



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

**INTERDEPENDENCIA OLIGOPOLÍSTICA EN EL SISTEMA BANCARIO**

**VENEZOLANO 1997 – 2001**

**PROFESOR GUÍA:**

Luis Zambrano Sequín

**AUTORES:**

Cerro, Alexandra.

Murillo, Gema.

CARACAS, OCTUBRE DE 2005

## **AGRADECIMIENTOS**

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

A Andreas Faust por su apoyo incondicional, por su dedicación y por todos aquellos consejos que en los momentos más difíciles fueron estímulos para continuar en la elaboración de este trabajo. Además nos sentimos satisfechas porque no sólo encontramos en él a “un profesor” si no a “un amigo”.

A la Gerencia de Investigación Económica del Banco Mercantil en especial al Profesor Francisco Vivancos, Carmen J. Noguera, Inés Fasanaro y Marta de Rangel por el gran apoyo y colaboración brindados.

A la Gerencia de Investigación Económica del Banco Central de Venezuela, en especial a Adriana Arreaza, por brindarnos su colaboración en los momentos cumbres del trabajo.

¡Gracias a Todos!

## INDICE DE CONTENIDO

AGRADECIMIENTOS .....	i
INDICE DE CONTENIDO .....	ii
INDICE DE CUADROS .....	iv
INDICE DE GRAFICOS .....	ix
INTRODUCCIÓN .....	1
CAPÍTULO I .....	4
CONSIDERACIONES GENERALES RELACIONADAS CON EL ESTUDIO DE LA COMPETENCIA .....	4
1.1) Enfoques para abordar el estudio de la Competencia.....	6
1.2) Hechos Estilizados sobre la Concentración en el sector bancario en Venezuela.....	13
1.3) Enfoques Alternativos o Modelos No Estructurales .....	18
CAPÍTULO II.....	21
MODELOS BÁSICOS PARA EL ANÁLISIS DE LA NATURALEZA DE LOS MERCADOS Y EL GRADO DE COMPETENCIA .....	21
2.1) Modelo de Panzar y Rosse (1982).....	22
2.2) Modelo de Markup de Bresnahan (1982).....	25
2.3) Extensión de los Modelos no Estructurales .....	30
CAPÍTULO III.....	32
MODELO PARA EVALUAR LA COMPETENCIA EN MERCADOS CON EMPRESAS MULTIPRODUCTOS Y QUE OPERAN EN MERCADOS RELACIONADOS .....	32
3.1) Modelo de comportamiento oligopólico con agentes multiproductos y que operan en mercados relacionados .....	33
3.2) Formulación de un modelo susceptible de Estimación Empírica.....	42

3.3) Estimaciones Auxiliares de las funciones de Costos y de Demanda.....	50
3.3.1) Derivación de la Función de Costos.....	50
3.3.2) Modelos de Demanda para Créditos Bancarios y Servicios de Depósitos .....	55
3.3.2.1) Demanda para Créditos Bancarios .....	55
3.3.2.2) Demanda para Servicios de Depósitos .....	57
CAPÍTULO IV .....	60
APLICACIÓN DEL MODELO AL CASO VENEZOLANO .....	60
4.1) Estimaciones Auxiliares .....	63
4.1.1) Derivación de la Función de Costos.....	63
4.1.2) Funciones de Demanda de Créditos Bancarios y Servicios de Depósitos .....	70
4.1.2.1) Demanda de Créditos .....	70
4.1.2.2) Demanda de Servicios de Depósitos .....	78
4.2) Especificación de las Ecuaciones de Comportamiento de los Créditos y Depósitos .....	87
4.3) Metodología de la Estimación.....	89
CONCLUSIONES .....	96
BIBLIOGRAFIA .....	100
ANEXOS .....	109
Anexo I: Función de Costos Translog (1997 – 2001).....	110
Anexo II: Funciones de Demanda de Créditos Bancarios y Servicios de Depósitos (1997 – 2001).....	121
Función de Demanda de Créditos: Bancos Comerciales y Universales (1997 – 2001) .....	121
Función de Demanda de Servicios de Depósitos: Bancos Comerciales y Universales (1997- 2001) .....	127

Anexo III: Funciones de Comportamiento para los mercados de Créditos y Depósitos (1997 – 2001).....	133
Funciones de Comportamiento para los mercados de Créditos y Depósitos en los Bancos Comerciales (BC) (1997-2001):.....	133
Funciones de Comportamiento para los mercados de Créditos y Depósitos en los Bancos Universales (BU) (1997-2001): .....	138

## INDICE DE CUADROS

Cuadro 1.1: Número de Bancos y Concentración de Activos.....	14
Cuadro N° 4.1: Términos de Coordinación Oligopolista para los mercados de Créditos y Depósitos bancarios.....	93
Cuadro N° I.1: Estimación de la función de costos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO ( <i>pool</i> ) (1997 – 2001).....	110
Cuadro N° I. 2: Estimación de la función de costos por el método BFGS ( <i>pool</i> ) (1997 – 2001).....	111
Cuadro N° I.3: Prueba F.....	112
Cuadro N° I.4: Estimación de la función de costos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Fijos) (1997 -2001).....	113
Cuadro I.5: Estimación de la función de costos por el método BFGS (Efectos Fijos) (1997 – 2001).....	114
Cuadro N° I.6: Estimación de la función de costos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Aleatorios) (1997 -2001).....	115

Cuadro I.7: Estimación de la función de costos por el método BFGS (Efectos Aleatorios) (1997- 2001).....	116
Cuadro N° I.8: Prueba de Hausman.....	117
Cuadro N° I.9: Estimación de la función de costos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Fijos – Sin Constante) (1997 – 2001).....	117
Cuadro N° I.10: Estimación de la función de costos por el método BFGS (Efectos Fijos – Sin Constante) (1997 – 2001).....	118
Cuadro N° I.11: Estimaciones de los Costos Marginales de los Créditos (Cmy1) y Depósitos (Cmy2).....	119
Cuadro N° II.1: Estimación de la Función de Demanda para Créditos (BC) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).....	121
Cuadro N° II. 2: Prueba de Autocorrelación Serial de Box-Pierce y de Breusch-Godfrey (Créditos (BC)).....	122
Cuadro N° II. 3: Prueba de Autocorrelación Heterocedástica ARCH – LM (Créditos (BC)).....	122
Cuadro N° II.4: Prueba de Normalidad de los Residuos de Jarque-Bera (Créditos (BC)).....	123
Cuadro N° II. 5: Prueba de Raíces Unitarias (ADF, DF-GLS) (Créditos (BC)).....	123
Cuadro N° II.6: Estimación de la Función de Demanda para Créditos (BU) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).....	124

Cuadro N° II.7: Prueba de Autocorrelación Serial de Box-Pierce y de Breusch-Godfrey (Créditos (BU)).....	125
Cuadro N° II. 8: Prueba de Autocorrelación Heterocedástica ARCH – LM (Créditos (BU)).....	125
Cuadro N° II.9: Prueba de Normalidad de los Residuos de Jarque-Bera (Créditos (BU)).....	126
Cuadro N° II. 10: Prueba de Raíces Unitarias (ADF, DF-GLS) (Créditos (BU)).....	126
Cuadro N° II.11: Estimación de la Función de Demanda para Servicios de Depósitos (BC) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).....	127
Cuadro N° II. 12: Prueba de Autocorrelación Serial de Box-Pierce y de Breusch-Godfrey (Depósitos (BC)).....	128
Cuadro N° II.13: Prueba de Autocorrelación Heterocedástica ARCH – LM (Depósitos (BC)).....	128
Cuadro N° II.14: Prueba de Normalidad de los Residuos de Jarque-Bera (Depósitos (BC)).....	129
Cuadro N° II. 15: Prueba de Raíces Unitarias (ADF, DF-GLS) (Depósitos (BC)).....	129
Cuadro N° II.16: Estimación de la Función de Demanda para Servicios de Depósitos (BU) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).....	130

Cuadro N° II.17: Prueba de Autocorrelación Serial de Box-Pierce y de Breusch-Godfrey (Depósitos (BU)).....	131
Cuadro N° II. 18: Prueba de Autocorrelación Heterocedástica ARCH – LM (Depósitos (BU)).....	131
Cuadro N° II.19: Prueba de Normalidad de los Residuos de Jarque-Bera (Depósitos (BU)).....	132
Cuadro N° II. 20: Prueba de Raíces Unitarias (ADF, DF-GLS) (Depósitos (BU)).....	132
Cuadros N° III.1 – N° III. 2: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos comerciales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) ( <i>pool</i> ) (1997 -2001).....	133
Cuadro N° III. 3: Estimación de la función de comportamiento de los bancos comerciales por el método Simplex ( <i>pool</i> ) (1997 – 2001).....	134
Cuadro N° III.4: Prueba F (bancos comerciales).....	134
Cuadros N° III. 5 – N° III. 6: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos comerciales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Efectos Fijos) (1997 – 2001).....	135
Cuadro N° III. 7: Estimación de la función de comportamiento para los bancos comerciales por el método Simplex (Efectos Fijos) (1997 – 2001).....	136
Cuadros N° III. 8 – N° III. 9: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos comerciales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Efectos Aleatorios)(1997–2001).....	136

Cuadro N° III. 10: Estimación de la función de comportamiento para los bancos comerciales por el método Simplex (Efectos Aleatorios) (1997 – 2001).....	137
Cuadro N° III.11 Prueba Haussman (bancos comerciales).....	137
Cuadros N° III.12 – N° III. 13: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos universales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) ( <i>pool</i> ) (1997 -2001).....	138
Cuadro N° III. 14: Estimación de la función de comportamiento para los bancos universales por el método Simplex ( <i>pool</i> ) (1997 – 2001).....	139
Cuadro N° III.15: Prueba F (bancos universales).....	139
Cuadros N° III. 16 – N° III. 17: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos universales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Efectos Fijos)(1997 – 2001).....	140
Cuadro N° III. 18: Estimación de la función de comportamiento para los bancos universales por el método Simplex (Efectos Fijos) (1997 – 2001).....	141
Cuadros N° III. 19 – N° III. 20: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos universales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Efectos Aleatorios)(1997 – 2001).....	141
Cuadro N° III. 21: Estimación de la función de comportamiento para los bancos universales por el método Simplex (Efectos Aleatorios) (1997 – 2001).....	142
Cuadro N° III.22 Prueba Haussman (bancos universales).....	142

## **INDICE DE GRAFICOS**

Gráfico N° 1.1: Índice de Concentración C4.....	15
Gráfico N° 1.2: Índice de Concentración Herfindahl – Hirschman.....	17

## INTRODUCCIÓN

El análisis de la estructura en que operan los mercados es un aspecto de máximo interés para el análisis económico, dadas las implicaciones que éste tiene sobre la eficiencia y el nivel de bienestar social. Esto es particularmente relevante en el caso del sistema financiero debido a las dimensiones y externalidades que éste tiene sobre la economía en su conjunto.

El análisis de la estructura y naturaleza de los mercados ha evolucionado desde un enfoque centrado en el paradigma, ya clásico, de Estructura –Conducta – Desempeño (SPC) a uno donde predomina el denominado enfoque de la Nueva Organización Industrial (NEIO). Esto ha implicado un cambio en los aspectos que se consideran centrales para el análisis del grado de competencia en los diferentes mercados; de un enfoque centrado en el nivel de concentración se ha pasado a otro que se centra en el comportamiento estratégico de los agentes económicos involucrados. Este cambio de enfoque analítico ha afectado a su vez la manera y la naturaleza de los instrumentos teóricos y econométricos que son utilizados en la investigación de estos fenómenos.

En este contexto, este trabajo se centra en el análisis del comportamiento del mercado bancario venezolano durante el período comprendido entre 1997 y 2001. Específicamente nos ha interesado investigar las interacciones que existen entre el mercado de créditos y el mercado de depósitos, dos mercados fuertemente

interrelacionados donde operan simultáneamente los mismos bancos. Este asunto lo abordamos desde la perspectiva de un modelo teórico diseñado para estudiar el comportamiento de oligopolistas que producen múltiples productos que son ofrecidos en mercados interrelacionados.

Siendo más específicos el modelo que aquí se aplica sigue de cerca el trabajo realizado por Jukka Vesala (1995) “Testing for Competition in Banking: Behavioral Evidence from Finland”, en el cual se analiza y mide el grado de competencia en la industria bancaria en el periodo comprendido entre 1988 - 1991.

Los principales resultados de nuestra investigación sugieren que en Venezuela, en el período analizado, hay evidencias que indican diferencias sustanciales en el patrón de conducta de los bancos cuando estos operan en el mercado de créditos y cuando lo hacen en el mercado de depósitos. Hemos encontrado que si bien el mercado de créditos muestra niveles altos de competencia, como ya había sido reportado en anteriores investigaciones sobre el tema (Zambrano, Vera y Faust (2001), Arreaza, Fernández y Mirabal (2001), Zambrano (2003)), no es el caso del mercado de depósitos donde los bancos parecen comportarse más bien como agentes que emprenden acciones retaliativas. Estos resultados sugieren un comportamiento estratégico consistente con las predicciones teóricas de modelos de competencia imperfecta para agentes oligopolistas que operan estratégicamente en mercados muy relacionados y donde las retaliaciones ocurren en los mercados donde

es relativamente menos costoso ejercerlas por el mayor poder de mercado que en ellas se tiene

El trabajo se estructura de la siguiente manera: En el capítulo I se presentan las consideraciones generales relacionadas con el estudio de la competencia y algunos hechos estilizados sobre el comportamiento de la concentración en el sector bancario venezolano. En el capítulo II se analizan los modelos básicos no estructurales para el análisis de la naturaleza de los mercados (modelo de Panzar y Rosse (1982) y el modelo de Bresnahan (1982)). En el capítulo III se explica un modelo para evaluar la competencia en mercados con empresas multiproductos que operan en mercados relacionados (Vesala (1995)). Por último en el capítulo IV, se presentan y analizan los resultados econométricos obtenidos y se contrastan a fin de elaborar algunas conclusiones del comportamiento competitivo del sistema bancario en Venezuela.

**CAPÍTULO I**

**CONSIDERACIONES GENERALES RELACIONADAS CON EL**

**ESTUDIO DE LA COMPETENCIA**

Según la teoría económica la competencia perfecta conduce a la eficiencia, por lo tanto, genera una situación óptima en el sentido de Pareto, que supone que, una vez alcanzado el equilibrio, ningún agente puede mejorar su bienestar sin que el de otro empeore. Si se dan estas condiciones no es necesario que se regulen económicamente los mercados.

Sin embargo, dado que las maneras más frecuentes de competir las constituyen las formas de competencia imperfecta (oligopolio, monopolio, competencia monopolística), el objetivo de la eficiencia, la distribución de sus resultados y el impedimento de conductas de gran poder de mercado justifican los cambios en la regulación y la política de defensa de la competencia en las modernas economías de mercado.

El grado de competencia en el sector financiero, como en cualquier otro sector, es relevante para determinar la eficiencia en la producción de sus servicios, la calidad de sus productos y el grado de innovación del sector. Ha sido demostrado<sup>1</sup>, tanto teórica como empíricamente, que la competencia en el sector financiero es importante para garantizar el acceso de las firmas y los hogares a sus servicios, especialmente al crédito tanto interno como externo, aspectos que naturalmente afectan el crecimiento económico y la distribución del ingreso de la sociedad en su conjunto.

---

<sup>1</sup> Ver Vives (2001)

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

### **1.1) Enfoques para abordar el estudio de la Competencia**

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

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

En el contexto del paradigma SPC existen ciertos argumentos que permiten explicar la conexión entre concentración e ineficiencia. El primero, es que una estructura más concentrada genera conductas menos competitivas. Un ejemplo de esto es el resultado clásico de Edgeworth, en el que un modelo de intercambio puro tiende a una situación de competencia imperfecta a medida que el número de participantes del mercado aumenta. El segundo es que una conducta más competitiva siempre mejora la eficiencia social, reduciendo el poder de mercado. Así para cualquier caso de oligopolio, la colusión (una práctica anti - competitiva) genera mayores pérdidas de eficiencia social que una solución no cooperativa; otro argumento es que una estructura concentrada afecta directamente el desempeño del mercado. Si disminuye el número de empresas en una industria, sin que se presenten cambios sustanciales en la conducta, el precio del mercado se aleja del costo marginal.

Estos argumentos indican, según el paradigma SPC, que la estructura del mercado determina el desempeño de una industria. En términos empíricos el contraste

de estas hipótesis requiere variables que resuman la información relevante sobre la estructura y el desempeño de un mercado y un modelo que permite correlacionar estas variables con aquellas que indiquen el nivel de desempeño de la industria.

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

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

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

bancos, sino que, en principio, se deben a la mayor concentración de los bancos en el sur.

Berger y Hannan (1989) analizan el impacto de la concentración sobre el comportamiento de los precios en la banca estadounidense contrastando dos hipótesis: la hipótesis SPC y la hipótesis de eficiencia<sup>2</sup>. Los resultados muestran una fuerte evidencia a favor de la hipótesis SPC. Schmalensee (1990), también concluye que dichos estudios proveen la mejor evidencia en apoyo de la hipótesis concentración – colusión.

Corvoisier y Gropp (2002) contrastan en el contexto europeo si el incremento de la concentración ha compensado el incremento de la competencia bancaria. Los resultados muestran que el incremento en la concentración en el mercado de créditos y depósitos aumentan los márgenes bancarios, reforzando así la hipótesis SPC.

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

---

<sup>2</sup> Demsetz (1973) y Peltzman (1977) propusieron la hipótesis de eficiencia, según la cual las empresas más eficientes, con una mejor organización y gestión de recursos, tienen menores costos, son más rentables, ganan una mayor cuota de mercado y por lo tanto, crece la concentración del mercado (los bancos más eficientes expulsan a los menos eficientes).

Chamberlain (1933) también espera que los beneficios desaparezcan en los oligopolios, la entrada y el exceso de capacidad llevan a los oligopolistas a obtener sólo los beneficios “normales”, como en una competencia monopolística. La contestabilidad que resulta cuando no existen costos hundidos y la entrada y salida inmediata son posibles, refuerza la conducta competitiva sin importar el número de firmas.

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

Dentro de esta línea de investigación muchos estudios<sup>3</sup> no encuentran evidencia suficiente que demuestre una clara correlación entre el grado de concentración y los niveles de competencia. Por el contrario, estas dos variables pueden estar positivamente correlacionadas, como es el caso de la eliminación de las restricciones relativas a las sucursales y la diseminación de cajeros automáticos que pueden reducir las barreras geográficas y aumentar la competencia bancaria en lugar de obstaculizarla, a pesar de que el grado de concentración se incrementa e incluso

---

<sup>3</sup> Ver Garrido (2002)

aumente el proceso de consolidación y fusiones en el sector. En este caso, la causalidad iría de mayor competencia a mayor consolidación en lugar de hacerlo de mayor consolidación a menor competencia<sup>4</sup>.

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

Además de los cuestionamientos realizados por Baumol (1982), el conjunto de estudios (enmarcados dentro de los modelos no estructurales) que han desplazado el paradigma SPC plantean un enfoque distinto, más funcionalista, relacionado con el

---

<sup>4</sup> En efecto, una amplia variedad de estudios que analizan experiencias de Estados Unidos y Europa, (Berger y Humphrey (1997), Kroszner y Strahan (1999)) concluyen que las fusiones parecen haber tenido un efecto favorable en el aumento de la competencia bancaria.

surgimiento de la literatura de comportamiento estratégico y de la teoría de juegos, en donde lo que hagan los agentes económicos dentro de la industria comienza a tomar importancia.

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

## **1.2) Hechos Estilizados sobre la Concentración en el sector bancario en Venezuela**

Enfocándonos en los indicadores de concentración, la variable más destacada en los modelos estructurales, hay que hacer notar que desde comienzos de los años 90, el sistema financiero venezolano ha experimentado una serie de modificaciones tanto en su estructura como en su comportamiento. La nueva Ley General de Bancos y Otras Instituciones Financieras aprobada a finales de 1993, introdujo un mayor dinamismo al sector bancario venezolano al permitir la participación del capital extranjero y la creación de la banca universal. Por otra parte, la debilidad del crecimiento y la creciente volatilidad macroeconómica que siguió al proceso de liberalización financiera (1989-1993) contribuyó a la pérdida de la confianza de los agentes en el sistema financiero local y a la creación de serios desajustes en el funcionamiento del mercado cambiario. El sistema financiero terminó en una profunda crisis que ocasionó quiebras en importantes entidades financieras que retrasaron hasta 1996 la aplicación de las importantes reformas aprobadas en el año 1993. Entre estas nuevas disposiciones hay que destacar las referidas a la banca universal y a la banca múltiple, el incentivo para los procesos de fusiones y adquisiciones y las exigencias regulatorias en materia del análisis del riesgo bancario. En especial debe resaltarse la reducción de las barreras a la entrada que afectaron negativamente el grado de concentración en el sector.

En efecto, antes de la crisis financiera de 1994, el 75% de los activos de la banca estaba concentrado en sólo 6 bancos, el número de bancos se incrementó durante y después de la crisis, proceso que se detuvo en 1998 por la recesión económica y las fusiones y adquisiciones que volvieron a reducir el número de bancos<sup>5</sup> (Ver Cuadro 1.1).

### Cuadro 1.1: Número de Bancos y Concentración de Activos

Período 1986 – 1994

<b>Año</b>	<b>3 Cuartiles 1/</b>	<b>8 Deciles 2/</b>	<b>9 Deciles 3/</b>
<b>1986</b>	6	8	11
<b>1987</b>	6	7	11
<b>1988</b>	6	7	11
<b>1989</b>	6	7	11
<b>1990</b>	6	7	11
<b>1991</b>	6	7	12
<b>1992</b>	6	8	13
<b>1993</b>	6	8	14
<b>1994</b>	7	9	14
<b>1995</b>	8	10	16
<b>1996</b>	9	11	16
<b>1997</b>	10	13	18
<b>1998</b>	11	13	17
<b>1999</b>	10	12	17
<b>2000</b>	9	11	15
<b>2001</b>	8	10	14

**Nota:** 1/ Número de Bancos que concentran el 75% de los activos.

2/ Número de Bancos que concentran el 80% de los activos.

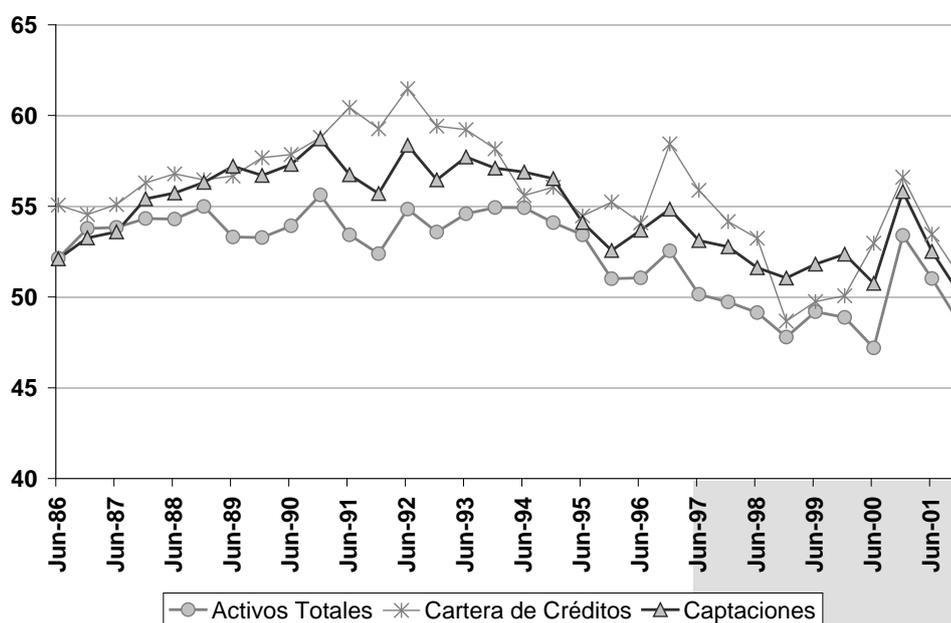
3/ Número de Bancos que concentran el 90% de los activos.

Fuente: Superintendencia de Bancos y Zambrano (2003).

<sup>5</sup> Ver Zambrano (2003)

Lo anterior puede ser observado con mayor claridad mediante el comportamiento del llamado coeficiente C4<sup>6</sup> (Gráfico 1.1). Es evidente que en el período posterior a la crisis financiera la concentración en el sistema bancario presentó una notable disminución explicada por recomposiciones en la estructura de participación de mercado, el aumento observado en el índice C4, después del año 1999 es el resultado del proceso de fusiones y adquisiciones llevadas a cabo en estos últimos años, mostrando un incremento en los niveles de concentración. Esta tendencia se revierte a finales del año 2000 cuando comenzó a disminuir de nuevo el índice.

**Gráfico N° 1.1: Índice de Concentración C4**



Fuente: Superintendencia Bancaria y Cálculos Propios

<sup>6</sup> Considera la suma de las participaciones de mercado de las cuatro firmas más importantes de la industria, mientras mayor es este porcentaje mayor será la concentración (Saving (1970)).

Otro índice más refinado y que es utilizado con más frecuencia para analizar la evolución del grado de concentración es el de Herfindahl – Hirschman (IHH)<sup>7</sup>. Como se observa en el Gráfico 1.2, este índice fue calculado como en el caso anterior, tanto para los activos, depósitos y créditos.

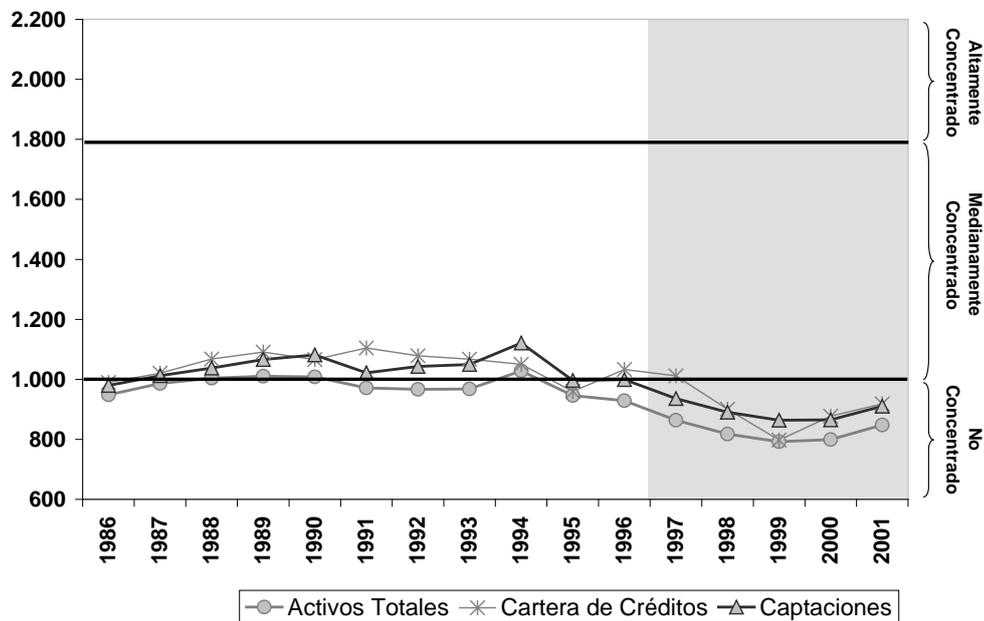
Según Arreaza, Fernández y Mirabal (2001), a lo largo del período de estudio, este índice muestra una caída en el grado de concentración en el sector bancario, luego de haber alcanzado los mayores niveles durante la crisis financiera de 1994 – 1995. En todo caso, se observa que la banca venezolana no ha mostrado niveles que puedan indicar una alta concentración<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> Corresponde a la suma de los cuadrados de las participaciones de mercado de las firmas que componen la industria, el cual a diferencia del anterior considera el total de las firmas de la industria, siendo en este sentido más global y menos arbitrario. Matemáticamente, el índice se presenta como  $IHH = \sum_{i=1}^n S_i^2$ , en donde S es la cuota de participación en el mercado del banco i.

<sup>8</sup> El Departamento de Justicia de los Estados Unidos y la Comisión de Comercio Federal, consideran que un valor del índice menor de 1000 implica un mercado competitivo, si el índice oscila entre 1000-1800 corresponde a un mercado moderadamente concentrado y si el valor del índice es mayor o igual a 1800 supone un mercado altamente concentrado.

**Gráfico N° 1.2: Índice de Concentración Herfindahl - Hirschman**



Fuente: Superintendencia Bancaria y Cálculos Propios

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

En virtud de estos elementos, para medir el grado de competencia de la banca en Venezuela, como en cualquier otro contexto, es necesario aplicar una metodología diferente (modelos no estructurales) que permita considerar los precios y las

cantidades como resultado del comportamiento maximizador de beneficios y del tipo de equilibrio (competencia perfecta, monopolio, competencia monopolística) hacia el cual pudiera tender la industria en cuestión.

### **1.3) Enfoques Alternativos o Modelos No Estructurales**

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

Para Bresnahan (1982), este cambio se debe en parte a la insatisfacción de tres de las hipótesis fundamentales del paradigma clásico (entre los cuales el enfoque SPC es la versión operativa básica): 1) que los márgenes precio-costo puedan observarse directamente a partir de los datos contables, 2) que la estructura industrial pueda captarse mediante un pequeño número de observaciones y 3) que el trabajo empírico deba orientarse a estimar la forma reducida de la relación entre estructura y resultados.

Frente a estas hipótesis la Nueva Organización Industrial propone en primer lugar, que los márgenes no pueden suponerse directamente observables, en segundo lugar dado que las industrias individuales poseen características particulares que pueden influir en la conducta de las empresas, se cuestiona la utilización del análisis

de las diferencias entre industrias como forma de estimar sus comportamientos, salvo en los casos en que los mercados estén muy relacionados; y finalmente, el trabajo empírico debe preocuparse de estimar los parámetros de conducta de la empresa y de la industria más que por estudiar la relación entre estructura y resultados<sup>9</sup>.

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

Los trabajos empíricos que intentan medir el grado de competitividad en una industria, bajo esta línea de investigación, han usado varios métodos alternativos. Un primer método corresponde al Estadístico  $H$  de Panzar y Rosse, el cual aplica el Lema de Shephard<sup>10</sup> para maximizar los beneficios de una firma, observando si cambios en el ingreso total de los bancos presentan o no la misma dirección que los cambios en los precios de los insumos. Los cambios en la misma dirección

---

<sup>9</sup> De esta forma la conducta de las firmas no sólo afecta su desempeño, sino que también puede alterar parcialmente su estructura, en otras palabras, la estructura deja de ser estática y exógena.

<sup>10</sup> Este lema se utiliza para obtener un sistema de ecuaciones de demanda lineales en los parámetros tecnológicos que facilitan tanto la estimación econométrica como el cálculo de las elasticidades parciales.

caracterizan un mercado competitivo, mientras que cambios en la dirección opuesta reflejan algún poder de mercado.

Un segundo método que se plantea en la literatura para medir el grado de competitividad es el Test de *Markup*, el cual usa datos históricos para estimar tanto la curva de demanda como la de costo marginal de la industria. La estimación conjunta de estas dos curvas determina el rango en que se encuentra el *Markup* de precios, el cual oscila entre los extremos competitivo y monopolístico: un *Markup* cercano a cero indica perfecta competencia, mientras que un valor cercano a uno indica perfecta colusión.

**CAPÍTULO II**

**MODELOS BÁSICOS PARA EL ANÁLISIS DE LA**

**NATURALEZA DE LOS MERCADOS Y EL GRADO DE**

**COMPETENCIA**

## 2.1) Modelo de Panzar y Rosse (1982)

Panzar y Rosse (1982), desarrollan un modelo de comportamiento competitivo que surge, como ha sido mencionado, como reacción a las deficiencias empíricas y teóricas de los modelos estructurales como el paradigma SPC.

Estos autores derivan un contraste para evaluar el grado de competencia a partir de la estimación de ecuaciones de ingreso en forma reducida. Una forma de contrastar el grado de competencia existente en los mercados bancarios es a través de un índice construido como la suma de las elasticidades de los ingresos bancarios ante variaciones en los precios de los insumos, siendo conocido este índice como Estadístico  $H$ :

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

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

El tipo de competencia se mide como el grado en que un cambio en los precios de los insumos se refleja en los ingresos de equilibrio. Para esto, se parte del supuesto de que las empresas operan en sus niveles de equilibrio a largo plazo. Vesala (1995) demuestra que  $H$  es una función creciente de la elasticidad de la demanda, es decir que cuanto menor es el poder de mercado ejercido por los bancos mayor será  $H$ , lo

que implica que este estadístico no sólo es útil para diferenciar ciertos tipos de comportamiento del mercado, sino que su magnitud puede asumirse como una medida del grado de competencia.

Un valor del índice igual a uno revela una conducta consistente con un mercado competitivo, ya que una variación en el precio de los factores induce a un cambio proporcional en los ingresos, debido a que el producto que minimiza los costos medios no varía y por lo tanto el precio del producto varía en la misma proporción que el precio de los insumos. Un valor comprendido entre cero y uno, supone la existencia de cierto grado de poder de mercado consistente con un régimen de competencia imperfecta distinto al monopolio o perfecta colusión, ya que en este caso los ingresos crecen menos que proporcionalmente ante variaciones en el precio de los factores de producción, debido a la mayor inelasticidad de la demanda que caracteriza a este tipo de mercados. Un valor negativo de  $H$ , no permite rechazar la existencia de una situación de monopolio o perfecta colusión, ya que en este caso se espera que un crecimiento en los precios de los insumos, que incrementa los costos marginales, reduzca el nivel de producción de equilibrio y por lo tanto los ingresos.

Los valores deducidos para  $H$  por Panzar y Rosse en cada posible situación competitiva sólo son válidos bajo ciertos supuestos. Para Garrido (2002) el más restrictivo es que los agentes estén operando en sus niveles de equilibrio a largo plazo. De no ser así, valores negativos de  $H$  podrían ser considerados erróneamente como indicadores de una situación de monopolio cuando lo único que podrían estar

reflejando, por ejemplo, es una fase de ajuste, de transición, de un mercado perfectamente competitivo.<sup>11</sup>

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

A pesar de estas limitaciones, el contraste de Panzar y Rosse ha sido empleado con relativo éxito en numerosos trabajos para medir el grado de competencia en el sector bancario. Los primeros trabajos fueron realizados por Shaffer (1982), quien analizó las condiciones competitivas en las que operan los bancos de Nueva York, concluyendo que se comportan como en competencia monopolística. Nathan y Neave (1989) estudiaron el comportamiento de los bancos y sociedades hipotecarias en Canadá, rechazan la hipótesis de monopolio y perfecta competencia, concluyendo que las ganancias bancarias se comportan como si estuvieran bajo competencia monopolística. En los últimos años se ha extendido el uso de este contraste, en este sentido cabe destacar; Molyneux (1994), Vesala (1995),

---

<sup>11</sup> Para Garrido (2002) este supuesto es crucial en los casos de competencia perfecta y de competencia monopolística, ya que en una situación de monopolio el equilibrio a corto plazo coincide con el de largo plazo y la única hipótesis necesaria para validar el modelo es aceptar que el monopolista maximiza su nivel de beneficio.

Coccoresse (1998), Rime (1999), Maudos y Pérez (2001), Garrido (2002), Bikker y Haaf (2002), entre otros.

El único antecedente en Venezuela que conocemos que aplica el contraste de Panzar y Rosse es Zambrano (2003), quien emplea esta prueba para el sistema bancario en el período 1997 – 2001. En este trabajo se encontraron evidencias de que el sistema opera en forma consistente con el modelo de competencia monopolística cuando se considera la intermediación financiera como el producto de la industria. Pero cuando se restringe al crédito como único producto, sus resultados muestran que el mercado se comporta como predice el modelo perfectamente competitivo.

## **2.2) Modelo de Markup de Bresnahan (1982)**

Un segundo modelo de uso extendido para estimar el poder de mercado es el de Bresnahan (1982) o Test de *Markup*, el cual aborda el análisis estimando tanto la curva de demanda como la de costo marginal del mercado. La estimación en conjunto de estos dos agregados determina el rango en que se encuentra el *Markup* de precios, el cual oscila entre los extremos competitivo y monopolístico.

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

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

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

$$\underset{y_j}{\text{Máx}} : p(y, z)y_j - C_j(y_j, w_j) \quad (2.2)$$

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

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

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

En este sentido, el parámetro  $\lambda_j$  indica el grado de competencia de la empresa  $j$ , es decir el grado en que los precios de sus productos, en nuestro caso los servicios bancarios, se fijan con respecto al nivel de los costos marginales. En este modelo se asume que los productos de las empresas son homogéneos, por lo tanto se puede definir  $\lambda$  como un parámetro que se utiliza como instrumento para determinar el tipo de competencia de la industria. Si  $\lambda$  es igual a cero, entonces las firmas actúan como tomadoras de precios, no perciben diferencias entre su función de ingreso marginal y su función de demanda, lo que describe un comportamiento perfectamente competitivo. Si  $\lambda$  es igual a uno, entonces las firmas actúan con perfecta colusión, perciben claramente una diferencia entre su demanda y su función de ingreso marginal, produciendo donde el costo marginal es igual al ingreso marginal. Si  $\lambda$  oscila entre cero y uno corresponde a distintos grados de competencia imperfecta.

Cabe destacar que este modelo presenta ciertas limitaciones teóricas y empíricas que podrían cuestionar sus resultados. Para Flores *et al.* (2002) una de las limitaciones teóricas es que se asume que los bancos son tomadores de precios de los

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

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

Un trabajo que aplica el test de Bresnahan para el caso de Venezuela es el de Zambrano, Vera y Faust (2001), para mostrar la evolución y los determinantes del diferencial de las tasas de interés para el período 1986 – 2000. En este trabajo se encuentran evidencias de poder de mercado en el sistema financiero, aunque esta imperfección no implica monopolio o comportamiento colusivo sino más bien otras soluciones más plausibles como mercados oligopólicos o de competencia monopolística. Sus resultados indican que el spread de tasas de interés en Venezuela es explicado por un complejo arreglo de variables que reflejan la incidencia de los gastos de transformación, el riesgo y dichas imperfecciones de mercado.

Frente a las limitaciones de estos modelos (Estadístico  $H$  de Panzar y Rosse y Modelo de *Markup* de Bresnahan), en especial la que supone que en los mercados oligopolísticos se ofrece un producto homogéneo, una extensión natural de esta línea de investigación sería incorporar el concepto de productos diferenciados y mercados multiproductos para examinar el grado de competencia más allá del mercado específico del crédito bancario.

### **2.3) Extensión de los Modelos no Estructurales**

Los modelos no estructurales, descritos anteriormente, parten del supuesto de que se ofrece un único producto, en el caso de la industria bancaria se toma como producto a los créditos, es decir, los depósitos son considerados como un insumo. Los bancos son vistos sólo como productores de servicios de intermediación en el mercado financiero. Una ampliación de estos enfoques sería incorporar en forma simultánea el mercado de depósitos, lo que implica considerar a los bancos como empresas multiproductos.

En este sentido, Zambrano (2003) destaca la relevancia de evaluar el comportamiento de los bancos en Venezuela en el mercado de depósitos y servicios para inferir sobre el grado de competencia en el mercado de créditos, ya que estos mercados están íntimamente relacionados, tal y como predice la teoría económica referida a los mercados oligopólicos con agentes no cooperativos y multiproductos.

En otras palabras, para poder estudiar estos aspectos, es necesario el uso de modelos de oligopolio que permitan evaluar la coordinación de precios y supongan el manejo de estructuras complejas de administración de costos. Además, es preciso incorporar el comportamiento estratégico por parte de los agentes rivales.

Con el objeto de aplicar al caso venezolano una extensión de los modelos no estructurales en el sentido arriba planteado, aquí se pretende seguir de cerca el modelo propuesto por Vesala (1995), el cual se fundamenta en un modelo de precios de competencia oligopolista de bienes diferenciados para agentes que operan en mercados relacionados. Este modelo permite evaluar el poder de mercado, además de medir el grado de competencia cuando los agentes se comportan estratégicamente; es decir, donde el oligopolista está conciente de la presencia y actividades que realizan sus rivales en el mercado, aspecto que es característico de la naturaleza del mercado bancario.

**CAPÍTULO III**

**MODELO PARA EVALUAR LA COMPETENCIA EN**

**MERCADOS CON EMPRESAS MULTIPRODUCTOS Y QUE**

**OPERAN EN MERCADOS RELACIONADOS**

Los modelos no estructurales básicos suponen un mercado imperfecto donde se ofrece un único producto y que las empresas compiten entre sí tratando de ofrecerlo a un menor precio. Estos modelos simplificados pueden ser enriquecidos incorporando características, más realistas, que permiten analizar los casos de mercados donde las empresas producen productos múltiples que son ofrecidos en mercados muy relacionados, como es el caso del mercado financiero. Este tipo de modelos son conocidos bajo el término genérico de modelo de productos diferenciados y se describirán a continuación.

### **3.1) Modelo de comportamiento oligopólico con agentes multiproductos y que operan en mercados relacionados**

Vesala (1995) ha desarrollado un modelo de competencia imperfecta que supone firmas multiproductos y mercados relacionados con el objeto de analizar y medir el grado de competencia en la industria bancaria finlandesa. Específicamente, Vesala analiza la naturaleza de la competencia oligopolística en los mercados de préstamos y depósitos bancarios mediante un modelo básico de dos firmas en competencia duopolística que operan en dos mercados separados (créditos y depósitos), pero relacionados. Siguiendo este modelo se puede evaluar el grado de competencia en precios en un contexto donde los agentes se comportan estratégicamente; es decir, donde los agentes responden a las acciones de los otros, bien sea en el mismo mercado o en los otros que están relacionados.

En términos de Vesala (1995), el concepto de multimercado se presenta cuando cualquier firma multiproducto opera en dos o más mercados, incluyendo el que pueden ser ofrecidos en mercados geográficos distintos, hecho que también es característico de los bancos. Hay que destacar que el concepto de multimercado en mercados relacionados lleva asociado el análisis del comportamiento estratégico en un contexto diferente si se compara con la situación donde las firmas producen en un solo mercado.

En este sentido, Edwards (1955) observó que el concepto de multimercado puede dar lugar a la “paciencia mutua”, esto es que los competidores en este tipo de mercados pueden abstenerse de una acción agresiva (por ejemplo, un recorte de precios) sabiendo que pueden sufrir retaliación en otros mercados. Porter (1980) agrega, además, que una firma será muy castigada en un mercado en donde sean pequeñas las pérdidas potenciales del agredido y grandes las del agresor, elevando los costos relativos de este último como consecuencia de sus acciones. Estos planteamientos resaltan el hecho de que la retaliación, cuando los agentes operan simultáneamente en mercados relacionados, puede darse, en una situación de juegos repetidos, en un mercado distinto a aquel donde el agresor inició sus acciones.

El modelo básico que aquí se describe puede formularse de la manera siguiente: se asume que hay dos duopolistas (firma A y firma B), ambos operan simultáneamente en dos mercados (1 y 2), las acciones de los jugadores en los dos mercados vienen dadas por las siguientes funciones: A ( $a_1$  y  $a_2$ ) y B ( $b_1$  y  $b_2$ ). Una

acción se define como agresiva si se elige un nivel elevado de la variable de acción, por ejemplo si  $a_1 > 0$ .

La firma A se asume de tipo Stackelberg<sup>12</sup>, es decir, tiene ventaja en la primera acción en el mercado 1, por lo tanto elige la función de reacción<sup>13</sup>  $a_1^* = f(a_1^*, (b_1^*(a_1)))$ , de tal manera que maximiza sus beneficios totales  $\pi_A$ , siempre teniendo en cuenta la respuesta de su rival B. El mercado 2, al estar relacionado, se ajusta por lo que las curvas de reacción en este mercado son dependientes de las acciones en el mercado 1.

El equilibrio de Nash en el mercado 1  $\{a_1^*, b_1^*(a_1^*)\}$ , y en el mercado 2,  $\{a_2^*(b_2^*(a_1^*)), b_2^*(a_2^*(b_2^*(a_1^*)))\}$ , son asumidos únicos y estables<sup>14</sup>. Para la maximización del beneficio de A ( $\pi_A$ ), necesita ser satisfecha la siguiente condición de primer orden, que depende de la acción de este agente en el mercado 1 y de manera implícita de las consecuencias de ésta sobre el otro mercado (2) y el otro agente (B):

<sup>12</sup> En el contexto de este modelo, el Líder es quien hace el primer movimiento; es decir, es el primero que toma la iniciativa. Esta es una forma de oligopolio donde una empresa dominante impone los precios y todas las empresas más pequeñas de la industria se apegan a esa política.

<sup>13</sup> La función de reacción surge cuando el oligopolista está conciente de la presencia y actividades de otras empresas en el mercado y de que, a lo largo del tiempo, los cambios en el comportamiento de su propia empresa van a inducir con toda probabilidad variaciones en el comportamiento de sus rivales.

<sup>14</sup> Las condiciones de estabilidad para los dos mercados en forma aislada son:

$$\frac{\partial^2 \pi^A}{\partial a_1^2} \frac{\partial^2 \pi^B}{\partial b_1^2} - \frac{\partial^2 \pi^A}{\partial a_1 \partial b_1} \frac{\partial^2 \pi^B}{\partial a_1 \partial b_1} > 0 \text{ y } \frac{\partial^2 \pi^A}{\partial a_2^2} \frac{\partial^2 \pi^B}{\partial b_2^2} - \frac{\partial^2 \pi^A}{\partial a_2 \partial b_2} \frac{\partial^2 \pi^B}{\partial a_2 \partial b_2} > 0$$

y la condición de estabilidad global viene dada por el valor negativo del determinante (4 x 4) de las segundas derivadas de la función de beneficios con respecto a las acciones  $a_1, a_2, b_1$  y  $b_2$

$$\frac{\partial \pi^A}{\partial a_1} = \frac{\partial \pi^A}{\partial a_1} + \frac{\partial \pi^A}{\partial b_1} \frac{db_1^*}{da_1} + \frac{\partial \pi^A}{\partial a_2} \frac{\partial a_2^*}{\partial b_2} \frac{db_2^*}{da_1} + \frac{\partial \pi^A}{\partial b_2} \frac{\partial b_2^*}{\partial a_2} \frac{\partial a_2^*}{\partial b_2} \frac{db_2^*}{da_1} = 0 \quad (3.1)$$

Si se aplica la regla de la derivación en cadena<sup>15</sup> y se define  $g_k^{B'}(a_k) = \frac{db_k}{da_k}$

(k=1,2) como la pendiente de las funciones de reacción de B. Obtenemos:

$$\frac{\partial \pi^A}{\partial a_1} = \frac{\partial \pi^A}{\partial a_1} + \frac{\partial \pi^A}{\partial a_2} \frac{da_2}{da_1} + \frac{\partial \pi^A}{\partial b_1} g_1^{B'}(a_1) + \frac{\partial \pi^A}{\partial b_2} g_2^{B'}(a_2) \frac{da_2}{da_1} = 0 \quad (3.2)$$

Esta ecuación se descompone en un efecto directo y uno secundario:

- Efecto Directo (ED) y Costo Complementario (CC):

$$ED = \frac{\partial \pi^A}{\partial a_1} + \frac{\partial \pi^A}{\partial a_2} \frac{da_2}{da_1}$$

$$CC = \frac{\partial \pi^A}{\partial a_2} \frac{da_2}{da_1}$$

El efecto directo indica las consecuencias de las acciones de la firma A, tanto en el mercado 1 como en el mercado 2, sobre su beneficio. Dicho efecto incluye el

---

<sup>15</sup> Dado un  $\Delta x$ , será posible encontrar un  $\Delta y$  mediante la función  $y = g(X)$ , pero éste a su vez nos dará un  $\Delta z$  por la función  $z = f(Y)$ . Ocurre entonces la siguiente "Reacción en Cadena"  $\Delta x \rightarrow \Delta y \rightarrow \Delta z$ . Los dos eslabones de esta cadena contienen 2 cocientes incrementales,  $\frac{\Delta y}{\Delta x}$  y  $\frac{\Delta z}{\Delta y}$ , pero cuando los multiplicamos por

$\Delta y$  desaparecen y llegamos finalmente a  $\frac{\Delta z}{\Delta y} \frac{\Delta y}{\Delta x} = \frac{\Delta z}{\Delta x}$  un cociente incremental que relaciona  $\Delta z$  con  $\Delta x$ .

costo complementario, en donde la acción en el mercado 2 va a depender de lo que se hizo en el mercado 1.

Es importante resaltar que, cuando las variables de acción son niveles, existe un costo complementario (CC) positivo si el costo unitario de producir en el mercado 2 disminuye con la producción en el mercado 1. Si los costos unitarios de producir para los dos mercados son independientes, el efecto directo (ED) de la acción 1 ( $a_1$ ) viene solo del mercado 1  $\left( \frac{da_2}{da_1} = 0 \right)$ , pues se asume que no existe interdependencia de la demanda (y por lo tanto de los beneficios) entre los dos mercados.

Por otro lado, a través del signo de la pendiente de la función de reacción se aprecia como los rivales perciben sus productos, si el signo es positivo serán complementos estratégicos y si es negativo serán sustitutos estratégicos. En el caso de los sustitutos estratégicos, los costos complementarios (CC) positivos (negativos) amplifican (suavizan) los efectos de la acción agresiva en el mercado 1. En el caso de complementariedad, un costo complementario (CC) positivo (negativo) suaviza (amplifican) los efectos de la acción agresiva en el mercado 1.

- Efecto Secundario:

$$ES = \frac{\partial \pi^A}{\partial b_1} g_1^{B'}(a_1) + \frac{\partial \pi^A}{\partial b_2} g_2^{B'}(a_2) \frac{da_2}{da_1}$$

Este efecto indica como es afectado el beneficio de la firma A por las acciones de la firma B, tanto en el mercado 1 como en el mercado 2.

La magnitud del efecto secundario (ES), depende crucialmente de las pendientes de las funciones de reacción en ambos mercados ( $g_1^B, g_2^B$ ). Siempre que se asuma que una acción agresiva tiene un impacto perjudicial que afecta el beneficio del rival<sup>16</sup> y que la naturaleza estratégica de ambos mercados es la misma, esto quiere decir que las pendientes de las funciones de reacción mantienen el mismo signo en ambos mercados. Si no existen los costos complementarios (CC = 0), el efecto secundario (ES) proviene sólo de la acción inicial en el mercado 1, bajo el supuesto de demandas independientes. Por lo tanto, la interdependencia de las demandas (un costo complementario (CC) positivo o negativo), es una condición necesaria para que se presente cualquier efecto a través del mercado en un oligopolio multiproducto.

La condición de estabilidad parcial<sup>17</sup>, no es suficiente para determinar  $da_2/da_1, db_2/db_1$  y  $db_2/da_1$ ; estas expresiones dependen de las segundas derivadas de la función de beneficios. Para evitar una situación de indeterminación Vesala (1995) asumió una función de demanda lineal con precios fijados por los duopolistas en un contexto de estrategia complementaria (los productos de los rivales en el

---

<sup>16</sup> La firma A se dice “fuerte” en su acción en el mercado, si tiene un impacto negativo que afecta al beneficio del rival (véase Fundenberg y Tirole (1984)), esto es si:  $\frac{\partial \pi^B}{\partial a_1} < 0$ ; si ocurre lo contrario, A se dice “débil”.

<sup>17</sup> Ver nota al pie número 14.

mercado 1 y 2 se suponen sustitutos), que es, el caso más plausible en el sistema financiero. En términos del modelo esto significa:

$$\begin{aligned}
 y_i^k &= d^k - e^k p_i^k + f^k p_j^k \\
 d^k &> 0 \\
 e^k &> 0 \\
 f^k &> 0 \\
 k &= 1, 2 \\
 i, j &= A, B \\
 i &\neq j
 \end{aligned}
 \tag{3.3}$$

Dónde  $d^k$  incluye todos los factores que afectan la demanda excepto los precios ( $p_i, p_j$ ) y  $e^k, f^k$  son coeficientes que reflejan la rivalidad (sustituibilidad).

Bajo estos supuestos, la función de beneficios de cada duopolista viene dada por:

$$\pi_i = \sum_{K=1}^2 R_i^k - C_i = \sum_{K=1}^2 p_i^k (d^k - e^k p_i^k + f^k p_j^k) - C_i(y_i^k(p_i^k, p_j^k), y_i^q(p_i^q, p_j^q)) \tag{3.4}$$

Donde  $R_i^k$  es el Ingreso Total y  $C_i$  los Costos Totales.

Vesala (1995) asume adicionalmente que el costo marginal de producir  $k$ ,  $\left[ \frac{\partial C_i}{\partial y_i^k} \right]$ , es positivo y constante con respecto a su nivel de producción<sup>18</sup>, pero depende del nivel de producción de los otros productos; esto implica costos complementarios diferentes de cero. Además supone que, las tecnologías de producción de las dos firmas son similares por lo que las derivadas cruzadas del costo marginal  $\left[ \frac{\partial C_i}{\partial y_i^q} \right]$  se suponen constantes.

$$\begin{aligned} \frac{\partial C_i}{\partial y_i^k} &= c_i^k(y_i^q(p_i^q, p_j^q)) > 0, \quad \frac{\partial c_i^k}{\partial y_i^q} = \hat{c} \\ k, q &= 1, 2 \\ k &\neq q \\ i, i &= A, B \\ i &\neq j \end{aligned} \tag{3.5}$$

Donde  $\hat{c}$  negativa indica un costo complementario (CC) positivo<sup>19</sup>.

---

<sup>18</sup> Este supuesto es requerido para conseguir resultados manejables dentro del ejercicio de estática comparativa, ya que va a permitir la existencia de costos complementarios (CC) (condición necesaria para que se presente cualquier efecto a través del mercado en un oligopolio multiproducto).

<sup>19</sup> Existe un costo complementario (CC) positivo si el costo unitario de producir en un mercado disminuye con la producción en el otro mercado.

Con este modelo general Vesala (1995), en su ejercicio de estática comparativa, concluye:

- 1) La retaliación en el mercado 2 depende de la pendiente de la función de reacción. Más específicamente, la retaliación está correlacionada negativamente con el grado de competencia de precios del mercado, es decir, a mayor competencia menor posibilidad de retaliación.
- 2) La retaliación depende del costo complementario (CC) entre los productos ofrecidos en los diferentes mercados donde compiten los oligopolistas. De acuerdo a la naturaleza del producto y del signo del costo complementario (CC), se amplificará o suavizará el efecto de la acción agresiva inicial.
- 3) El comportamiento vengativo de los competidores es más fuerte bajo costos complementarios (CC) positivos.
- 4) Se espera que un costo complementario (CC) positivo conduzca a la retaliación en el mercado 2, esto significa que éste podría implicar movimientos paralelos de precios (y cantidades) en ambos mercados.

### 3.2) Formulación de un modelo susceptible de Estimación Empírica

Con el objeto de derivar un modelo susceptible de estimación empírica, que sea aplicable al sector financiero, se puede asumir que la industria bancaria produce 2 productos: servicios de créditos y depósitos. Un banco representativo  $i$  elige precios,  $p_i^k$  ( $k = 1, 2$ ), para maximizar sus beneficios totales. Estos últimos dependen de los ingresos, sujetos a la función de demanda, y de los costos totales de ambos productos condicionados por la producción; los precios de los insumos y por otros costos variables.

$$\begin{aligned}
 \text{má}_{p_i} \pi_i &= p_i^1 D_i^1(p^1, Z^1) + p_i^2 D_i^2(p^2, Z^2) - C_i(D_i^1(p^1, Z^1), D_i^2(p^2, Z^2), W_i, K_i) \\
 \text{s.a } \rightarrow y_i^k &= D_i^k(p_1^k, \dots, p_n^k, Z^k) = D_i^k(p_i^k, Z^k) \\
 k &= 1, 2 \\
 i &= 1, \dots, n
 \end{aligned} \tag{3.6}$$

Donde  $D_i^k$  es la demanda de la empresa que produce  $k$ ,  $Z^k$  el vector de variables distintas al precio que desplazan la función de demanda<sup>20</sup>,  $W_i$  el vector de precios de los insumos<sup>21</sup> y  $K_i$  el vector de los otros costos distintos a los insumos.

Vesala (1995) asume que los 2 productos no son sustituibles entre sí, lo que es razonable en el caso bancario para créditos y depósitos, y por consiguiente las

<sup>20</sup> Vesala (1995) sugiere las siguientes variables exógenas para el caso finlandés: nivel de ingreso real, los precios de los activos, tasa de inflación y el precio de un sustituto extranjero.

<sup>21</sup> En el caso de los bancos, típicamente se incluirían: los laborales, operativos y financieros (depósitos y fondos comprados).

funciones de demanda son independientes. Sin embargo, las reacciones de los bancos a los precios de sus competidores en ambos mercados están modeladas reconociendo interdependencia estratégica entre los mercados de créditos y depósitos bancarios.

Las condiciones de primer orden para la maximización de (3.6), teniendo en cuenta que la empresa  $i$  es fijadora de precios, son:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \pi_i}{\partial p_i^k} &= y_i^k + p_i^k \frac{\partial y_i^k}{\partial p_i^k} + p_i^k \frac{\partial y_i^k}{\partial p_i^k} \sum_{j=1, j \neq i}^n g_j^{kk}(p_i^k) + p_i^q \frac{\partial y_i^q}{\partial p_i^q} \sum_{j=1, j \neq i}^n g_j^q(p_i^{kk}) \\ &- \frac{\partial C_i}{\partial y_i^k} \frac{\partial y_i^k}{\partial p_i^k} - \frac{\partial C_i}{\partial y_i^k} \frac{\partial y_i^k}{\partial p_i^k} \sum_{j=1, j \neq i}^n g_j^{kk}(p_i^k) - \frac{\partial C_i}{\partial y_i^q} \frac{\partial y_i^q}{\partial p_i^q} \sum_{j=1, j \neq i}^n g_j^q(p_i^{kq}) = 0 \end{aligned} \quad (3.7)$$

$k, q = 1, 2$   
 $k \neq q$

Donde  $\sum_{j=1}^n g_j^{qk}(p_i^k)$  representa las expectativas del banco  $i$  para el precio del producto  $q$  de sus rivales, en respuesta a su cambio en el precio de  $k$ . Lo que se puede expresar como:

$$\sum_{j=1, j \neq i}^n g_j^{qk}(p_i^k) = \left[ \frac{\partial \sum_{j=1, j \neq i}^n p_j^q}{\partial p_i^k} \right] \equiv \sum_{j=1, j \neq i}^n v_j^{qk}$$

$k, q = 1, 2$   
 $k \neq q$  (3.8)

Esta transformación le permitió a Vesala parametrizar el comportamiento oligopólico, con el objeto de derivar una hipótesis empírica contrastable. Sin embargo, se puede observar que aún esta formulación no puede considerarse un modelo de oligopolio dinámico<sup>22</sup>.

Si se multiplican las condiciones de primer orden por la relación  $\left[ \frac{p_i^k}{y_i^k} \right]$ , se

obtiene:

$$p_i^k + (p_i^k - c_i^k) \left[ \varepsilon_i^{kk} + \left( \frac{p_i^k}{\bar{p}} \right)^{-kk} \varepsilon_i \sum_{j=1, j \neq i}^n v_j^{kk} \right] + (p_i^q - c_i^q) \left( \frac{y_i^q}{y_i^k} \right) \left( \frac{p_i^k}{\bar{p}} \right)^{-qq} \varepsilon_i \sum_{j=1, j \neq i}^n v_j^{qk} = 0$$

(3.9)

$k, q = 1, 2$   
 $k \neq q$

Donde  $c_i^k$  ( $k=1,2$ ) son los costos marginales específicos de los bancos<sup>23</sup>,  $\bar{p}^k$  ( $k=1,2$ ) son los precios promedios de la industria ponderados por la respectiva participación en el mercado,  $\varepsilon_i^{kk}$  y  $\varepsilon_i^{qq}$  son las elasticidades precios de la demanda y  $\bar{\varepsilon}_i^{kk}$  y  $\bar{\varepsilon}_i^{qq}$  las elasticidades promedio<sup>24</sup>.

<sup>22</sup> Vesala (1995) argumenta en este caso, que las funciones de reacción son inverosímiles para representar la óptima respuesta dinámica, ya que ellas son simplemente lugares geométricos del equilibrio de Nash, correspondientes a diferentes niveles de producción en competencia estática. Por ello hay que adecuar la expresión (3.8) con el objeto de ajustar el modelo a los datos estadísticos observados y que los agentes no necesariamente están en equilibrio todo el tiempo.

<sup>23</sup> Las estimaciones de los costos marginales no se pueden derivar directamente de la data contable de los bancos, porque los costos operativos no aparecen diferenciados teniéndose, por tanto, que estimar funciones de costos auxiliares.

<sup>24</sup> Para obtener estas elasticidades (de cada uno de los productos de los bancos) se deben estimar las funciones de demanda ( $D_{vt} (r_{vt}^1, r_t^1, Z_t^1)$ ,  $q_{vt}^s (p_{vt}^D, \bar{p}_t, Z_t^2)$ ), tanto para los créditos como para los depósitos bancarios ya que éstas son necesarias para las ecuaciones de comportamiento.

La ecuación (3.9) indica la capacidad que tiene el banco representativo  $i$  para elegir los precios en el mercado  $k$ , esto se refleja en  $v_j^{kk}$  que mide el grado de competencia en ese mercado. De esta forma se combinan en la ecuación tanto los cambios en los precios promedios del mercado  $k$  y sus márgenes de beneficio, como sus consecuencias en los precios y las cantidades del otro mercado ( $q$ ) por la variación de las expectativas  $v_j^{qk}$ , ya que estos son mercados relacionados que suponen interdependencia estratégica entre ambos (créditos y depósitos bancarios).

Dado el reconocimiento de esta interdependencia estratégica en ambos mercados ( $k$  y  $q$ ), es necesario conocer la dirección del cambio de las cantidades producidas en el mercado  $q$  ante la variación del precio en el mercado  $k$ , esto se determina mediante el signo de las elasticidades cruzadas de la demanda<sup>25</sup>.

$$\begin{aligned} \varepsilon_i^{qk} &= \frac{\partial y_i^q}{\partial p_i^k} \frac{p_i^k}{y_i^q} < 0 \\ \varepsilon_i^{-qk} &= \frac{\partial y_i^q}{\partial p_i^k} \frac{p_i^k}{y_i^q} > 0 \end{aligned} \quad (3.10)$$

$k, q = 1, 2$   
 $k \neq q$

---

<sup>25</sup> El signo negativo de la elasticidad precio cruzada se debe a la estrategia complementaria que tiene el banco  $i$  en los mercados en que participa ( $k$  y  $q$ ). Un aumento del precio en el mercado  $k$ , disminuye su producción y debido a la complementariedad entre sus productos, disminuye su producción en el mercado  $q$ . Por otra parte, el signo positivo de la elasticidad promedio se debe a que aumentos en el precio promedio del mercado  $k$ , mejoran la posición relativa del precio del banco  $i$  incrementando su producción en dicho mercado y bajo la estrategia complementaria que lo caracteriza aumenta también la producción en el mercado  $q$  (Este mismo análisis se aplica a las elasticidades precio y promedio de cada mercado).

Se asume por simplicidad, que las elasticidades de los precios son iguales y constantes para todos los bancos dentro de cada subconjunto  $v$ <sup>26</sup>. Esto implica que las preferencias de los clientes y otros factores que afectan la curva de demanda, son idénticas dentro de los grupos.

Teniendo en cuenta que se está midiendo el grado de competencia en el sistema bancario, los precios de los productos créditos y depósitos se representan a través de la tasa de interés, así el tipo de respuesta esperada de cada rival oligopolista y sus respectivos índices de poder de mercado ( $v_v^{kk}$  y  $v_v^{qq}$ ) toman la siguiente forma:

$$\sum_{j=1, j \neq i}^n v_j^{qk} = \sum_{v=1 | j \notin v}^s \sum_{j=1}^{r_v} v_j^{qk} + \sum_{j=1, j \neq i | j \in v}^{r_v} v_j^{qk} \approx \sum_{v=1 | j \notin v}^s r_v v_v^{qk} + (r_{v | j \in v} - 1) v_v^{qk} \equiv N_v^{qk} \quad (3.11)$$

$$\sum_{j=1, j \neq i}^n v_j^{kk} = \sum_{v=1 | j \notin v}^s \sum_{j=1}^{r_v} v_j^{kk} + \sum_{j=1, j \neq i | j \in v}^{r_v} v_j^{kk} \approx \sum_{v=1 | j \notin v}^s r_v v_v^{kk} + (r_{v | j \in v} - 1) v_v^{kk} \equiv N_v^{kk} \quad (3.12)$$

$$\sum_{j=1, j \neq i}^n v_j^{qq} = \sum_{v=1 | j \notin v}^s \sum_{j=1}^{r_v} v_j^{qq} + \sum_{j=1, j \neq i | j \in v}^{r_v} v_j^{qq} \approx \sum_{v=1 | j \notin v}^s r_v v_v^{qq} + (r_{v | j \in v} - 1) v_v^{qq} \equiv N_v^{qq} \quad (3.13)$$

$$i \in v$$

$$k, q = 1, 2$$

$$k \neq q$$

---

<sup>26</sup> Vesala (1995) reduce el número de parámetros estimados dividiendo el número de bancos en  $s$  subconjuntos mutuamente excluyentes. En este trabajo se dividió el número de bancos en tres subconjuntos: Bancos Comerciales, Bancos de Ahorro y Bancos de Cooperativa, mercados donde se supone que los productos son homogéneos.

Donde  $\nu_v^{qk}$  iguala las expectativas acerca del comportamiento de los rivales en el subconjunto  $v$ ;  $\nu_v^{kk}$  y  $\nu_v^{qq}$  miden el grado de competencia existente en cada uno de los mercados, de esta forma  $N_v^{qk}$ ,  $N_v^{kk}$ ,  $N_v^{qq}$  indican el tipo de respuesta esperada de cada rival oligopolista. Para reducir el número de parámetros estimados Vesala utiliza  $r_v$  que representa el número de bancos dentro de cada subconjunto  $v$ . Las estimaciones resultantes de  $\nu_{vs}^{qk}$  miden los cambios porcentuales que los bancos en el grupo  $v$  esperan en los precios del producto  $q$  de los bancos rivales, en respuesta a un cambio inicial en sus precios del producto  $k$ .

Un valor  $\nu_v^{kk}=1$  podría reflejar una perfecta coordinación oligopolística, por otra parte  $\nu_v^{kk} = \left(-\frac{1}{n-1}\right)$  podría corresponder a una situación consistente con la competencia perfecta (precio igual a costo marginal en el mercado  $k$ ). Es por ello que, las estimaciones de  $\nu_{vs}^{kk}$  representan índices del grado de competencia y del uso del poder de mercado de los bancos en cada grupo  $v$  y en el mercado  $k$ .

Se asume adicionalmente, que los bancos son tomadores de precios en el mercado monetario ( $r^M$ ), pero pueden tener poder de mercado en los segmentos de créditos y de depósitos ( $r_i^1$  y  $r_i^2$ ). Desde el punto de vista de los bancos, los rendimientos generados al utilizar los fondos procedentes de los depósitos deben cubrir los costos asociados a éstos; por esta razón la tasa del mercado monetario ( $r^M$ ) es la referencia más conveniente para estas inversiones y para el costo de

oportunidad de los depositantes. De aquí que el margen por encima de esta tasa, ajustada por los requerimientos de reserva ( $\delta$ ), es una proxy adecuada para captar el precio de los servicios de depósitos.

Considerando estos supuestos adicionales, es posible reescribir la ecuación (3.9) para los mercados de créditos (3.14) y depósitos bancarios (3.15) y que son susceptibles de ser estimadas a partir de los datos estadísticamente disponibles:

$$r_i^1 + (r_i^1 - c_i^1) \left[ \varepsilon_v^{11} + \frac{r_i^1}{r^1} \varepsilon_v^{-11} N_v^{11} \right] + \left[ (1-\delta)r^M + \delta r^R - (r_i^2 - c_i^2) \right] \left[ \left( \frac{y_i^1}{y_i^2} \right) \left( \frac{r_i^1}{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r^2} \varepsilon_v^{-22} N_v^{21} \right) \right] = 0$$

$v = 1, \dots, s$   
 $i = 1, \dots, n$

(3.14)

$$(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2 + \left[ (1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2 - c_i^2 \right] \left[ \varepsilon_v^{22} + \left( \frac{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2}{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r^2} \right) \varepsilon_v^{-22} N_v^{22} \right] + (r_i^1 - c_i^1) \left[ \left( \frac{y_i^1}{y_i^2} \right) \left[ \frac{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2}{r^1} \right] \varepsilon_v^{-11} N_v^{12} \right] = 0$$

$v = 1, \dots, s$   
 $i = 1, \dots, n$

(3.15)

En las ecuaciones anteriores, se especifican las variables de la siguiente manera:

$y_i^1$ : Producto 1 Créditos: Valor de los créditos al público no bancario (créditos comerciales, hipotecas y créditos de consumo).

$y_i^2$ : Producto 2 Depósitos: Valor de los depósitos para el público no bancario.

Es de notar que se usan los stock de créditos y depósitos, ya que los bancos deben utilizar sus recursos para monitorear y administrar los viejos créditos, como para conceder nuevos.

$r_i^1$ : Tasa de interés promedio de los préstamos del banco  $i$ .

$\bar{r}^1$ : Tasa de interés promedio de los préstamos de todos los bancos ponderados por las respectivas cuotas de mercado.

$r_i^2$ : Tasa de interés promedio de los depósitos en el banco  $i$ .

$\bar{r}^2$ : Tasa de interés promedio de los depósitos de todos los bancos ponderados por las respectivas cuotas de mercado.

$r^M$ : Tasa de interés del mercado monetario.

$r^R$  : Tasa de interés pagada por los requerimientos de efectivo de las reservas.

$\delta$  : Requerimientos de reserva sobre los depósitos.

Como se mencionó anteriormente (Ver Notas al pie números 23 y 24) las variables  $(c_i^1, c_i^2)$ ,  $(\varepsilon_v^{11}, \bar{\varepsilon}_v^{11}, \varepsilon_v^{22}$  y  $\bar{\varepsilon}_v^{22})$  son obtenidas de estimaciones auxiliares de las funciones de costos y de demanda de créditos y depósitos respectivamente. Además, los parámetros a estimar en estas ecuaciones son  $N_v^{11}$ ,  $N_v^{21}$ ,  $N_v^{22}$  y  $N_v^{12}$  que representan el tipo de respuesta esperada de cada rival oligopolista.

### **3.3) Estimaciones Auxiliares de las funciones de Costos y de Demanda**

#### **3.3.1) Derivación de la Función de Costos**

Para poder estimar las ecuaciones de comportamiento de los bancos (ecuaciones (3.14) y (3.15)) se necesitan calcular sus costos marginales, ya que estos no se pueden derivar de su data contable (estos están referidos tanto a los costos financieros como a los operativos y no están separados por tipo de mercado). La solución que propone Vesala es derivar los costos marginales de una función de costos multiproductos siguiendo a Roberts y Samuelson (1988) y una aplicación al sistema bancario de Berg y Kim (1993). En estos trabajos se asumen a los bancos

como firmas minimizadoras de costos y generadoras de dos productos (créditos y depósitos). Para estimar eficientemente los parámetros de dicha función se necesita asumir un sistema de ecuaciones de costos y factores que acepte el hecho de que estos últimos se utilizan de forma compartida en la generación de los diferentes productos.

En cuanto a la estructura de los costos se considera una función translogarítmica, muy común en el análisis de los mercados bancarios puesto que su forma funcional puede tratar con economías de escala y de alcance en empresas multiproductos. Usando esta metodología, los costos de una entidad bancaria multiproducto pueden ser simulados con una flexibilidad máxima y con un reconocimiento explícito de cada uno de los insumos. En general, estas funciones son estimadas en forma conjunta con las ecuaciones de participación de los insumos en los costos, tal y como se deriva de la aplicación del Lema de Shephard<sup>27</sup>. La forma general de la translog para la función de costos y las ecuaciones de factores compartidas es<sup>28</sup>:

---

<sup>27</sup> Para Ladrón de Guevara *et al.* (2001) este lema se usa para generar sistema de funciones de demanda derivadas por factores. De este modo, se pueden obtener tantas ecuaciones adicionales a la función de costes como factores productivos intervengan en el proceso de producción sin introducir ningún parámetro adicional. La estimación del sistema formado por la función de costes y las funciones de demanda por factores permite obtener estimaciones más eficientes que las que se obtendrían si se estimase sólo la función de costos.

<sup>28</sup> Vesala (1995) emplea una especificación de desequilibrio tratando el capital fijo (F) como cuasi – fijo, ya que no restringe los cambios en la demanda de productos o precios de los insumos que se puedan presentar en el tiempo (cuando el capital es fijo estos cambios deben ser pequeños y previsibles).

$$\begin{aligned}
\ln C (y_i^1, y_i^2, W_i, B_i, F_i) &= \gamma_0 + \sum_{k=1}^2 \gamma_{ik} \ln y_i^k + \sum_{m=1}^4 \gamma_{2m} \ln w_i^m + \gamma_3 \ln B_i + \gamma_4 \ln F_i \\
&+ \frac{1}{2} \left( \sum_{k=1}^2 \sum_{q=1}^2 \zeta_{kq} \ln y_i^q \ln y_i^k + \sum_{m=1}^4 \sum_{\bar{m}=1}^4 \rho_{m\bar{m}} \ln w_i^m \ln w_i^{\bar{m}} + \zeta_{BB} (\ln B_i)^2 + \zeta_F (\ln F_i)^2 \right) \\
&+ \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^4 \eta_{km} \ln y_i^k \ln w_i^m + \sum_{k=1}^2 \eta_{kB} \ln y_i^k \ln B_i + \sum_{k=1}^2 \eta_{kF} \ln y_i^k \ln F_i + \sum_{m=1}^4 \lambda_{mB} \ln w_i^m \ln B_i \\
&+ \sum_{m=1}^4 \lambda_{mF} \ln w_i^m \ln F_i + \zeta_{BF} \ln B_i \ln F_i + \varepsilon_i
\end{aligned}$$

$$k = 1, 2$$

$$m = 1, 2, 3 = (m-1)$$

$$i = 1, \dots, n$$

(3.16)

$$S_i^m = \frac{\partial \ln C (\cdot)}{\partial \ln w_i^m} = \gamma_{2m} + \sum_{\bar{m}=1}^4 \rho_{m\bar{m}} \ln w_i^{\bar{m}} + \sum_{k=1}^2 \eta_{km} \ln y_i^k + \lambda_{nB} \ln B_i + \lambda_{nF} \ln F_i + \mu_{im}$$

$$k = 1, 2 ; m = 1, 2, 3 = (m-1) ; i = 1 \dots n$$

(3.17)

Donde:

$C_i$  : Costos financieros y gastos operativos del banco  $i$  (no incluye gastos de capital).

$y_i^1$  : Producto 1 Créditos.

$y_i^2$  : Producto 2 Depósitos.

$W_i^m$  : Precios de los insumos: Laborales ( $m = 1$ ) (gastos laborales por persona empleada), otros insumos operativos ( $m = 2$ ) (otros costos operativos), depósitos ( $m = 3$ ) (gastos de intereses por los depósitos) y fondos comprados ( $m = 4$ ) (otros gastos de intereses)

$B_i$  : Número de sucursales.

$F_i$  : Capital Físico (Activos Fijos).

$S_i^m$  : El costo de compartir el insumo  $m$ .

Esta forma de translog tiene la ventaja de no restringir a priori la forma de la tecnología de producción. Sin embargo, no es posible predecir el signo de los coeficientes de la variable de la función translogarítmica, pero para que sea consistente con la minimización de costos en términos económicos esta tiene que ser homogénea de grado uno en los precios de sus insumos; es decir, para un nivel fijo de producción los costes totales deben crecer en la misma proporción que crecen los precios de los insumos. Esta consideración de simetría implica las siguientes relaciones entre los parámetros para conseguir homogeneidad lineal en los precios de los insumos<sup>29</sup>.

---

<sup>29</sup> Ver Ladrón de Guevara *et al.* (2001)

$$\begin{aligned}
\sum_{m=1}^4 \gamma_{2m} &= 1 \\
\sum_{m=1}^4 \zeta_{m\bar{m}} &= 0 \\
\sum_{m=1}^4 \eta_{km} &= 0 \\
\sum_{m=1}^4 \lambda_{mB} &= 0 \\
\sum_{m=1}^4 \lambda_{mF} &= 0
\end{aligned} \tag{3.18}$$

A partir de (3.18) es posible derivar los costos marginales para cada uno de los productos de la siguiente manera:

$$\frac{C_i}{y_i^k} \frac{\partial \ln C(y_i^1, y_i^2, W_i, B_i, F_i)}{\partial \ln y_i^k} = \frac{C_i}{y_i^k} \left( \gamma_{ik} + \sum_{q=1}^2 \zeta_{qk} \partial \ln y_i^q + \sum_{m=1}^4 \eta_{km} \ln w_i^m + \eta_{kB} \ln B_i + \eta_{kF} \ln F_i \right) \tag{3.19}$$

### 3.3.2) Modelos de Demanda para Créditos Bancarios y Servicios de Depósitos

Como en el caso de los costos marginales, las elasticidades precio de la demanda ( $\varepsilon_i^{kk}$ ,  $\varepsilon_i^{qq}$ ,  $\bar{\varepsilon}_i^{kk}$  y  $\bar{\varepsilon}_i^{qq}$ ) tanto para los créditos como para los depósitos, son necesarias para estimar las funciones de comportamiento (ecuaciones (3.14) y (3.15)), por esta razón es necesario estimar las funciones de demanda de los créditos y depósitos bancarios.

#### 3.3.2.1) Demanda para Créditos Bancarios

Las estimaciones de las elasticidades precios de la demanda que son necesarias en las ecuaciones de comportamiento ((3.14) y (3.15)), son obtenidas a partir de estimaciones separadas de ecuaciones de demanda. Según Vesala (1995) la demanda para los créditos bancarios asumiría la siguiente forma:

$$\ln D_{vt}^1 (r_{vt}^1, \bar{r}_t, Z_t^1) = \alpha_0 + \alpha_{SD} SD_t + \bar{\alpha}_1 \ln \left( \frac{r_{vt}^1}{r^M} \right) - \alpha_2 \left( \ln \left( \frac{r_{vt}^1}{r^M} \right) - \ln \left( \frac{\bar{r}_t}{r^M} \right) \right) + \sum_{j=1}^J B_j \ln Z_t^1 + \mu_t$$

$$v = 1, \dots, s$$

$$Z^1 = (Z_1^1, \dots, Z_j^1)$$

$$\bar{\alpha}_1 = \alpha_1 + \alpha_2$$

$$\bar{\alpha}_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_1 < 0$$

(3.20)

La ecuación (3.20) puede ser rescrita de la siguiente manera:

$$\ln D_{vt}^1 (r_{vt}^1, \bar{r}_t, Z_t^1) = \alpha_0 + \alpha_{SD} SD_t - \alpha_1 \ln \left( \frac{r_{vt}^1}{r^M} \right) + \alpha_2 \ln \left( \frac{\bar{r}_t}{r^M} \right) + \sum_{j=1}^J B_j \ln Z_t^1 + \mu_t$$

$$v = 1, \dots, s$$

$$Z^1 = (Z_1^1, \dots, Z_j^1)$$

$$\bar{\alpha}_1 = \alpha_1 + \alpha_2$$

$$\bar{\alpha}_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_1 < 0$$

(3.21)

En la ecuación (3.21) se utiliza una formulación de precios relativos porque en ellos se representa el costo de oportunidad de los agentes que demandan los créditos bancarios, utilizando como numerario la tasa de mercado monetario ( $r^M$ ).

Dado que (3.21) es estimada como una función log – lineal, los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  son las elasticidades precio y promedio respectivamente ( $\varepsilon_v^{11} = -\alpha_1$  y  $\bar{\varepsilon}_v^{11} = \alpha_2$ ). Además, se agregan un conjunto de variables exógenas  $Z_j$  diferentes del precio que afectan la demanda de créditos en el tiempo. Vesala agrega en su formulación un factor estacional, SD requerido cuando se trata con datos trimestrales o mensuales.

### 3.3.2.2) Demanda para Servicios de Depósitos

La provisión de servicios de depósitos y los de mantenimiento de cuentas compensan el costo de oportunidad del depositante (ser pagado con la tasa de interés del mercado). De esta forma la decisión del cliente para depositar su dinero en un banco depende del precio efectivo de todos estos servicios que el cliente obtiene. Vesala se aproxima al precio efectivo de los servicios de depósitos en la ecuación de demanda utilizando el costo de oportunidad del depositante, así como los cargos por servicios directos:

$$p_{vt}^D = \frac{y_{vt}^2 (r^M - r_{vt}^2) * 1/12}{q_{vt}^s} + p_{vt}^s \quad (3.22)$$

$v = 1...s$

Donde:

$q_{vt}^s$  : Volumen de los servicios calculados como la cantidad de transacciones de pago, esto es una aproximación razonable ya que se ha observado que éstas constituyen la categoría más importante de los servicios de depósitos.

$p_{vt}^s$  : Cargos por servicios directos, que son calculados por los cobros específicos de cada banco en cheques, giros y transacciones de pago (los promedios de cargos se calculan utilizando el número de depósitos como ponderación).

$y_i^2$  : Producto 2 Depósitos.

$r_i^2$  : Tasa de interés promedio de los depósitos en el banco i.

$r^M$  : Tasa de interés del mercado monetario.

Dada la definición del precio efectivo de la ecuación (3.22) se especifica la ecuación de demanda de depósitos como:

$$\ln q_{vt}^s (p_{vt}^D, \bar{p}_t^{-D}, Z_t^2) = \alpha_0 + t + \alpha_{SD} SD_t + \bar{\alpha}_1 \ln p_{vt}^D - \alpha_2 (\ln p_{vt}^D - \ln \bar{p}_t^{-D}) + \sum_{j=1}^J \ln Z_t^2 + \mu_t$$

$$v = 1, \dots, s$$

$$Z^2 = (Z_1^2, \dots, Z_j^2)$$

$$\bar{\alpha}_1 = \alpha_1 + \alpha_2$$

$$\bar{\alpha}_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_1 < 0$$

(3.23)

La ecuación (3.23) puede describirse como:

$$\ln q_{vt}^s (p_{vt}^D, \bar{p}_t^{-D}, Z_t^2) = \alpha_0 + t + \alpha_{SD} SD_t - \alpha_1 \ln p_{vt}^D + \alpha_2 \ln \bar{p}_t^{-D} + \sum_{j=1}^J \ln Z_t^2 + \mu_t$$

$$v = 1, \dots, s$$

$$Z^2 = (Z_1^2, \dots, Z_j^2)$$

$$\bar{\alpha}_1 = \alpha_1 + \alpha_2$$

$$\bar{\alpha}_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_1 < 0$$

(3.24)

Al igual que en la función de demanda de créditos la forma log – lineal de esta función, permite establecer los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  como las elasticidades precio y promedio respectivamente, siendo iguales a  $\varepsilon_v^{22} = -\alpha_1$  y  $\bar{\varepsilon}_v^{22} = \alpha_2$ . Como en el caso anterior (demanda de créditos) se agregan un conjunto de variables exógenas  $Z_j$  diferentes del precio que afectan la demanda de servicios de depósitos en el tiempo (Vesala agrega en su formulación la variable SD para controlar los efectos estacionales). Además, agrega una tendencia lineal  $t$ , para captar movimientos estructurales de largo plazo en el período analizado.

## **CAPÍTULO IV**

### **APLICACIÓN DEL MODELO AL CASO VENEZOLANO**

En este capítulo se presentan los resultados que describen el comportamiento de los mercados de créditos y depósitos, y los términos de coordinación oligopolista que caracterizan a la banca venezolana para el período 1997 - 2001. Las estimaciones se hacen para una muestra de 42 bancos (comerciales y universales), con data anual a través de un análisis de datos de panel con 210 observaciones. Las ecuaciones a estimar son las siguientes<sup>30</sup>:

Para el mercado de créditos:

$$r_i^1 + (r_i^1 - c_i^1) \left[ \varepsilon_v^{11} + \frac{r_i^1}{r^1} \varepsilon_v^{-11} N_v^{11} \right] + \left[ (1-\delta)r^M + \delta r^R - (r_i^2 - c_i^2) \right] \left[ \left( \frac{y_i^1}{y_i^2} \right) \left( \frac{r_i^1}{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r^2} \varepsilon_v^{-22} N_v^{21} \right) \right] = 0$$

$v = 1, \dots, s$   
 $i = 1, \dots, n$

(4.1)

Para el mercado de depósitos:

$$(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2 + \left[ (1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2 - c_i^2 \right] \left[ \varepsilon_v^{22} + \left( \frac{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2}{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r^2} \right) \varepsilon_v^{-22} N_v^{22} \right] + (r_i^1 - c_i^1) \left[ \left( \frac{y_i^1}{y_i^2} \right) \left[ \frac{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2}{r^1} \right] \varepsilon_v^{-11} N_v^{12} \right] = 0$$

$v = 1, \dots, s$   
 $i = 1, \dots, n$

(4.2)

<sup>30</sup> Las siglas describen los mismos términos descritos para las ecuaciones (3.14) y (3.15)

Para poder estimar estas ecuaciones de comportamiento es necesario, como ya se mencionó, realizar estimaciones auxiliares de la función de costos de los bancos (para obtener los costos marginales  $(c_i^1, c_i^2)$ ) y de la demanda de créditos y depósitos (para obtener las elasticidades  $(\varepsilon_v^{11}, \bar{\varepsilon}_v^{-11}, \varepsilon_v^{22}$  y  $\bar{\varepsilon}_v^{-22}$ )).

Para la estimación de la función de costos se utiliza data anual de los 42 bancos para el período 1997 - 2001, a partir de un panel de datos, que comprende 210 observaciones. Por otra parte, para las estimaciones de las funciones de demanda (tanto de créditos como depósitos) se utiliza data mensual de los bancos comerciales y universales, realizando un análisis de series de tiempo con 60 observaciones<sup>31</sup>.

---

<sup>31</sup> Al realizar un análisis de series de tiempo se recogen mejor las propiedades estadísticas de este método al disponer de data de mayor frecuencia, ya que esto incrementa los grados de libertad.

## 4.1) Estimaciones Auxiliares

### 4.1.1) Derivación de la Función de Costos

Los costos en la función se definen como compuestos de los diferentes insumos ( $w_i$ ); específicamente, representan los gastos de intereses y de operación que realizan los bancos para mantener su funcionamiento. Para derivar la función se han separado los costos asociados a los insumos en tres diferentes subconjuntos: los insumos no financieros, los insumos financieros asociados a las captaciones del público y otros insumos financieros que proceden de captaciones de agentes diferentes al público y que operan dentro del sistema financiero.

La variable ( $w_1$ ) mide la remuneración promedio de los insumos de carácter no financiero y fue obtenida a través del cociente de los gastos de transformación de cada banco con respecto al activo total. La variable ( $w_2$ ) resulta del cociente de los gastos de intereses devengados por los depósitos del público con respecto al total de sus depósitos. Por su parte, la variable ( $w_3$ ) es el cociente de los gastos por financiamientos distintos a los depósitos del público con respecto al total del financiamiento captado por agentes distintos del público<sup>32</sup>.

---

<sup>32</sup> Según Zambrano (2003)  $w_1$  se aproxima al costo medio asociado a la utilización de los insumos factoriales no financieros, materiales y servicios demandados por los bancos,  $w_2$  capta el costo promedio de los insumos financieros asociados a las captaciones de recursos procedentes de los agentes de la economía distintos al sistema financiero y  $w_3$  representa el costo medio de los insumos financieros que proceden de agentes distintos al público.

Para Zambrano (2003) dado que estas variables describen los precios implícitos de los insumos, captan los cambios en la estructura de cada subconjunto y por lo tanto, no hacen falta variables adicionales que midan los cambios en la mezcla de factores.

Por otra parte, los productos bancarios créditos ( $y_i^1$ ) y depósitos ( $y_i^2$ ) son definidos como la cartera de créditos neta de provisiones y las captaciones del público menos las restringidas<sup>33</sup>. Debido a las características particulares de los bancos en cuanto a la significación del capital, la incidencia del marco regulatorio y la lenta adaptación de la capacidad a los cambios en el sistema financiero, el capital debe ser asumido cuasi – fijo<sup>34</sup>. Además, deben considerarse las deficiencias para medir el precio del capital. Como en Vesala (1995) nos aproximamos a la capacidad instalada de cada banco mediante el valor de los bienes de uso ( $F_i$ ) y el número de oficinas ( $B_i$ ).

Debido al limitado número de observaciones disponibles y considerando el hecho de que no todas las firmas bancarias toman sus decisiones de igual forma, incluso compartiendo las mismas características, se hace necesario la estimación por medio de un análisis de panel que permite observar la existencia de efectos individuales específicos a cada firma. Si no se tienen en cuenta estos efectos

---

<sup>33</sup> Esta es la cuenta donde se registran los saldos de las operaciones de captación de recursos del público que se encuentran clausuradas, afectadas en garantía o que por alguna otra razón las mismas se encuentren “restringidas” en su disponibilidad por parte del cliente.

<sup>34</sup> Ver nota al pie número 28

individuales surgiría un problema de variables omitidas y los estimadores de las variables explicativas estarán sesgados.

Para derivar los parámetros de la función de costos se seguirá el siguiente procedimiento metodológico: Utilizando el método de máxima verosimilitud se estimará el sistema de ecuaciones dado por (3.16) y (3.17) agregando en cada ecuación a los datos como un *pool*, luego se aplicará una prueba F con el fin de evaluar si el modelo anterior y el de un panel que considera la presencia de efectos individuales son equivalentes, si se rechaza la hipótesis nula de la prueba se estimarán las regresiones considerando los efectos individuales (fijos o aleatorios) y finalmente se considerará la prueba de Hausman con el fin de examinar cual de los dos efectos explica mejor la relación de la variable dependiente con las explicativas.

Para obtener valores iniciales de los parámetros en la estimación por máxima verosimilitud se estimó la función de costos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) sin considerar las restricciones dadas por el Lema de Shephard (Ver ecuación (3.17))<sup>35</sup> (Véase en Anexo I, Cuadro N° I.1). La convergencia y robustez de las estimaciones por máxima verosimilitud fueron probadas usando como valores iniciales de los parámetros: 0, 0.5, 1, -0.5 y -1 como alternativa a las preestimaciones por MCO.

---

<sup>35</sup>Como lo señalan Clar *et al.* (1998), la expresión de la función de verosimilitud es usualmente demasiado compleja para obtener de sus expresiones analíticas los valores de los parámetros que la hacen máxima. Esta dificultad puede ser superada mediante procedimientos de optimización numérica que consideran el uso de diferentes valores iniciales para la estimación.

Se estimaron simultáneamente las ecuaciones (3.16) y (3.17) considerando los datos de los bancos como un *pool*, a través del método Broyden – Fletcher – Goldfarb y Shanno (BFGS)<sup>36</sup> (Véase en Anexo I, Cuadro N° I.2), éste usa información de la pendiente de la función en el período observado para calcular la mejor dirección consistente con un óptimo<sup>37</sup>. Con el objeto de evaluar cual es la estimación más eficiente se contrastó la hipótesis de esta forma de estimación con respecto a la de un análisis de tipo panel que considera la presencia de efectos individuales. La hipótesis de que los dos modelos son equivalentes fue rechazada mediante una prueba F<sup>38</sup>, con base en el análisis de la varianza de los residuos de los dos modelos (Ver Anexo I, Cuadro N° I.3). En otras palabras, se demostró que los datos revelan que hay diferencias sistemáticas entre los bancos por lo que una estimación por máxima verosimilitud basada en un *pool* de datos sería ineficiente o imprecisa. Es decir, que el método de estimación de datos de panel que considera la presencia de efectos individuales es más adecuado que el de *pool*.

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

---

<sup>36</sup> Ver User's Guide, Rats 6.0

<sup>37</sup> Usando esta información, el algoritmo BFGS permite calcular iterativamente una mejor aproximación del inverso de la matriz Hessiana, la cual conduce a un mejor acercamiento al valor mínimo de la función, es por esto que este método es ampliamente reconocido por proporcionar resultados estables y eficientes para una selección del equilibrio a largo plazo. (Ver <http://www.hafro.is/gadget/userguide/node71.html>)

<sup>38</sup> Sobre los detalles de esta prueba puede consultarse Novales (1993).

se diferencian por características propias de cada una de ellas, medidas por medio del intercepto (se agrega una constante para hallar una matriz comparable con el modelo de efectos aleatorios, y de esta forma poder aplicar la prueba de Hausman).

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

Para determinar qué modelo es el más adecuado para el panel de datos que se está analizando, si el de efectos fijos o el de efectos aleatorios, se aplica la prueba de Hausman<sup>39</sup>, cuya hipótesis nula es que no hay correlación entre las variables explicativas y el efecto aleatorio, arrojando de esta forma estimadores consistentes y eficientes (los efectos fijos siempre son consistentes pero no eficientes).

Las estimaciones realizadas permiten rechazar la hipótesis nula de esta prueba (Ver Anexo I, Cuadro N° I.8), por consiguiente el mejor modelo para este panel es el de efectos fijos. Siguiendo a Hsiao (2003) este resultado era lo esperado, ya que es posible demostrar que cuando se trata con el caso en que el objeto de análisis puede

---

<sup>39</sup> Ver Greene (1993)

considerarse como la población y no una muestra de ella, el modelo de efectos fijos resulta el más apropiado (Ver Cuadro N° I.10, Anexo I).

Cuadro N° I.10: Estimación de la función de costos por medio del Método BFGS (Efectos Fijos – Sin Constante) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 95 Iteraciones. Criterio Final 0.0000067 < 0.0000100  
 Panel (5) Data Anual 1//1997:01 To 42//2001:01  
 Observaciones Usadas 149  
 Observaciones Totales 210 Excluidos 61  
 Valor de la Función 696,19049328

Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. SIGMAFIX(1,1)	0,019773987	0,002380379	8,307080	0,00000000
2. SIGMAFIX(2,1)	-0,009815265	0,001123151	-8,739040	0,00000000
3. SIGMAFIX(2,2)	0,005806354	0,000591685	9,813250	0,00000000
4. SIGMAFIX(3,1)	0,001038518	0,000472178	2,199420	0,02784796
5. SIGMAFIX(3,2)	-0,000288149	0,000236896	-1,216350	0,12385170
6. SIGMAFIX(3,3)	0,001059557	0,000214976	4,928710	0,00000083
7. F1	0,511002896	0,251062478	2,035360	0,04181451
8. F2	-1,002529062	0,101333012	-9,893410	0,00000000
9. F3	0,000828481	0,002677587	0,309410	0,07570072
10. F4	-0,000221440	0,002513387	-0,088100	0,09297937
11. F5	-0,032580537	0,053534963	-0,608580	0,05428003
12. F6	0,159441719	0,122661298	1,299850	0,09365118
13. F7	-0,098040081	0,056657234	-0,173041	0,08355756
14. F8	0,195686066	0,066881489	2,925860	0,00343502
15. F9	0,501764187	0,101343746	4,951110	0,00000074
16. F10	0,141000941	0,020560516	6,857850	0,00000000
17. F11	0,027486229	0,008162748	3,367280	0,00075915
18. F12	-0,050129979	0,008091718	-6,195220	0,00000000
19. F13	0,015145160	0,034361432	0,440760	0,06593864
20. F14	0,103632122	0,032055319	3,232920	0,00122534
21. F15	-0,051705070	0,02672093	-1,935000	0,05298997
22. F16	0,005078258	0,013437034	0,377930	0,07054826
23. F17	0,086954138	0,02651443	3,279500	0,00103990
24. F18	0,004248398	0,012642758	0,336030	0,07368451
25. F19	-0,091401620	0,030157229	-3,030840	0,00243878
26. F20	0,105382546	0,033728329	3,124450	0,00178137
27. F21	0,010163025	0,028006998	0,362870	0,16698610
28. F22	-0,063131778	0,026574678	-2,375640	0,01751870
29. F23	0,017295522	0,018698507	0,924970	0,15498254
30. F24	0,023595878	0,009363793	2,519910	0,01173862
31. F25	-0,018825631	0,016116204	-1,168120	0,04275910

Los coeficientes relevantes de esta estimación son F1, F2, F3, F4, F5 y F6, estos representan los parámetros de los productos ( $y_i^1, y_i^2$ ), de los insumos ( $w_1, w_3$ )<sup>40</sup> y de la capacidad instalada de cada banco ( $F_i, B_i$ ). Todos estos coeficientes obtenidos en la estimación son significativos al 10 %<sup>41</sup>.

Con la finalidad de descartar la posibilidad de heterocedasticidad en las observaciones procedentes de un mismo banco, se estimó la matriz de varianzas y covarianzas por máxima verosimilitud; se eliminó este posible problema porque este procedimiento permite estimar los parámetros de tal manera que sean los más probables y eficientes a partir de los datos obtenidos.

A partir de los resultados mostrados en el Cuadro N° I.10, se pueden derivar los costos marginales para cada uno de los productos (créditos ( $y_i^1$ ) y depósitos ( $y_i^2$ )) estimados mediante la ecuación (3.19) (Ver Anexo I, Cuadro N° I.11).

---

<sup>40</sup> Ver Capítulo III, ecuación (3.18).

<sup>41</sup> Los demás coeficientes son combinaciones lineales de F1, F2, F3, F4, F5 y F6. Como se puede observar en el Cuadro N° I.10 no todos son significativos al nivel de significación escogido (10%).

## 4.1.2) Funciones de Demanda de Créditos Bancarios y Servicios de Depósitos

### 4.1.2.1) Demanda de Créditos

La función de demanda (Ver ecuación (3.21)) fue estimada utilizando series de tiempo de forma separada para los dos grupos de bancos (bancos comerciales y universales) con el fin de obtener los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$ , que corresponden a las elasticidades precio y precio promedio de la demanda respectivamente.

En el caso de los bancos comerciales la función a estimar es:

$$\begin{aligned} \log (Y1RBC)_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \log (ACTBC / RENDOMA)_t + \alpha_2 \log (ACT6P / RENDOMA)_t \\ &+ \beta_1 \log (IVTASR)_t + \mu_t \\ \alpha_1 &< 0 ; \alpha_2 > 0 \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned}$$

(4.3)

La variable dependiente Y1RBC se define como el stock de créditos de los bancos comerciales menos sus provisiones (registrados en los balances de publicación de SUDEBAN). La variable que mide el costo de los fondos es (ACTBC) que representa la tasa de interés activa de los bancos comerciales correspondiente al promedio de las tasas publicadas por la ABV (Asociación

Bancaria de Venezuela)<sup>42</sup>, valoradas como los márgenes sobre la tasa de mercado monetario (Ver Capítulo III, ecuación (3.21)), utilizándose para esto la tasa de rendimiento de las operaciones de mercado abierto (RENDOMA)<sup>43</sup>. La variable (ACT6P/RENDOMA) representa el margen de la tasa activa promedio de ambos grupos (tasa activa de los seis principales bancos, publicada por el Banco Central de Venezuela) con respecto a la tasa del mercado monetario (RENDOMA).

Otro conjunto de variables que fue determinante en la estimación de esta función, fueron las variables exógenas (diferentes del precio),  $Z_j$  de la ecuación (3.21). En el caso de los bancos comerciales sólo resultó significativo el nivel de actividad económica aproximado por el índice de ventas real mensual ((IVTASR) publicado por el Banco Central de Venezuela). El signo esperado para este parámetro es positivo porque si hay una mayor producción las necesidades de capital de trabajo de las empresas aumentan, incrementando por consiguiente la demanda de créditos bancarios.

---

<sup>42</sup> La información indicativa de las tasas fue suministrada a la Asociación Bancaria de Venezuela directamente por los bancos miembros.

<sup>43</sup> Esta variable que representa la tasa de rendimiento de los títulos públicos es una buena aproximación del costo de oportunidad del crédito bancario. Además, registra a lo largo del período analizado un comportamiento menos volátil que otras variables consideradas para la tasa del mercado monetario, como la tasa overnight.

En el caso de los bancos universales la función a estimar es:

$$\begin{aligned} \log (Y1RBU)_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \log (ACTBU / RENDOMA)_t + \alpha_2 \log (BARACTBCU / RENDOMA)_t \\ &+ \beta_1 \log (IGAEM)_t + \beta_2 INFA\_IND_t + \beta_3 DEVALA\_IND_t + \mu_t \\ \alpha_1 &< 0 ; \alpha_2 > 0 \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned} \tag{4.4}$$

La variable dependiente Y1RBU se define como el stock de créditos de los bancos universales menos sus provisiones (registrados en los balances de publicación de SUDEBAN). Asimismo, la variable que mide el costo de los fondos es (ACTBU) que representa la tasa de interés activa de los bancos universales, corresponde al promedio de las tasas publicadas por la ABV (Asociación Bancaria de Venezuela), valoradas como los márgenes sobre la tasa de mercado monetario (Ver Capítulo III, ecuación (3.21)), utilizándose para esto la tasa de rendimiento de las operaciones de mercado abierto (RENDOMA). La variable (BARACTBCU/RENDOMA), representa el margen de la tasa activa promedio de ambos grupos (tasa activa promedio de la banca comercial y universal, publicadas por la Asociación Bancaria de Venezuela) con respecto a la tasa del mercado monetario (RENDOMA)<sup>44</sup>.

Para los bancos universales el nivel de actividad correspondió al índice de actividad económica real mensual ((IGAEM) calculado por el Banco Central de Venezuela), esta variable resulta una mejor aproximación para este grupo que el

---

<sup>44</sup> La tasa activa de los 6 principales bancos (ACT6P), no resultó significativa en la estimación de los bancos universales. Resultando una mejor especificación de la tasa activa promedio de ambos grupos, la variable BARACTBCU.

índice de ventas real mensual (IVTASR)<sup>45</sup>, debido a que los bancos universales ofrecen en un mismo techo una gran variedad de productos y servicios distintos a la intermediación financiera (no sólo los relativos al comercio). En el caso de los bancos universales, también resultó significativa la inflación (INFA\_IND) expresada en un índice, aproximada por la anualización de la tasa de inflación mensual registrada. El signo esperado de esta variable es indeterminado como lo plantea Pazabarsioğlu (1997). Por una parte mientras mayor sea la inflación esperada el valor nominal de la deuda disminuirá, de manera que la demanda de créditos podría depender positivamente de la inflación; sin embargo, si se asocia una inflación más elevada con una alta volatilidad en sus tasas, el riesgo asociado de los retornos de inversión aumenta y por lo tanto, se puede esperar un efecto negativo de la inflación sobre la demanda de créditos.

Asimismo se incluyó DEVALA\_IND, con esta variable se pretende capturar el efecto del precio de sustitutos sobre la demanda de créditos, esta fue calculada como el cociente entre el índice del tipo de cambio nominal y el índice de precios al consumidor (base 1997). El signo esperado de esta variable es positivo ya que al hacerse más atractivos los activos financieros externos la demanda de créditos puede aumentar para financiar la adquisición de esos títulos.

---

<sup>45</sup> Esta variable de actividad está más asociado al volumen y valor de las actividades de comercio, por eso puede presentar una mayor correlación con el grupo de los bancos comerciales.

A partir de los parámetros estimados es posible derivar las elasticidades precio y precio promedio de la demanda (Ver Capítulo III, ecuación (3.21)), cuyos signos esperados son  $\varepsilon_v^{11} = \alpha_1 < 0$  y  $\varepsilon_v^{-11} = \alpha_2 > 0$  <sup>46</sup>.

Además, con el objeto de controlar por otras características institucionales, tales como el estatus universal o comercial de los bancos, el efecto de las diversas fusiones y adquisiciones, efectos estacionales, entre otros; se consideraron variables dummies y estacionalidad determinística en la estimación: (DUMMI2001\_6), (DUMMI1999\_9) y (@SEAS(9)) para el caso de los bancos comerciales y (@SEAS(7)) para el caso de los bancos universales.

Dado que en las series utilizadas en niveles se presume la existencia de elementos tendenciales, se hace necesario identificar la tendencia determinística de la tendencia estocástica. Entre las pruebas para determinar lo anterior se encuentran la de Dickey – Fuller (DF- GLS) <sup>47</sup> y el Dickey Fuller Ampliado (ADF). En el caso de los bancos comerciales, todas las variables exógenas son estacionarias en niveles. En cuanto a la variable endógena, ésta resulta integrada de orden 1 cuando se considera la prueba ADF, pero cuando se aplica la prueba DF - GLS resulta estacionaria. En el caso de los bancos universales, la variable endógena y todas las variables exógenas, a excepción de log (IGAEM), fueron encontradas estacionarias. IGAEM resulta integrada de orden 2 cuando se aplica la prueba ADF, pero igualmente cuando se

---

<sup>46</sup> Para una mejor explicación de estos signos ver nota al pie número 25.

<sup>47</sup> Esta es una versión más poderosa que la prueba ADF, ya que tiene un mejor desempeño con poblaciones y muestras pequeñas.

considera la prueba DF – GLS resulta estacionaria (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II.5 y II.10).

Utilizando estos datos se estimaron las ecuaciones (4.3) y (4.4) en forma uniecuacional para el período enero de 1997 - diciembre de 2001, por medio del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO)<sup>48</sup>. En el Cuadro N° II. 1 del Anexo II se muestran los parámetros estimados para la ecuación (4.3):

Cuadro N° II.1: Estimación de la Función de Demanda para Créditos (BC) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente: **LOG(Y1RBC)**  
Método: Mínimos Cuadrados  
Muestra(ajustada): 1997:03 2001:12  
Observaciones Incluidas: 55  
Observaciones Excluidas: 3

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-Statistic	Prob.
C	0,155045	0,553920	0,279905	0,7808
LOG(ACTBC/RENDOMA)	-0,332427	0,056583	2,871810	0,0062
LOG(ACT6P/RENDOMA)	0,169932	0,092960	1,828019	0,0740
LOG(IVTASR)	0,172068	0,052090	3,303279	0,0019
DUMMI2001_6	-0,315785	0,055371	5,703029	0,0000
LOG(Y1RBC(-1))	0,764514	0,069540	1,099381	0,0000
LOG(IVTASR(-2))	0,102125	0,055273	1,847637	0,0711
DUMMI1999_9	0,136115	0,062583	2,174961	0,0348
@SEAS(9)	-0,072792	0,037500	1,941107	0,0584
R-squared	0,893385	Mean dependent var	10,74239	
Adjusted R-squared	0,874843	S.D. dependent var	0,146604	
S.E. of regression	0,051865	Akaike info criterion	-2,931772	
Sum squared resid	0,123738	Schwarz criterion	-2,603299	
Log likelihood	89,62372	F-statistic	4,818234	

<sup>48</sup> Ver Anexo II

En el Cuadro N° II. 6 del Anexo II se presentan los mejores resultados obtenidos para la ecuación (4.4):

Cuadro N° II.6: Estimación de la Función de Demanda para Créditos (BU) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente: **LOG(Y1RBU)**  
 Método: Mínimos Cuadrados  
 Muestra (ajustada): 1997:02 2001:12  
 Observaciones Incluidas: 56  
 Observaciones Excluidas: 3

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-Statistic	Prob.
C	1,795438	0,663408	2,706387	0,0094
LOG(ACTBU/RENDOMA)	-0,611232	0,020285	2,040790	0,0468
LOG(BARACTBCU/RENDOMA)	0,569834	0,309094	1,843560	0,0714
LOG(IGAEM)	0,301742	0,096717	3,119849	0,0031
LOG(Y1RBU(-1))	0,731402	0,056175	13,01996	0,0000
INFA_IND	-1,34E+20	4,91E+19	2,730142	0,0088
@SEAS(7)	-0,037435	0,013625	2,747598	0,0084
DEVALA_IND	0,000733	0,000415	1,766119	0,0837
R-squared	0,844927	Mean dependent var	12,21711	
Adjusted R-squared	0,822312	S.D. dependent var	0,074345	
S.E. of regression	0,031339	Akaike info criterion	-3,956360	
Sum squared resid	0,047142	Schwarz criterion	-3,667024	
Log likelihood	118,7781	F-statistic	37,36158	

Todos los coeficientes obtenidos en las estimaciones son significativos al 10 % y sus signos son consistentes con la teoría económica. Las variables que reflejan el nivel de actividad económica (IVTASR, IGAEM) muestran el efecto positivo que tiene un aumento de estas variables sobre la demanda de créditos. El coeficiente negativo de la inflación refleja como lo señala Pazabarsioğlu (1997), el

incremento del riesgo en el retorno de la inversión que genera una disminución en la demanda del crédito bancario. El coeficiente positivo de DEVALA\_IND podría estar indicando que al subir los precios de los sustitutos externos la demanda interna de créditos debería aumentar, *ceteris paribus*.

Con la finalidad de evaluar la posibilidad de existencia de autocorrelación serial en los residuos en esta estimación dinámica, se realizó la Prueba de Box-Pierce (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II. 2 y N° II. 7), descartando la sospecha de autocorrelación serial de diferentes ordenes. En este tipo de estimación el estadístico Durbin - Watson está sesgado resultando junto con la no autocorrelación en que los residuos estimados son ruido blanco. Además, se realizó la prueba de Breusch – Godfrey de orden 2, aceptando la hipótesis nula, es decir la no existencia de autocorrelación serial en los residuos.

Para descartar la existencia de heterocedasticidad del tipo ARCH (Heterocedasticidad Autorregresiva Condicionada) se realizó la Prueba ARCH – LM; (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II.3 y N° II.8), cuya hipótesis nula es la homocedasticidad. Los resultados obtenidos por la prueba permiten aceptar dicha hipótesis nula. Por otra parte, para evaluar la normalidad de los residuos se realizó la prueba de Jarque-Bera (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II.4 y N° II.9), cuya hipótesis nula es la normalidad de los mismos. El resultado arrojado por la prueba nos permite aceptar la hipótesis nula.

#### 4.1.2.2) Demanda de Servicios de Depósitos

Como en el caso de los créditos la función de demanda (Ver ecuación (3.24)) para servicios de depósitos fue estimada utilizando series de tiempo de forma separada para los dos grupos de bancos (bancos comerciales y universales) con el fin de obtener los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$ , que corresponden a las elasticidades precio y precio promedio de la demanda respectivamente.

En el caso de los bancos comerciales la función a estimar es:

$$\begin{aligned} \log (\text{CAMCOMPBC})_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \log (\text{PDBCRENDOMA})_t + \alpha_2 \log (\text{PDBCURENDOMA})_t \\ &+ \beta_1 \log (\text{IGAEM})_t + \beta_2 \text{INFA\_IND}_t + \mu_t \\ \alpha_1 &< 0 ; \alpha_2 > 0 \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned} \tag{4.5}$$

Dado que los clientes bancarios demandan depósitos mayormente con fines transaccionales, se puede definir como variable dependiente de la función de demanda de servicios de depósitos a la Cámara de Compensación (publicada por BCV)<sup>49</sup>, esta representa la cantidad de transacciones de pago de la banca. Por otra parte, la variable que mide el precio efectivo por los servicios de depósitos (PDBCRENDOMA) (Ver Capítulo III, ecuación (3.22)) es calculado a partir de la siguiente expresión:

---

<sup>49</sup> Esta publicación se realiza para todo el sistema bancario. Para poder determinar la cantidad de transacciones de pago por cada grupo de bancos es necesario ponderarlas por la proporción de cuentas corrientes de los respectivos grupos, para obtener CAMCOMPBC y CAMCOMPBU.

$$PDBCRENDOMA = \frac{CAP_{BC} * (RENDOMA - r_{BC}^2) * \frac{1}{12}}{CAMCOMPBC} + COMISIONES_{BC} \quad (4.6)$$

Donde:

$CAP_{BC}$  : Captaciones del Público de los bancos comerciales.

RENDOMA: Tasa de rendimiento de las operaciones de mercado abierto.

$r_{BC}^2$  : Tasas de interés pasiva de los bancos comerciales correspondiente al promedio de las tasas publicadas por la ABV (Asociación Bancaria de Venezuela)<sup>50</sup>.

$CAMCOMPBC$  : Cantidad de transacciones de pago de los bancos comerciales.

$COMISIONES_{BC}$  : Cargos por servicios directos, que son calculados como las comisiones por servicios (cobros específicos de cada banco en cheques, giros y transacciones de pago) ponderados por el número de depósitos.

Asimismo, un conjunto de variables que fue determinante en la estimación de esta función, fueron las variables exógenas (diferentes del precio)  $Z_j$  de la ecuación

---

<sup>50</sup> Ver Nota al pie número 42.

(3.24). En el caso de los bancos comerciales el nivel de actividad correspondió al índice de actividad económica real mensual ((IGAEM) calculado por el Banco Central de Venezuela). El signo esperado de esta variable es positivo porque un aumento de la actividad económica incrementa los ingresos de los hogares, les permite aumentar su consumo y sus depósitos. Además se utilizó el índice de inflación (INFA\_IND), calculado (como en el caso de los créditos) con base en la anualización de la tasa de inflación mensual registrada. El signo esperado de esta variable es negativo porque una mayor inflación incrementa el costo de intermediación, lo cual reduce la demanda de depósitos por parte de los clientes.

En el caso de los bancos universales la función a estimar es:

$$\begin{aligned} \log (\text{CAMCOMPBU})_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \log (\text{PDBURENDOMA})_t + \alpha_2 \log (\text{PDBCURENDOMA})_t \\ &+ \beta_1 \log (\text{IVTASR})_t + \beta_2 \text{INFA\_IND}_t + \beta_3 \text{DEVALA\_IND}_t + \mu_t \\ \alpha_1 &< 0; \alpha_2 > 0 \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned} \tag{4.7}$$

Así como en el caso de los bancos comerciales, la variable dependiente CAMCOMPBU se define como la cantidad de transacciones de pago de los bancos universales<sup>51</sup>. La variable que mide el precio efectivo por los servicios de depósitos (PDBURENDOMA) (Ver Capítulo III, ecuación (3.22)) es calculado a partir de la siguiente expresión:

---

<sup>51</sup> Ver Nota al pie número 49.

$$PDBURENDOMA = \frac{CAP_{BU} * (RENDOMA - r_{BU}^2) * \frac{1}{12}}{CAMCOMPBU} + COMISIONES_{BU} \quad (4.8)$$

Donde:

$CAP_{BU}$  : Captaciones del Público de los bancos universales.

$RENDOMA$ : Tasa de rendimiento de las operaciones de mercado abierto.

$r_{BU}^2$  : Tasas de interés pasiva de los bancos universales correspondiente al promedio de las tasas publicadas por la ABV (Asociación Bancaria de Venezuela).

$CAMCOMPBU$  : Cantidad de transacciones de pago de los bancos universales.

$COMISIONES_{BU}$  : Cargos por servicios directos, que son calculados como las comisiones por servicios (cobros específicos de cada banco en cheques, giros y transacciones de pago) ponderados por el número de depósitos.

Otro conjunto de variables que fue determinante en la estimación de esta función, fueron las variables exógenas (diferentes del precio)  $Z_j$  de la ecuación (3.24). Para los bancos universales, el nivel de actividad económica correspondió al

índice de ventas real mensual ((IVTASR) publicado por el Banco Central de Venezuela). Además se utilizó el índice de inflación (INFA\_IND), calculado (como en el caso de los créditos) con base en la anualización de la tasa de inflación mensual registrada. Asimismo se incluyó (DEVALA\_IND), con esta variable se pretende capturar el efecto del precio de sustitutos sobre la demanda de depósitos, esta fue calculada como el cociente entre el índice del tipo de cambio nominal y el índice de precios al consumidor (base 1997). El signo esperado de esta variable es positivo porque al subir los precios de los sustitutos externos la demanda interna de depósitos debería aumentar.

Además se utilizó el precio promedio de estos servicios de depósitos (PDBCURENDOMA) para obtener las elasticidades promedio de la demanda para cada uno de los grupos ( $\bar{\varepsilon}_v^{-22}$ ). Para el cálculo de este precio se utilizaron los totales de las captaciones del público, las transacciones de pago y las comisiones por servicios totales.

$$PDBCURENDOMA = \frac{CAP * (RENDOMA - \bar{r}^{-2}) * \frac{1}{12}}{CAMCOMP} + COMISIONES \quad (4.9)$$

Donde:

$\bar{r}^{-2}$ : Tasa pasiva promedio de la banca comercial y universal (BARACTBCU).

A partir de los parámetros estimados es posible derivar las elasticidades precio y precio promedio de la demanda (Ver Capítulo III, ecuación (3.21)), cuyos signos esperados son  $\varepsilon_v^{22} = \alpha_1 < 0$  y  $\varepsilon_v^{-22} = \alpha_2 > 0$ <sup>52</sup>.

Con la finalidad de controlar por otras características institucionales (como por ejemplo: el efecto de las diversas fusiones y adquisiciones, efectos estacionales, entre otros); se consideraron variables dummies y estacionalidad determinística en su estimación: (DUMMI97\_09), (DUMMI\_UNION) y (@SEAS(11)) para el caso de los bancos comerciales.<sup>53</sup>

Para diferenciar la tendencia determinística, de la tendencia estocástica, se aplicaron las pruebas Dickey – Fuller (DF - GLS) y Dickey Fuller Ampliado (ADF). En el caso de los bancos comerciales, las variables exógenas log (PDBCURENDOMA) e INFA\_IND, se encontraron estacionarias en niveles, por otro lado las variables log (PDBCURENDOMA) y log (IGAEM) resultaron integradas de orden 1 y 2 respectivamente cuando se les aplica la prueba ADF, pero cuando se considera la prueba DF -GLS resultan estacionarias, lo mismo ocurre con la variable endógena. En el caso de los bancos universales la variable endógena y todas las variables exógenas a excepción de log (PDBCURENDOMA) fueron encontradas estacionarias. PDBCURENDOMA resultó integrada de orden 1 en ambas pruebas (ADF, DF - GLS) (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II.15 y N° II.20).

---

<sup>52</sup> Para una mejor explicación de estos signos ver nota al pie número 25.

<sup>53</sup> Para el caso de los bancos universales estas variables no resultaron significativas.

Utilizando estos datos se estimaron las ecuaciones (4.5) y (4.7) en forma uniecuacional para el período enero de 1997 - diciembre de 2001, por medio del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO)<sup>54</sup>. En el Cuadro N° II.11 del Anexo II se muestran los parámetros estimados para la ecuación (4.5):

Cuadro N° II.11: Estimación de la Función de Demanda para Servicios de Depósitos (BC) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente: **LOG(CAMCOMPBC)**

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra (ajustada): 1997:02 2001:12

Observaciones Incluidas: 57

Observaciones Excluidas: 2

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-Statistic	Prob.
C	1,576434	1,077916	1,462483	0,1501
LOG (PDBCRENDOMA)	-0,112031	0,018607	3,273879	0,0020
LOG (PDBCURENDOMA)	0,051115	0,030108	-1,697717	0,0960
LOG(CAMCOMPBC(-1))	0,178149	0,070105	2,541182	0,0143
INFA_IND	-0,004420	0,001139	-3,880442	0,0003
DUMMI97_09	-0,148126	0,014610	-10,138350	0,0000
@SEAS(11)	-0,059364	0,032107	-1,848979	0,0706
DUMMI_UNION	0,213538	0,032866	6,497250	0,0000
LOG(IGAEM)	2,162431	0,186060	11,622210	0,0000
R-squared	0,915328	Mean dependent var	14,37753	
Adjusted R-squared	0,901216	S.D. dependent var	0,242957	
S.E. of regression	0,076361	Akaike info criterion	-2,162745	
Sum squared resid	0,279889	Schwarz criterion	-1,840158	
Log likelihood	70,63824	F-statistic	64,86172	

<sup>54</sup> Ver Anexo II.

En el Cuadro N° II.16 del Anexo II se muestran los parámetros estimados para la ecuación (4.7):

Cuadro N° II.16: Estimación de la Función de Demanda para Servicios de Depósitos (BU) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente: **LOG(CAMPCOMPBU)**

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra (ajustada): 1997:02 2001:12

Observaciones Incluidas: 57

Observaciones Excluidas: 2

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-Statistic	Prob.
C	4,059795	1,258003	3,227174	0,0022
LOG (PDBURENDOMA)	-0,451593	0,024289	2,584002	0,0127
LOG (PDBCURENDOMA)	0,388829	0,152339	-2,552388	0,0138
LOG (CAMPCOMPBU(-1))	0,337403	0,090883	3,712482	0,0005
LOG (IVTASR)	0,680955	0,082458	8,258210	0,0000
INFA_IND	-1,18E+21	2,72E+20	-4,323274	0,0010
DEVALA_IND	0,002440	0,001344	1,815475	0,0755
R-squared	0,862755	Mean dependent var	15,76212	
Adjusted R-squared	0,846285	S.D. dependent var	0,227654	
S.E. of regression	0,089255	Akaike info criterion	-1,880052	
Sum squared resid	0,398323	Schwarz criterion	-1,629151	
Log likelihood	60,58149	F-statistic	52,38522	

Todos los coeficientes obtenidos en las estimaciones son significativos al 10 % y sus signos son consistentes con la teoría económica. Las variables que reflejan el nivel de actividad económica (IVTASR, IGAEM) muestran el efecto positivo que tiene un aumento de estas variables sobre la demanda de depósitos. El coeficiente negativo de la inflación indica que un incremento en los costos de intermediación reduce la demanda de depósitos por parte de los clientes. El

coeficiente positivo de DEVALA\_IND indica que un aumento de precios en los sustitutos externos hace que la demanda interna de depósitos aumente, *ceteris paribus*.

Para evaluar la posibilidad de existencia de autocorrelación serial en los residuos en esta estimación dinámica, se realizó la Prueba de Box-Pierce (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II.12 y N° II.17) eliminándose la sospecha de autocorrelación serial de diferentes ordenes; aceptándose que los residuos estimados son como en el caso anterior ruido blanco. Asimismo, se realizó la prueba de Breusch – Godfrey de orden 2, aceptándose la hipótesis nula, es decir la no existencia de autocorrelación serial en los residuos.

Asimismo, con la finalidad de descartar la existencia de heterocedasticidad del tipo ARCH se realizó la Prueba ARCH – LM (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II.13 y N° II.18), cuya hipótesis nula es la homocedasticidad. Los resultados obtenidos por la prueba permiten aceptar como en el caso de la demanda de créditos, la hipótesis nula. Por otra parte, para evaluar la normalidad de los residuos se realizó la prueba de Jarque-Bera (Véanse en Anexo II, Cuadros N° II.14 y N° II.19), cuya hipótesis nula es la normalidad de los mismos. El resultado arrojado por la prueba nos permite aceptar la hipótesis nula.

## 4.2) Especificación de las Ecuaciones de Comportamiento de los Créditos y Depósitos

A partir de la ecuaciones (4.1) y (4.2), que describen teóricamente el comportamiento de los bancos en el mercado de créditos y depósitos, es posible derivar un modelo capaz de ser estimado empíricamente para el sistema bancario venezolano.

Para el mercado de créditos:

$$r_i^1 + (r_i^1 - c_i^1) \left[ \varepsilon_v^{11} + \frac{r_i^1}{r^1} \varepsilon_v^{-11} N_v^{11} \right] + \left[ (1-\delta)r^M + \delta r^R - (r_i^2 - c_i^2) \right] \left[ \left( \frac{y_i^1}{y_i^2} \right) \left( \frac{r_i^1}{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r^2} \varepsilon_v^{-22} N_v^{21} \right) \right] = 0$$

$v = 1, \dots, s$   
 $i = 1, \dots, n$

(4.1)

Para el mercado de depósitos:

$$(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2 + \left[ (1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2 - c_i^2 \right] \left[ \varepsilon_v^{22} + \left( \frac{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2}{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r^2} \right) \varepsilon_v^{-22} N_v^{22} \right] + (r_i^1 - c_i^1) \left[ \left( \frac{y_i^1}{y_i^2} \right) \left[ \frac{(1-\delta)r^M + \delta r^R - r_i^2}{r^1} \right] \varepsilon_v^{-11} N_v^{12} \right] = 0$$

$v = 1, \dots, s$   
 $i = 1, \dots, n$

(4.2)

Los parámetros estimados en ambos casos son  $N_v^{11}$ ,  $N_v^{21}$ ,  $N_v^{22}$  y  $N_v^{12}$ , que indican el tipo de respuesta esperada en los distintos mercados por cada rival oligopolista. Estas variables son equivalentes a  $U_v^{qk}$ ,  $U_v^{kk}$  y  $U_v^{qq}$  en las ecuaciones (3.11), (3.12) y (3.13),  $U_v^{qk}$  representa las expectativas acerca del comportamiento de los rivales en el subconjunto v y  $U_v^{kk}$  y  $U_v^{qq}$  representan índices del grado de competencia y uso del poder de mercado.

Las variables que indican las tasas de los créditos ( $r_i^1$ ) y depósitos ( $r_i^2$ ), fueron obtenidas como un promedio anual de las tasas publicadas por la ABV (Asociación Bancaria de Venezuela)<sup>55</sup>. Por otra parte, ( $r^{-1}$  y  $r^{-2}$ ) representan las tasas implícitas promedios de los créditos y depósitos. Estas se obtuvieron a partir de las tasas de créditos y depósitos ponderadas por su respectivas cuotas de mercado (cociente entre el stock de créditos (depósitos) del banco i y la sumatoria del stock de la muestra). El stock de créditos ( $y_i^1$ ) se define como la cartera de créditos neta de provisiones de cada banco. El stock de depósitos ( $y_i^2$ ), se obtiene como la diferencia entre las captaciones del público y las captaciones restringidas.

Adicionalmente, ( $\delta$ ) es el cociente entre el encaje legal (nivel requerido de Reservas Obligatorias) y los depósitos. ( $r^R$ ) es la tasa de interés pagada por las

---

<sup>55</sup> Ver Nota al pie número 42.

Reservas Obligatorias<sup>56</sup>. Por último para la tasa del mercado monetario ( $r^M$ ) se utilizó la tasa de rendimiento de las Operaciones de Mercado Abierto (RENDOMA).

Mediante las estimaciones auxiliares (funciones de costos (Ver Cuadro N° I.10) y de demanda (Ver Cuadros N° II.1, N° II.6, N° II.11, N° II.16)) se pueden derivar tanto los costos marginales de ambos productos ( $c_i^k$  (k =1,2)), como las elasticidades precio y promedio de la demanda de los créditos ( $\varepsilon_v^{11}$ ,  $\bar{\varepsilon}_v^{11}$ ) y de los servicios de depósitos ( $\varepsilon_v^{22}$  y  $\bar{\varepsilon}_v^{22}$ ).

### **4.3) Metodología de la Estimación**

Las dos ecuaciones de comportamiento para ambos mercados (tanto créditos como depósitos), fueron estimadas simultáneamente por el método de máxima verosimilitud para cada grupo de bancos. Se utilizaron datos de panel anuales para el período 1997 – 2001. La muestra incluyó 42 bancos (24 bancos comerciales y 18 bancos universales), aproximadamente 98 % de la totalidad del sistema.

Para estimar los parámetros desconocidos de las funciones de comportamiento se seguirá el siguiente procedimiento metodológico: Utilizando el método de máxima verosimilitud se estimarán las regresiones considerando a los datos como un *pool*, luego se aplicará una prueba F a cada ecuación con el fin de

---

<sup>56</sup> Ver Gaceta Oficial N° 36.134 de las Normas que rigen la Constitución de Encaje por parte de las Instituciones Financieras. (Art. 2) (Resolución del Banco Central de Venezuela)

evaluar si el modelo anterior y el de un panel que considera la presencia de efectos individuales son equivalentes; si se rechaza la hipótesis nula de la prueba se estimarán las ecuaciones considerando los efectos individuales (fijos o aleatorios) y se considerará la prueba de Hausman con el fin de examinar cual de los dos efectos explica mejor la relación de la variable dependiente con las explicativas. Finalmente, mediante los parámetros estimados  $N_v^{11}$ ,  $N_v^{21}$ ,  $N_v^{22}$  y  $N_v^{12}$  se estimarán los términos de coordinación oligopolista ( $u_v^{qk}$ ,  $u_v^{kk}$ ,  $u_v^{qq}$ ) a través de las ecuaciones (3.11), (3.12) y (3.13).

Así como en la función de costos las regresiones separadas que fueron utilizadas como valores iniciales para el estimador de máxima verosimilitud fueron obtenidas a través de las estimaciones de MCO de cada ecuación (Véanse en Anexo III, Cuadros N° III.1, N° III. 2, N° III.12 y N° III.13). La convergencia y robustez de las estimaciones por máxima verosimilitud fueron probadas usando como valores iniciales de los parámetros: 0, 0.5, 1, -0.5 y -1 como alternativa a las preestimaciones de MCO.

Se estimó el sistema de ecuaciones considerando los datos de los bancos como un *pool*, a través del método SIMPLEX<sup>57</sup> (Véanse en Anexo III, Cuadros N° III.3 y N° III.14). Posteriormente, se contrastó a través de una prueba F a cada ecuación la hipótesis de esta forma de estimación con respecto a la de un análisis de

---

<sup>57</sup> Se realizaron las estimaciones por algoritmos mejores como el BFGS, pero tanto los valores de los coeficientes como los valores de la función presentaron problemas, incluso ante cambios en los valores iniciales, resultando mejor la estimación por el método SIMPLEX.

tipo panel que considera la presencia de efectos individuales. Los resultados obtenidos permitieron rechazar la hipótesis nula de que los dos modelos son equivalentes, con base en el análisis de la varianza de los residuos de los dos modelos. En otras palabras, y de forma consistente con los resultados obtenidos en la estimación de la función de costos, se demostró que los datos revelan que hay diferencias persistentes entre los bancos por lo que una estimación por máxima verosimilitud basada en un *pool* de datos sería ineficiente.

Así como en la función de costos, los resultados estimados que se consideran más apropiados son los de efectos fijos. De esta forma, los parámetros  $N_v^{11}$ ,  $N_v^{21}$ ,  $N_v^{22}$  y  $N_v^{12}$ , estimados por este método se presentan en los siguientes cuadros:

Cuadro N° III.7: Estimación de la función de comportamiento de los Bancos Comerciales por medio del Método SIMPLEX (Efectos Fijos) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por Simplex			
Panel(5) Data Anual		1//1997:01 To	24//2001:01
Observaciones Usadas	96		
Observaciones Totales	120	Excluidos	24
Vasalor de la Función	212.74736746		

Variable	Coeficiente
*****	
1. SIGMA(1,1)	0,199105401
2. SIGMA(2,1)	0,040684379
3. SIGMA(2,2)	0,016393662
4. C11FIX	-0,000268812
5. C21FIX	0,000000567
6. C22FIX	-2,435703894
7. C12FIX	0,000072165

Cuadro N° III.18: Estimación de la función de comportamiento de los Bancos Universales por medio del Método SIMPLEX (Efectos Fijos) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por Simplex  
 Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 18//2001:01  
 Observaciones Usadas 68  
 Observaciones Totales 90 Excluidos 22  
 Valor de la Función 106,78005714

Variable	Coefficiente
*****	
1. SIGMA(1,1)	0,153957
2. SIGMA(2,1)	0,182151
3. SIGMA(2,2)	0,253534
4. C11FIX	-0,001783
5. C21FIX	0,000001
6. C22FIX	-1,336448
7. C12FIX	0,000073

Este método no requiere el uso de pruebas estadísticas de significancia porque va ajustando la data paso a paso a las soluciones posibles y se aproxima a la solución óptima de una forma sistemática sin tomar en cuenta el error experimental, de esta forma el método simplex siempre se moverá en la dirección correcta.

Adicionalmente para descartar la posibilidad de heterocedasticidad en las observaciones procedentes de un mismo banco, se estimó la matriz de varianzas y covarianzas por máxima verosimilitud, este posible problema fue eliminado debido a que este procedimiento permite estimar los parámetros de tal manera que sean los más probables y eficientes a partir de los datos obtenidos.

Para obtener el índice que determina las expectativas acerca del comportamiento de los rivales ( $v_v^{kk}$ ), y los índices que determinan el grado de competencia y el uso del poder de mercado ( $v_v^{kk}$  y  $v_v^{qq}$ ) se tienen que aplicar los siguientes sistemas de ecuaciones, que provienen de las expresiones (3.11), (3.12) y (3.13):

$$\begin{aligned} r_{BU}v_{BU}^{11} + (r_{BC} - 1)v_{BC}^{11} &= N_{BC}^{11} & r_{BU}v_{BU}^{21} + (r_{BC} - 1)v_{BC}^{21} &= N_{BC}^{21} \\ r_{BC}v_{BC}^{11} + (r_{BU} - 1)v_{BU}^{11} &= N_{BU}^{11} & r_{BC}v_{BC}^{21} + (r_{BU} - 1)v_{BU}^{21} &= N_{BU}^{21} \end{aligned} \quad (4.10) \quad (4.11)$$

$$\begin{aligned} r_{BU}v_{BU}^{22} + (r_{BC} - 1)v_{BC}^{22} &= N_{BC}^{22} & r_{BU}v_{BU}^{11} + (r_{BC} - 1)v_{BC}^{11} &= N_{BC}^{11} \\ r_{BC}v_{BC}^{22} + (r_{BU} - 1)v_{BU}^{22} &= N_{BU}^{22} & r_{BC}v_{BC}^{11} + (r_{BU} - 1)v_{BU}^{11} &= N_{BU}^{11} \end{aligned} \quad (4.12) \quad (4.13)$$

Siendo  $r_{BC} = 24$   
 $r_{BU} = 18$

Los resultados se presentan a continuación:

**Cuadro N° 4.1: Términos de Coordinación Oligopolista para los mercados de Créditos y Depósitos**

Parámetros	Bancos Comerciales	Bancos Universales	Promedio
<b>Créditos</b> $v^{11}$	-0,0096422	0,0012171	0,00126444
<b>Créditos - Depósitos</b> $v^{21}$	-0,0000002	0,0000003	0,00000005
<b>Depósitos</b> $v^{22}$	-0,5055941	0,7813538	0,13787984
<b>Depósitos - Créditos</b> $v^{12}$	-0,0028229	0,0361121	0,00788172

En síntesis estos resultados nos permiten afirmar que:

Dado que los índices del grado de competencia ( $v^{11}$  y  $v^{22}$ ) y las expectativas de comportamiento ( $v^{21}$  y  $v^{12}$ ), en términos promedios, son positivas, podemos concluir que los bancos observan lo ofrecido por sus rivales como una estrategia complementaria para ambos mercados (créditos y depósitos) cuando están comprometidos a la competencia en precios. Esto significa que los resultados derivados del ejercicio de estática comparativa que desarrolla Vesala (Ver Capítulo III), proveen un marco apropiado para evaluar los resultados obtenidos.

Siguiendo las conclusiones de Vesala, el hecho de que las expectativas acerca del comportamiento de los rivales ( $v^{21}$  y  $v^{12}$ ) sean positivas presenta evidencia a favor de un costo complementario positivo ( $CC > 0$ ) en la producción conjunta de los servicios de créditos y depósitos, ya que la retaliación (expectativas del comportamiento de los rivales) depende del costo complementario (CC) entre los productos ofrecidos en los diferentes mercados donde compiten los oligopolistas.

El mercado de créditos está caracterizado por una interdependencia estratégica mucho más débil que la del mercado de depósitos, esto se observa en el hecho de que  $v^{22}$  es mayor que  $v^{11}$ . Sugiriendo que los bancos en Venezuela, han ejercido el poder de mercado con mucho más énfasis en el mercado de depósitos que en el de créditos. De esta forma, el mercado de depósitos que es el menos competitivo se espera que sea usado más activamente para la retaliación, ya que ésta

está correlacionada negativamente con el grado de competencia de precios del mercado, es decir, a menor competencia mayor posibilidad de retaliación.

Hemos encontrado que si bien existen evidencias de interdependencia entre el mercado de créditos y depósitos esta es más bien débil ( $v^{21}$ ,  $v^{12}$  no son significativamente diferentes de cero). Esto sería consecuencia, de una reducida dependencia en los costos de producción conjunta de ambos bienes.

Nuestra división de los bancos en dos subgrupos (bancos universales y comerciales), nos permiten hacer inferencias acerca de la conducta de cada uno de ellos. Para el caso de los bancos universales, los resultados son similares a los obtenidos a la versión agregada del modelo. El mercado de créditos es más competitivo que el mercado de depósitos ( $v^{22}$  es mayor que  $v^{11}$ ) y por lo tanto, se espera una retaliación mayor en el mercado de depósitos por ser menos competitivo.

Una conducta más competitiva de los bancos comerciales, especialmente en el mercado de créditos ( $v^{11} < 0$ ) puede ser explicado por las grandes participaciones que tienen los créditos comerciales o corporativos dentro de sus portafolios. Esta conducta puede originarse por el hecho de que los clientes corporativos poseen una mayor variedad de fuentes potenciales de recursos, debido a que tienen fuertes incentivos para recaudar información y comparar los precios ofrecidos por los diferentes bancos, haciendo que los bancos comerciales no puedan ejercer poder de mercado.

## CONCLUSIONES

En el caso de mercados interrelacionados, donde son los mismos agentes quienes compiten, es posible que se desarrollen conductas estratégicas que suponen acciones agresivas en unos mercados pero acciones de retaliación en otros. Según la teoría convencional referida a mercados imperfectos y la teoría de juegos aplicada a contextos donde prevalece la rivalidad, las acciones de retaliación se producirán en aquellos mercados relacionados donde se ejerce mayor poder de mercado.

Siguiendo estas nociones, Vesala (1995) desarrolló un modelo de competencia imperfecta que supone firmas multiproductos y mercados relacionados con el objeto de analizar y medir el grado de competencia en la industria bancaria finlandesa, centrándose en los mercados de préstamos y depósitos.

Con base en Vesala (1995), hemos intentado evaluar el comportamiento de los bancos en Venezuela analizando simultáneamente el desempeño de estos agentes en el mercado de créditos y de depósitos durante el período 1997 - 2001. Para ello se estimó un modelo econométrico, con base en un análisis de datos en forma de panel, que a su vez requirió de estimaciones auxiliares y diferenciadas para los costos y las demandas de créditos y depósitos.

Este modelo nos permitió calcular unos indicadores que resumen el comportamiento estratégico de los bancos en ambos mercados. Basándonos en los

resultados obtenidos, hemos concluido que el mercado de créditos está caracterizado por una interdependencia estratégica mucho más débil que la del mercado de depósitos. Esto nos sugiere que los bancos en Venezuela, y en el período considerado, ejercieron el poder de mercado con mucho más énfasis en el mercado de depósitos que en el de créditos. Para éste último encontramos evidencias de un elevado grado de competencia, en contraste con el caso de los depósitos. Este resultado es consistente con Klemperer (1987), quien ha sugerido que en los mercados financieros, en general, el poder de mercado se ejerce esencialmente en el lado de los depósitos, debido a la presencia de altos costos transaccionales y reducidas economías de escala para los clientes que reducen sustancialmente el poder de negociación de estos últimos.

Estos resultados son también consistentes con Zambrano, Vera y Faust (2001), Arreaza, Fernández y Mirabal (2001) y Clemente y Puente (2001), quienes no encontraron evidencias de ejercicio de poder monopólico en la formación de las tasas de interés del mercado de créditos venezolano en el mismo período de análisis. Además, es consistente con los resultados obtenidos por Zambrano (2003), quien encuentra evidencias de que el sistema bancario venezolano muestra características consistentes con el modelo de competencia monopolística, cuando se considera la intermediación financiera como definición del productos de la industria; pero cuando considera el crédito como el producto de los bancos sus resultados muestran que el mercado se comporta como predice el modelo perfectamente competitivo.

Adicionalmente, hemos encontrado que si bien existen evidencias de interdependencia entre el mercado de créditos y depósitos esta es más bien débil. Esto sería consecuencia, a su vez, de una reducida dependencia en los costos de producción conjunta de ambos bienes.

Dado que los índices del grado de competencia y las expectativas de comportamiento son positivas, podemos concluir que los bancos parecieran observar lo ofrecido por sus rivales como una estrategia complementaria para ambos mercados (créditos y depósitos) cuando están comprometidos a la competencia en precios.

Ciertamente estas conclusiones están restringidas por la metodología utilizada. En primer lugar, el hecho de que se halla estimado el modelo de comportamiento en etapas y no en forma simultánea debilita la confianza de las pruebas estadísticas aunque es necesario destacar que los parámetros estimados son relativamente estables en las diferentes estimaciones, lo que mejora la confiabilidad de los resultados. La segunda advertencia, es que la confianza de las estimaciones de los términos de coordinación oligopólica depende, a su vez, de la bondad de las estimaciones del costo marginal y las elasticidades de la demanda (precios y promedio), las cuales por proceder de estimaciones auxiliares e indirectas siempre son susceptibles de limitaciones asociadas a los supuestos que hay que asumir en cuanto a la separación de los mercados y la forma que se impone a la tecnología de producción y las funciones de demanda. Por último, el supuesto de igual elasticidad de demanda en cada mercado, en los que se ha dividido la muestra, puede sesgar los

resultados ya que no se ha controlado adecuadamente por la correlación que se sabe existe entre el tamaño de los bancos y el grado de elasticidad de la demanda (mientras mas pequeño el banco este se enfrenta a una elasticidad de la demanda mayor).

Finalmente, una extensión natural de este trabajo sería incorporar los servicios no financieros dentro del modelo a ser estimado. Especialmente si se considera la importancia creciente que estos servicios tienen dentro de la industria bancaria.

## BIBLIOGRAFIA

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

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

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

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

Berger, S. y Kim, M. (1993 a). “Oligopolistic Interdependence and The Structure of Production in Banking: An empirical evaluation”. Norges Bank, Working Paper, *Forthcoming in Journal of Money, Credit and Banking*.

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

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

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

Bresnahan, T. (1982). “The Oligopoly Solution Concept is Identified”. *Economic Letters*, N° 10.

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

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

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

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

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

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

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

Edwards, C. (1955). “Conglomerate Bigness as a source of Power”, *NBER Conference Report*, Princenton University Press, Princenton.

Evanoff, D. y Fortier, D. (1999). “Reevaluation of The Structure – Conduct – Performance Paradigm in Banking”, *Journal of Financial Services Research*, N° 1.

Fernández de Guevara, J. (2002). “Market Power in European Banking Sectors”. *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, Working Paper N° EC – 2002 – 05

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

Freixas, X. (1996). *Los límites de la Competencia en la Banca Española*.  
Fundación BBV.

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

Fundenberg, D. y Tirole, J. (1984). “The Fat Cat Effect, The Puppy Dog Ploy,  
and The Lean And Hungry Look”, *American Economic Review Papers and  
Proceedings*, N° 74.

Gaceta Oficial N° 36.134 del 27 de enero de 1997, de las Normas que rigen la  
Constitución de Encaje por parte de las Instituciones Financieras. *Resolución del  
Banco Central de Venezuela*.

Garrido, Antoni. (2002). “El Grado de Competencia en el Sistema Bancario  
Español”, *Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española*.  
Universidad de Barcelona N° 2002 – 21.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Pazarbasioglu, C. (1997). “A Credit Crunch? Finland in the Aftermath of the Banking Crisis”. IMF Staff Papers, Vol. 44 (N° 3), pp. 315-327.

Panzar, John y James Rosse. (1982). *Structure, Conduct and Comparative Statistics*. Bell Laboratories Economics Discussion Paper, Bell Laboratories

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

Pedauga, L., Pineda, J. y Dorta, M. (2004). “Rivalidad por Clientes en el Mecado Cambiario Venezolano”. Banco Central de Venezuela, N° 66.

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

Porter, M. (1980). “Competitive Strategy: Techniques for analyzing industries and competitors”, Free Press, New York.

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

Rats. *User's Guide*. Estima. Version 6.0.

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

Roberts, M. J. and L. Samuelson. (1988), “An Empirical Analysis of Dynamic, Non-Price Competition in an Oligopolistic Industry,” *Rand Journal of Economics*, N°19.

Salas, V. y M. Oroz. (2001). "Competencia y eficiencia en la intermediación financiera en España 1977 – 2000". Mimeo.

Saving, T. (1970). "Concentration ratios and the degree of Monopoly". *International Economic Review*, vol. 11.

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

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

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

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

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

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

Varian, Hal. (1984). *Microeconomic Analysis*. Norton. New York.

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

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

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

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

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

# **ANEXOS**

## Anexo I: Función de Costos Translog (1997 – 2001)

Cuadro N° I.1: Estimación de la función de costos por medio de

Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (*pool*) (1997 – 2001)

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Variable Dependiente LCOSTOR

Panel (5) Data Anual 1//1997:01 To 42//2001:01

Observaciones Usadas 149 Grados de Libertad 122

Observaciones Totales 210 Excluidas 61

Centered R\*\*2 0,983896 R Bar \*\*2 0,980464

Uncentered R\*\*2 0,998786 T x R\*\*2 148,819

Variable Dependiente 5,135484690

Error Estándar: Variable Dependiente 1,471173067

Estimación Error Estándar 0,205629039

Suma de los Residuos al Cuadrado 5,158562791

Estadístico Durbin-Watson 1,438205000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	6,715704455	3,268270663	2,05482000	0,03989650
2. LY1R	0,701556921	0,566343753	1,23875000	0,21543901
3. LY2R	-0,794756907	0,713833902	-1,11336000	0,26555217
4. LW1	-4,988367792	1,749728084	-2,85094000	0,00435904
5. LW3	0,359263241	0,275130987	1,30579000	0,19162404
6. LB	1,013856675	0,433036713	2,34127000	0,01921817
7. LFR	-0,293565801	0,465044319	-0,63126000	0,52786783
8. LY1RLY1R	0,019135091	0,062988490	0,30379000	0,76129009
9. LY1RLY2R	-0,042895884	0,083828510	-0,51171000	0,60885401
10. LY2RLY2R	0,000000000	0,000000000	0,00000000	0,00000000
11. LW1LW1	0,897995198	0,251435381	3,57148000	0,00035498
12. LW3LW3	0,027037604	0,010922507	2,47540000	0,01330860
13. LW1LW3	-0,175006517	0,063380384	-2,76121000	0,00575877
14. LBCUADR	0,064072989	0,032245672	1,98703000	0,04691951
15. LFRCUADR	-0,056738465	0,035753398	-1,58694000	0,11252645
16. LY1RLW1	-0,084960587	0,130179807	-0,65264000	0,51398821
17. LY1RLW3	0,071972885	0,038805502	1,85471000	0,06363790
18. LY2RLW1	0,518073183	0,217472890	2,38224000	0,01720756
19. LY2RLW3	-0,078760774	0,055945499	-1,40781000	0,15918660
20. LY1RLB	-0,040189107	0,036031458	-1,11539000	0,26468358
21. LY2RLB	-0,020802999	0,034481330	-0,60331000	0,54630119
22. LY1RLFR	-0,028012990	0,067608326	-0,41434000	0,67862343
23. LY2RLFR	0,131951484	0,059534347	2,21639000	0,02666463
24. LW1LB	-0,452620687	0,135909375	-3,33031000	0,00086749
25. LW3LB	0,034883200	0,028988554	1,20334000	0,22884326
26. LW1LFR	0,032429390	0,107648109	0,30125000	0,76322105
27. LW3LFR	0,002110540	0,033534915	0,06294000	0,94981778
28. LBLF	-0,000915156	0,013126613	-0,06972000	0,94441841

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

(1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 175 Iteraciones Criterio Final 0.0000000 < 0.0000100

Panel (5) Data Anual 1//1997:01 To 42//2001:01

Observaciones Usadas 169

Observaciones Totales 210 Excluidas 41

Valor de la Función 411,56762294

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. SIGMA(1,1)	0,07263586	0,03150973	2,3051900	0,0211560
2. SIGMA(2,1)	-0,02505238	0,00746784	-3,3547000	0,0007945
3. SIGMA(2,2)	0,01399622	0,00198103	7,0651100	0,0000000
4. SIGMA(3,1)	0,00957648	0,00443483	2,1593800	0,0308206
5. SIGMA(3,2)	-0,00280518	0,00094063	-2,9822300	0,0028616
6. SIGMA(3,3)	0,00526562	0,00108226	4,8653900	0,0000011
7. C0	-1,87404786	0,66492819	-2,8184200	0,0048260
8. C1	0,17188671	0,27768331	0,6190000	0,5359146
9. C2	-0,10714821	0,21061276	-0,5087500	0,6109309
10. C3	0,54653479	0,10643852	5,1347500	0,0000003
11. C4	0,13614160	0,03738947	3,6411800	0,0002714
12. C5	-0,08222373	0,22389086	-0,3672500	0,7134332
13. C6	0,03396110	0,38542364	0,0881100	0,9297863
14. C7	0,06007231	0,16933594	0,3547500	0,7227752
15. C8	0,00697434	0,04819798	0,1447000	0,8849462
16. C9	0,68401296	0,22282871	3,0696800	0,0021429
17. C10	0,10916991	0,03243222	3,3660900	0,0007624
18. C11	0,03035610	0,00402587	7,5402600	0,0000000
19. C12	-0,03665896	0,11530018	-3,1794400	0,0014756
20. C13	0,12130094	0,03341484	3,6301500	0,0002833
21. C14	-0,01745068	0,08993973	-0,1940300	0,8461553
22. C15	-0,02833981	0,02221703	-1,2755900	0,2021007
23. C16	0,02992573	0,02195751	1,3628900	0,1729164
24. C17	-0,00907490	0,02931139	-0,3096000	0,7568628
25. C18	-0,03273928	0,01102694	-2,9690300	0,0029874
26. C19	0,02698253	0,07931513	0,3401900	0,7337105
27. C20	-0,06600754	0,02477570	-2,6642100	0,0077171
28. C21	-0,08347536	0,23242358	-0,3591500	0,7194815
29. C22	0,07274564	0,10303148	0,7060500	0,4801555
30. C23	0,01524625	0,01398872	1,0899000	0,2757591
31. C24	-0,00236791	0,00427308	-0,5541500	0,5794786
32. C25	0,01896741	0,01501776	1,2630000	0,2065896
33. C26	-0,00150031	0,01341095	-0,1118700	0,9109252
34. C27	-0,00102296	0,03372901	-0,0303300	0,9758049

Cuadro N° I.3: Prueba F

---

Análisis de la Varianza de la Serie LCOSTO\_RES

Fuente	Suma de los Cuadrados	Grados	Cuadrados	F-Statistic	Probabilidad
INDIV	9,0730006830	39	0,232641043	1,9473	0,0029135
ERROR	15,4118267507	129	0,119471525		
TOTAL	24,4848274336	168			

Prueba de igualdad de Varianzas de la serie LCOSTO\_RES  
 Chi-Cuadrado(38)= 116.188173 Nivel de Significancia 0.00000000

---

Cuadro N° I.4: Estimación de la función de costos por medio de  
Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Fijos) (1997 -2001)

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Variable Dependiente LCOSTORFIX

Panel (5) Data Anual 1//1997:01 To 42//2001:01

Observaciones Usadas 149 Grados de Libertad 122

Observaciones Totales 210 Excluidos 61

Centered R\*\*2 0,802638 R Bar \*\*2 0,760577

Uncentered R\*\*2 0.803028 T x R\*\*2 119,651

Variable Dependiente 0,011465649

Error Estándar: Variable Dependiente 0,258551602

Estimación Error Estándar 0,126511582

Suma de los Residuos Cuadrados 1,952632014

Estadístico Durbin-Watson 2,102182

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	-0,000888610	0,009261652	-0,0959500	0,92356421
2. LY1RFX	0,617044525	0,590327007	1,0452600	0,29590335
3. LY2RFX	-1,505024741	0,572058666	-2,6308900	0,00851610
4. LW1FIX	-2,074283436	1,050862031	-1,9738900	0,04839454
5. LW3FIX	-0,195426730	0,198656733	-0,9837400	0,32524298
6. LBFIX	0,027352872	0,060686245	0,4507300	0,65218700
7. LFRFIX	0,281586435	0,379862474	0,7412900	0,45852053
8. LY1RLY1RFX	0,059432737	0,045644530	1,3020800	0,19288973
9. LY1RLY2RFX	0,025362346	0,056245640	0,4509200	0,65204642
10. LY2RLY2RFX	0,000000000	0,000000000	0,0000000	0,00000000
11. LW1LW1FIX	0,228915705	0,149531010	1,5308900	0,12579629
12. LW3LW3FIX	0,025372170	0,008774189	2,8916800	0,00383185
13. LW1LW3FIX	-0,048650412	0,048797575	-0,9969800	0,31877217
14. LBCUADRFIX	-0,063016321	0,029320909	-2,1491900	0,03161903
15. LFRCUADRFIX	0,032415015	0,036210382	0,8951900	0,37068784
16. LY1RLW1FIX	-0,372813685	0,148365274	-2,5128100	0,11977400
17. LY1RLW3FIX	0,003723723	0,039485947	0,0943100	0,92486686
18. LY2RLW1FIX	0,637010544	0,196280373	3,2454100	0,00117281
19. LY2RLW3FIX	0,061362316	0,041905277	1,4643100	0,14310927
20. LY1RLBFX	0,006575326	0,052328827	0,1256500	0,90000582
21. LY2RLBFX	0,043066852	0,050526528	0,8523600	0,39401365
22. LY1RLFRFIX	-0,102189693	0,052714297	-1,9385600	0,05255525
23. LY2RLFRFIX	0,060422861	0,050890178	1,1873200	0,23510192
24. LW1LBFIX	0,035986050	0,058845866	0,6115300	0,54084834
25. LW3LBFIX	0,021024545	0,025471096	0,8254300	0,40912888
26. LW1LFRFIX	-0,076017170	0,088482729	-0,8591200	0,39027501
27. LW3LFRFIX	-0,046345555	0,028910217	-1,6030900	0,10891574
28. LBLFRFIX	0,002794092	0,042116625	0,0663400	0,94710572

Cuadro I.5: Estimación de la función de costos por el método BFGS (Efectos Fijos)

(1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 110 Iteraciones Criterio Final 0.0000000 < 0.0000100

Panel (5) Data Anual 1//1997:01 To 42//2001:01

Observaciones Usadas 149

Observaciones Totales 210 Excluidos 61

Valor de la Función 696.24190385

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. SIGMAFIX(1,1)	0,019760687	0,004012037	4,92535	0,00000084
2. SIGMAFIX(2,1)	-0,009809266	0,001881512	-5,213500	0,00000019
3. SIGMAFIX(2,2)	0,005803408	0,001010113	5,745310	0,00000001
4. SIGMAFIX(3,1)	0,001037741	0,000707985	1,465770	0,14271145
5. SIGMAFIX(3,2)	-0,000288094	0,000356599	-0,807890	0,41915232
6. SIGMAFIX(3,3)	0,001059639	0,000178430	5,938690	0,00000000
7. F0	0,003721607	0,012801207	0,290720	0,77126306
8. F1	0,511924495	0,382461517	1,338500	0,18073371
9. F2	-1,002314771	0,157723473	-6,354890	0,00000000
10. F3	-0,001000353	0,006434761	-0,155460	0,87645807
11. F4	-0,000030009	0,002861395	-0,010490	0,99163222
12. F5	-0,034361393	0,148038037	-0,232110	0,81645109
13. F6	0,159248740	0,236907740	0,672200	0,50145811
14. F7	-0,097855260	0,099388130	-0,984580	0,32483192
15. F8	0,195513340	0,154478713	1,265630	0,20564454
16. F9	0,501186590	0,157762263	3,176850	0,00148885
17. F10	0,141210376	0,030399449	4,645160	0,00000340
18. F11	0,027475880	0,010910615	2,518270	0,01179327
19. F12	-0,050137285	0,010771525	-4,654610	0,00000325
20. F13	0,015137791	0,056325573	0,268760	0,78811806
21. F14	0,103462711	0,065167460	1,587640	0,11236692
22. F15	-0,051832658	0,030589786	-1,694440	0,09018108
23. F16	0,005105396	0,016494732	0,309520	0,75692845
24. F17	0,087013250	0,039868089	2,182530	0,02907053
25. F18	0,004194727	0,016473186	0,254640	0,79900142
26. F19	-0,091584282	0,056972763	-1,607510	0,10794256
27. F20	0,105458041	0,069371271	1,520200	0,12846132
28. F21	0,010084763	0,046078612	0,218860	0,82675914
29. F22	-0,063001758	0,055742448	-1,130230	0,25837954
30. F23	0,017732391	0,029681145	0,597430	0,55022067
31. F24	0,023603821	0,016075523	1,468310	0,14202054
32. F25	0,018896088	0,028675060	-0,658970	0,50991316
33. F26	-0,010701663	0,012883568	-0,830640	0,40617454
34. F27	-0,024695861	0,042782407	-0,577240	0,56377507

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

Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Aleatorios) (1997 -2001)

Regresión Lineal - Estimación por Mínimos Cuadrados

Variable Dependiente LCOSTOR

Panel (5) Data Anual 1//1997:01 To 42//2001:01

Observaciones Usadas 149 Grados de Libertad 122

Observaciones Totales 210 Excluidos 61

Centered R\*\*2 0,992592 R Bar \*\*2 0,991013

Uncentered R\*\*2 0,999442 T x R\*\*2 148,917

Variable Dependiente 5

Error Estándar: Variable Dependiente 1,471173067

Estimación Error Estándar 0,139466365

Suma de los Residuos al Cuadrado 2,373005781

Estadístico Durbin-Watson 1,107198

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	-2,115850488	2,62668008	-0,805520	0,42051810
2. LY1R	0,890005601	0,40057309	2,221830	0,02629475
3. LY2R	0,658275846	0,58191666	1,131220	0,25796245
4. LW1	-0,270842431	1,36562026	-0,198330	0,84278747
5. LW3	0,374411536	0,20589307	1,818480	0,06899147
6. LFR	-0,692741876	0,38686582	-1,790650	0,07334923
7. LY1RLY1R	0,090314056	0,04646460	1,943720	0,05192954
8. LY1RLY2R	-0,181370036	0,06780793	-2,674760	0,00747824
9. LY2RLY2R	0,000000000	0,00000000	0,000000	0,00000000
10. LW1LW1	0,233822646	0,18882279	1,238320	0,21559821
11. LW1LW3	-0,116234691	0,04526379	-2,567940	0,01023048
12. LW3LW3	0,002887819	0,00771892	0,374120	0,70831342
13. LFRCUADR	-0,053388325	0,02801653	-1,905600	0,05670201
14. LY1RLW1	-0,144818306	0,10087297	-1,435650	0,15110187
15. LY1RLW2	0,049656242	0,00431533	1,150693	0,00000000
16. LY2RLW1	0,094777624	0,16929344	0,559840	0,57558702
17. LY2RLW3	-0,013970770	0,02970583	-0,470300	0,63813784
18. LY1RLFR	-0,002036983	0,05000915	-0,040730	0,96750938
19. LY2RLFR	0,136470245	0,04549568	2,999630	0,00270307
20. LW1LFR	0,133889533	0,09458854	1,415490	0,15692365
21. LW3LFR	0,019650357	0,02398694	0,819210	0,41266621
22. LB	0,052440600	0,35951223	0,145870	0,88402720
23. LY1RLB	-0,054296469	0,03401606	-1,596200	0,11044390
24. LY2RLB	0,052175789	0,02997430	1,740680	0,08173893
25. LW1LB	-0,159151228	0,09283305	-1,714380	0,08645874
26. LW3LB	-0,008517673	0,01889606	-0,450760	0,65215934
27. LBLFR	-0,029323313	0,03359245	-0,872910	0,38271012
28. LBCUADR	0,078202873	0,02119207	3,690200	0,00022408

Cuadro I.7: Estimación de la función de costos por el método BFGS

(Efectos Aleatorios) (1997- 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 235 Iteraciones. Criterio Final 0.0000000 < 0.0000100

Panel (5) Data Anual 1//1997:01 To 42//2001:01

Observaciones Usadas 149 Excluidos 61

Observaciones Totales 210

Valor de la Función 656,15716298

Variable	Coefficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. SIGMARAN(1,1)	0,020323481	0,007023654	5,850930	0,00000000
2. SIGMARAN(2,1)	-0,009438207	0,001406597	-6,709960	0,00000000
3. SIGMARAN(2,2)	0,005773638	0,000705927	8,178800	0,00000000
4. SIGMARAN(3,1)	0,001300578	0,000584863	2,223730	0,02616651
5. SIGMARAN(3,2)	-0,000349274	0,000255786	-1,365490	-1,36549000
6. SIGMARAN(3,3)	0,001192421	0,000228937	5,208520	0,17209769
7. R0	1,189454239	0,655970919	1,813270	0,06978975
8. R1	0,455279396	0,256778009	1,773050	0,07622097
9. R2	0,079423901	0,099598206	0,797440	0,42519375
10. R3	0,027163637	0,012861206	2,112060	0,03468132
11. R4	0,003645168	0,004041699	0,901890	0,36711533
12. R5	-0,070934370	0,111194455	-0,637930	0,52351872
13. R6	0,137681426	0,148563693	0,926750	0,35405627
14. R7	-0,017853572	0,067959081	-0,262710	0,79277363
15. R8	0,092055677	0,089114645	1,033000	0,30160259
16. R9	-0,353001658	0,099587970	-3,544620	0,00039318
17. R10	0,147743269	0,024491179	0,603251	0,00000000
18. R11	0,028709197	0,007213630	3,979850	0,00006896
19. R12	-0,050176283	0,009057639	-5,539660	0,00000003
20. R13	-0,003034143	0,032566207	-0,093170	0,92576974
21. R14	0,066270578	0,028737949	2,306030	0,02110895
22. R15	-0,070206878	0,033609820	-2,088880	0,03671853
23. R16	0,007913793	0,013040959	0,606840	0,54395621
24. R17	0,087807477	0,031577953	2,780660	0,00542489
25. R18	0,001404126	0,012057061	0,116460	0,90729058
26. R19	-0,047162851	0,028454548	-1,657480	0,09742242
27. R20	0,081570645	0,026908969	3,031360	0,00243459
28. R21	-0,015776952	0,030980558	-0,509250	0,61057467
29. R22	-0,022400370	0,034815060	-0,643410	0,51995786
30. R23	0,004244367	0,029064449	0,146030	0,88389539
31. R24	0,028285449	0,012494765	2,263780	0,02358740
32. R25	0,001416489	0,019122066	0,074080	0,94094978
33. R26	-0,017581821	0,008926015	-1,969730	0,04886956
34. R27	-0,021264716	0,023168756	-0,917820	0,35871383

Cuadro N° I.8: Prueba de Hausman

<b>PRUEBA DE HAUSSMAN</b>	
Chi-Cuadrado(27)=	9,95E+16
F(27,*)=	3,69E+14      Nivel de Significancia 0.00000000

Cuadro N° I.9: Estimación de la función de costos por medio de

Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO (Efectos Fijos – Sin Constante) (1997 – 2001)

Observaciones Usadas	149	Grados de Libertad	123
Observaciones Totales	210	Excluidos	61
Centered R**2	0,802627	R Bar **2	0,762510
Uncentered R**2	0,803017	T x R**2	119,649
Variable Dependiente			0,011465649
Error Estándar: Variable Dependiente			0,258551602
Estimación Error Estándar			0,125999751
Suma de los Residuos al Cuadrado			1,952740293
Estadístico Durbin-Watson			2,102404000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. LY1RFIX	0,619190303	0,589986260	1,049500	0,09394827
2. LY2RFIX	-1,504287110	0,573189098	-2,624420	0,00867975
3. LW1FIX	-2,072586652	1,051281424	-1,971490	0,04866831
4. LW3FIX	-0,194953855	0,198236429	-0,983440	0,02539038
5. LBFIX	0,025969714	0,060368374	0,430190	0,06705933
6. LFRFIX	0,281058104	0,380181127	0,739270	0,05974050
7. LY1RLY1RFIX	0,059539420	0,045627630	1,304900	0,09192746
8. LY1RLY2RFIX	0,025131663	0,056231859	0,446930	0,06549261
9. LY2RLY2RFIX	0,000000000	0,000000000	0,000000	0,00000000
10. LW1LW1FIX	0,228971907	0,149318027	1,533450	0,12516472
11. LW3LW3FIX	0,025392587	0,008817934	2,879650	0,00398113
12. LW1LW3FIX	-0,048813974	0,048654017	-1,003290	0,11572209
13. LBCUADRFIX	-0,062920013	0,029258365	-2,150500	0,03151596
14. LFRCUADRFIX	0,032304412	0,035957977	0,898390	0,06897581
15. LY1RLW1FIX	-0,373223270	0,148020529	-2,521430	0,01168792
16. LY1RLW3FIX	0,003870782	0,039547115	0,097880	0,09220293
17. LY2RLW1FIX	0,637003786	0,196227399	3,246250	0,00116935
18. LY2RLW3FIX	0,061115238	0,042001195	1,455080	0,14564620
19. LY1RLBFIX	0,006402343	0,052520719	0,121900	0,09029771
20. LY2RLBFIX	0,043189278	0,050601734	0,853510	0,03933744
21. LY1RLFRFIX	-0,102335271	0,052694642	-1,942040	0,05213187
22. LY2RLFRFIX	0,060538310	0,050632082	1,195650	0,03183270
23. LW1LBFIX	0,035931651	0,058728778	0,611820	0,05406544
24. LW3LBFIX	0,021190584	0,025500286	0,830990	0,04059770
25. LW1LFRFIX	-0,075802903	0,088421374	-0,857290	0,09128373
26. LW3LFRFIX	-0,046351648	0,028939389	-1,601680	0,10922634
27. LBLFRFIX	0,003046256	0,042397516	0,071850	0,09427213

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

(Efectos Fijos – Sin Constante) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por BFGS

Convergencia en 95 Iteraciones. Criterio Final 0.0000067 < 0.0000100

Panel (5) Data Anual 1//1997:01 To 42//2001:01

Observaciones Usadas 149

Observaciones Totales 210 Excluidos 61

Valor de la Función 696,19049328

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. SIGMAFIX(1,1)	0,019773987	0,002380379	8,307080	0,00000000
2. SIGMAFIX(2,1)	-0,009815265	0,001123151	-8,739040	0,00000000
3. SIGMAFIX(2,2)	0,005806354	0,000591685	9,813250	0,00000000
4. SIGMAFIX(3,1)	0,001038518	0,000472178	2,199420	0,02784796
5. SIGMAFIX(3,2)	-0,000288149	0,000236896	-1,216350	0,12385170
6. SIGMAFIX(3,3)	0,001059557	0,000214976	4,928710	0,00000083
7. F1	0,511002896	0,251062478	2,035360	0,04181451
8. F2	-1,002529062	0,101333012	-9,893410	0,00000000
9. F3	0,000828481	0,002677587	0,309410	0,07570072
10. F4	-0,000221440	0,002513387	-0,088100	0,09297937
11. F5	-0,032580537	0,053534963	-0,608580	0,05428003
12. F6	0,159441719	0,122661298	1,299850	0,09365118
13. F7	-0,098040081	0,056657234	-0,173041	0,08355756
14. F8	0,195686066	0,066881489	2,925860	0,00343502
15. F9	0,501764187	0,101343746	4,951110	0,00000074
16. F10	0,141000941	0,020560516	6,857850	0,00000000
17. F11	0,027486229	0,008162748	3,367280	0,00075915
18. F12	-0,050129979	0,008091718	-6,195220	0,00000000
19. F13	0,015145160	0,034361432	0,440760	0,06593864
20. F14	0,103632122	0,032055319	3,232920	0,00122534
21. F15	-0,051705070	0,02672093	-1,935000	0,05298997
22. F16	0,005078258	0,013437034	0,377930	0,07054826
23. F17	0,086954138	0,02651443	3,279500	0,00103990
24. F18	0,004248398	0,012642758	0,336030	0,07368451
25. F19	-0,091401620	0,030157229	-3,030840	0,00243878
26. F20	0,105382546	0,033728329	3,124450	0,00178137
27. F21	0,010163025	0,028006998	0,362870	0,16698610
28. F22	-0,063131778	0,026574678	-2,375640	0,01751870
29. F23	0,017295522	0,018698507	0,924970	0,15498254
30. F24	0,023595878	0,009363793	2,519910	0,01173862
31. F25	-0,018825631	0,016116204	-1,168120	0,04275910

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

	1997		1998		1999	
	Cmy1	Cmy2	Cmy1	Cmy2	Cmy1	Cmy2
1	0,475648	0,941574	0,821256	2,086055	0,376394	1,710841
2	0,407962	0,424894	0,459499	0,703260	0,528091	0,655314
3	0,547922	0,913753	0,642704	1,765138	0,502493	1,523785
4	0,363355	0,627251	0,336352	0,929734	0,307134	0,988709
5	0,275663	0,842770	0,428468	1,460717	0,461153	1,482527
6	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
7	0,295169	0,519740	0,402622	1,062711	0,336994	0,928198
8	1,296053	0,461751	1,334356	0,801156	0,846764	0,795049
9	0,186136	0,929139	0,308224	1,385173	0,324967	1,465562
10	0,203206	0,895636	0,307861	1,336061	0,314235	1,304903
11	0,661512	0,494893	0,598236	0,998567	0,458934	1,403278
12	0,263817	1,016837	0,483159	1,609655	0,319403	1,173074
13	0,425095	0,603297	0,430079	0,905897	0,383869	1,013832
14	0,452435	0,937860	0,484427	1,614029	0,511540	1,899000
15	0,305670	0,523444	0,300741	0,114013	0,444295	-0,349582
16	0,194040	0,756044	0,248429	0,639879	0,332656	0,023941
17	#N/A	#N/A	0,930802	0,249136	0,902447	0,001779
18	0,183025	0,828842	0,323112	1,466642	0,267967	1,338190
19	0,266373	1,709111	0,333201	2,296241	#N/A	#N/A
20	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
21	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
22	0,698463	0,555600	0,763936	0,750208	0,727229	0,750983
23	0,533017	0,372482	0,240393	0,601840	0,238099	0,644253
24	2,431809	1,008311	2,295813	1,227227	1,712347	1,170228
25	0,146425	2,844499	0,206628	4,772367	0,102246	3,502512
26	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
27	0,320473	0,596513	0,480121	1,085595	0,410589	0,982761
28	0,228759	1,020888	0,340952	1,615875	0,324817	1,433522
29	0,471297	0,328696	0,700187	0,462282	0,887162	0,523741
30	0,574381	0,777299	0,857652	1,220379	0,710999	1,058288
31	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
32	0,178897	0,857219	0,398018	1,491718	0,366496	1,796136
33	0,195017	0,557181	0,324029	0,906542	#N/A	#N/A
34	0,301157	0,752810	0,366206	1,252344	#N/A	#N/A
35	0,170487	0,607969	0,158096	0,643203	0,311341	0,983004
36	1,351239	0,815714	0,592571	1,213561	0,391785	1,079391
37	0,213821	0,741837	0,154487	0,728062	0,284267	1,222774
38	#N/A	#N/A	0,338158	1,181385	0,210540	1,063793
39	0,247382	0,422106	0,312674	0,801351	0,238404	1,252142
40	0,307844	0,912778	0,445508	1,502746	0,442710	1,259373
41	0,153090	0,886283	0,308968	1,603078	0,236221	1,105133
42	0,340625	0,913476	0,455311	1,382770	0,419561	1,231627

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

	2000		2001	
	Cmy1	Cmy2	Cmy1	Cmy2
1	0,292463	1,721451	0,427919	1,147981
2	0,469145	0,549486	0,496722	0,540164
3	0,368822	1,040882	0,369740	0,765156
4	0,322573	0,756299	0,294759	0,619190
5	0,333452	1,167108	0,271522	1,048292
6	0,189566	1,082700	0,253625	0,964969
7	0,370194	0,737619	0,302832	0,643269
8	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
9	0,292081	1,146540	0,270990	0,859655
10	0,282303	1,188521	0,210760	1,102229
11	0,525995	1,165888	0,657210	1,053216
12	0,236207	0,881938	0,241546	0,853112
13	0,361939	0,824614	0,345454	0,601299
14	0,354343	1,399227	0,320364	1,236238
15	0,236150	0,181795	0,197751	0,292675
16	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
17	0,359052	0,163936	0,206743	0,319279
18	0,210985	0,904313	0,181169	0,933091
19	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
20	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
21	#N/A	#N/A	0,448623	0,980457
22	0,755065	0,529939	0,491751	0,545474
23	0,247544	0,761079	0,988289	0,482092
24	1,140234	0,977873	1,106240	1,111369
25	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
26	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
27	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
28	0,251349	1,118496	0,278268	1,090443
29	0,822331	0,431760	#N/A	#N/A
30	0,447220	0,852494	0,425340	1,057484
31	0,568314	0,791814	0,419949	0,743351
32	0,370994	1,322638	0,433894	1,321128
33	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
34	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
35	0,189003	0,730515	0,177788	0,656496
36	0,356946	0,790497	#N/A	#N/A
37	0,270518	0,897819	0,302620	0,800922
38	0,228067	0,714616	0,429466	0,819627
39	0,312158	0,697695	0,329095	0,639184
40	0,383228	1,016154	0,339345	1,113161
41	0,233604	0,804982	0,190331	0,738622
42	0,328242	0,950692	0,329652	0,933858

## Anexo II: Funciones de Demanda de Créditos Bancarios y Servicios de Depósitos (1997 – 2001)

### Función de Demanda de Créditos: Bancos Comerciales y Universales (1997 – 2001)

Cuadro N° II.1: Estimación de la Función de Demanda para Créditos (BC) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente: **LOG(Y1RBC)**

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra(ajustada): 1997:03 2001:12

Observaciones Incluidas: 55

Observaciones Excluidas: 3

Variable	Coeficiente	Error Estándar	t-Statistic	Prob.
C	0,155045	0,553920	0,279905	0,7808
LOG(ACTBC/RENDOMA)	-0,332427	0,056583	2,871810	0,0062
LOG(ACT6P/RENDOMA)	0,169932	0,092960	1,828019	0,0740
LOG(IVTASR)	0,172068	0,052090	3,303279	0,0019
DUMMI2001_6	-0,315785	0,055371	5,703029	0,0000
LOG(Y1RBC(-1))	0,764514	0,069540	1,099381	0,0000
LOG(IVTASR(-2))	0,102125	0,055273	1,847637	0,0711
DUMMI1999_9	0,136115	0,062583	2,174961	0,0348
@SEAS(9)	-0,072792	0,037500	1,941107	0,0584
R-squared	0,893385	Mean dependent var	10,74239	
Adjusted R-squared	0,874843	S.D. dependent var	0,146604	
S.E. of regression	0,051865	Akaike info criterion	-2,931772	
Sum squared resid	0,123738	Schwarz criterion	-2,603299	
Log likelihood	89,62372	F-statistic	4,818234	

Cuadro N° II. 2: Prueba de Autocorrelación Serial de Box-Pierce y de  
Breusch-Godfrey (Créditos (BC))

Muestra: 1997:03 2001:12  
Observaciones Incluidas: 55

Autocorrelación	Correlación Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *.	. *.	1	0,101	0,101	0,5938	0,441
* .	* .	2	-0,133	-0,145	1,6453	0,439
. .	. .	3	-0,056	-0,207	1,8361	0,607
. *.	. *.	4	0,123	0,117	2,7620	0,598
. .	. .	5	0,006	-0,034	2,7639	0,736
* .	* .	6	-0,131	-0,104	3,8585	0,696
* .	. .	7	-0,075	-0,042	4,2222	0,754
. .	* .	8	-0,026	-0,059	4,2676	0,832
. *.	. *.	9	0,112	0,105	5,1282	0,823
* .	* .	10	-0,160	-0,185	6,9039	0,734
** .	* .	11	-0,203	-0,148	9,8454	0,544
. .	. .	12	-0,022	-0,016	9,8793	0,627

Prueba LM de Correlación Serial de Breusch-Godfrey (2)

F-statistic	0,978240	Probabilidad	0,383999
Obs*R-squared	2,341485	Probabilidad	0,310137

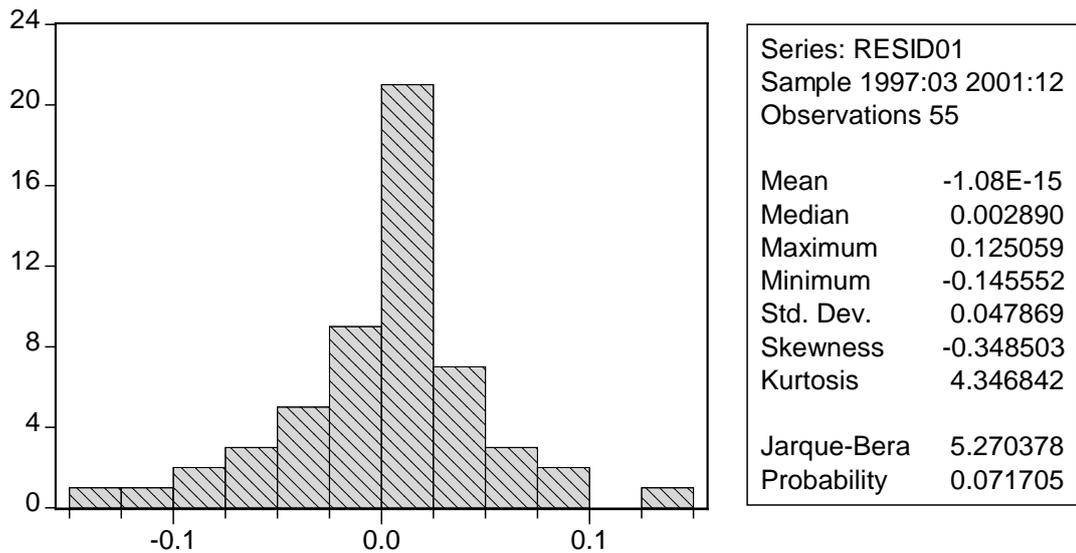
Cuadro N° II. 3: Prueba de Autocorrelación Heterocedástica ARCH – LM  
(Créditos (BC))

Prueba ARCH – LM (1)

F-statistic	0,030718	Probabilidad	0,861578
Obs*R-squared	0,031927	Probabilidad	0,858187

Cuadro N° II.4: Prueba de Normalidad de los Residuos de Jarque-Bera

(Créditos (BC))



Cuadro N° II. 5: Prueba de Raíces Unitarias (ADF , DF-GLS) (Créditos (BC))

	Prueba ADF	Prueba DF-GLS
	Constante	Constante
log (y1rbc)	I (1)	I (0)
log (actbc/rendoma)	I (0)	I (0)
log (act6p/rendoma)	I (0)	I (0)
log (ivtasr)	I (0)	I (0)

\* La especificación utilizada fue la que se encontró significativa para cada una de las variables.

Cuadro N° II.6: Estimación de la Función de Demanda para Créditos (BU) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente: **LOG(Y1RBU)**

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra (ajustada): 1997:02 2001:12

Observaciones Incluidas: 56

Observaciones Excluidas: 3

Variable	Coeficiente	Error Estándar	t-Statistic	Prob.
C	1,795438	0,663408	2,706387	0,0094
LOG(ACTBU/RENDOMA)	-0,611232	0,020285	2,040790	0,0468
LOG(BARACTBCU/RENDOMA)	0,569834	0,309094	1,843560	0,0714
LOG(IGAEM)	0,301742	0,096717	3,119849	0,0031
LOG(Y1RBU(-1))	0,731402	0,056175	13,01996	0,0000
INFA_IND	-1,34E+20	4,91E+19	2,730142	0,0088
@SEAS(7)	-0,037435	0,013625	2,747598	0,0084
DEVALA_IND	0,000733	0,000415	1,766119	0,0837
R-squared	0,844927	Mean dependent var	12,21711	
Adjusted R-squared	0,822312	S.D. dependent var	0,074345	
S.E. of regression	0,031339	Akaike info criterion	-3,956360	
Sum squared resid	0,047142	Schwarz criterion	-3,667024	
Log likelihood	118,7781	F-statistic	37,36158	

Cuadro N° II.7: Prueba de Autocorrelación Serial de Box-Pierce y de Breusch-Godfrey (Créditos (BU))

Muestra: 1997:02 2001:12  
Observaciones Incluidas: 56

Autocorrelación	Correlación Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *   .	. *   .	1	-0,069	-0,069	0,2772	0,599
.   * .	.   * .	2	0,076	0,072	0,6276	0,731
. *   .	. *   .	3	-0,087	-0,078	1,0893	0,780
**   .	**   .	4	-0,206	-0,225	3,7434	0,442
. *   .	. *   .	5	-0,078	-0,102	4,1339	0,530
. *   .	. *   .	6	-0,117	-0,115	5,0300	0,540
.   * .	.   * .	7	0,115	0,074	5,9020	0,551
.   .	.   .	8	0,014	-0,018	5,9147	0,657
.   **	.   * .	9	0,245	0,191	10,052	0,346
. *   .	. *   .	10	-0,113	-0,130	10,957	0,361
.   .	.   .	11	0,003	-0,023	10,958	0,447
.   .	.   * .	12	0,029	0,086	11,020	0,527

Prueba LM de Correlación Serial de Breusch-Godfrey (2)

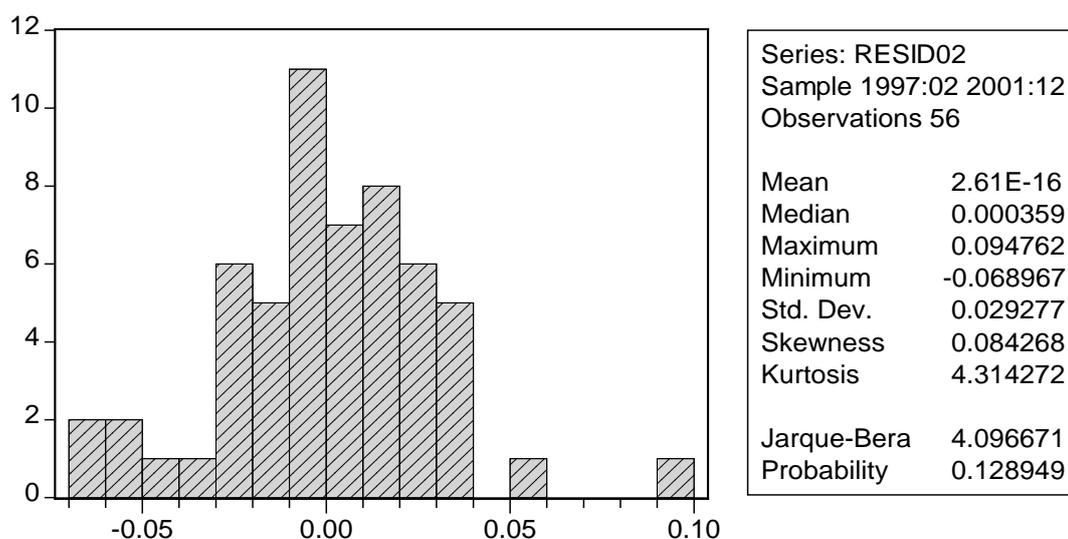
F-statistic	0,264974	Probabilidad	0,768389
Obs*R-squared	0,637807	Probabilidad	0,726946

Cuadro N° II. 8: Prueba de Autocorrelación Heterocedástica ARCH – LM (Créditos (BU))

Prueba ARCH – LM (1)

F-statistic	1,529601	Probabilidad	0,221837
Obs*R-squared	1,543298	Probabilidad	0,214127

Cuadro N° II.9: Prueba de Normalidad de los Residuos de Jarque-Bera  
(Créditos (BU))



Cuadro N° II.10: Prueba de Raíces Unitarias (ADF , DF-GLS) (Créditos (BU))

	Prueba ADF		Prueba DF - GLS	
	Constante	Constante y Tendencia	Constante	Constante y Tendencia
log(y1rbu)		I (0)		I (0)
log (actbu/rendoma)	I (0)		I (0)	
log (baractbcu/rendoma)		I (0)		I (0)
log (igaem)		I (2)		I (0)
infa_ind	I (0)		I (0)	
devala_ind	I (0)		I (0)	

\* La especificación utilizada fue la que se encontró significativa para cada una de las variables.

**Función de Demanda de Servicios de Depósitos: Bancos Comerciales y Universales (1997- 2001)**

Cuadro N° II.11: Estimación de la Función de Demanda para Servicios de Depósitos (BC) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente: **LOG(CAMCOMPBC)**

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra (ajustada): 1997:02 2001:12

Observaciones Incluidas: 57

Observaciones Excluidas: 2

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-Statistic	Prob.
C	1,576434	1,077916	1,462483	0,1501
LOG (PDBCRENDOMA)	-0,112031	0,018607	3,273879	0,0020
LOG (PDBCURENDOMA)	0,051115	0,030108	-1,697717	0,0960
LOG(CAMCOMPBC(-1))	0,178149	0,070105	2,541182	0,0143
INFA_IND	-0,004420	0,001139	-3,880442	0,0003
DUMMI97_09	-0,148126	0,014610	-10,138350	0,0000
@SEAS(11)	-0,059364	0,032107	-1,848979	0,0706
DUMMI_UNION	0,213538	0,032866	6,497250	0,0000
LOG(IGAEM)	2,162431	0,186060	11,622210	0,0000
R-squared	0,915328	Mean dependent var	14,37753	
Adjusted R-squared	0,901216	S.D. dependent var	0,242957	
S.E. of regression	0,076361	Akaike info criterion	-2,162745	
Sum squared resid	0,279889	Schwarz criterion	-1,840158	
Log likelihood	70,63824	F-statistic	64,86172	

Cuadro N° II. 12: Prueba de Autocorrelación Serial de Box-Pierce y de  
Breusch-Godfrey (Depósitos (BC))

Muestra: 1997:02 2001:12  
Observaciones Incluidas: 57

Autocorrelación	Correlación Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *	.  *	1	0,153	0,153	1,413	0,235
.  *	.  *	2	0,186	0,166	3,526	0,172
.  .	.  .	3	0,036	-0,014	3,608	0,307
.  .	.  .	4	0,048	0,015	3,754	0,440
.  *	.  *	5	-0,086	-0,103	4,232	0,517
**  .	**  .	6	-0,235	-0,235	7,869	0,248
.  *	.  *	7	-0,158	-0,080	9,553	0,215
.  *	.  .	8	-0,08	0,030	9,997	0,265
.  *	.  .	9	-0,114	-0,056	10,903	0,282
.  *	.  *	10	-0,119	-0,080	11,920	0,290
**  .	**  .	11	-0,193	-0,192	14,637	0,200
.  *	.  *	12	-0,151	-0,183	16,344	0,176

Prueba LM de Correlación Serial de Breusch-Godfrey (2)

F-statistic	1,702025	Probabilidad	0,193594
Obs*R-squared	3,927427	Probabilidad	0,140336

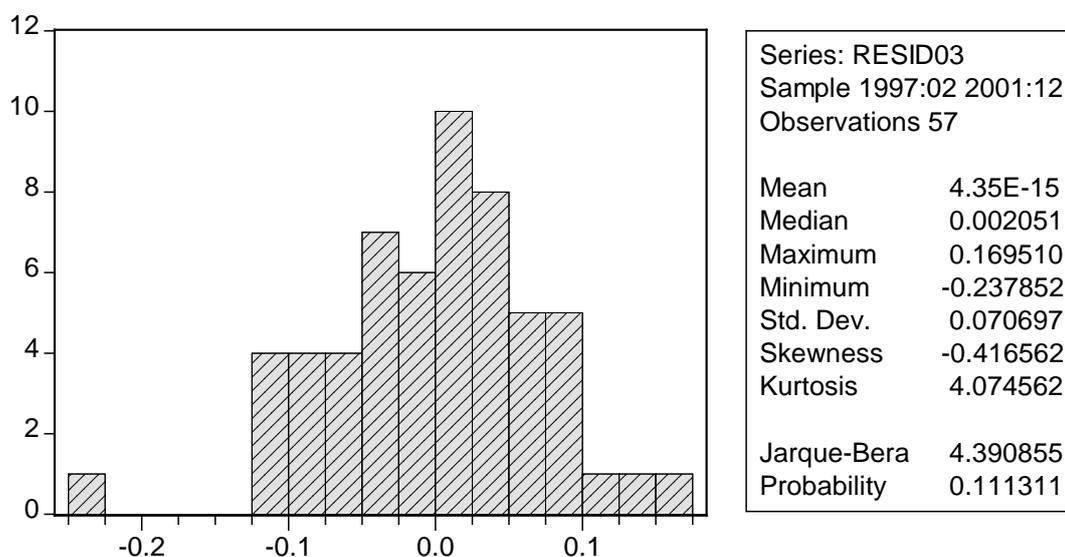
Cuadro N° II.13: Prueba de Autocorrelación Heterocedástica ARCH – LM  
(Depósitos (BC))

Prueba ARCH – LM (1)

F-statistic	0,386150	Probabilidad	0,536994
Obs*R-squared	0,397824	Probabilidad	0,528215

Cuadro N° II.14: Prueba de Normalidad de los Residuos de Jarque-Bera

(Depósitos (BC))



Cuadro N° II.15: Prueba de Raíces Unitarias (ADF , DF-GLS) (Depósitos (BC))

	Prueba ADF		Prueba DF - GLS	
	Constante	Constante y Tendencia	Constante	Constante y Tendencia
log(camcompbc)		I (1)		I (0)
log (pdbcrendoma)		I (1)		I (0)
log(pdbcurendoma)	I (0)		I (0)	
log (igaem)		I (2)		I (0)
infa_ind		I (0)		I (0)

\* La especificación utilizada fue la que se encontró significativa para cada una de las variables.

Cuadro N° II.16: Estimación de la Función de Demanda para Servicios de Depósitos  
(BU) por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente: **LOG(CAMPCOMPBU)**

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra (ajustada): 1997:02 2001:12

Observaciones Incluidas: 57

Observaciones Excluidas: 2

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-Statistic	Prob.
C	4,059795	1,258003	3,227174	0,0022
LOG (PDBURENDOMA)	-0,451593	0,024289	2,584002	0,0127
LOG (PDBCURENDOMA)	0,388829	0,152339	-2,552388	0,0138
LOG (CAMPCOMPBU(-1))	0,337403	0,090883	3,712482	0,0005
LOG (IVTASR)	0,680955	0,082458	8,258210	0,0000
INFA_IND	-1,18E+21	2,72E+20	-4,323274	0,0010
DEVALA_IND	0,002440	0,001344	1,815475	0,0755
R-squared	0,862755	Mean dependent var	15,76212	
Adjusted R-squared	0,846285	S.D. dependent var	0,227654	
S.E. of regression	0,089255	Akaike info criterion	-1,880052	
Sum squared resid	0,398323	Schwarz criterion	-1,629151	
Log likelihood	60,58149	F-statistic	52,38522	

Cuadro N° II.17: Prueba de Autocorrelación Serial de Box-Pierce y de Breusch-Godfrey (Depósitos (BU))

Muestra: 1997:02 2001:12  
Observaciones Incluidas: 57

Autocorrelación	Correlación Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *	.  *	1	0,112	0,112	0,749	0,387
.  *	.  *	2	0,134	0,123	1,839	0,399
.  *	.  *	3	0,107	0,083	2,559	0,465
**  .	**  .	4	-0,192	-0,234	4,895	0,298
.  .	.  .	5	-0,023	-0,005	4,928	0,425
**  .	**  .	6	-0,304	-0,278	11,018	0,088
*  .	.  .	7	-0,082	0,030	11,475	0,119
**  .	**  .	8	-0,200	-0,203	14,223	0,076
**  .	*  .	9	-0,229	-0,138	17,899	0,036
.  *	.  *	10	0,115	0,085	18,843	0,042
*  .	*  .	11	-0,136	-0,123	20,199	0,043
.  *	.  .	12	0,118	0,028	21,244	0,047

Prueba LM de Correlación Serial de Breusch-Godfrey (2)

F-statistic	0,264974	Probabilidad	0,768389
Obs*R-squared	0,637807	Probabilidad	0,726946

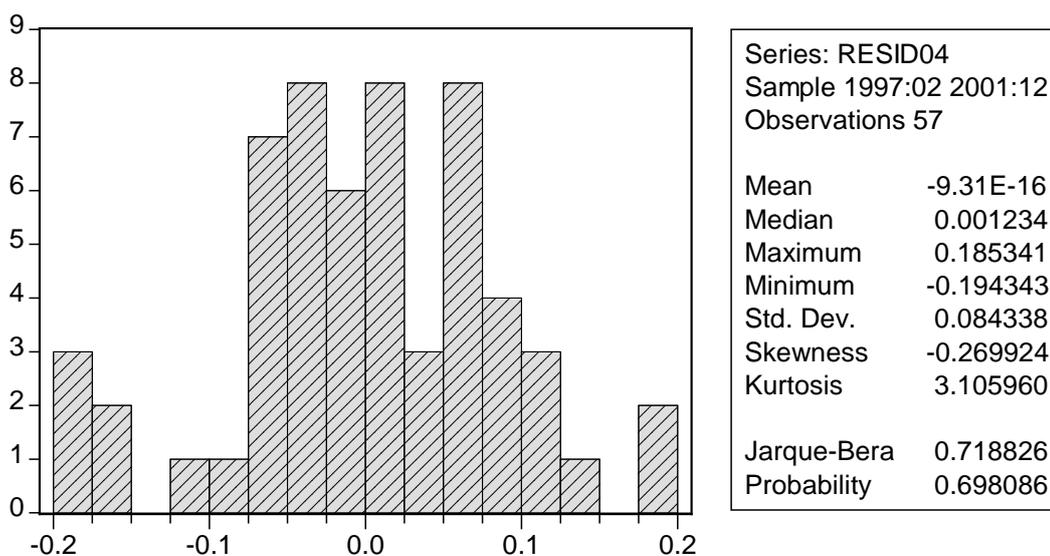
Cuadro N° II.18: Prueba de Autocorrelación Heterocedástica ARCH – LM (Depósitos (BU))

Prueba ARCH - LM(1)

F-statistic	0,026551	Probabilidad	0,871182
Obs*R-squared	0,027539	Probabilidad	0,868197

Cuadro N° II.19: Prueba de Normalidad de los Residuos de Jarque-Bera

(Depósitos (BU))



Cuadro N° II.20: Prueba de Raíces Unitarias (ADF , DF-GLS) (Depósitos (BU))

	Prueba ADF		Prueba DF - GLS	
	Constante	Constante y Tendencia	Constante	Constante y Tendencia
log(camcompbu)		I (0)		I (0)
log (pdburendoma)	I (0)		I (0)	
log(pdbcurendoma)	I (1)		I (1)	
log (ivtasr)	I (0)		I (0)	
infa_ind	I (0)		I (0)	
devala_ind	I (0)		I (0)	

\* La especificación utilizada fue la que se encontró significativa para cada una de las variables.

## Anexo III: Funciones de Comportamiento para los mercados de Créditos y Depósitos (1997 – 2001)

### Funciones de Comportamiento para los mercados de Créditos y Depósitos en los Bancos Comerciales (BC) (1997-2001):

Cuadros N° III.1 – N° III. 2: Estimaciones de las funciones de comportamiento para  
los bancos comerciales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (*pool*)  
(1997 -2001)

Regresión Lineal - Estimación por MCO  
Variable Dependiente COEFCREDITOS  
Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 24//2001:01  
Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
Centered R\*\*2 -6,007635 R Bar \*\*2 -6,082185  
Uncentered R\*\*2 0,269275 T x R\*\*2 25,850  
Variable Dependiente 0,439218713  
Error Estándar: Variable Dependiente 0,150646375  
Error Estándar 0,400905774  
Suma de los residuos al cuadrado 15,108191318  
Estadístico Durbin-Watson 0,445154

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV11	-1,04E-03	1,79E-04	-5,78285	0,00000001
2. NV21	-1,38E-06	2,05E-07	-6,72491	0,00000000

Regresión Lineal - Estimación por MCO  
Variable Dependiente COEFDEPOSITOS  
Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 24//2001:01  
Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
Centered R\*\*2 -0,623866 R Bar \*\*2 -0,641141  
Uncentered R\*\*2 0,583189 T x R\*\*2 55,986  
Variable Dependiente 0,179278256  
Error Estándar: Variable Dependiente 0,1059028634  
Error Estándar 0,1356690282  
Suma de los residuos al cuadrado 17,301720109  
Estadístico Durbin-Watson 0,70237

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV12	0,000145898	0,000065186	2,23820	0,02520799
2. NV22	-5,349697776	0,721824875	-7,41135	0,00000000

Cuadro N° III. 3: Estimación de la función de comportamiento para los bancos  
comerciales por el método Simplex (*pool*) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por Simplex  
 Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 24//2001:01  
 Observaciones Usadas 96  
 Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
 Valor de la Función 212,74736552

Variable	Coficiente
*****	
1. SIGMA(1,1)	0,199100
2. SIGMA(2,1)	0,040700
3. SIGMA(2,2)	0,016400
4. C11	8,83E+00
5. C21	-4,79E-02
6. C22	0,422000
7. C12	-2,83E-02

Cuadro N° III.4: Prueba F (bancos comerciales)

---

Análisis de la Varianza de la Serie COEFCREDITOS\_RES

Fuente	Suma de los Cuadrados	Grados	Cuadrados	Estadístico F	Probabilidad
INDIV	13,516852631	23	0,058768924	9,6746	0,0000000
ERROR	0,413071015	68	0,00607457		
TOTAL	25,162985327	95			

Prueba de igualdad de Varianzas de la serie COEFCREDITOS\_RES  
 Chi-Squared(22)= 145,338658 Nivel de Significancia 0,00000000

---



---

Análisis de la Varianza de la Serie COEFDEPOSITOS\_RE

Fuente	Suma de los Cuadrados	Grados	Cuadrados	Estadístico F	Probabilidad
INDIV	0,2733671152	23	0,011885527	2,3131	0,0037243
ERROR	0,3699535803	72	0,005138244		
TOTAL	0,6433206955	95			

Prueba de igualdad de Varianzas de la serie COEFDEPOSITOS\_RE  
 Chi-Squared(22)= 98,480946 Nivel de Significancia 0,00000000

---

Cuadros N° III. 5 – N° III. 6: Estimaciones de las funciones de comportamiento para  
los bancos comerciales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)  
(Efectos Fijos) (1997 – 2001)

Regresión Lineal - Estimación por MCO  
Variable Dependiente COEFCREDITOSFIX

Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 24//2001:01  
Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
Centered R\*\*2 0,391389 R Bar \*\*2 0,384914  
Uncentered R\*\*2 0,391389 T x R\*\*2 37,573  
Variable Dependiente 0,00000000  
Error Estándar: Variable Dependiente 0,08992284  
Error Estándar 0,07052416  
Suma de los residuos al cuadrado 0,46752374  
Estadístico Durbin-Watson 1,87266600

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV11FIX	-2,70E+00	6,99E-01	-3,86433	0,00011139
2. NV21FIX	5,73E-03	8,70E-04	6,58764	0,00000000

Regresión Lineal - Estimación por MCO  
Variable Dependiente COEFDEPOSITOSFIX

Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 24//2001:01  
Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
Centered R\*\*2 0,495551 R Bar \*\*2 0,490184  
Uncentered R\*\*2 0,495560 T x R\*\*2 47,574  
Variable Dependiente -0,000329942  
Error Estándar: Variable Dependiente 0,077780668  
Error Estándar 0,055536481  
Suma de los residuos al cuadrado 0,289924269  
Estadístico Durbin-Watson 2,863451000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV12FIX	0,000758090	0,000028779	2,63413	0,00843534
2. NV22FIX	-2,630218327	0,280182142	-9,38753	0,00000000

Cuadro N° III. 7: Estimación de la función de comportamiento para los bancos  
comerciales por el método Simplex (Efectos Fijos) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por Simplex  
 Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 24//2001:01  
 Observaciones Usadas 96  
 Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
 Vasalor de la Función 212.74736746

Variable	Coficiente
*****	
1. SIGMA(1,1)	0,199105401
2. SIGMA(2,1)	0,040684379
3. SIGMA(2,2)	0,016393662
4. C11FIX	-0,000268812
5. C21FIX	0,000000567
6. C22FIX	-2,435703894
7. C12FIX	0,000072165

Cuadros N° III. 8 – N° III. 9: Estimaciones de las funciones de comportamiento para  
los bancos comerciales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)  
(Efectos Aleatorios) (1997 – 2001)

Regresión Lineal - Estimación por MCO  
 Variable Dependiente COEFCREDITOSRAN  
 Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To  
 Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
 Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
 Centered R\*\*2 -0,751629 R Bar \*\*2 -0,770263  
 Uncentered R\*\*2 0,114290 T x R\*\*2 10,972  
 Variable Dependiente 0,091877712  
 Error Estándar: Variable Dependiente 0,093409554  
 Error Estándar 0,124282574  
 Suma de los residuos al cuadrado 14,51938868  
 Estadístico Durbin-Watson 0,645137000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
*****				
1. NV11RAN	-3,29E+00	7,75E-01	-4,25217	0,00002117
2. NV21RAN	3,44E-03	1,53E-03	2,25303	0,02425755

Regresión Lineal - Estimación por MCO  
 Variable Dependiente COEFDEPOSITOSRAN  
 Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 24//2001:01  
 Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
 Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
 Centered R\*\*2 0,197546 R Bar \*\*2 0,189009  
 Uncentered R\*\*2 0,480465 T x R\*\*2 46,125  
 Variable Dependiente 0,059831135  
 Error Estándar: Variable Dependiente 0,081503738  
 Error Estándar 0,073398204  
 Suma de los residuos al cuadrado 0,506405855  
 Estadístico Durbin-Watson 1,584863000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV12RAN	0,000086603	0,000055138	1,57066	0,0162628
2. NV22RAN	-3,193080975	0,329407461	-9,69341	0,0000000

Cuadro N° III. 10: Estimación de la función de comportamiento para los bancos comerciales por el método Simplex (Efectos Aleatorios) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por Simplex  
 Panel(5) Data Anual  
 Observaciones Usadas 96  
 Observaciones Totales 120  
 Valor de la Función 212,74736552

Variable	Coficiente
1. SIGMA(1,1)	0,199105417
2. SIGMA(2,1)	0,040684381
3. SIGMA(2,2)	0,016393662
4. R11	-0,000343469
5. R21	0,000000346
6. R22	-3,264288334
7. R12	0,000088195

Cuadro N° III.11: Prueba de Hausman (bancos comerciales)

---

**PRUEBA DE HAUSSMAN**

Chi-Squared(4)= 28,97028

Nivel de Significancia 0,08874303

---

**Funciones de Comportamiento para los mercados de Créditos y Depósitos en los Bancos Universales (BU) (1997-2001):**

Cuadros N° III. 12 – N° III. 13: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos universales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

(pool) (1997 – 2001)

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Variable Dependiente COEFCREDITOS

Panel(5) Data Anual

1//1997:01 To 18 //2001:01

Observaciones Usadas 96

Grados de Libertad 94

Observaciones Totales 120

Excluidos 24

Centered R\*\*2 -10,305512

R Bar \*\*2 -10,427076

Uncentered R\*\*2 0,135103

T x R\*\*2 12,835

Variable Dependiente

0,3774565436

Error Estándar: Variable Dependiente

0,1092154373

Error Estándar

0,3691914159

Suma de los residuos al cuadrado

12,676114045

Estadístico Durbin-Watson

0,2093010000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV11	-7,70E+00	2,92E+01	-0,26372	0,09199589
2. NV21	-3,47E-04	7,47E-05	-4,64945	0,00000333

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Variable Dependiente COEFDEPOSITOS

Panel(5) Data Anual

1//1997:01 To 18 //2001:01

Observaciones Usadas 96

Grados de Libertad 94

Observaciones Totales 120

Excluidos 24

Centered R\*\*2 -0,853220

R Bar \*\*2 -0,873147

Uncentered R\*\*2 0,580216

T x R\*\*2 55,120

Variable Dependiente

0,431593441

Error Estándar: Variable Dependiente

0,234799294

Error Estándar

0,321353238

Suma de los residuos al cuadrado

9,603915039

Estadístico Durbin-Watson

1,148176000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV12	0,000160332	0,000084797	1,89078	0,0586540
2. NV22	-2,989792008	0,423862161	-7,05369	0,0000000

Cuadro N° III.14: Estimación de la función de comportamiento para los bancos universales por el método Simplex (*pool*) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por Simplex  
 Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 18//2001:01  
 Observaciones Usadas 68  
 Observaciones Totales 90 Excluidos 22  
 Valor de la Función 106,78005714

Variable	Coficiente
*****	*****
1. SIGMA(1,1)	0,154000
2. SIGMA(2,1)	0,182200
3. SIGMA(2,2)	0,253600
4. C11	3,28E+01
5. C21	-4,37E-04
6. C22	0,193600
7. C12	1,06E+01

Cuadro N° III.15: Prueba F (bancos universales)

Análisis de la Varianza de la Serie COEFCREDITOS_RES						
Fuente	Suma de los Cuadrados	Grados	Cuadrados	Estadístico F	Probabilidad	
INDIV	0,323450185	21	0,01540239	22,748	0,0054603	
ERROR	0,480726969	71	0,00677080			
TOTAL	10,46849963	96				

Prueba de igualdad de Varianzas de la serie COEFCREDITOS\_RES  
 Chi-Squared(20)= 64.109.039 Nivel de Significancia 0.00000162

Análisis de la Varianza de la Serie COEFDEPOSITOS_RE						
Fuente	Suma de los Cuadrados	Grados	Cuadrados	Estadístico F	Probabilidad	
INDIV	9,6453214635	21	0,459301022	20,7893	0,0072333	
ERROR	43,645046167	75	0,581933949			
TOTAL	53,290367630	96				

Prueba de igualdad de Varianzas de la serie COEFDEPOSITOS\_RE  
 Chi-Squared(20)=257,166305 Nivel de Significancia 0,00000000

Cuadros N° III. 16 – N° III.17: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos universales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Efectos Fijos) (1997 – 2001)

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Variable Dependiente COEFCREDITOSFIX

Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 18 //2001:01  
 Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
 Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
 Centered R\*\*2 0,134913 R Bar \*\*2 0,125710  
 Uncentered R\*\*2 0,135002 T x R\*\*2 12,960  
 Variable Dependiente 0,0008893  
 Error Estándar: Variable Dependiente 0,0883248  
 Error Estándar 0,0825868  
 Suma de los residuos al cuadrado 0,6411342  
 Estadístico Durbin-Watson 1,7265180

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV11FIX	-1,71E+01	7,63E+00	-2,24827	0,02455890
2. NV21FIX	-1,03E-06	2,18E-05	-0,04733	0,06224744

Regresión Lineal - Estimación por MCO

Variable Dependiente COEFDEPOSITOSFIX

Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 18 //2001:01  
 Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
 Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
 Centered R\*\*2 0,298122 R Bar \*\*2 0,290655  
 Uncentered R\*\*2 0,298483 T x R\*\*2 28,654  
 Variable Dependiente 0,003922548  
 Error Estándar: Variable Dependiente 0,173855133  
 Error Estándar 0,146425351  
 Suma de los residuos al cuadrado 20,53960392  
 Estadístico Durbin-Watson 1,998869000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV12FIX	0,000076767	0,000034911	2,19892	0,02788349
2. NV22FIX	-1,172646657	0,283497285	-4,13636	0,00003529

Cuadro N° III.18: Estimación de la función de comportamiento para los bancos universales por el método Simplex (Efectos Fijos) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por Simplex  
 Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 18//2001:01  
 Observaciones Usadas 68  
 Observaciones Totales 90 Excluidos 22  
 Valor de la Función 106,78005714

Variable	Coeficiente
1. SIGMA(1,1)	0,153957
2. SIGMA(2,1)	0,182151
3. SIGMA(2,2)	0,253534
4. C11FIX	-0,001783
5. C21FIX	0,000001
6. C22FIX	-1,336448
7. C12FIX	0,000073

Cuadros N° III. 19 – N° III. 20: Estimaciones de las funciones de comportamiento para los bancos universales por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Efectos Aleatorios) (1997 – 2001)

Regresión Lineal - Estimación por MCO  
 Variable Dependiente COEFCREDITOSRAN  
 Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 18 //2001:01  
 Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
 Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
 Centered R\*\*2 -4,100345 R Bar \*\*2 -4,154604  
 Uncentered R\*\*2 0,073688 T x R\*\*2 7,074  
 Variable Dependiente 0,202083645  
 Error Estándar: Variable Dependiente 0,095698643  
 Error Estándar 0,217271829  
 Suma de los residuos al cuadrado 44,37462485  
 Estadístico Durbin-Watson 0,344700000

Variable	Coeficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV11RAN	-1,25E+01	2,09E+01	-0,59741	0,05502353
2. NV21RAN	-1,84E-04	3,94E-05	-4,65524	0,00000324

Regresión Lineal - Estimación por MCO  
Variable Dependiente COEFDEPOSITOSRAN  
Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 18 //2001:01  
Observaciones Usadas 96 Grados de Libertad 94  
Observaciones Totales 120 Excluidos 24  
Centered R\*\*2 -0,767872 R Bar \*\*2 -0,786679  
Uncentered R\*\*2 0,745136 T x R\*\*2 71,533  
Variable Dependiente 1,142835736  
Error Estándar: Variable Dependiente 0,471510357  
Error Estándar 0,630252455  
Suma de los residuos al cuadrado 37,33850679  
Estadístico Durbin-Watson 0,845381000

Variable	Coficiente	Error Estándar	T-Stat	Signif
1. NV12RAN	0,000317677	0,000094499	3,361690	0,00077466
2. NV22RAN	-3,975183520	0,221775495	-1,792436	0,00000000

Cuadro N° III. 21: Estimación de la función de comportamiento para los bancos universales por el método Simplex (Efectos Aleatorios) (1997 – 2001)

MAXIMIZACIÓN - Estimación por Simplex  
Panel(5) Data Anual 1//1997:01 To 18//2001:01  
Observaciones Usadas 68  
Observaciones Totales 90 Excluidos 22  
Valor de la Función 106,78005714

Variable	Coficiente
1. SIGMA(1,1)	0,153956536
2. SIGMA(2,1)	0,182151016
3. SIGMA(2,2)	0,253534073
4. R11	-0,001240228
5. R21	-0,000000019
6. R22	-4,082583383
7. R12	0,000326267

Cuadro N° III. 22: Prueba de Haussman (bancos universales)

---

PRUEBA DE HAUSSMAN	
Chi-Squared (4)= 4,44E+16	Nivel de Significancia 0,0000000

---