



ARTÍCULOS

## **Estimación y Proyección de la Calidad de la Cartera de Crédito utilizando Variables Macroeconómicas: Un estudio para Venezuela**

Leonardo Vera y Irene Costa

Revista de Economía y Estadística, Cuarta Época, Vol. 45, No. 2 (2007), pp. 29-52.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3839/3679>



La Revista de Economía y Estadística, se edita desde el año 1939. Es una publicación semestral del Instituto de Economía y Finanzas (IEF), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, Av. Valparaíso s/n, Ciudad Universitaria. X5000HRV, Córdoba, Argentina.  
Teléfono: 00 - 54 - 351 - 4437300 interno 253.  
Contacto: [rev\\_eco\\_estad@eco.unc.edu.ar](mailto:rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar)  
Dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

### Cómo citar este documento:

Vera, L. e Costa I. (2007). Estimación y Proyección de la Calidad de la Cartera de Crédito utilizando Variables Macroeconómicas: Un estudio para Venezuela. *Revista de Economía y Estadística*, Cuarta Época, Vol. 45, No. 2 (2007), pp. 29-52.

Disponible en: [<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3839/3679>](http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3839/3679)

El Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba es un espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, es que la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/index>



REVISTAS  
de la Universidad  
Nacional de Córdoba



Universidad  
Nacional  
de Córdoba



FCE  
Facultad de Ciencias  
Económicas



1613 - 2013  
400  
AÑOS



Revista de Economía y Estadística - Vol. XLV - N° 2 - (2007) - pp. 29-52  
Instituto de Economía y Finanzas - Facultad de Ciencias Económicas  
Universidad Nacional de Córdoba - Argentina

## **Estimación y Proyección de la Calidad de la Cartera de Crédito utilizando Variables Macroeconómicas: Un estudio para Venezuela**

**LEONARDO VERA**

Escuela de Economía, Universidad Central de Venezuela.  
leonardo.vera@cantv.net

**IRENE COSTA**

Gerencia de Planificación Estratégica, Banco Mercantil.  
icosta@bancomercantil.com

### **Resumen:**

*Este estudio se propone estimar económicamente el impacto de los componentes sistémicos de ciertos agregados macroeconómicos sobre el grado de morosidad de la cartera de crédito del sistema bancario en Venezuela. Con sustentación en la teoría, las estimaciones usan series trimestrales que van desde el cuarto trimestre de 1992 hasta el cuarto trimestre de 2004, y el modelo estimado ulteriormente se usa para predecir la evolución de corto plazo de calidad de la cartera. Dos versiones dinámicas usando un modelo ADL muestran buenos resultados en términos de los errores de proyección de la variable ajustada dentro de la muestra (in-sample), de los errores que derivan de una proyección ex-post y de la proyección condicionada para los cuatro trimestres de 2005.*

**Palabras Clave:** Calidad de Cartera, Crédito, Provisiones, Sistema Bancario, Venezuela.

**Clasificación JEL:** G21, G28.

**Abstract:**

*This study presents an econometric estimation of the impact of several macroeconomic aggregates on the level of non-performing loans in the Venezuelan banking system. The data set consist of quarterly time series that go from the last quarter of year 1994 to the last quarter of year 2004. Based on relevant economic theory, the estimated model is used to predict the short-run evolution of credit quality. Though the estimation only deals with the systemic components that affects credit quality, two dynamic versions of an ADL model show good results in terms of the errors of an in-sample forecast, and in terms of the errors that derive from an out of sample (or ex-ante) forecast and from a conditional forecast for the four quarters of 2005.*

Key Words: Credit Quality, Credit, Provisions, Banking System, Venezuela

JEL Classification: G21, G28.

## **I. INTRODUCCIÓN**

La calidad de la cartera, y específicamente la morosidad de la cartera de créditos, constituye un aspecto clave para evaluar el desempeño del sector financiero. Una institución que empieza a sufrir un deterioro de su portafolio de créditos puede ver perjudicada su rentabilidad, propinando una ruptura en la rotación de los fondos. Un problema de incumplimiento y rentabilidad puede traducirse en uno de liquidez, y finalmente, en un problema de solvencia si la institución o instituciones empiezan a generar pérdidas sostenidas y déficit de provisiones. Incluso, si el porcentaje de créditos de mala calidad es relativamente alto, la confianza en el sistema puede verse afectada iniciando una corrida bancaria y hasta un gran número de quiebras. Así, con sobradas razones, los indicadores de morosidad de la cartera de créditos han sido interpretados en la literatura económica no sólo como señales y reflejo de incrementos en el riesgo, sino además, de episodios de crisis financieras.

En teoría, una gestión de riesgo crediticio ideal intentaría, en lo posible, anticipar la evolución de la calidad de la cartera, a fin de hacer las reservas justamente necesarias para enfrentar contingencias futuras. Una anticipación, lo más precisa posible, de cambios en la cartera inmovilizada, ayudaría a atenuar la tendencia que en general tienen algunos sistemas financieros de generar las provisiones justo en la fase recesiva del ciclo,

una práctica que termina magnificando las pérdidas y el tamaño del 'shock' sobre el capital.<sup>1</sup>

Curiosamente, la regularidad que parece caracterizar al sistema financiero en Venezuela es que las provisiones se forman *ex-post*, y que incluso, éstas suben varios trimestres después de una mejoría en la calidad de la cartera. Series estadísticas trimestrales para los últimos diez años, indican que la más alta correlación entre el nivel de morosidad de la cartera y el stock de provisiones que se forma como proporción de los préstamos en mora, se da con un rezago de tres trimestres (siendo de -0,74). El signo negativo y el desfase de esta alta correlación indicaría que al mejorar la calidad (menos morosidad en relación a la cartera bruta), las provisiones subirían tres trimestres más tarde. Pruebas de causalidad de Granger entre estas dos variables indican, además, que las provisiones no preceden estadísticamente a la calidad de la cartera, y que por el contrario, la calidad de la cartera sí causa estadísticamente el monto de las provisiones.<sup>2</sup> Todo esto pareciera corroborar la presunción de que las provisiones no se constituyen del todo en una forma *ex-ante* cosa que bien podría ser el resultado de dificultades del sistema para poder anticipar la evolución de la morosidad de la cartera de créditos.<sup>3</sup> En consecuencia, una buena predicción de la evolución de la calidad de la cartera podría constituir un aspecto clave de la gestión de riesgos, lo que ayudaría a convertir pérdidas no esperadas en pérdidas esperadas y construir en una forma ordenada y *ex-ante* las provisiones necesarias.

Los esfuerzos por hacer estimaciones econométricas sobre los determinantes de la calidad de la cartera de créditos son, sin embargo, escasos. Más escasos aún son aquellos esfuerzos destinados a explicar la calidad de la cartera en función de variables macroeconómicas. No obstante, existen buenas razones para pensar que las series estadísticas agregadas y macroeconómicas, por tener efectos sistémicos, pueden contribuir a

<sup>1</sup> En rigor, lo que sería conveniente es poder identificar con antelación cambios en el riesgo de impago, más que la inmovilización (que por definición es una variable proxy *ex-post*).

<sup>2</sup> La prueba F (F=9,549) rechaza la hipótesis nula que dice que la cartera inmovilizada no causa la razón provisiones/cartera inmovilizada. Así mismo, la hipótesis nula que supone que la razón provisiones/cartera inmovilizada no causa cartera inmovilizada, no puede ser rechazada (F=1,896).

<sup>3</sup> En realidad el componente regulatorio en las provisiones podría restar flexibilidad a la gestión de riesgos e impedir que se recojan con precisión las anticipaciones en el riesgo del mercado de crédito. Por otra parte, la política de provisiones pueda estar condicionada por otros objetivos, como la rentabilidad de las instituciones.

explicar y predecir la capacidad de pago de los deudores y el comportamiento de la cartera inmovilizada al interior del sistema.<sup>4</sup>

El objeto de este trabajo es formular una especificación econométrica que permita explicar y proyectar la evolución de la cartera inmovilizada del sistema financiero venezolano, tomando en cuenta un conjunto de variables macroeconómicas. El trabajo se desarrolla en tres breves secciones. En la primera sección, se presenta resumidamente las posibles asociaciones entre la calidad de la cartera y un conjunto de variables macroeconómicas identificadas en la literatura. El propósito ulterior es indagar la utilidad de estas relaciones para el sistema financiero venezolano. En la segunda sección se presenta el análisis de las series estadísticas seleccionadas y la metodología usada para la configuración de los modelos econométricos de estimación y proyección. La metodología de lo “general a lo específico” permite seleccionar unas versiones restringidas de un modelo ADL (Autoregressive Distributed Lag) que utiliza series trimestrales desde el cuarto trimestre de 1992 hasta el cuarto trimestre de 2004. La tercera sección presenta las pruebas de diagnóstico sobre los modelos y ciertos ejercicios de proyección ex-ante y ex-post para lapsos trimestrales del año 2004 y 2005.

## **II. DETERMINANTES MACROECONÓMICOS DE LA MOROSIDAD EN LA CARTERA**

En esta sección presentamos, muy brevemente, algunas de las más importantes variables macroeconómicas que la literatura reciente ha encontrado relevantes para explicar cambios en la calidad de la cartera. Nuestra idea consiste en identificar ciertas “priors” de manera que sea la teoría la que oriente los esfuerzos por llegar a una buena especificación empírica.

### **II.1 Los ciclos expansivos del crédito**

En general la actividad crediticia es pro-cíclica. En una fase de auge del ciclo, una muy rápida expansión del crédito se interpreta a menu-

<sup>4</sup> Naturalmente, hay factores internos o propios a la administración de los bancos, como la gestión de riesgos, la política crediticia, y la eficiencia en la selección de los deudores, que explican la evolución de la morosidad. Estos factores, aunque relevantes, pueden ser mucho más valiosos para explicar la diferencia en la morosidad entre instituciones y, eventualmente al convertirse en sistémicos, para explicar la morosidad crediticia del sistema.

do como la causa de futuros deterioros en la calidad de la cartera. Esta hipótesis que se remonta a los trabajos de Irving Fisher, y que es enfatizada años más tarde por Moore (1956) y Minsky (1982), encuentra cierta confirmación en los trabajos empíricos recientes de Li (2003), Clair (1992), Saurina y Salas (1998) y Solttila y Vihriala (1994). En general, se cree que durante las expansiones los bancos se ven envueltos en una férrea competencia por participación de mercado, lo que a menudo conduce a menores esfuerzos en la evaluación y monitoreo y a un proceso de liquidación de créditos a deudores de cada vez menor calidad. El elevado optimismo, la euforia colectiva y una sobrevaloración de los colaterales crediticios generan un alto apalancamiento empresarial y personal que eleva la exposición de los deudores a los shocks. Con la reversión del ciclo los problemas de flujo de caja de los deudores y la caída en el valor de los colaterales terminan elevando la morosidad de la cartera. Keeton (1999), sin embargo, ha cuestionado este argumento haciendo notar que si el incremento del crédito proviene de incrementos en la demanda (y no de la oferta), entonces los bancos pudieran reaccionar acomodaticiamente acompañando la expansión pero elevando sus estándares o exigencias crediticias. En este caso, un “boom” de crédito no tendría entonces por qué anunciar necesariamente un deterioro en la cartera crediticia. Más aún, si el “boom” de demanda mejora eventualmente la productividad de los factores, un mejor desempeño real se traduciría en las elevadas tasas de repago.

## **II.2 Shocks en el producto interno**

Ocasionalmente es difícil encontrar una relación sistemática entre bonanzas de crédito y vulnerabilidad financiera. En muchos casos, la literatura encuentra que parece ser una constante la presencia de ciclos recesivos previos o simultáneos a la ocurrencia de crisis bancarias. El nivel de préstamos en problemas se supone reacciona pro-cíclicamente con respecto al producto. En primer lugar porque la capacidad de repago puede verse afectada por caídas en el flujo de caja o el ingreso de las unidades deudoras. En segundo término, el valor del colateral es afectado negativamente incidiendo en la recuperación de los préstamos. De esta manera, una caída en el producto señala un incremento en la morosidad y en consecuencia un deterioro en los índices de calidad de cartera. Muñoz (1999), por ejemplo, usa datos de panel para el sistema bancario peruano con información trimestral para el período 1993:1-1998:4 y prueba esta relación contracíclica del PIB contra el indicador de calidad de cartera (créditos en mora como

proporción de la cartera bruta). Fons (1991) demostró en un estudio pionero que las variaciones sobre la tendencia de las tasas futuras de default en el mercado de bonos de la economía norteamericana se encuentran altamente correlacionadas con cambios en el PIB real. Helwege y Kleiman (1997) también señalan la importancia de la evolución del producto en la explicación de los cambios de la tasa esperada de repago de los bonos para los Estados Unidos y esto es confirmado más recientemente en un estudio de Keenan (1999). Por último, Saurina y Salas (1998) hacen un señalamiento más general al observar que “todos los estudios dejan claro que existe una relación negativa entre morosidad (de empresas y familias) y situación económica” (p. 402).

### **II.3 Las tasas de interés activas**

Gran parte de la literatura que indica el carácter endémico de las asimetrías de información en el mercado de crédito señala que, un incremento en colocaciones sin respaldo de garantías, un incremento de los plazos de crédito o una tasa de interés mayor, atraerán a los clientes de mayor riesgo, lo que puede traducirse en incrementos futuros en la morosidad. Por otra parte, un aumento en los intereses del crédito, al igual que un encarecimiento de insumos, encarece la financiación, genera presiones de liquidez y puede crear problemas en las unidades económicas productivas. Hoggart y Pain (2002) encuentran en una estimación de datos agrupados para el Reino Unido una relación positiva entre la tasa de interés real y las provisiones de préstamos.<sup>5</sup> Muñoz (1999) en su estudio para el sistema financiero en Perú también encuentra que variaciones en la tasa de interés real promedio ponderada de los bancos afecta en el mismo sentido la cartera demorada. No obstante, otros estudios destacan la insensibilidad o falta de relación entre las tasas de interés activas reales sobre la calidad de cartera y la atribuyen a la relativa estabilidad de estas tasas (Méndez, Durán y Muñoz, 2001). Saurina y Salas (1998) quienes usan la tasa de interés nominal en lugar de la tasa real en un estudio de panel para las entidades de ahorro en España, encuentran un coeficiente positivo pero poco significativo. Guillén (2002) usa similarmente la tasa de interés nominal en un estudio de datos de panel con efectos fijos para la economía peruana y encuentra resultados significativos y acordes a la teoría.

<sup>5</sup> Aunque la relación entre las provisiones y la morosidad no es necesariamente monotónica.

#### **II.4 Variaciones en el tipo de cambio**

Guillén (2002) apunta que en economías abiertas y expuestas a cierto grado de dolarización, un incremento en el tipo de cambio aumenta la probabilidad de incumplimiento de los deudores. Esta relación bien puede darse por descalce de monedas en las posiciones de las unidades económicas, o por el hecho de que las depreciaciones o ajustes en el tipo de cambio generan, al igual que el ajuste de tasas, encarecimiento de insumos y presiones de liquidez. Méndez, Durán y Muñoz (2001) en su estudio de panel para la economía de Costa Rica encuentran que un aumento en un punto porcentual en la tasa de depreciación del tipo de cambio incrementa la cartera en mora en 0,32 puntos. Muñoz (1999) se inclina por incluir un índice de volatilidad del tipo del cambio para representar el impacto del riesgo cambiario en la calidad de la cartera, pero sus resultados son positivos sólo en estimaciones de la tasa de morosidad de cartera en moneda extranjera.

#### **II.5 Otras variables macroeconómicas**

Existen otras variables macroeconómicas que, aunque menos comunes en los estudios empíricos, también son usadas en las estimaciones de la cartera demorada o de riesgo de crédito. Los precios de los colaterales, por ejemplo, medidos por índices del precio de la tierra (Shimizu y Shiratsuka, 2000) o por índices del precio de la vivienda o del mercado de títulos (Fernández, Martínez y Saurina, 2000), pueden determinar la capacidad de respuesta del deudor frente a contingencias. La relación deuda a capital (Fernández de Lis, Martínez y Saurina, 2000), y la relación deuda / PIB de las familias y empresas (Saurina y Salas, 1998), pueden igualmente advertir una condición de impago. Otros autores han señalado el crecimiento de la emisión monetaria real (Requena, 2001) y la tasa de inflación (Méndez, Durán y Muñoz, 2001) como variables macro relevantes en estimaciones econométricas.

### **III. ANÁLISIS DE LAS SERIES Y ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA**

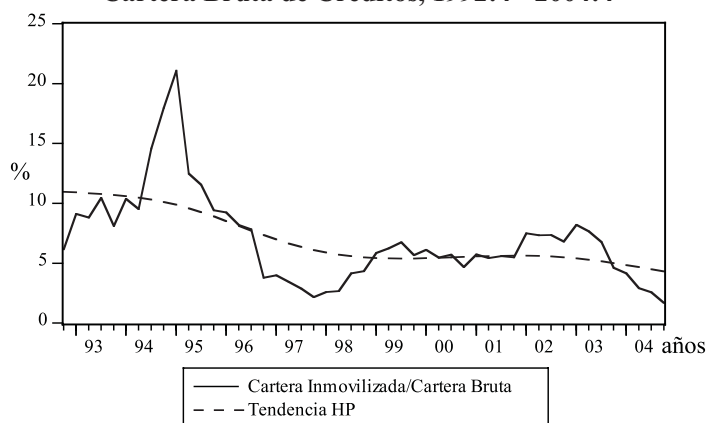
El trabajo de estimación y proyección que presentamos se hace con observaciones trimestrales, comprendidas entre el cuarto trimestre de 1992 y el último trimestre de 2004. Ello significa que, en el mejor de los casos, se contará con 49 observaciones para realizar las estimaciones. El



período de inicio de nuestro estudio está determinado por la fecha a partir de la cual la Superintendencia de Bancos (SUDEBAN) comenzó a reportar las estadísticas trimestrales sobre la cartera de créditos y su estatus.

Hemos definido aquí el indicador de calidad de la cartera de crédito como la suma de los créditos vencidos más los créditos en litigio (créditos inmovilizados) tomados como proporción de la cartera de créditos bruta total. Los datos provienen de los boletines trimestrales de la SUDEBAN. La Figura 1 muestra la evolución de esta variable en los últimos en los 49 trimestres que van desde el cuarto trimestre de 1992 hasta el cuarto trimestre de 2004. Más allá del deterioro muy marcado en la calidad de la cartera durante el período de la crisis financiera de los años 1994-1995, la existencia de una evolución cíclica en la calidad de la cartera parece clara. Tres fases de desmejoramiento son identificables en los periodos 1992:4 - 1995:1, 1998:3 - 2000:3 y 2002:1 - 2003:1. Tres fases de mejoramiento son identificables para los periodos 1995:2 - 1998:2, 2000:4 - 2001:4 y 2003:2 - 2004:4. La aplicación del filtro de Hodrick-Prescott a la serie, indica además, una tendencia decreciente.

**Figura 1**  
**Evolución y Tendencia de la razón. Cartera Inmovilizada /**  
**Cartera Bruta de Créditos, 1992:4 - 2004:4**



Las series trimestrales para el crecimiento nominal y real de la cartera de crédito de los bancos comerciales y universales fueron construidas, tomando como base el trimestre inmediatamente anterior así como el mismo trimestre del año anterior. Así mismo, usamos como medidas del costo del crédito la tasa activa nominal promedio de los seis principales

bancos reportada por el Banco Central de Venezuela (BCV), y la tasa activa real, calculada como el cociente de diferencia entre la tasa nominal trimestral anualizada y la inflación efectiva del año. Alternativamente la tasa de interés real también se calculó en forma ex-post usando la metodología de Hoggarth y Pain (2002).<sup>6</sup> Como medida de actividad económica, hemos usado el Producto Interno Bruto trimestral total y el Producto No Petrolero ambos en términos reales base 1997, y como medida de la tasa de inflación el diferencial logarítmico del IPC base 1997. Igualmente, la depreciación del tipo de cambio se calculó como la diferencia del logaritmo del tipo de cambio nominal al final de cada trimestre.<sup>7</sup> Hay que advertir, no obstante, la posibilidad de que la tasa de interés y la tasa de inflación sean endógenas ante las variaciones cambiarias.

Con el propósito de obtener las mejores predicciones de la cartera inmovilizada como porcentaje de la cartera bruta, intentaremos utilizar una especificación dinámica de las variables macroeconómicas relevantes contra la razón de cartera inmovilizada/cartera de créditos total. A los fines de obtener la mejor especificación dinámica y con el objeto ulterior de proyectar la cartera inmovilizada, decidimos utilizar como base de trabajo un modelo ADL, donde la variable dependiente es explicada por términos auto-regresivos y por el valor contemporáneo y rezagado de las variables independientes. La aplicación de restricciones nos permitirá, siguiendo la “metodología de lo general a lo específico”, reducir el modelo gradualmente. La mejor estimación es utilizada para hacer una proyección condicionada que resulte compatible con el escenario macroeconómico-financiero obtenido a partir de la metodología VAR que elabora Banco Mercantil para ciertas variables macroeconómicas trimestrales.<sup>8</sup>

Hemos avanzado previamente con pruebas de correlación cruzada de cada variable macroeconómica contra el indicador de calidad de cartera y efectuado un análisis de cointegración, para descartar la posibilidad de relaciones espúreas. Para estas últimas pruebas se hace necesario determinar el grado de integración de las variables utilizadas en el modelo.

<sup>6</sup> En este caso la tasa de interés real se calcula ex-post como el promedio anual de  $(1 + \text{base en el mes } i)$  dividido por  $(1 + \text{porcentaje de cambio mensual del IPC en el mes } i + 1)$ .

<sup>7</sup> En los períodos en que ha prevalecido un control de cambio se ha utilizado el tipo de cambio oficial o controlado.

<sup>8</sup> Es importante destacar que la utilización de la metodología de MCO con relación a otras metodologías de series de tiempo podría acarrear un error de proyección superior, ya que para proyectar la variable dependiente es necesario incluir las proyecciones de las variables exógenas que de por sí ya incluyen un error de proyección.

Las pruebas de correlación cruzada nos han ayudado a seleccionar la mejor representación de un conjunto amplio de proxys para cada variable. En el Cuadro 1, se muestran las mejores proxys. La variación del crédito real desestacionalizada (CREREAL), resulta el mejor indicador de crecimiento del crédito; el Producto Interno Bruto global (PIBTOT), es el mejor indicador de actividad económica; la tasa de interés nominal (TA) de los seis principales bancos a fin de período es la mejor representación del costo financiero; el diferencial logarítmico del tipo de cambio a fin de período (DEPRETC) es proxy de la política cambiaria; la variación porcentual del IPC año base 1997 es la mejor proxy de la inflación (INF).

**Cuadro I**  
**Máximo Valor de la Correlación Cruzada con la Calidad de Cartera**

	Variación real de crédito	Producto Interno Total	Tasa de Interés Nominal	Depreciación del Tipo de Cambio	Tasa de Inflación
Coefficiente de Correlación	-0.62	-0.47	0.59	0.28	0.43
Número de Rezagos	0	0	3	3	0

Para testear el grado de integración de las series incluidas en la estimación se realizaron las pruebas de raíces unitarias. Debido a las limitaciones del tamaño de la muestra, debemos interpretar cautelosamente los resultados de las pruebas de raíces unitarias. Por esta razón, se decidió realizar más de una prueba. En total, se realizaron tres pruebas, una de ellas paramétrica, el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Los otros dos tests aplicados se consideran no-paramétricos: el test de Phillips y Perron (PP) y el test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS). Cabe resaltar que en los dos primeros, la hipótesis nula supone que la serie tiene una raíz unitaria, mientras que el KPSS prueba la hipótesis nula de estacionariedad. Todas las pruebas se realizaron al 5% de confianza<sup>9</sup>, utilizando el criterio de Schwarz para el número de rezagos óptimo y comenzando con dos restricciones con la introducción de una constante y una tendencia en la regresión de cada test cuando la inspección visual de la serie así lo requiriese.

En los Cuadros II y III se muestra una síntesis de los resultados de las pruebas de raíces unitarias para aquellas variables que cumplen doblemente con los criterios de ser relevantes en la teoría, y de ser relevantes para

<sup>9</sup> El número de rezagos utilizados en las pruebas se determinó de manera automática de acuerdo al criterio de información de Schwarz.

encontrar una relación de cointegración. Estas fueron respectivamente: la cartera inmovilizada como porcentaje de la cartera de créditos bruta (CI), el PIB total trimestral (PIBTOT), la tasa de interés activa nominal (TA), la tasa de inflación (INF), la depreciación trimestral del tipo de cambio nominal (DEPRETC) y la variación del crédito real (CREREAL). Las pruebas de raíces unitarias con el test ADF y Phillips y Perron sobre estas variables indican que no se puede rechazar la hipótesis nula, lo cual implica que las mismas tienen por lo menos una raíz unitaria. Estos tests con las variables en primeras diferencias rechazaron la hipótesis nula, lo que en consecuencia indica que las variables son no estacionarias. La única excepción fue la depreciación del tipo de cambio, que resultó ser estacionaria, lo cual parece natural si se considera la preferencia de las autoridades monetarias durante el período bajo escrutinio por mantener un régimen de tipo de cambio fijo ajustable. En contraste, la prueba KPSS, cuya hipótesis nula es la estacionariedad de las series, arroja resultados mixtos, con el PIB real, la depreciación y la variación del crédito real resultando estacionarias. Como veremos, esta disimilitud en los resultados de las pruebas no tiene por qué constituir un problema si al final se reporta un vector de cointegración.

**Cuadro II**  
**Prueba de Raíces Unitarias**

al 5% de Confianza						
Variables en Niveles						
Muestra: 1991:1 - 2004:4	Calidad de Cartera	PIB Total	Tasa Activa	Inflación	Depreciación del TC	Variación del Crédito Real
ADF						
Variables Determinísticas	C	Ninguna	C	C	C	C,T
Valor del Test	-2.155	-0.503	-2.247	-2.519	-7.758	-3.449
Valor Crítico al 5%	-2.935	-3.513	-2.922	-2.923	-2.923	-3.508
PP						
Variables Determinísticas	C	Ninguna	C	C	C	C,T
Valor del Test	-1.742	1.183	-2.115	-2.375	-7.758	-1.700
Valor Crítico al 5%	-2.923	-1.947	-2.922	-2.923	-2.923	-3.506
KPSS						
Variables Determinísticas	C, T	C	C	C	C	C,T
Valor del Test	0.371	0.099	0.600	0.540	0.174	0.070
Valor Crítico al 5%	0.463	0.463	0.463	0.463	0.463	0.146

Notas:

El número de rezagos óptimos de las pruebas se determinó con el criterio de Schwarz.

ADF - Dickey-Fuller Aumentado. Hipótesis Nula: la variable tiene una raíz unitaria.

PP - Phillips-Perron. Hipótesis Nula: la variable tiene una raíz unitaria.

KPSS - Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin. Hipótesis Nula: la variable es estacionaria.

Inflación:  $d[\log(\text{IPC})]$

Depreciación:  $d[\log(\text{Tipo de Cambio Nominal})]$

C - Constante

T - Tendencia

**Cuadro III**  
**Prueba de Raíces Unitarias**

al 5% de Confianza					
Variables en Primeras Diferencias					
Muestra: 1991:1 - 2004:4	Calidad de Cartera	PIB Total	Tasa Activa	Inflación	Variación del Crédito Real
<b>ADF</b>					
Valor del Test	-2.918	-6.108	-8.863	-8.229	-3.12
Valor Crítico al 5%	-2.935	-2.928	-2.923	-2.925	-2.925
<b>PP</b>					
Valor del Test	-7.023	-10.598	-8.798	-10.761	-3.318
Valor Crítico al 5%	-2.925	-2.922	-2.923	-2.925	-2.925

Notas:  
 El número de rezagos óptimo de las pruebas se determinó con el criterio de Schwarz.  
 ADF - Dickey-Fuller Aumentado. Hipótesis Nula: la variable tiene una raíz unitaria.  
 PP - Phillips-Perron. Hipótesis Nula: la variable tiene una raíz unitaria.  
 Inflación:  $d[\log(\text{IPC})]$

A partir de los resultados obtenidos en las pruebas de raíces unitarias y dada la discrepancia entre los mismos, preferimos ser cautelosos y verificar en más de una manera si existe una relación de largo plazo entre la cartera inmovilizada, el PIB total, la tasa activa, la inflación, la depreciación, y la variación porcentual de la cartera. Siguiendo los resultados de las pruebas ADF y PP, la prueba más indicada sería el test de cointegración de Engle y Granger (1987), donde se prueba si los residuos de la ecuación estimada por MCO son estacionarios. En este caso, aplicamos la prueba ADF a los residuos de la ecuación, resultando estacionarios, como se desprende del cuadro IV. Esto implica que las variables cointegran y que la regresión no adolecería de los problemas que generan las relaciones espúreas.

**Cuadro IV**  
**Prueba de Raíz Unitaria sobre los Residuos**

Variable	Test ADF	Probabilidad	Valores Críticos	
$\epsilon_t$	-3.6611	0.0081	al 1%	-3.5811
			al 5%	-2.9266
			al 10%	-2.6014

\* Valores Críticos de MacKinnon para el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria

Aplicando la metodología de Johansen (1988) los resultados son igualmente satisfactorios. A partir del criterio de Schwarz, se adoptó un reza-

go en el vector autoregresivo de las variables y no se incluyó tendencia determinística alguna. La prueba del estadístico de traza así como la prueba del autovalor máximo reportan la existencia de sólo un vector de cointegración entre las variables. Los resultados pueden verse en el Cuadro V.

**Cuadro V**  
**Prueba de Cointegración de Johansen**

Observaciones: 47 después de ajuste				
Supuesto de Tendencia: Sin tendencia determinística				
Series: CI, PIBTOT, TA, INF, CREREAL, DEPRETC				
Número de Ecuaciones de Cointegración	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico (0.05)	Prob.**
Ninguna*	0.5819	92.7423	83.9371	0.0099
Al menos 1	0.3739	51.7484	60.0614	0.2063
Al menos 2	0.3033	23.7352	40.1749	0.3684
Al menos 3	0.1679	12.7457	24.2759	0.6432
Al menos 4	0.0828	4.1027	12.3209	0.696
Al menos 5	0.0008	0.0385	4.1299	0.8723

\* Denota Rechazo de la Hipótesis Nula

\*\* Valores de MacKinnon-Haug (1999)

Con el propósito de estimar la razón de inmovilización de cartera hemos procedido con la especificación de un modelo ADL en las variables macroeconómicas antes evaluadas. Un modelo ADL corresponde a un modelo dinámico autoregresivo con rezagos distribuidos. Formalmente viene representado como

$A(L)y_t = m + B(L)x_t + \varepsilon_t$ , donde  $L$  representa el operador de rezago tal que  $Ly_t = y_{t-1}$

En esta expresión se cumple que:

$$A(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \alpha_j L^j ; B(L) = \sum_{j=0}^q \beta_j L^j \text{ y } \varepsilon_t \approx \text{nid}(0, \sigma^2)$$

Se supone que el proceso  $x_t$  es exógeno e independiente del proceso  $e_t$ . En el caso que nos toca, el modelo ADL(3,3) viene representado por la siguiente especificación:

$$y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \beta_3 x_{t-3} + \varepsilon_t \quad (1)$$

que en forma compacta puede expresarse como:

$$y_t = m + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde los valores rezagados de la variable dependiente  $y$ , como los valores contemporáneos y rezagados de las variables independientes  $x$ , explican la trayectoria misma de  $y$ .

En la especificación del modelo dinámico y en consideración del número de observaciones y la gran cantidad de variables explicativas decidimos comenzar con un modelo ADL(3,3) cuyas variables exógenas son el PIB total, la tasa de interés activa, la tasa de inflación, la depreciación del tipo de cambio y la variación porcentual de la cartera de crédito real. Adicionalmente, valores muy elevados en los residuos de la estimación en los dos últimos trimestres de 1994 y en el primer trimestre de 1995 (justo los meses críticos de la crisis financiera), nos condujeron a incorporar una variable dicotómica con valor de la unidad para esos trimestres y cero para el resto. Otra variable dicotómica da cuenta del período 2003:1 a 2004:4 que corresponde al control administrado de divisas. Se esperaba que el control cambiario afecte la trayectoria de la calidad de la cartera en la medida que exista una relación estrecha entre crecimiento de la liquidez y la rentabilidad del sistema, y entre la rentabilidad y la política de castigos de la banca. La incorporación de las variables dicotómicas mejora sensiblemente la bondad del ajuste.

La estimación ADL(3,3), que se muestra en el Cuadro VI, es sometida a un proceso de marginalización donde el criterio preponderante para seleccionar un modelo parsimonioso y congruente consiste en eliminar las variables no significativas, y sólo en el caso de la variable PIBTOT se apeló a un criterio distinto que consistió en conservar regresores cuyos signos fueran consistentes con la teoría. En casos de ambigüedad en la selección variables los criterios de información de Akaike y Schwarz han sido utilizados para la selección del modelo. Terminamos seleccionando dos especificaciones que son ulteriormente utilizadas para proyectar la cartera inmovilizada.

**Cuadro VI**  
**Modelo ADL (3,3) No Restringido**

Variable	Coefficiente	Estadístico-t	Prob.
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios			
Muestra (ajustada): 1993:3 - 2004:4			
Observaciones: 46 después de ajustes			
Variable Dependiente: CI			
C	-0.0462	-0.0054	0.9957
CI(-1)	0.3181	3.1570	0.0050
CI(-2)	0.2827	2.3752	0.0277
CI(-3)	-0.0570	-0.5688	0.5758
PIBTOT	-4.4E-07	-1.2875	0.2126
PIBTOT(-1)	-2.2E-08	-0.0651	0.9487
PIBTOT(-2)	6.9E-08	0.2093	0.8363
PIBTOT(-3)	5.9E-07	1.6366	0.1173
CREREALVAR4	-0.0069	-0.3847	0.7045
CREREALVAR4(-1)	-0.0156	-0.5958	0.5580
CREREALVAR4(-2)	0.0184	0.7025	0.4904
CREREALVAR4(-3)	-0.0243	-1.2025	0.2432
TA	0.0300	1.7884	0.0889
TA(-1)	0.0021	0.1256	0.9012
TA(-2)	0.0107	0.6029	0.5533
TA(-3)	-0.0011	-0.0621	0.9511
DEPRETC	-0.0007	-0.0479	0.9622
DEPRETC(-1)	-0.0229	-1.5040	0.1482
DEPRETC(-2)	-0.0178	-1.2229	0.2356
DEPRETC(-3)	0.0289	2.1163	0.0471
INF	0.0371	0.5195	0.6091
INF(-1)	0.0148	0.2033	0.8409
INF(-2)	-0.0211	-0.3001	0.7671
INF(-3)	-0.1135	-2.0395	0.0548
DUM1	7.2871	9.4986	0.0000
DUM2	0.4402	0.6645	0.5139
R-cuadrado		0.9823	
R-cuadrado justado		0.9603	
Error estandar de regresión		0.7842	
Suma de residuos cuadrado		12.3001	
Estadístico Durbin-Watson		2.6233	
Criterio de Inf. de Akaike		2.6492	
Criterio de Inf. de Schwarz		3.6828	
Estadístico F		44.6180	
Prob(Estadístico F)		0.0000	

El Cuadro VII muestra las dos especificaciones finales seleccionadas ADL1 y ADL2. La única diferencia entre éstas es la incorporación o no de la variable dicotómica, DUM2, que da cuenta de los efectos del control



de cambios para el período 2003:1 - 2004:4. Como puede apreciarse, en ambas especificaciones la prueba F de significación conjunta arroja resultados bastante mejores al obtenido en el modelo no restringido. El Cuadro VII indica igualmente, que la calidad de cartera se explica a sí misma por los valores rezagados de los trimestres anteriores 1 y 2. Por su parte, la tasa de inflación genera efectos sobre la cartera inmovilizada después dos trimestres y el diferencial logarítmico del tipo de cambio aparece con tres rezagos trimestrales. Sólo la tasa de interés y el PIB total de la economía, muestran una relación contemporánea significativa en la especificación. En lo que toca a la variación del crédito real, no se encontró ninguna especificación donde esta variable fuera significativa, y en todas las variantes apareció con signo negativo.<sup>10</sup> Su exclusión del modelo mejora considerablemente la estimación. En general, la especificación final indica que bajas en la tasa de interés o en el tipo de cambio mejoran la calidad de la cartera. Efectos similares tendría una elevación en el nivel de producto interno bruto. No obstante, llama la atención que así como un incremento en la tasa de interés nominal incrementa la cartera inmovilizada, la tasa de inflación se asocia negativamente. Es muy probable, como sugiere Cuthbertson (1985), que al tomar estas variables separadamente estemos implícitamente incluyendo los efectos de la tasa de interés real. Si ese es el caso, el signo negativo de la tasa de inflación estaría recogiendo el efecto positivo que tiene sobre los deudores un menor costo real del dinero. Respecto a las variables dicotómicas, la que corresponde al período de control de cambio y aquella que recoge los efectos de la crisis financiera son significativas.

La Figura 2 presenta la comparación entre los valores efectivos de la cartera inmovilizada y los valores ajustados de las ecuaciones al interior de la muestra (in-sample). Como uno esperaría, el valor relativamente bajo del error estándar de las ecuaciones, (0.70) y (0.77), coincide con un excelente rastreo de los valores efectivos y de los puntos decisivos de giro (turning points). El mejor ajuste del valor de la calidad de cartera hacia los últimos trimestres de la serie en el modelo ADL1 es notable. No obstante, como veremos más adelante, a los efectos del ejercicio de proyección la presencia de la variable DUM2 podría sesgar

<sup>10</sup> La correlación contemporánea y con rezagos del crecimiento real del crédito con la razón cartera inmovilizada/cartera de créditos bruta es negativa y tiende a ser alta cuando el crecimiento del crédito es rezagado. Eventualmente la asociación diría entonces que un “boom” de crédito precede mejoramientos en la calidad de la cartera, y esto eventualmente contradice la visión fisheriana sobre las fuentes de los procesos de inestabilidad financiera.

demasiado la tendencia a la baja que ha exhibido la cartera inmovilizada en los últimos tiempos.

### Cuadro VII Modelo ADLI y ADL2 Restringidos y Pruebas de Diagnóstico

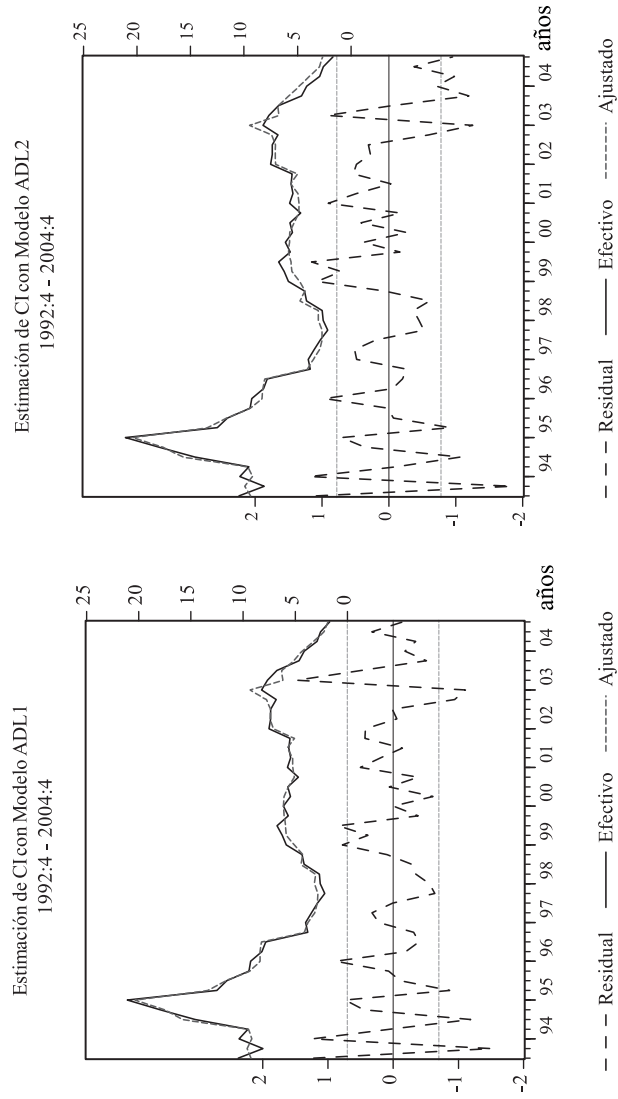
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios						
Muestra(ajustada): 1993:3 2004:4						
Observaciones: 46 después de ajustes						
Variable Dependiente: CI						
Variable	ADL1			ADL2		
	Coficiente	Estadístico-t	Prob.	Coficiente	Estadístico-t	Prob.
C	10.3521	2.2132	0.0000	7.3507	3.3243	0.0020
CI(-1)	0.3847	0.0636	0.0000	0.4009	5.7015	0.0000
CI(-2)	0.2550	0.0601	0.0001	0.2490	3.7371	0.0006
PIBTOT	-8.5E-07	1.9000	0.0001	-6.3E-07	-3.0525	0.0041
TA	0.0341	0.0085	0.0003	0.0464	5.5338	0.0000
DEPRETC(-3)	0.0361	0.0093	0.0004	0.0350	3.3907	0.0016
INF(-3)	-0.1517	0.0269	0.0000	-0.1377	-4.6852	0.0000
DUM1	7.0051	0.5268	0.0000	7.0836	12.1369	0.0000
DUM2	1.0473	0.3354	0.0035			
R-cuadrado		0.9739			0.9669	
R-cuadrado justado		0.9682			0.9609	
Error estandar de regresión		0.7022			0.7788	
Suma de residuos cuadrado		18.2439			23.0506	
Estadístico Durbin-Watson		2.3090			-49.3793	
Estadístico Jarque-Bera		0.0268			1.9623	
Criterio de Inf. de Akaike		2.3044			1.0818	
Criterio de Inf. de Schwarz		2.6622			2.4947	
Estadístico F		172.4034			2.8127	
Prob(Estadístico F)		0.0000			159.0287	
		Test F	Prob.	Test F	Prob.	
Prueba LM B-G (orden 1) <sup>1</sup>		1.8093	0.1870	0.0344	0.8536	
Prueba LM G-B (orden 2) <sup>1</sup>		2.2317	0.1224	0.0612	0.9407	
Prueba LM G-B (orden 3) <sup>1</sup>		1.6712	0.1915	0.2767	0.8417	
Prueba ARCH(1) <sup>2</sup>		9.1157	0.0043	2.0881	0.1556	
Prueba ARCH(2) <sup>2</sup>		3.0273	0.0594	0.5868	0.5607	
Prueba ARCH(3) <sup>2</sup>		0.6099	0.6126	0.7651	0.5205	
Prueba de Ramsey (2da Potencia) <sup>3</sup>		3.7073	0.0346	4.7905	0.0143	
Prueba de Ramsey (2da y 3era Potencia) <sup>3</sup>		2.6426	0.0650	3.1097	0.0386	

<sup>1</sup>/Ho: No hay correlación serial en los residuos

<sup>2</sup>/Ho: No heterocedasticidad de orden q

<sup>3</sup>/Ho: No hay error de especificación

Figura 2



#### IV. PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO Y PROYECCIÓN

En vista de la importancia de contar con estimaciones estadísticamente adecuadas, los modelos seleccionados fueron sometidos intensamente a las pruebas de diagnóstico básicas en relación a la bondad del ajuste y con respecto al comportamiento de los residuos. El análisis de los resultados revela que la bondad del ajuste es bastante elevada ( $r^2 = 0.97$ ). Por otra parte, las pruebas de correlación de Breusch-Godfrey indican sin ambigüedad que no existe correlación serial en los residuos. Asimismo, no parece haber pérdida de eficiencia en el modelo por la presencia de heterocedasticidad condicionada autoregresiva tal como lo indica el test ARCH LM. No obstante, la prueba de Ramsey que evalúa errores de especificación en el modelo no es concluyente en el modelo ADL1 y no da resultados satisfactorios con el modelo ADL2. Esto indicaría la existencia de errores de especificación y estos eventualmente podrían estar sesgando y haciendo inconsistente al estimador de mínimos cuadrados. El test de normalidad de Jarque-Bera indica que los residuos son normales en el caso del modelo ADL1 más no así en el caso del modelo ADL2.<sup>11</sup>

Aun cuando el valor de la estimación pudiera estar fuertemente condicionado por los problemas que hemos comentado en la especificación, esta puede aún ser valiosa si el aporte predictivo de los modelos es bueno. En nuestro objetivo de evaluar el poder predictivo de estos modelos, consideramos los errores de proyección de la variable ajustada por los modelos dentro de la muestra (in-sample), así como los errores que derivan de una proyección ex-post. Esto último supone acortar la muestra, proyectar la variable calidad de cartera y contrastar los valores proyectados contra los valores ya conocidos de la variable dependiente. A modo comparativo, se contrastó además la capacidad predictiva de los modelos ADL reducidos, con relación a un modelo alternativo –un modelo autoregresivo de primer orden–. Al respecto Matheson (2006) señala que “es lugar común comparar el desempeño predictivo contra alguna referencia parsimoniosa, típicamente autoregresiva univariada o un paseo aleatorio” (p. 7). Nosotros además de la constante y el indicador de calidad de cartera

<sup>11</sup> La prueba de Breusch-Godfrey aplicando el test del multiplicador de Lagrange no rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación serial en los residuos, incluso de tercer orden. La prueba ARCH LM no rechaza la hipótesis nula que indica no presencia de heterocedasticidad condicionada en los residuos. El test de Ramsey a la segunda potencia en los valores ajustados y a la tercera potencia rechaza la hipótesis nula de errores de especificación. Por su parte el valor del Jarque-Bera fue de 0.026 lo que no permite rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuos.

rezagado un periodo, también incorporamos la variable dicotómica en el modelo AR(1). La especificación y los parámetros estimados del modelo autoregresivo y los valores de los estadísticos-t resultaron:

$$CI = \alpha_0 + \alpha_1 CI_{t-1} + \alpha_2 Dum1 + v_t$$

$$CI = 1.779 + 0.677 CI_{t-1} + 6.593 Dum1 + v_t$$

(3.939)    (11.173)    (6.999)

En el Cuadro VIII se muestra el resumen de los errores de proyección de los tres modelos. En términos generales, los modelos ADL mostraron un mejor poder predictivo que el modelo autoregresivo; y la mayoría de los indicadores estadísticos de proyección resultaron superiores. Si se considera, por ejemplo, el ajuste dentro de la muestra (in-sample), el modelo ADL1 mostró un Error Cuadrático Medio (ECM) de 0.56 y un coeficiente de Theil de 0.035, frente a un ECM de 2.17 y un coeficiente Theil de 0.14 del modelo autoregresivo de primer orden. Para comparar los errores de proyección fuera de la muestra en forma ex-post, se recortó la muestra en dos trimestres y se proyectó la cartera inmovilizada por los dos últimos trimestres de 2004 en ambos modelos. El modelo autoregresivo arrojó un ECM de 2.24, superior al modelo ADL1 cuyo ECM fue de 0.26. Resultados similares reportan el Error Relativo Medio y el índice de Theil.

**Cuadro VIII**  
**Comparación de la Capacidad Predictiva de los Modelos**

	ECM			ERM			Theil		
	ADL1	ADL2	Auto-regresivo	ADL1	ADL2	Auto-regresivo	ADL1	ADL2	Auto-regresivo
Dentro de la Muestra (In-sample)	0.56	0.87	2.17	7.86	15.46	37.46	0.035	0.055	0.140
Recorte de la Muestra (proyección ex-post: dos últimos trimestres de 2004)	0.26	0.94	2.24	8.34	50.35	110.75	0.064	0.197	0.388

ECM: Error Cuadrático Medio

ERM: Error Relativo Medio

Hacer predicción del valor futuro de la cartera inmovilizada en los modelos ADL supone comúnmente una proyección ex-ante condicionada. En otras palabras, la proyección de la variable dependiente supone no conocimiento previo del futuro pero utiliza proyecciones ya dadas de las variables independientes del modelo. La proyección hecha para ambos

modelos ADL corresponde para los cuatro trimestres del año 2005. Los supuestos o valores proyectados de las variables independientes utilizados para realizar la proyección se presentan en el Cuadro IX. Nótese que los valores condicionados para los tres primeros trimestres de 2005 de las variables depreciación del tipo de cambio y tasa de inflación, son los valores efectivos de estas variables para tres trimestres atrás, por lo que el único valor proyectado es el asociado al cuarto trimestre de 2005. El modelo captura la incidencia del ajuste cambiario de marzo de este año con el rezago indicado. En lo que toca a la tasa de interés y el producto de la economía, los valores para todos los trimestres de 2005 son estimados.

**Cuadro IX**  
**Variables Exógenas**

	PIBTOT	TA	INF(-3)	DEPRETC(-3)	Dum1	Dum2
I 2005	10,618,482	15.89	4.3179	0.0000	0	1
II 2005	10,806,544	15.67	3.2165	0.0000	0	1
III 2005	11,261,346	15.83	3.8586	0.0000	0	1
IV 2006	11,767,262	15.82	4.2170	11.3143	0	1

PIBTOT = PIB Total en millones de Bs. a precios de 1984

TA = Tasa Activa (%)

INF =  $d[\log(\text{IPC})]$

DEPRETC =  $d[\log(\text{Tipo de Cambio Nominal})]$

CI = (Créditos Vencidos+En Litigio) / Cartera de Créditos Bruta (%)

Las proyecciones resultantes se muestran en el Cuadro X.<sup>12</sup> Dos aspectos destacan de las proyecciones de ambos modelos. Por una parte, en ambos modelos la calidad de la cartera mejora ininterrumpidamente a lo largo del año 2005. No obstante, en el modelo ADL2 la calidad de la cartera se deteriora en el primer trimestre de 2005, para luego caer muy gradualmente hasta llegar en el último trimestre de 2005 a un nivel todavía superior al ya reportado en el cuarto trimestre de 2004. Con el modelo ADL1 la calidad mejora en forma más abrupta, para llegar a niveles no conocidos. Evidentemente el peso de la variable DUM2 genera este sesgo muy marcado de CI hacia la baja. Un promedio de ambas proyecciones parecería ser también un criterio bastante razonable y se muestra igualmente en el cuadro X.

<sup>12</sup> Los valores son tomados de las proyecciones globales trimestrales que hace para la economía venezolana la Gerencia de Investigación Económica de Banco Mercantil.

**Cuadro 10**  
**Calidad de la Cartera (CI)**

	Observada	Proyectada con ADL1	Proyectada con ADL2	Promedio
I 2004	4.15			
II 2004	2.92			
III 2004	2.58			
IV 2004	1.70			
I 2005		1.50	2.16	1.83
II 2005		1.20	2.15	1.67
III 2005		0.55	1.91	1.23
IV 2005		0.15	1.83	0.99

CI = (Créditos Vencidos+En Litigio) / Cartera de  
Créditos Bruta (%)

## V. CONCLUSIONES

Nuestro estudio demuestra la utilidad que pueden tener los agregados macroeconómicos para estimar y predecir la calidad de cartera de créditos de los bancos en Venezuela. Un enfoque que pone su acento en la incidencia pura de las variables macroeconómicas puede ser limitado, pero es digno notar que el buen desempeño de los contrastes empíricos revela que el componente sistémico del riesgo sobre la capacidad de pago de los deudores puede ser de enorme importancia en Venezuela. Tan importante como esto es que la factibilidad de proyectar la calidad de la cartera, en la medida que facilita la constitución ex-ante de las provisiones, constituye un beneficio para la gestión bancaria así como para los reguladores.

Independientemente de la calidad de la estimación, el poder predictivo de este tipo de modelos dinámicos sobre el comportamiento futuro de la cartera inmovilizada, y el alcance de su contribución para mejorar la gestión de riesgos del sistema, puede ser limitado. El modelo, por ejemplo, no captura plenamente el impacto que la gestión de riesgos pudiera tener sobre la calidad de la cartera. Siendo un modelo agregado para el sistema bancario de Venezuela, no es muy claro si la gestión de riesgos tiene un alcance sistémico como para ser considerada en este tipo de modelos. No menos importante resulta el hecho de que el sistema bancario en Venezuela está siendo sometido a nuevos cambios regulatorios en torno a la asignación sectorial del crédito que eventualmente pueden afectar la calidad del crédito. Esto podría condicionar el resultado de las proyecciones en un futuro, pero resulta difícil predecir la magnitud de estos efectos, su horizonte temporal, y si estos pueden o no ser compensados por los beneficios esperados del clima macroeconómico.

## VI. BIBLIOGRAFÍA

- Clair, R. (1992). "Loan Growth and Loan Quality: some preliminary evidence from Texas Banks", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, Third Quarter, pp. 9-22.
- Cuthbertson, K. (1985). "Sterling Bank Lending to UK Industrial and Commercial Companies", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 47(2), pp. 91-118.
- Fernández de Lis, S.; Martínez, J. y J. Saurina (2000). "Crédito Bancario, Morosidad y Dotación de Provisiones para Insolvencias en España", Banco de España, Boletín Económico, Noviembre.
- Fons, J. (1991). An approach to Forecasting Default Rates, A Moody's Special Report, August, New York.
- Guillén, J. (2002). "Morosidad Crediticia y Tamaño: Un análisis de la crisis bancaria peruana", Banco Central de Reserva del Perú, mimeo.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254
- Helwege, J. y Kleiman, P. (1997). "Understanding Aggregate Default Rates of High Yield Bonds", *The Journal of Fixed Income*, Vol. 7, Nº1, pp. 55-61.
- Hoggart, G. y Pain, D. (2002). "Bank Provisioning: the UK experience", *Financial Stability Review*, June, pp. 116-126.
- Keenan, S. (1999). Predicting Default Rates: A forecasting model for Moody's Issuer-Based Default Rates, Moody's Investor Service, Special Comment, August, New York.
- Keeton, W. (1999). "Does Faster Loan Growth lead to Higher Loan Losses?", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Second Quarter, pp. 57-75.
- Li, Y. (2003). "The Asian Financial Crisis and Non-performing Loans: Evidence from Commercial Banks in Taiwan", *International Journal of Management*, 20 (1), pp. 69-74.
- Matheson, T. (2006). Phillips Curve Forecasting in a Small Open Economy, Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper, DP2006/01.
- Méndez, O.; Durán, R. y E. Muñoz (2001). Sensibilidad de la Razón de la Morosidad y Liquidez del Sistema Bancario Nacional ante Cambios



en el Entorno: Un enfoque utilizando datos de panel, Banco Central de Costa Rica, Documento de Investigación, DIE/01-2001-DI/R.

Minsky, H. (1982). *Can it happen again? Essays on Stability and Finance*, M.E. Sharpe Inc., Armonk, NY.

Muñoz, J. (1999). Calidad de Cartera del Sistema Bancario Peruano y el Ciclo Económico: Una aproximación econométrica para el caso peruano. Estudios Económicos, Banco Central de la Reserva del Perú, mimeo

Moore, G. (1956). "The Quality of Credit in Booms and Depressions", *Journal of Finance*, 11(2), pp. 288-300.

Requena, J. (2001). Información Asimétrica y Mercado de Crédito, Banco Central de Bolivia, mimeo.

Saurina, J y Salas, J. (1998). "Determinantes de la Morosidad de las Cajas de Ahorro Españolas", *Investigaciones Económicas*, 22(3), pp. 393-426.

Shimizi, T. and Shiratsuka, S. (2000). The Credit Risk of Japanese Banks during the Bubble Period: A pilot study of macro stress simulations, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Discussion Paper N° 2000-E-31.

Soltila, H. y Vihriala (1994). Finish Bank's Problems Assets: Result of unfortunate asset structure or too rapid growth?, Bank of Finland Discussion Papers. N° 23.