operativos	0,127	0,115
Del precio de los insumos no financieros	0,257	0,401
Del Precio de los insumos financieros	0,757	0,592
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,932</b>	<b>0,936</b>

Las conclusiones en cuanto a Elasticidades-Costo de los productos que se encuentran en la estimación por MCG se mantienen para la estimación por MCGD. Sin embargo, en esta estimación las diferencias relativamente pequeñas que existen en las Elasticidades-Costo de los precios se incrementan sustancialmente. La Elasticidad-Costo del precio de los insumos no financieros es sustancialmente mayor bajo esta estimación, y la del precio de los insumos financieros sustancialmente menor, con lo que se puede concluir que al aumentar el precio de los insumos no financieros los costos de los bancos nacionales aumentan más que los de la muestra general.

Con respecto a las economías de escala en esta submuestra, se puede indicar que el valor de la Elasticidad-Escala es robusto a cambios en la forma de estimación y cercano a 0,93, con lo que se concluye que la propiedad nacional de los bancos no parece explicar diferencias en cuanto a economías de escala. Se requieren estudios más profundos de esta relación para determinar si es una conclusión generalizable.

#### 4.4.1.2 Relación de corto plazo

Los resultados de la estimación de la relación de corto plazo como una regresión agrupada se presentan con detalle en el Anexo XI, todos los coeficientes son significativos al 10%. Asimismo, el signo del coeficiente que acompaña a los residuos obtenidos de la relación de largo plazo rezagados un período es negativo; siendo ésta la velocidad de ajuste, se confirma que la submuestra tiende hacia el equilibrio de largo plazo.

El Cuadro N° 4.12 presenta los resultados en cuanto a la calidad de estimación del modelo. Se observa que en conjunto las variables explican más del 90% de la varianza de los costos totales. El estadístico F a su vez indica que las variables en su conjunto son significativas para explicar el costo total, y un Durbin-Watson cercano a 2 refleja que el modelo no presenta problemas de autocorrelación.

Cuadro N° 4.12: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:

#### Bancos propiedad nacional

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.932055	Media variable dependiente	0.615718
R cuadrado ajustado	0.928078	D.E. variable dependiente	3.879.708
E.S. de la regresión	1.006.134	Suma residuos al cuadrado	4.150.452
Estadístico F	2.343.448	Durbin-Waston	2.056.419
Prob(Estadístico F)	0.000000		

#### **4.4.2 Resultados de bancos según el alcance geográfico (Nacional y Regional)**

En el Anexo II se puede observar que la submuestra de bancos de alcance nacional está compuesta por 14 bancos, razón por la cual los resultados serán comparados con los de la muestra general ya que el estudio sólo cuenta con 6 bancos de alcance regional.

##### **4.4.2.1 Relación de largo plazo**

Tal y como se menciona anteriormente, el análisis de la covarianza de Hsiao permite concluir que el método óptimo de estimación de la relación de largo plazo para esta submuestra es el de efectos fijos. Los resultados de esta estimación por MCG se presentan en el Anexo XII. En este caso, se mantienen las variables ficticias de tendencia y el componente estacionario. Ahora bien, la calidad del modelo estimado por MCG es relativamente baja, todas las variables son significativas al 5% exceptuando W1W2\_W12W22 la cual no resulta significativa en la estimación. Los resultados en cuanto a la calidad de estimación de la relación se resumen a continuación en el Cuadro N° 4.13:

Cuadro N° 4.13: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:

## Bancos de alcance nacional

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.995868	Media variable dependiente	1.383.982
R cuadrado ajustado	0.995672	D.E. variable dependiente	9.497.280
E.S. de la regresión	0.976289	Suma residuos al cuadrado	4.832.419
Estadístico F	5.091.077	Durbin-Waston	1.262.490
Prob(Estadístico F)	0.000000		

Ante el bajo nivel del estadístico Durbin-Watson, se reestima el modelo por el método de mínimos cuadrados generalizados dinámicos (MCGD). Los resultados de dicha estimación se pueden encontrar de forma detallada en el Anexo XIII. Se puede observar que la variable W1W2\_W12W22 resulta significativa. Además, el Cuadro N° 4.14 permite observar que efectivamente la calidad de estimación aumenta al estimar la función de costos por MCGD.

Cuadro N° 4.14: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:

## Bancos de alcance nacional

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.998241	Media variable dependiente	8.129.623
R cuadrado ajustado	0.997981	D.E. variable dependiente	1.731.117
E.S. de la regresión	1.033.263	Suma residuos al cuadrado	3.768.739
Estadístico F	3.851.705	Durbin-Waston	1.371.327
Prob(Estadístico F)	0.000000		

Los coeficientes son significativos al 5%, y, como se observa en el Cuadro N° 4.14, en conjunto las variables explican más del 99% de la varianza de los costos totales. El estadístico F a su vez indica que las variables en su conjunto son significativas para explicar el costo total.

#### 4.4.2.1.1 Resultados asociados a economías de escala

Al igual que en el caso de los bancos de propiedad nacional, los resultados de esta submuestra se comparan con los resultados de economías de escala de la muestra total. A pesar de que la estimación preferida es la MCGD, se comienza por analizar los resultados asociados a la estimación por MCG. El Cuadro N° 4.15 presenta el valor de las elasticidades calculadas para los bancos de alcance nacional y para la muestra general. El valor de las elasticidades se corresponde a los valores esperados según la teoría económica, es decir, todas toman signos positivos.

Cuadro N° 4.15: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG: Muestra general y bancos de alcance nacional

<b>Elasticidades-Costo</b>	<b>Muestra general</b>	<b>Alcance nacional</b>
De la cartera de créditos bruta	0,529	0,578
De las inversiones en títulos valores	0,308	0,242
De otros ingresos operativos	0,094	0,083
Del precio de los insumos no financieros	0,37	0,316
Del Precio de los insumos financieros	0,644	0,687
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,93</b>	<b>0,903</b>

Con respecto a las Elasticidades-Costo, se observan dos grandes diferencias con respecto a la muestra general. La Elasticidad-Costo de la cartera de créditos bruta, es mayor para los bancos de alcance nacional que para la muestra general, mientras que las inversiones en títulos valores tienen una Elasticidad-Costo menor. Este resultado es consistente con la mayor participación relativa que se observa para los bancos de alcance nacional en la cartera de créditos total, y la consiguiente menor

participación en las inversiones. La segunda gran diferencia se observa en el menor valor de la Elasticidad-Costo del precio de los insumos no financieros, y la consiguiente mayor elasticidad para los insumos financieros para los bancos de alcance nacional.

En este caso se observa que la Elasticidad-Escala que se obtiene reestimando la ecuación por MCG para los bancos de alcance nacional es menor a la obtenida para la muestra general. Pareciera entonces que las economías de escala que existen para este tipo de bancos son mayores que las observadas para la muestra general. Ahora bien, dados los problemas de significancia de  $W1W2\_W11W22$  en el modelo y las diferencias significativas en calidad con respecto al MCGD, es necesario analizar los resultados presentados en el Cuadro N° 4.16:

Cuadro N° 4.16: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Muestra general y bancos de alcance nacional

<b>Elasticidades-Costo</b>	<b>Muestra general</b>	<b>Alcance nacional</b>
De la cartera de créditos bruta	0,498	0,536
De las inversiones en títulos valores	0,307	0,302
De otros ingresos operativos	0,127	0,118
Del precio de los insumos no financieros	0,257	0,275
Del Precio de los insumos financieros	0,757	0,713
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,932</b>	<b>0,955</b>

Una vez que se estima la función por MCGD y se subsanan los problemas encontrados por MCG, los resultados obtenidos son muy diferentes. La Elasticidad-Costo de la cartera de créditos bruta sigue siendo mayor a la de la muestra general, pero el descenso del valor de la Elasticidad-Costo de las inversiones en títulos

valores se hace mucho menor. Además, la dirección de los cambios en los valores de las Elasticidades-Costo de los precios cambia, y la magnitud de los cambios se reduce considerablemente, siendo que ante un cambio en el precio de los insumos no financieros, los costos de los bancos de alcance nacional aumentan más y no menos que los de la muestra general.

El indicador de Elasticidad-Escala para bancos nacionales es mayor al obtenido en la muestra general, razón por la cual se concluye que según el enfoque preferido, estos bancos gozan de menores economías de escala que la muestra general. En vista que la estimación MCGD arroja mejores resultados en cuanto a calidad se hace hincapié en estos resultados; sin embargo, las conclusiones para esta submuestra no pueden ser consideradas robustas a cambios de estimación.

#### **4.4.2.2 Relación de corto plazo**

Los resultados de esta estimación que se realiza de forma agrupada por MCG se pueden observar con detalle en el Anexo XIV, todos los coeficientes son significativos al 1%. Asimismo, el signo del coeficiente que acompaña a los residuos de la relación de largo plazo rezagados un período es negativo; siendo ésta la velocidad de ajuste, se confirma que esta submuestra tiende hacia el equilibrio de largo plazo.

El Cuadro N° 4.17 presenta los resultados en cuanto a la calidad de estimación del modelo y que en conjunto las variables explican alrededor del 90% de la varianza de los costos totales. El estadístico F a su vez indica que las variables en

su conjunto son significativas para explicar el costo total, y un Durbin-Watson cercano a 2 refleja que el modelo no presenta problemas de autocorrelación.

Cuadro N° 4.17: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:

Bancos de alcance nacional

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.891179	Media variable dependiente	0.596771
R cuadrado ajustado	0.884627	D.E. variable dependiente	2.947.682
E.S. de la regresión	0.992388	Suma residuos al cuadrado	3.762.067
Estadístico F	1.360.152	Durbin-Waston	1.898.615
Prob(Estadístico F)	0.000000		

#### 4.4.3 Resultados de bancos según el tipo de propiedad (Público y Privado)

Haciendo referencia nuevamente al Anexo II se observar que de la muestra, 18 bancos son privados y sólo 2 públicos, razón por la cual, será necesario comparar los resultados de la submuestra de bancos privados con los de la muestra general.

##### 4.4.3.1 Relación de largo plazo

Nuevamente, la estimación se lleva a cabo de forma agrupada, en una primera instancia por MCG y posteriormente, se mejora especificando un MCGD. Los resultados de la estimación de la relación de largo plazo por MCG pueden observarse en el Anexo XV. En este caso, se elimina la variable ficticia @TREND^2 (tendencia al cuadrado) que, en conjunto con una tendencia lineal, toman en cuenta los cambios

tecnológicos. Todas las variables son significativas al 1%. Los resultados en cuanto a la calidad de estimación de la relación se resumen en el Cuadro N° 4.18:

Cuadro N° 4.18: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:

Bancos de propiedad privada

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.995527	Media variable dependiente	6.115.730
R cuadrado ajustado	0.995461	D.E. variable dependiente	9.330.118
E.S. de la regresión	0.993521	Suma residuos al cuadrado	6.643.074
Prob(Estadístico F)	14978.78	Durbin-Waston	1.267.477
Estadístico F	0.000000		

Nuevamente, el bajo valor del estadístico Durbin-Watson justifica la reestimación del modelo por el MCGD. Los resultados de dicha estimación se pueden encontrar de forma detallada en el Anexo XVI. Las variables son significativas al 1%, y en este caso la variable ficticia @TREND^2 sí resulta significativa, razón por la cual es incluida en el modelo.

El Cuadro N° 4.19 permite observar la mejora en calidad de estimación al especificar la función como MCGD, de particular importancia es el aumento del estadístico Durbin-Watson:

Cuadro N° 4.19: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:

Bancos de propiedad privada

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.997490	Media variable dependiente	9.363.701
R cuadrado ajustado	0.997247	D.E. variable dependiente	1.189.523
E.S. de la regresión	1.010.483	Suma residuos al cuadrado	4.850.108
Estadístico F	4.103.425	Durbin-Waston	1.436.404
Prob(Estadístico F)	0.000000		

#### 4.4.3.1.1 Resultados asociados a economías de escala

Los resultados de los bancos de propiedad privada se comparan con los resultados de economías de escala para la muestra total. Se comienza por analizar los resultados asociados a la estimación por MCG. El Cuadro N° 4.20 presenta el valor de las elasticidades calculadas para los bancos de propiedad privada y para la muestra general:

Cuadro N° 4.20: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG: Muestra general y bancos de propiedad privada

<b>Elasticidades-Costo</b>	<b>Muestra general</b>	<b>Propiedad privada</b>
De la cartera de créditos bruta	0,529	0,592
De las inversiones en títulos valores	0,308	0,263
De otros ingresos operativos	0,094	0,077
Del precio de los insumos no financieros	0,37	0,363
Del Precio de los insumos financieros	0,644	0,628
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,93</b>	<b>0,933</b>

Con respecto a las Elasticidades-Costo, el cambio más notorio es el incremento de la Elasticidad-Costo de la cartera de créditos bruta, y el descenso en la correspondiente a las inversiones en títulos valores. Este cambio puede explicarse dado la sustancialmente menor participación relativa de los bancos privados en las inversiones en títulos valores

El Cuadro N°4.20 permite observar que la Elasticidad-Escala de la muestra de propiedad privada es prácticamente idéntica a la de la muestra general, lo que permite concluir que la propiedad privada no tiene incidencia importante sobre las

economías de escala. Estos resultados son consistentes con aquellos obtenidos por Altunbas, Evans y Molyneux (1997), quienes en su estudio concluyen que los bancos alemanes de propiedad privada, pública y mutua se benefician de economías de escala similares bajo las tres estructuras de propiedad. Aunado a esto, el Cuadro N° 4.21 permite además concluir que estos resultados son robustos ya que la estimación por MCGD arroja los mismos resultados en cuanto a economías de escala y, las mismas conclusiones respecto de las Elasticidades-Costo de los productos.

Cuadro N° 4.21: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Muestra general y bancos de propiedad privada

<b>Elasticidades-Costo</b>	<b>Muestra general</b>	<b>Propiedad privada</b>
De la cartera de créditos bruta	0,498	0,559
De las inversiones en títulos valores	0,307	0,268
De otros ingresos operativos	0,127	0,104
Del precio de los insumos no financieros	0,257	0,376
Del Precio de los insumos financieros	0,757	0,619
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,932</b>	<b>0,931</b>

#### 4.4.3.2 Relación de corto plazo

Los resultados de la estimación de mínimos cuadrados generalizados (MCG) de forma agrupada se pueden observar con detalle en el Anexo XVII, todos los coeficientes son significativos al 10%. Asimismo, dado el signo negativo de la velocidad de ajuste, se confirma que esta submuestra tiende hacia el equilibrio de largo plazo.

El Cuadro N° 4.22 presenta los resultados en cuanto a la calidad de estimación del modelo, en conjunto las variables explican más del 90% de la varianza de los costos totales. El estadístico F a su vez indica que las variables en su conjunto son significativas para explicar el costo total y un Durbin-Watson cercano a 2 refleja que el modelo no presenta problemas de autocorrelación.

Cuadro N° 4.22: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:

#### Bancos de propiedad privada

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.940593	Media variable dependiente	0.736254
R cuadrado ajustado	0.937849	D.E. variable dependiente	4.111.207
E.S. de la regresión	0.997692	Suma residuos al cuadrado	4.957.043
Estadístico F	3.428.171	Durbin-Waston	1.961.072
Prob(Estadístico F)	0.000000		

#### 4.4.4 Resultados de bancos según su tamaño (Grandes y No Grandes)

De todas las características analizadas en esta investigación, la única en la cual se pueden analizar las dos submuestras asociadas es el tamaño. Esto se debe a que son las únicas submuestras lo suficientemente grandes como para permitir comparaciones directas en vez de con la muestra general. En el Anexo II se observa la composición de cada una de ellas: la submuestra de bancos grandes está compuesta por los 7 bancos de la muestra con un promedio de más de 100 sucursales en el período, mientras que la submuestra de bancos no grandes incluye los 13

bancos restantes. A continuación el análisis de los resultados para la relación de corto y largo plazo:

#### 4.4.4 Relación de largo plazo

Los resultados de la estimación agrupada de la relación de largo plazo por MCG para ambas submuestras pueden observarse en el Anexo XVIII. En el caso de los bancos grandes, se eliminan el componente estacional @SEAS4 y la variable explicativa LOGW1\_W2, ya que resultan altamente no significativa en la estimación. Las variables incluidas son significativas al 10%. Por otro lado, en el caso de los bancos no grandes, se eliminan las tres variables ficticias incluidas para la muestra general (componente estacional y las tendencias). Las variables son significativas al 10%, y LOGY2LOGW1\_W2 y LOGY3LOGW1\_W2 presentan coeficientes con signos contrarios a los esperados según la teoría económica. Los resultados en cuanto a la calidad de estimación de la relación se resumen a continuación los Cuadros N°s 4.23 y 4.24:

Cuadro N° 4.23: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:

##### Bancos grandes

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.988391	Media variable dependiente	8.981.672
R cuadrado ajustado	0.987983	D.E. variable dependiente	5.043.624
E.S. de la regresión	0.994438	Suma residuos al cuadrado	2.531.599
Estadístico F	2.421.763	Durbin-Waston	0.840764
Prob(Estadístico F)	0.000000		

Cuadro N° 4.24: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCG:

## Bancos no grandes

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.990915	Media variable dependiente	7.404.146
R cuadrado ajustado	0.990765	D.E. variable dependiente	5.512.652
E.S. de la regresión	0.991672	Suma residuos al cuadrado	4.769.552
Estadístico F	6.612.322	Durbin-Waston	0.994431
Prob(Estadístico F)	0.000000		

Nuevamente, el bajo valor del estadístico Durbin-Watson justifica la reestimación del modelo por el método de mínimos cuadrados generalizados dinámicos (MCGD). Los resultados de dicha estimación para ambas submuestras se encuentran de forma detallada en el Anexo XIX.

Para el caso de los bancos grandes, las variables son significativas al 5%, y en este caso la variable LOGW1\_W2 sí resulta significativa, razón por la cual es incluida en el modelo. Ahora bien, la reestimación por MCGD no permite corregir los problemas con los signos de los coeficientes presentados en el modelo MCG. La estimación por MCGD de la submuestra de bancos no grandes resulta en variables significativas al 10%. Es importante resaltar que para esta estimación se incluye una variable ficticia (DUMMI240) para la observación del Banco Provincial en el cuarto trimestre del 2005, que resultó significativa en la estimación. Los Cuadros N°s 4.25 y 4.26 presentan los resultados en términos de calidad de las estimaciones para los bancos grandes y no grandes respectivamente:

Cuadro N° 4.25: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:

## Bancos grandes

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.997463	Media variable dependiente	2.374.002
R cuadrado ajustado	0.996797	D.E. variable dependiente	1.374.268
E.S. de la regresión	1.036.673	Suma residuos al cuadrado	1.719.507
Estadístico F	1.497.738	Durbin-Waston	0.846282
Prob(Estadístico F)	0.000000		

Cuadro N° 4.26: Calidad de estimación de la relación de largo plazo por MCGD:

## Bancos no grandes

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.997110	Media variable dependiente	7.291.060
R cuadrado ajustado	0.996869	D.E. variable dependiente	1.267.305
E.S. de la regresión	0.993347	Suma residuos al cuadrado	3.660.798
Estadístico F	4.129.416	Durbin-Waston	1.125.543
Prob(Estadístico F)	0.000000		

Es evidente que, a pesar de que la calidad de estimación mejora al estimar por MCGD, el estadístico de Durbin-Watson continúa siendo bastante bajo. Sin embargo, se sabe que el problema de autocorrelación se subsana dada la relación cointegrativa entre las series que asegura no se está en presencia de una regresión espuria.

#### 4.4.4.1.1 Resultados asociados a economías de escala

En este caso se comparan los resultados de los bancos grandes con los de los no grandes entre ellos. El Cuadro N° 4.27 presenta el valor de las elasticidades calculadas para los bancos grandes y no grandes por MCG:

Cuadro N° 4.27: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCG: Bancos grandes y Bancos no grandes

<b>Elasticidades-Costo</b>	<b>Bancos grandes</b>	<b>Bancos no grandes</b>
De la cartera de créditos bruta	0,581	0,545
De las inversiones en títulos valores	0,281	0,334
De otros ingresos operativos	0,096	0,084
Del precio de los insumos no financieros	0,39	0,394
Del Precio de los insumos financieros	0,646	0,602
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,958</b>	<b>0,963</b>

El Cuadro N°4.27 permite observar que la Elasticidad-Escala de los bancos no grandes es marginalmente mayor que la de los bancos grandes, permitiendo concluir entonces que según este tipo de estimación los bancos grandes presentan marginalmente mayores economías de escala en Venezuela para el período estudiado. Un aumento en un 1% de todos los productos bancarios incrementa los costos de los bancos no grandes un 0,005% más que los costos de los bancos grandes. En cuanto a las Elasticidades-Costo individuales, se observa que la Elasticidad-Costo de la cartera de créditos bruta, y de los otros ingresos operativos, para los bancos grandes es mayor, mientras que para las inversiones en títulos valores son mayores para los bancos no grandes. Esto se espera ya que los bancos

grandes tienen mayor participación relativa en cartera de crédito y otros ingresos operativos, y menor en inversiones en títulos valores.

Cuadro N° 4.28: Elasticidades-Costo y Elasticidad-Escala obtenidas en la estimación de la relación de largo plazo por MCGD: Bancos grandes y no grandes

<b>Elasticidades-Costo</b>	<b>Bancos grandes</b>	<b>Bancos no grandes</b>
De la cartera de créditos bruta	0,53	0,52
De las inversiones en títulos valores	0,255	0,331
De otros ingresos operativos	0,14	0,096
Del precio de los insumos no financieros	0,477	0,401
Del Del Precio de los insumos financieros	0,584	0,595
<b>Elasticidad-Escala</b>	<b>0,925</b>	<b>0,947</b>

Es de notar la mayor diferencia en la Elasticidad-Escala que estimada por MCGD presentada en el Cuadro N°4.28: los costos de los bancos no grandes crecerían un 0,012% más que los de los bancos grandes ante un aumento en un 1% de todos los productos. Las mayores economías de escala que presentan los bancos grandes indican que lejos de agotarse las economías de escala a medida que aumentan en tamaño los bancos, inclusive los bancos grandes están operando a escalas menores a la eficiente. Sin embargo, debe notarse que si bien la conclusión de que los bancos grandes presentan mayores economías de escala es robusta a comparaciones entre formas de estimación, los valores de las Elasticidades-Escala no lo son.

#### 4.4.4.2 Relación de corto plazo

Los resultados de la estimación agrupada por mínimos cuadrados generalizados (MCG) se pueden observar con detalle en el Anexo XX, todos los coeficientes son significativos al 10%. Asimismo, dado el signo negativo de la velocidad de ajuste se confirma que estas submuestras tienden hacia el equilibrio de largo plazo.

Los Cuadros N°s 4.29 y 4.30 presentan los resultados en cuanto a la calidad de estimación del modelo para los bancos grandes y no grandes respectivamente. Al igual que en casos anteriores, en conjunto las variables explican alrededor del 90% de la varianza de los costos totales. El estadístico F, a su vez indica que las variables en su conjunto son significativas para explicar el costo total, y un Durbin-Watson cercano a 2 refleja que los modelos no presentan problemas de autocorrelación.

Cuadro N° 4.29: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:

##### Bancos grandes

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.891657	Media variable dependiente	1.110.736
R cuadrado ajustado	0.878415	D.E. variable dependiente	2.910.048
E.S. de la regresión	1.016.884	Suma residuos al cuadrado	1.861.295
Estadístico F	6.733.584	Durbin-Waston	1.843.728
Prob(Estadístico F)	0.000000		

Cuadro N° 4.30: Calidad de estimación de la relación de corto plazo por MCG:

## Bancos no grandes

Calidad de la estimación			
R cuadrado	0.916937	Media variable dependiente	0.384514
R cuadrado ajustado	0.913940	D.E. variable dependiente	3.460.504
E.S. de la regresión	1.000.643	Suma residuos al cuadrado	3.884.993
Estadístico F	3.059.400	Durbin-Waston	1.902.673
Prob(Estadístico F)	0.000000		

## Conclusiones

A través de la estimación de una función translogarítmica de costos bancarios bajo el enfoque de intermediación usando dos metodologías econométricas, se estima la Elasticidad-Escala de una muestra de 20 bancos venezolanos comerciales y universales con operaciones continuas durante el periodo 1999-2008, y también para 5 submuestras de bancos agrupadas de acuerdo a características comunes.

Los resultados permiten indicar que existen economías de escala relevantes en el sector bancario venezolano, estimándose una Elasticidad-Escala cercana a 0,93. Esto quiere decir que los costos totales de la banca aumentan en un 0,93% al aumentar todos los productos en un 1%, manteniendo los precios fijos. Este resultado es robusto a cambios en la metodología econométrica para la muestra general. La estimación de la función de costos para las submuestras de bancos de propiedad nacional y bancos de propiedad privada resulta en un valor de Elasticidad-Escala muy cercano al conseguido para la muestra general, con lo que se puede concluir que estas características no parecen explicar diferencias en las economías de escala. Estas conclusiones también son robustas a cambios en la forma de estimación.

Con respecto a las asociaciones entre el tamaño de los bancos y las economías de escala; y el alcance geográfico y las economías de escala, se llega a conclusiones aunque estas no sean robustas a cambios en la forma de estimación. Según la estimación que ofrece mejor ajuste a los datos, la MCGD, los bancos grandes presentan mayores economías de escala que los bancos no grandes, y los bancos de

alcance nacional presentan menores economías de escala que la muestra general de bancos. Los resultados de las submuestras organizadas por tamaño y por alcance, están sujetos a las formas de estimación empleadas, a la función de costos escogida, y al enfoque adoptado acerca de la naturaleza de la producción en la banca.

Por lo tanto, es de interés para investigaciones futuras experimentar con nuevas funciones de costos, tales como la Flexible Fourier, y adoptar otros enfoques con respecto a la producción bancaria, para determinar si las conclusiones son robustas a estos cambios.

## Bibliografía

- Allen, J., & Liu, Y. (2005). *Efficiency and economies of scale of large Canadian banks*. Working Paper 2005-13, Bank of Canada.
- Altunbas, Y., Evans, L., & Molyneux, P. (1997). *Bank Ownership and Efficiency*. Research Paper in Banking and Finance, University of Wales.
- Álvarez-Lois, P., & Nuño-Barrau, G. (2007). A panel cointegration analysis of the real estate market: theory and evidence from Spanish Provinces. Departamento de Investigación Económica, BBVA.
- Arellano, M. (2003). Panel data econometrics. *Advanced texts in econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Baltagi, B. (2001). *Econometric analysis of panel data*. Nueva York: Wiley, John & Sons Incorporated
- Baltagi, B., & Kao, C. (2000). *Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey*. Documento de Trabajo de Investigación N.16, Syracuse University, Center for Policy Research.
- Bell, F., & Murphy, N. (1968). Economies of scale and division of labor in commercial banking. *Southern Economic Journal* , XXXV (2), 131-139.
- Benston, G. (1964). Bank branching and economies of scale. *The Journal of Finance*, XIII (2), 312-331.
- Benston, G. (1972). Economies of scale of financial institutions. *Journal of Money, Credit and Banking* , IV (2), 312-341.

Berger, A., & DeYoung, R. (2000). *The effects of geographic expansion on bank efficiency*. Finance and Economics Discussion Series: 2000-03, Board of Governors of the Federal Reserve System.

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

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., & Mester, L. (1997). Inside the black box: what explains differences in the efficiencies of financial institutions. *Journal of Banking and Finance*, XXI, 849-870.

Besanko, D., Dranove, D., & Shanley, M. (2000). *Economics of Strategy* (Segunda edición ed.). Nueva York: John Wiley & Sons Inc.

Breitung, J., & Pesaran, M. (2005). *Unit Roots and Cointegration in Panels*. Cambridge Working Papers in Economics N.0535, Universidad de Cambridge, Facultad de Economía.

Budnevich, C., Frankel, H., & Paredes, R. (2001). *Economías de escala y economías de ámbito en el sistema bancario chileno*. Documento de trabajo N.93.

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

Cerro, A. & Murillo, G. (2005). *Interdependencia Oligopolística en el Sistema Bancario Venezolano 1997-2001*. Tesis de grado no publicada. Universidad Católica Andres Bello, Caracas.

Chiang, M., & Kao, C. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics* , XV.

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* , 13-33.

Croce, H., Macedo, L., & Triunfo, P. (2000). *Función de costos: un estudio para los bancos comerciales uruguayos*. Documento de trabajo N°3/00, Universidad de la República.

D´Amato, L., López, B., Penas, F., & Streb, J. (1994). *Una función de costos para la industria bancaria*. Banco Central de la República de Argentina, Estudios Económicos.

Dick, A. (1996). *Ineficiencia X en la banca privada argentina: su importancia respecto de las economías de escala y las economías de producción conjuntas*. Banco Central de la República de Argentina, Estudios Económicos.

González, C., Serva, R., & Tinoco, C. (2004). Estudio de factibilidad de logro de economías de escala en las fusiones bancarias venezolanas a través de la Función Cobb-Douglas. *Anales de la Universidad Metropolitana*, IV (1), 111-126.

Greene, W. (2002). *Econometric Analysis*. Quinta Edición. Prentice Hall: Nueva York.

Gujarati, D. (2003). *Econometría*. Cuarta Edición. McGraw-Hill Interamericana: México D.F.

Harris, R., & Solis, R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Chichester: John Wiley and Sons.

- Hernández, I. (2007). *Ineficiencia X en la banca comercial y universal de Venezuela*. Tesis de grado no publicada. Universidad Católica Andrés Bello, Caracas.
- Hsiao. (2002). *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hughes, J., Mester, L., & Moon, C. (2001). Are scale economies in banking elusive or illusive? Evidence obtained by incorporating capital structure and risk-taking into models of bank production. *Journal of Banking and Finance* , XXV, 2169–2208.
- Humphrey, D. (1990). Why do estimates of bank scale economies differ? *Federal Reserve of Richmond Economic Review* , 38-50.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics* (90), 1-44.
- Kasman, A., Kasman, S., & Carvalho, O. (2005). *Efficiency and foreign ownership in banking: an international comparison*. Discussion Paper Series, Dokuz Eylul University, Departamento de Economía.
- Maggi, B., & Rossi, S. (2003). *An efficiency analysis of banking systems: a comparison of European and United States large commercial banks using different functional forms*. Vienna Economics Papers 0306, Universidad de Vienna.
- Srivastava, P. (1999). *Size, efficiency and financial reforms in Indian banking*. Documento de trabajo N.49, Indian Council for Research on International Economic Relations.
- Tirole, J. (2003). *Theory of Industrial Organization*. Cambridge: MIT Press.

**Anexo I**  
**Fusiones y adquisiciones entre bancos de la muestra utilizada**

<b>Fusiones y adquisiciones relevantes</b>		
<b>Entidad adquiriente</b>	<b>Entidad adquirida</b>	<b>Reflejado en Estados Financieros</b>
Banesco	Unibanca	A partir de junio del 2002
BBVA Banco Provincial	Banco Lara	A partir de diciembre del 2000
Corp Banca	Banco Orinoco	A partir de agosto de 1999
Banco Mercantil	Interbank	A partir de diciembre del 2000
Banco de Venezuela	Banco Caracas	A partir de mayo del 2002

Se consideran como fusiones relevantes aquellas que involucran a los bancos de la muestra y requieren sumar las cuentas de los bancos previo a la fusión para asegurar continuidad en la data.

## Anexo II

### Submuestras

Bancos	Submuestras									
	Propiedad pública	Propiedad Privada	Propiedad Nacional	Propiedad Extranjera	Alcance Nacional	Alcance Regional	Grandes	No Grandes		
Caribe (BU)		x	x		x		x			
Bancoro (BC)		x	x			x		x		
Banesco (BU)		x	x		x		x			
Banfoandes (BC)	x		x		x		x			
BBVA Provincial (BU)		x		x	x		x			
Canarias de Vzla (BC)		x	x		x			x		
Caroní (BU)		x	x			x		x		
Citibank (BU)		x		x	x			x		
Confederado (BC)		x	x			x		x		
Corp Banca (BC)		x		x	x		x			
Exterior (BU)		x		x	x			x		
Federal (BC)		x			x			x		
Guayana (BC)		x	x			x		x		
Ind. De Vzla. (BC)	x		x		x			x		
Mercantil (BU)		x	x		x		x			
Occ. De Dcto. (BC)		x	x			x		x		
Plaza (BC)		x	x		x			x		
Softasa (BC)		x	x			x		x		
Venezuela (BSCH) (BU)		x		x	x		x			
Vzl. De Crédito (BC)		x	x		x			x		

### Anexo III

#### Resultados detallados de las pruebas de raíces unitarias

Como se mencionó en el marco metodológico, para el análisis de las raíces unitarias, se considerarán la prueba Levin, Liu y Ching para las raíces comunes, y las pruebas de Im, Pesaran y Shin y pruebas Dickey Fuller Aumentado y PP tipo Fisher. La metodología implementada es como sigue. La longitud de los rezagos vendrá determinada por el criterio de información de Schwarz. En primer lugar, se harán las pruebas en nivel con tendencia individual e intercepto. Si la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria no se puede rechazar, se pasa a realizar las pruebas con intercepto únicamente. En caso de que no se pueda rechazar la hipótesis nula con intercepto, se realizan las pruebas sin intercepto o tendencia. Si aún no se puede rechazar la hipótesis nula, se realiza la misma secuencia en primera diferencia y si necesario en segunda diferencia. Si en algún punto de esta secuencia se acepta la hipótesis nula se detiene el proceso.

<b>Pruebas de raíces unitarias de panel</b>			
<b>Selección automática de número máximo de rezagos</b>			
<b>Selección automática de rezagos basads en SIC</b>			
<b>Ancho de banda de Newey West seleccionada usando el kernel de Bartlett</b>			
<b>Variable: LOGCT_W2</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales y tendencia lineal individual</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
Levin, Lin & Chu t	-22.6512	0.0000	I(1)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-21.1676	0.0000	I(1)
ADF - Fisher Chi-square	459.784	0.0000	I(1)
PP - Fisher Chi-square	729.536	0.0000	I(1)
<b>Variable: LOGW1_W2</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales y tendencia lineal individual</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
Levin, Lin & Chu t	-22.1257	0.0000	I(1)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-21.1956	0.0000	I(1)
ADF - Fisher Chi-square	425.868	0.0000	I(1)
PP - Fisher Chi-square	446.559	0.0000	I(1)

<b>Variable: LOGQ1</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales y tendencia lineal individual</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
Levin, Lin & Chu t	-4.03548	0.0000	I(0)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.46111	0.0069	I(0)
ADF - Fisher Chi-square	68.6272	0.0032	I(0)
PP - Fisher Chi-square	157.550	0.0000	I(1)
<b>Variable: LOGQ1LOGW1_W2</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales y tendencia lineal individual</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
Levin, Lin & Chu t	-21.1095	0.0000	I(1)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-20.3762	0.0000	I(1)
ADF - Fisher Chi-square	403.674	0.0000	I(1)
PP - Fisher Chi-square	456.573	0.0000	I(1)
<b>Variable: LOGQ2</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
Levin, Lin & Chu t	-2.7777	0.0027	I(0)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.58743	0.0562	I(0)
ADF - Fisher Chi-square	56.4361	0.0441	I(0)
PP - Fisher Chi-square	53.6761	0.0727	I(0)
<b>Variable: LOGQ2LOGW1_W2</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales y tendencia lineal individual</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
Levin, Lin & Chu t	-24.9194	0.0000	I(1)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.35857	0.0871	I(0)
ADF - Fisher Chi-square	58.1174	0.0319	I(0)
PP - Fisher Chi-square	486.128	0.0000	I(1)
<b>Variable: LOGQ3</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales y tendencia lineal individual</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
Levin, Lin & Chu t	-7.26926	0.0000	I(0)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.06984	0.0000	I(0)
ADF - Fisher Chi-square	119.726	0.0000	I(0)
PP - Fisher Chi-square	171.677	0.0000	I(0)

<b>Variable: LOGQ3LOGW1_W2</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales y tendencia lineal individual</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
Levin, Lin & Chu t	-25.5745	0.0000	I(1)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.47301	0.0704	I(0)
ADF - Fisher Chi-square	53.7372	0.0720	I(0)
PP - Fisher Chi-square	598.850	0.0000	I(1)
<b>Variable: W1W2_W12W22</b>			
<b>Variables exógenas: efectos individuales y tendencia lineal individual</b>			
<b>Método</b>	<b>Estadístico</b>	<b>Prob</b>	<b>Orden de integración</b>
ADF - Fisher Chi-square	55.2022	0.0554	I(0)
<b>Variables exógenas: efectos individuales</b>			
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.53487	0.0056	I(0)
PP - Fisher Chi-square	82.2219	0.0001	I(0)
<b>Sin variables exógenas</b>			
Levin, Lin & Chu t	-5.31321	0.0000	I(0)

### Anexo IV

#### Estimación de la relación de largo plazo de la muestra general por MCG

Variable Dependiente: LOGCT_W2				
Método: Panel MCG				
Muestra: 1999Q3 2008Q4				
Períodos incluidos: 38				
Secciones cruzadas incluidas: 20				
Observaciones totales del panel (balanceadas): 760				
Variable	Coficiente	Error Estándar	Estad-t	Prob.
C	-5,105103	0,267499	-19,08459	0
LOGW1_W2	0,804369	0,050105	16,05375	0
LOGQ1	0,676605	0,025684	26,34351	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,025751	0,004578	-5,62514	0
LOGQ2	0,21501	0,023978	8,966772	0
LOGQ2LOGW1_W2	0,016171	0,00436	3,708822	0,0002
LOGQ3	0,26656	0,026831	9,934879	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,030108	0,004631	-6,500645	0
W1W2_W12W22	-20,63276	6,662539	-3,096831	0,002
@TREND	-0,004716	0,001315	-3,586163	0,0004
@TREND^2	0,00028	3,66E-05	7,668223	0
@SEAS(4)	0,021507	0,007882	2,728694	0,0065

## Anexo V

## Estimación de la relación de largo plazo de la muestra general por MCGD

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>					
<b>Método: Panel MCG</b>					
<b>Muestra (ajustada): 2000Q4 2007Q4</b>					
<b>Períodos incluidos: 29</b>					
<b>Secciones cruzadas incluidas: 20</b>					
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 580</b>					
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>	
C	-5,627294	0,243884	-23,07363	0	
LOGW1_W2	0,938748	0,045771	20,50964	0	
D(LOGW1_W2(-1))	-0,623781	0,083305	-7,487884	0	
D(LOGW1_W2(-2))	-0,236955	0,060155	-3,939081	0,0001	
D(LOGW1_W2(-3))	-0,050888	0,006722	-7,570732	0	
D(LOGW1_W2(1))	0,529175	0,046117	11,47451	0	
D(LOGW1_W2(2))	0,647724	0,064741	10,00487	0	
D(LOGW1_W2(3))	0,316109	0,069988	4,516652	0	
D(LOGW1_W2(4))	0,273723	0,039428	6,942289	0	
LOGQ1	0,54444	0,020105	27,08033	0	
D(LOGQ1(-1))	-0,274343	0,046388	-5,914135	0	
D(LOGQ1(-2))	-0,101602	0,016882	-6,018465	0	
D(LOGQ1(-3))	-0,10109	0,01764	-5,730728	0	
D(LOGQ1(1))	0,16947	0,018043	9,392513	0	
D(LOGQ1(2))	0,124069	0,01823	6,805753	0	
D(LOGQ1(4))	0,068202	0,018729	3,641495	0,0003	
LOGQ1LOGW1_W2	-0,008014	0,003608	-2,221203	0,0268	
D(LOGQ1LOGW1_W2(-1))	0,025786	0,007253	3,555423	0,0004	
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	-0,010484	0,002344	-4,472575	0	
D(LOGQ1LOGW1_W2(3))	0,010675	0,00275	3,88154	0,0001	
LOGQ2	0,221159	0,023452	9,430223	0	
D(LOGQ2(-1))	-0,119976	0,030188	-3,974342	0,0001	
D(LOGQ2(-2))	-0,104854	0,025004	-4,193463	0	
D(LOGQ2(-3))	-0,017642	0,006319	-2,791943	0,0054	
D(LOGQ2(-4))	-0,052921	0,016329	-3,240991	0,0013	
D(LOGQ2(1))	0,137783	0,006152	22,3981	0	
D(LOGQ2(2))	0,213569	0,027094	7,882527	0	
D(LOGQ2(3))	0,143122	0,027352	5,232513	0	
D(LOGQ2(4))	0,042337	0,006077	6,967057	0	

LOGQ2LOGW1_W2	0,015019	0,004396	3,416326	0,0007
D(LOGQ2LOGW1_W2(-1))	0,017665	0,005679	3,110692	0,002
D(LOGQ2LOGW1_W2(-2))	0,014367	0,004436	3,238507	0,0013
D(LOGQ2LOGW1_W2(-4))	0,007829	0,002499	3,132877	0,0018
D(LOGQ2LOGW1_W2(2))	-0,02116	0,004932	-4,289918	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(3))	-0,012137	0,004943	-2,455485	0,0144
LOGQ3	0,494452	0,026627	18,56963	0
D(LOGQ3(1))	0,384886	0,025818	14,90744	0
D(LOGQ3(2))	0,239609	0,024163	9,916527	0
D(LOGQ3(3))	0,186723	0,024275	7,692093	0
D(LOGQ3(4))	0,164732	0,022247	7,404591	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,064063	0,004562	-14,04273	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(-1))	-0,001499	0,000601	-2,493286	0,013
D(LOGQ3LOGW1_W2(1))	-0,05494	0,004265	-12,88148	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(2))	-0,036102	0,004104	-8,797084	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(3))	-0,030534	0,00404	-7,557099	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(4))	-0,026984	0,003677	-7,339237	0
W1W2_W12W22	-17,87445	5,824663	-3,068753	0,0023
D(W1W2_W12W22(-1))	-33,20878	4,295521	-7,731025	0
D(W1W2_W12W22(-2))	-15,61497	4,247617	-3,676172	0,0003
D(W1W2_W12W22(1))	28,03963	5,469893	5,126175	0
D(W1W2_W12W22(2))	37,05485	5,107852	7,254488	0
D(W1W2_W12W22(3))	23,88245	4,064301	5,876153	0
@TREND	-0,030695	0,002094	-14,66073	0
@TREND^2	0,00103	5,39E-05	19,10374	0
@SEAS(4)	0,020204	0,006621	3,051661	0,0024

**Anexo VI**  
**Resultados de la prueba de significancia de Wald**

<b>Prueba de Wald</b>			
<b>Hipótesis nula: La Elasticidad-Escala es significativamente igual a 1</b>			
<b>Estadístico</b>	<b>Valor</b>	<b>df</b>	<b>Probabilidad</b>
<b>Muestra general - estimación por MCG</b>			
F-statistic	796,4374	(1, 525)	0,00000
Chi-square	796,4374	1	0,00000
<b>Muestra general - estimación por MCGD</b>			
F-statistic	587,3803	(1, 748)	0,00000
Chi-square	587,3803	1	0,00000
<b>Bancos privados - estimación por MCG</b>			
F-statistic	547,2614	(1, 673)	0,00000
Chi-square	547,2614	1	0,00000
<b>Bancos privados - estimación por MCGD</b>			
F-statistic	416,7209	(1, 475)	0,00000
Chi-square	416,7209	1	0,00000
<b>Bancos propiedad nacional - estimación por MCG</b>			
F-statistic	250,5826	(1, 559)	0,00000
Chi-square	250,5826	1	0,00000
<b>Bancos propiedad nacional - estimación por MCGD</b>			
F-statistic	264,3967	(1, 390)	0,00000
Chi-square	264,3967	1	0,00000
<b>Bancos alcance nacional - estimación por MCG</b>			
F-statistic	58,84813	(1, 507)	0,00000
Chi-square	58,84813	1	0,00000
<b>Bancos alcance nacional - estimación por MCGD</b>			
F-statistic	16,2523739	(1, 353)	0,00007
Chi-square	16,2523739	1	0,00006
<b>Bancos grandes - estimación por MCG</b>			
F-statistic	20,3845	(1, 256)	0,00000
Chi-square	20,3845	1	0,00000
<b>Bancos grandes - estimación por MCGD</b>			
F-statistic	60,38883	(1, 160)	0,00000
Chi-square	60,38883	1	0,00000

<b>Bancos no grandes - estimación por MCG</b>			
F-statistic	51,99424	(1, 485)	0,00000
Chi-square	51,99424	1	0,00000
<b>Bancos no grandes - estimación por MCGD</b>			
F-statistic	156,3633	(1, 371)	0,00000
Chi-square	156,3633	1	0,00000

**Anexo VII**  
**Resultados de la prueba de cointegración de Kao**

<b>Prueba de Kao de Cointegración</b>				
Series: LOGW1_W2 LOGCT_W2 LOGQ1 LOGQ1LOGW1_W2 LOGQ2 LOGQ2LOGW1_W2 LOGQ3 LOGQ3LOGW1_W2 W1W2_W12W2				
Muestra: 1999Q3 2008Q4				
Observaciones incluidas: 760				
Hipótesis nula: No cointegration				
Supuesto de tendencia: No deterministic trend				
Selección automática de rezagos basada en SIC. Número máximo 9				
Selección automática de ancho de banda por Newey West				
			Estad-t	Prob.
ADF			-7,0902	0.0000
Varianza residuos			0.000644	
Varianza HAC			0.000640	
Prueba de Dickey Fuller Aumentada				
Variable Dependiente: D(RESID)				
Método: Least Squares				
Muestra (ajustada): 2002Q1 2008Q4				
Observaciones incluidas: 560 después de ajustes				
Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estad-t	Prob.
RESID(-1)	-0,346181	0,050996	-6,78838	0
D(RESID(-1))	0,1462	0,055475	2,635391	0,0086
D(RESID(-2))	0,16426	0,053325	3,080389	0,0022
D(RESID(-3))	0,178454	0,05113	3,49018	0,0005
D(RESID(-4))	0,138308	0,050175	2,756508	0,006
D(RESID(-5))	0,061014	0,0492	1,240139	0,2155
D(RESID(-6))	0,076008	0,048585	1,564447	0,1183
D(RESID(-7))	0,036026	0,046658	0,772118	0,4404
D(RESID(-8))	0,076204	0,045403	1,678371	0,0938
D(RESID(-9))	-0,059585	0,044045	-1,35281	0,1767
R cuadrado	0,120423	Media variable dependiente		-0,00178
Ajustada R cuadrado	0,10603	D.E. variable dependiente		0,030089
E.S. de la regresión	0,028449	Criterio Info Aikake		-4,2637
Suma residuos cuadrado	0,445147	Criterio Info Schwarz		-4,18641
Log likelihood	1203,835	Hannan-Quinn criter.		-4,23352
Durbin-Watson stat	1,970382			

### Anexo VIII

#### Estimación de la relación de corto plazo de la muestra general por MCG

Variable Dependiente: D(LOGCT_W2)				
Método: Panel MCG				
Muestra (ajustada): 2001Q1 2008Q1				
Períodos incluidos: 29				
Secciones cruzadas incluidas: 20				
Observaciones totales del panel (balanceadas): 580				
Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estad-t	Prob.
C	-0,075231	0,012485	-6,025674	0
D(LOGQ1)	0,39489	0,027389	14,41786	0
D(LOGQ1(-2))	0,050403	0,013913	3,622742	0,0003
D(LOGQ1(-3))	0,092762	0,016991	5,459368	0
D(LOGQ1(-4))	0,069604	0,01641	4,241558	0
D(LOGQ2(-2))	0,080474	0,019699	4,085184	0,0001
D(LOGQ3(-4))	0,005285	0,00273	1,935465	0,0534
D(LOGQ1LOGW1_W2)	-0,032522	0,004513	-7,207086	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(-3))	-0,006147	0,001067	-5,762338	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	-0,003407	0,001048	-3,250926	0,0012
D(LOGQ2LOGW1_W2)	0,023052	0,000951	24,23748	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-1))	0,006476	0,000875	7,404473	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-2))	-0,013572	0,003705	-3,662814	0,0003
D(LOGQ2LOGW1_W2(-3))	0,005182	0,000915	5,666247	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-4))	0,003503	0,000921	3,801517	0,0002
D(LOGQ3LOGW1_W2)	0,001532	0,000446	3,432305	0,0006
D(LOGQ3LOGW1_W2(-2))	0,00163	0,00047	3,469967	0,0006
D(W1W2_W12W22)	-28,53611	2,981732	-9,570314	0
D(W1W2_W12W22(-1))	-18,86946	2,993085	-6,30435	0
D(W1W2_W12W22(-3))	11,06223	2,759505	4,008774	0,0001
D(LOGW1_W2)	0,553517	0,059776	9,259793	0
D(LOGW1_W2(-1))	-0,142708	0,013597	-10,49531	0
D(LOGW1_W2(-2))	0,168038	0,049444	3,398564	0,0007
RESISDLARGOPLAZO(-1)	-0,150494	0,017226	-8,736301	0
@TREND	0,009148	0,001389	6,584388	0
@TREND^2	-0,000215	3,40E-05	-6,320922	0
@SEAS(4)	0,05219	0,005438	9,597406	0

### Anexo IX

#### Estimación de la relación de largo plazo de los bancos de propiedad nacional por MCG

Variable Dependiente: LOGCT_W2				
Método: Panel MCG				
Muestra: 1999Q3 2008Q4				
Períodos incluidos: 38				
Secciones cruzadas incluidas: 15				
Observaciones totales del panel (balanceadas): 570				
Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estad-t	Prob.
C	-5,188654	0,376504	-13,78116	0
LOGW1_W2	0,801632	0,066358	12,08048	0
LOGQ1	0,743583	0,037979	19,57855	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,039453	0,006423	-6,142266	0
LOGQ2	0,124389	0,035605	3,493615	0,0005
LOGQ2LOGW1_W2	0,035932	0,006389	5,623774	0
LOGQ3	0,300101	0,040573	7,396553	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,03653	0,006797	-5,374868	0
W1W2_W12W22	-15,7653	7,996204	-1,971598	0,0491
@TREND	-0,005592	0,001718	-3,253944	0,0012
@TREND^2	0,000302	0,0000478	6,33062	0

### Anexo X

#### Estimación de la relación de largo plazo de los bancos de propiedad nacional por MCGD

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2000Q4 2007Q4</b>				
<b>Períodos incluidos: 29</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 15</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 435</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-5,320582	0,353278	-15,06061	0
LOGW1_W2	0,862123	0,062753	13,73841	0
D(LOGW1_W2(-1))	-0,534195	0,110669	-4,826963	0
D(LOGW1_W2(-2))	-0,024606	0,00916	-2,686302	0,0075
D(LOGW1_W2(-3))	-0,029968	0,008769	-3,417307	0,0007
D(LOGW1_W2(1))	0,579794	0,063175	9,177545	0
D(LOGW1_W2(2))	0,705954	0,081016	8,713812	0
D(LOGW1_W2(3))	0,395983	0,059198	6,689183	0
D(LOGW1_W2(4))	0,329824	0,057374	5,748636	0
LOGQ1	0,621479	0,033834	18,36872	0
D(LOGQ1(-1))	-0,352283	0,051743	-6,808295	0
D(LOGQ1(-2))	-0,078743	0,024118	-3,264926	0,0012
D(LOGQ1(-3))	-0,092758	0,021852	-4,244914	0
D(LOGQ1(1))	0,147998	0,023909	6,190026	0
D(LOGQ1(2))	0,098493	0,024228	4,065204	0,0001
D(LOGQ1(4))	0,123209	0,024432	5,042848	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,022883	0,005591	-4,092575	0,0001
D(LOGQ1LOGW1_W2(-1))	0,036102	0,008162	4,423195	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	-0,003376	0,000622	-5,428163	0
LOGQ2	0,095868	0,029167	3,286912	0,0011
D(LOGQ2(-1))	-0,03304	0,010082	-3,277051	0,0011
D(LOGQ2(-2))	-0,020493	0,010275	-1,994457	0,0468
D(LOGQ2(1))	0,140834	0,010223	13,77591	0
D(LOGQ2(2))	0,191739	0,034408	5,572444	0
D(LOGQ2(3))	0,078684	0,009896	7,950724	0
D(LOGQ2(4))	0,041891	0,00923	4,538381	0
LOGQ2LOGW1_W2	0,040469	0,005471	7,396665	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(2))	-0,015924	0,005984	-2,660995	0,0081

LOGQ3	0,522912	0,041986	12,45453	0
D(LOGQ3(1))	0,417644	0,03742	11,16113	0
D(LOGQ3(2))	0,323955	0,034562	9,373018	0
D(LOGQ3(3))	0,237044	0,034601	6,850719	0
D(LOGQ3(4))	0,192797	0,03379	5,705737	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,06942	0,006859	-10,12156	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(1))	-0,061404	0,006047	-10,15498	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(2))	-0,049011	0,00573	-8,553336	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(3))	-0,039494	0,005678	-6,955234	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(4))	-0,032901	0,005467	-6,017813	0
W1W2_W12W22	-15,05572	7,787891	-1,933222	0,0539
D(W1W2_W12W22(-1))	-15,06067	5,012955	-3,004349	0,0028
D(W1W2_W12W22(1))	20,28906	7,16221	2,832793	0,0049
D(W1W2_W12W22(2))	31,66777	6,188184	5,117457	0
D(W1W2_W12W22(3))	23,48027	5,059607	4,64073	0
@TREND	-0,032069	0,002688	-11,93042	0
@TREND^2	0,001058	0,0000712	14,87004	0

**Anexo XI**  
**Estimación de la relación de corto plazo de los bancos de propiedad nacional por MCG**

<b>Variable Dependiente: D(LOGCT_W2)</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2001Q1 2008Q1</b>				
<b>Períodos incluidos: 29</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 15</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 435</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-0,104628	0,020489	-5,106516	0
D(LOGQ1)	0,376903	0,049204	7,660085	0
D(LOGQ1(-3))	0,076234	0,025934	2,939595	0,0035
D(LOGQ1(-4))	0,074258	0,026208	2,833428	0,0048
D(LOGQ2(-2))	0,098058	0,030034	3,264926	0,0012
D(LOGQ3(-4))	0,014455	0,004848	2,981652	0,003
D(LOGQ1LOGW1_W2)	-0,024257	0,007612	-3,18667	0,0015
D(LOGQ1LOGW1_W2(-3))	-0,006758	0,001705	-3,963172	0,0001
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	-0,002906	0,001597	-1,819867	0,0695
D(LOGQ2LOGW1_W2)	0,021712	0,001385	15,68016	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-1))	0,005903	0,001316	4,486213	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-2))	-0,016849	0,005591	-3,013706	0,0027
D(LOGQ2LOGW1_W2(-3))	0,006611	0,001439	4,59557	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-4))	0,002753	0,001397	1,970696	0,0494
D(LOGQ3LOGW1_W2)	0,002515	0,0008	3,144449	0,0018
D(LOGQ3LOGW1_W2(-2))	0,002085	0,000791	2,633841	0,0088
D(W1W2_W12W22)	-25,71963	4,736085	-5,430567	0
D(W1W2_W12W22(-1))	-15,27615	4,794104	-3,186445	0,0016
D(W1W2_W12W22(-3))	12,90806	4,358572	2,961534	0,0032
D(LOGW1_W2)	0,468754	0,099704	4,701449	0
D(LOGW1_W2(-1))	-0,129198	0,020602	-6,271159	0
D(LOGW1_W2(-2))	0,216426	0,072949	2,966798	0,0032
RESIDSLARGOPLAZO(-1)	-0,14816	0,024062	-6,157468	0
@TREND	0,013878	0,002276	6,097441	0
@TREND^2	-0,000326	0,0000551	-5,92336	0

## Anexo XII

**Estimación de la relación de largo plazo de los bancos de alcance nacional  
por MCG**

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra: 1999Q3 2008Q4</b>				
<b>Períodos incluidos: 38</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 14</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 532</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-5,477499	0,640304	-8,554535	0
LOGW1_W2	0,950002	0,123219	7,709832	0
LOGQ1	0,747114	0,060467	12,35579	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,03092	0,011591	-2,667682	0,0079
LOGQ2	0,155215	0,042124	3,684697	0,0003
LOGQ2LOGW1_W2	0,015871	0,007544	2,103781	0,0359
LOGQ3	0,29702	0,045027	6,596481	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,038993	0,007998	-4,875408	0
W1W2_W12W22	13,3731	17,9641	0,744435	0,457
@TREND	-0,006029	0,001396	-4,318801	0
@TREND^2	0,000372	0,0000436	8,533201	0
@SEAS(4)	0,027311	0,007348	3,716829	0,0002

## Anexo XIII

**Estimación de la relación de largo plazo de los bancos de alcance nacional  
por MCGD**

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2000Q4 2007Q4</b>				
<b>Períodos incluidos: 29</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 14</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 406</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-9,387864	0,648511	-14,47602	0
LOGW1_W2	1,58379	0,129578	12,22267	0
D(LOGW1_W2(-1))	-0,399957	0,155164	-2,577646	0,0104
D(LOGW1_W2(-3))	-0,022676	0,009026	-2,512277	0,0124
D(LOGW1_W2(1))	0,58111	0,08001	7,262983	0
D(LOGW1_W2(2))	0,684468	0,095446	7,171281	0
D(LOGW1_W2(3))	0,421562	0,072639	5,803503	0
D(LOGW1_W2(4))	0,307797	0,063411	4,854024	0
LOGQ1	0,748096	0,053926	13,87254	0
D(LOGQ1(-1))	-0,176265	0,060086	-2,933555	0,0036
D(LOGQ1(-2))	-0,081364	0,032482	-2,50491	0,0127
D(LOGQ1(1))	0,181606	0,03112	5,835716	0
D(LOGQ1(2))	0,158912	0,033583	4,731863	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,038754	0,010814	-3,583499	0,0004
D(LOGQ1LOGW1_W2(-1))	0,025911	0,010933	2,369876	0,0183
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	-0,017759	0,004348	-4,084355	0,0001
LOGQ2	0,179462	0,034164	5,252941	0
D(LOGQ2(-4))	-0,069752	0,024678	-2,826525	0,005
D(LOGQ2(1))	0,158189	0,009648	16,3966	0
D(LOGQ2(2))	0,227772	0,036965	6,161793	0
D(LOGQ2(3))	0,087868	0,00879	9,99647	0
D(LOGQ2(4))	0,039705	0,008086	4,910349	0
LOGQ2LOGW1_W2	0,022316	0,006454	3,457663	0,0006
D(LOGQ2LOGW1_W2(-4))	0,015412	0,00449	3,43219	0,0007
D(LOGQ2LOGW1_W2(2))	-0,023183	0,00682	-3,399473	0,0008
LOGQ3	0,670025	0,052463	12,77142	0
D(LOGQ3(1))	0,427329	0,041407	10,32017	0
D(LOGQ3(2))	0,260343	0,042832	6,078242	0

D(LOGQ3(3))	0,25434	0,037859	6,718149	0
D(LOGQ3(4))	0,159349	0,032652	4,880175	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,10077	0,009542	-10,56076	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(1))	-0,063153	0,007351	-8,590585	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(2))	-0,039147	0,007664	-5,107787	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(3))	-0,043414	0,006674	-6,505112	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(4))	-0,027547	0,005767	-4,776802	0
W1W2_W12W22	-54,85048	20,38111	-2,691241	0,0075
D(W1W2_W12W22(-1))	-61,98428	20,91926	-2,963025	0,0033
@TREND	-0,028906	0,003412	-8,471772	0
@TREND^2	0,000978	0,0000909	10,76238	0
@SEAS(4)	0,044805	0,009476	4,728404	0

## Anexo XIV

**Estimación de la relación de corto plazo de los bancos de alcance nacional  
por MCG**

<b>Variable Dependiente: D(LOGCT_W2)</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2001Q1 2008Q1</b>				
<b>Períodos incluidos: 29</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 14</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 406</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-0,022902	0,0085	-2,694354	0,0074
D(LOGQ1)	0,462628	0,071712	6,451186	0
D(LOGQ1(-2))	0,196554	0,06032	3,258531	0,0012
D(LOGQ1(-3))	0,364107	0,075847	4,800542	0
D(LOGQ2(-3))	-0,072172	0,036418	-1,981797	0,0482
D(LOGQ3)	0,103514	0,035236	2,937706	0,0035
D(LOGQ1LOGW1_W2)	-0,04201	0,012591	-3,3365	0,0009
D(LOGQ1LOGW1_W2(-2))	-0,027651	0,010555	-2,619761	0,0091
D(LOGQ1LOGW1_W2(-3))	-0,060271	0,012642	-4,767454	0
D(LOGQ2LOGW1_W2)	0,017158	0,001282	13,3833	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-1))	0,006594	0,001278	5,15868	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-3))	0,019367	0,007085	2,73366	0,0066
D(LOGQ3LOGW1_W2)	-0,017345	0,006538	-2,652865	0,0083
D(W1W2_W12W22)	-72,06991	22,34629	-3,22514	0,0014
D(W1W2_W12W22(-2))	72,37095	22,07168	3,278906	0,0011
D(W1W2_W12W22(-3))	71,31628	21,04068	3,389447	0,0008
D(W1W2_W12W22(-4))	61,6749	19,30057	3,195496	0,0015
D(LOGW1_W2)	0,938434	0,147865	6,346552	0
D(LOGW1_W2(-1))	-0,115663	0,021142	-5,470726	0
D(LOGW1_W2(-2))	0,425765	0,149886	2,840584	0,0047
D(LOGW1_W2(-3))	0,56936	0,150115	3,792829	0,0002
RESIDSLARGOPLAZO(-1)	-0,176315	0,029083	-6,062426	0
@TREND	0,001355	0,000419	3,235844	0,0013
@SEAS(4)	0,059726	0,00841	7,101874	0

**Anexo XV**

**Estimación de la relación de largo plazo de los bancos privados por MCG**

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra: 1999Q3 2008Q4</b>				
<b>Períodos incluidos: 38</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 18</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 684</b>				
<b>Linear estimation after one-step weighting matrix</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-3,954812	0,304913	-12,97031	0
LOGW1_W2	0,579491	0,05596	10,35542	0
LOGQ1	0,739061	0,032739	22,57405	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,026371	0,005754	-4,583487	0
LOGQ2	0,138592	0,027782	4,98864	0
LOGQ2LOGW1_W2	0,022342	0,00508	4,397869	0
LOGQ3	0,156761	0,030152	5,198972	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,014211	0,005224	-2,720209	0,0067
W1W2_W12W22	-36,06477	7,10179	-5,078264	0
@TREND	0,004066	0,000423	9,608905	0
@SEAS(4)	0,028675	0,009099	3,151369	0,0017

## Anexo XVI

## Estimación de la relación de largo plazo de los bancos privados por MCGD

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2000Q4 2007Q4</b>				
<b>Períodos incluidos: 29</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 18</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 522</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-5,339161	0,290079	-18,40588	0
LOGW1_W2	0,859423	0,053609	16,03131	0
D(LOGW1_W2(-1))	-0,619407	0,103466	-5,986578	0
D(LOGW1_W2(-2))	-0,040156	0,008927	-4,498541	0
D(LOGW1_W2(-3))	-0,0555	0,00891	-6,229267	0
D(LOGW1_W2(1))	0,439263	0,055093	7,973126	0
D(LOGW1_W2(2))	0,512793	0,07653	6,700511	0
D(LOGW1_W2(3))	0,14293	0,066074	2,163161	0,031
D(LOGW1_W2(4))	0,246596	0,047572	5,183654	0
LOGQ1	0,696205	0,023587	29,51616	0
D(LOGQ1(-1))	-0,410278	0,047977	-8,551612	0
D(LOGQ1(-2))	-0,12216	0,021747	-5,617253	0
D(LOGQ1(-3))	-0,080579	0,021405	-3,764502	0,0002
D(LOGQ1(1))	0,206678	0,022369	9,23936	0
D(LOGQ1(2))	0,14021	0,022165	6,325705	0
D(LOGQ1(4))	0,134762	0,022795	5,911783	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,023827	0,004365	-5,459132	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(-1))	0,043511	0,007399	5,880871	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	-0,006695	0,001141	-5,865919	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(3))	0,013084	0,003363	3,890238	0,0001
LOGQ2	0,140944	0,024001	5,872411	0
D(LOGQ2(-1))	-0,016127	0,006049	-2,666233	0,0079
D(LOGQ2(1))	0,118976	0,006393	18,61095	0
D(LOGQ2(2))	0,164478	0,029515	5,57275	0
D(LOGQ2(3))	0,059881	0,006315	9,482549	0
D(LOGQ2(4))	0,040927	0,006017	6,801775	0
LOGQ2LOGW1_W2	0,022719	0,004561	4,981529	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-4))	0,002693	0,000984	2,736259	0,0064
D(LOGQ2LOGW1_W2(2))	-0,016048	0,005685	-2,822815	0,005

LOGQ3	0,359398	0,029696	12,10254	0
D(LOGQ3(1))	0,327648	0,030328	10,80356	0
D(LOGQ3(2))	0,19342	0,030306	6,382179	0
D(LOGQ3(3))	0,197339	0,029144	6,771158	0
D(LOGQ3(4))	0,155615	0,026437	5,886309	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,044835	0,005178	-8,659357	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(-1))	-0,002275	0,000745	-3,055107	0,0024
D(LOGQ3LOGW1_W2(1))	-0,04769	0,005234	-9,112	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(2))	-0,028451	0,005294	-5,374494	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(3))	-0,032855	0,004987	-6,587487	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(4))	-0,024957	0,004564	-5,468117	0
W1W2_W12W22	-41,26511	5,107861	-8,078747	0
D(W1W2_W12W22(-1))	-24,7447	4,893103	-5,057057	0
D(W1W2_W12W22(2))	23,94325	4,888588	4,897785	0
D(W1W2_W12W22(3))	11,97082	5,083877	2,354663	0,0189
@TREND	-0,023445	0,002833	-8,274614	0
@TREND^2	0,000764	7,36E-05	10,37772	0
@SEAS(4)	0,023225	0,009514	2,441036	0,015

## Anexo XVII

## Estimación de la relación de corto plazo de los bancos privados por MCG

<b>Variable Dependiente: D(LOGCT_W2)</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2001Q1 2008Q1</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 18</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 522</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-0,067146	0,01416	-4,741984	0
D(LOGQ1)	0,369215	0,031937	11,56083	0
D(LOGQ1(-2))	0,052919	0,015728	3,36457	0,0008
D(LOGQ1(-3))	0,064768	0,019273	3,360626	0,0008
D(LOGQ1(-4))	0,16657	0,032057	5,196004	0
D(LOGQ2(-1))	0,031198	0,005405	5,771771	0
D(LOGQ2(-4))	-0,091111	0,026463	-3,442888	0,0006
D(LOGQ3(-3))	-0,005992	0,003619	-1,655804	0,0984
D(LOGQ1LOGW1_W2)	-0,030563	0,005098	-5,995629	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(-3))	-0,003982	0,001255	-3,172251	0,0016
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	-0,018751	0,004923	-3,808605	0,0002
D(LOGQ2LOGW1_W2)	0,021273	0,001048	20,3017	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-3))	0,002805	0,001066	2,631661	0,0088
D(LOGQ2LOGW1_W2(-4))	0,020266	0,005042	4,019197	0,0001
D(LOGQ3LOGW1_W2)	0,001879	0,000575	3,265448	0,0012
D(LOGQ3LOGW1_W2(-2))	0,001281	0,000439	2,917392	0,0037
D(W1W2_W12W22)	-27,72857	3,713414	-7,467137	0
D(W1W2_W12W22(-1))	-16,44584	3,801536	-4,326105	0
D(LOGW1_W2)	0,552972	0,068873	8,028838	0
D(LOGW1_W2(-1))	-0,057417	0,007253	-7,916049	0
RESIDSLARGOPLAZO(-1)	-0,184882	0,02227	-8,301786	0
@TREND	0,008104	0,001577	5,138486	0
@TREND^2	-0,000188	0,0000386	-4,865511	0
@SEAS(4)	0,057081	0,006183	9,232464	0

### Anexo XVIII

#### Estimación de la relación de largo plazo de los bancos grandes y no grandes por MCG

Estimación de la relación de largo plazo de los bancos grandes por MCG

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra: 1999Q3 2008Q4</b>				
<b>Períodos incluidos: 38</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 7</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 266</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-0,996155	0,138555	-7,189589	0
LOGQ1	0,880622	0,096293	9,145196	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,056181	0,018776	-2,99215	0,003
LOGQ2	-0,426477	0,07395	-5,767119	0
LOGQ2LOGW1_W2	0,132467	0,014225	9,312187	0
LOGQ3	0,40042	0,108042	3,706171	0,0003
LOGQ3LOGW1_W2	-0,057065	0,020783	-2,745712	0,0065
W1W2_W12W22	212,9538	83,13987	2,561391	0,011
@TREND	-0,005736	0,003191	-1,797676	0,0734
@TREND^2	0,000262	0,0000924	2,834713	0,005

Estimación de la relación de largo plazo de los bancos no grandes por MCG

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra: 1999Q3 2008Q4</b>				
<b>Períodos incluidos: 38</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 13</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 494</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-3,866126	0,544959	-7,094345	0
LOGW1_W2	0,519003	0,094694	5,480842	0
LOGQ1	0,403193	0,05449	7,399341	0
LOGQ1LOGW1_W2	0,025113	0,00914	2,747506	0,0062
LOGQ2	0,479876	0,045331	10,58601	0
LOGQ2LOGW1_W2	-0,025806	0,007943	-3,249075	0,0012
LOGQ3	0,159075	0,04751	3,348248	0,0009
LOGQ3LOGW1_W2	-0,013263	0,007969	-1,664291	0,0967
W1W2_W12W22	-24,27788	9,940352	-2,442356	0,0149

## Anexo XIX

**Estimación de la relación de largo plazo de los bancos grandes y no grandes por MCGD**

Estimación de la relación de largo plazo de los bancos grandes por MCGD

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2000Q4 2007Q4</b>				
<b>Períodos incluidos: 29</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 7</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 203</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-3,947513	1,191643	-3,312662	0,0011
LOGQ1	1,040885	0,138926	7,492342	0
D(LOGQ1(-4))	0,378333	0,132347	2,85865	0,0048
D(LOGQ1(1))	0,47715	0,110053	4,335644	0
D(LOGQ1(2))	0,55553	0,124575	4,459417	0
D(LOGQ1(3))	0,411904	0,103891	3,964778	0,0001
D(LOGQ1(4))	0,652632	0,118088	5,526638	0
LOGQ1LOGW1_W2	-0,095598	0,027703	-3,450752	0,0007
D(LOGQ1LOGW1_W2(-3))	-0,008968	0,002806	-3,196546	0,0017
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	-0,063781	0,02311	-2,759931	0,0065
D(LOGQ1LOGW1_W2(1))	-0,067388	0,019896	-3,387031	0,0009
D(LOGQ1LOGW1_W2(2))	-0,066541	0,021777	-3,055502	0,0026
D(LOGQ1LOGW1_W2(3))	-0,053495	0,015728	-3,401163	0,0008
D(LOGQ1LOGW1_W2(4))	-0,082872	0,018826	-4,402069	0
LOGQ2	-0,469985	0,075731	-6,205978	0
D(LOGQ2(-1))	0,036433	0,012684	2,872428	0,0046
D(LOGQ2(3))	-0,225162	0,08386	-2,684975	0,008
D(LOGQ2(4))	-0,210649	0,082228	-2,561757	0,0113
LOGQ2LOGW1_W2	0,13559	0,015028	9,022707	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-3))	0,006062	0,002326	2,60623	0,01
D(LOGQ2LOGW1_W2(-4))	0,009788	0,002781	3,519703	0,0006
D(LOGQ2LOGW1_W2(1))	0,00844	0,002882	2,929077	0,0039
D(LOGQ2LOGW1_W2(2))	0,009781	0,003147	3,10813	0,0022
D(LOGQ2LOGW1_W2(3))	0,051262	0,016426	3,12084	0,0021

D(LOGQ2LOGW1_W2(4))	0,046201	0,015953	2,896131	0,0043
LOGQ3	0,490179	0,139868	3,50459	0,0006
D(LOGQ3(1))	0,140816	0,015355	9,170811	0
D(LOGQ3(4))	-0,254006	0,0954	-2,662521	0,0085
LOGQ3LOGW1_W2	-0,065496	0,027362	-2,393722	0,0178
D(LOGQ3LOGW1_W2(2))	0,019795	0,002957	6,693908	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(3))	0,010029	0,002653	3,779933	0,0002
D(LOGQ3LOGW1_W2(4))	0,055721	0,017967	3,101226	0,0023
W1W2_W12W22	368,7776	148,271	2,487185	0,0139
D(W1W2_W12W22(1))	495,8099	114,3298	4,336665	0
D(W1W2_W12W22(2))	518,619	105,3116	4,924615	0
D(W1W2_W12W22(3))	382,5425	96,61823	3,95932	0,0001
D(W1W2_W12W22(4))	415,5846	98,33539	4,226196	0
@TREND	-0,037162	0,004461	-8,330613	0
@TREND^2	0,001014	0,000119	8,495483	0
LOGW1_W2	0,713865	0,240412	2,969336	0,0034
D(LOGW1_W2(-4))	0,759268	0,332551	2,283165	0,0237
D(LOGW1_W2(1))	0,988576	0,292958	3,374459	0,0009
D(LOGW1_W2(2))	0,724026	0,328677	2,202851	0,029

Estimación de la relación de largo plazo de los bancos no grandes por MCGD

<b>Variable Dependiente: LOGCT_W2</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2000Q3 2008Q1</b>				
<b>Períodos incluidos: 31</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 13</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 403</b>				
Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estad-t	Prob.
C	-5,836212	0,488884	-11,93782	0
LOGW1_W2	0,915042	0,085081	10,75498	0
D(LOGW1_W2(1))	0,304065	0,111068	2,737649	0,0065
D(LOGW1_W2(2))	0,547606	0,110394	4,960458	0
LOGQ1	0,409524	0,040568	10,09488	0
D(LOGQ1(-1))	-0,111023	0,032774	-3,38753	0,0008
D(LOGQ1(2))	0,145451	0,031689	4,589896	0
D(LOGQ1(-3))	-0,065854	0,031448	-2,094073	0,0369

LOGQ1LOGW1_W2	0,01944	0,006728	2,889287	0,0041
D(LOGQ1LOGW1_W2(-1))	-0,004391	0,000917	-4,789211	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(-3))	-0,002297	0,000872	-2,634314	0,0088
D(LOGQ1LOGW1_W2(1))	0,029064	0,005066	5,73743	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(3))	0,020199	0,00492	4,10548	0
LOGQ2	0,623329	0,038679	16,11532	0
D(LOGQ2(1))	0,443579	0,049494	8,962278	0
D(LOGQ2(2))	0,359499	0,047269	7,605397	0
D(LOGQ2(3))	0,207921	0,033084	6,284675	0
LOGQ2LOGW1_W2	-0,051584	0,006965	-7,406527	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(1))	-0,055265	0,008419	-6,564249	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(2))	-0,043536	0,008206	-5,305533	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(3))	-0,023176	0,00504	-4,598089	0
LOGQ3	0,161724	0,036399	4,44304	0
D(LOGQ3(1))	0,027986	0,006273	4,461297	0
LOGQ3LOGW1_W2	-0,011642	0,005974	-1,948622	0,0521
D(LOGQ1LOGW1_W2(-2))	-0,004711	0,000958	-4,918275	0
W1W2_W12W22	-33,56754	6,699855	-5,010189	0
D(W1W2_W12W22(-1))	-25,6934	5,934049	-4,329826	0
D(W1W2_W12W22(-2))	-30,58557	5,813402	-5,261217	0
@TREND	-0,017099	0,002971	-5,756198	0
@TREND^2	0,000643	0,0000786	8,175033	0
DUMMI240	-0,098806	0,052274	-1,890143	0,0595
@SEAS(4)	0,01985	0,010344	1,918937	0,0558

### Anexo XX

#### Estimación de la relación de corto plazo de los bancos grandes y no grandes por MCG

Estimación de la relación de corto plazo de los bancos grandes por MCG

<b>Variable Dependiente: D(LOGCT_W2)</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2001Q1 2008Q1</b>				
<b>Períodos incluidos: 29</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 7</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 203</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	-0,017565	0,009433	-1,86199	0,0642
D(LOGQ1)	0,745297	0,073812	10,09723	0
D(LOGQ1(-3))	0,24493	0,099052	2,472741	0,0143
D(LOGQ2)	-0,372278	0,061925	-6,011725	0
D(LOGQ2(-1))	0,034907	0,009072	3,847729	0,0002
D(LOGQ3(-4))	0,09839	0,047962	2,051428	0,0417
D(LOGQ1LOGW1_W2)	-0,070216	0,011608	-6,048803	0
D(LOGQ1LOGW1_W2(-2))	0,004276	0,002169	1,971524	0,0502
D(LOGQ1LOGW1_W2(-3))	-0,034116	0,017341	-1,967422	0,0507
D(LOGQ1LOGW1_W2(-4))	0,011778	0,006289	1,872802	0,0627
D(LOGQ2LOGW1_W2)	0,10039	0,012514	8,022487	0
D(LOGQ2LOGW1_W2(-3))	0,005866	0,001985	2,955504	0,0035
D(LOGQ2LOGW1_W2(-4))	0,004392	0,001903	2,308138	0,0221
D(LOGQ3LOGW1_W2(-1))	-0,007959	0,00179	-4,445404	0
D(LOGQ3LOGW1_W2(-2))	-0,005467	0,002006	-2,725776	0,007
D(LOGQ3LOGW1_W2(-3))	-0,006568	0,002014	-3,26097	0,0013
D(LOGQ3LOGW1_W2(-4))	-0,020975	0,009008	-2,328621	0,021
D(W1W2_W12W22)	104,1354	57,89516	1,798688	0,0737
D(LOGW1_W2(-1))	0,08126	0,027855	2,917283	0,004
D(LOGW1_W2(-3))	0,433706	0,249874	1,735695	0,0843
RESIDSLARGOPLAZO(-1)	-0,131401	0,047133	-2,787885	0,0059
@SEAS(4)	0,049516	0,010351	4,783832	0
@TREND	0,000847	0,000479	1,767977	0,0788

Estimación de la relación de corto plazo de los bancos no grandes por MCG

<b>Variable Dependiente: D(LOGCT_W2)</b>				
<b>Método: Panel MCG</b>				
<b>Muestra (ajustada): 2000Q4 2008Q2</b>				
<b>Períodos incluidos: 31</b>				
<b>Secciones cruzadas incluidas: 13</b>				
<b>Observaciones totales del panel (balanceadas): 403</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Estad-t</b>	<b>Prob.</b>
C	0,025239	0,005421	4,656237	0
D(LOGQ1)	0,214217	0,02351	9,111873	0
D(LOGQ1(-4))	0,078432	0,02303	3,405682	0,0007
D(LOGQ2)	0,14248	0,008857	16,08671	0
D(LOGQ3(-2))	0,009699	0,004873	1,990232	0,0473
D(LOGQ3(-4))	0,012656	0,005082	2,49059	0,0132
D(LOGQ1LOGW1_W2(-2))	0,001034	0,000621	1,66487	0,0967
D(LOGQ2LOGW1_W2(-1))	0,004006	0,001611	2,485883	0,0133
D(LOGQ3LOGW1_W2)	0,004284	0,00084	5,102127	0
D(W1W2_W12W22)	-29,37436	4,080167	-7,199305	0
D(W1W2_W12W22(-1))	-16,01223	4,208557	-3,804684	0,0002
D(W1W2_W12W22(-3))	12,80158	3,784986	3,382201	0,0008
D(LOGW1_W2)	0,399123	0,01306	30,56094	0
D(LOGW1_W2(-1))	-0,112799	0,023959	-4,708018	0
RESIDSLARGOPLAZO(-1)	-0,144202	0,023558	-6,121216	0