



REPORTE DE ESTABILIDAD FINANCIERA

Septiembre de 2008

Un análisis de cointegración para el riesgo de crédito

Javier Gutiérrez Rueda
Diego M. Vásquez E.

Un Análisis de Cointegración para el Riesgo de Crédito^{*}

Javier Gutiérrez Rueda^{**} Diego M. Vásquez E.^{***}

Resumen

Es común en la literatura considerar el riesgo de crédito como una de las principales fuentes de inestabilidad del sistema financiero. Con el fin de evaluar la sensibilidad del riesgo de crédito ante cambios en algunas variables macroeconómicas y sus posibles efectos sobre la rentabilidad de los intermediarios del sistema, se realizan pruebas de stress por medio de *multiplier analysis*. Los resultados sugieren que los establecimientos de crédito son significativamente vulnerables ante cambios en la actividad económica y en la tasa de desempleo; y en menor medida ante cambios en la tasa de interés. Sin embargo, bajo escenarios extremos y poco probables, la reducción en la rentabilidad del sistema no supera el nivel de liquidación establecido por la regulación.

Keywords: Riesgo de crédito, pruebas de *stress*.

JEL Classification: G32.

^{*} Las opiniones contenidas en este documento son exclusivas de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta directiva. Los autores son responsables de los errores que persistan.

^{**} Profesional en Estabilidad Financiera, Departamento de Estabilidad Financiera, Banco de la República de Colombia. e-mail: jgutieru@banrep.gov.co

^{***} Profesional experto de la Unidad de Econometría, Banco de la República de Colombia. e-mail: dvasques@banrep.gov.co

Introducción

Es común en la literatura considerar el riesgo de crédito como una de las principales fuentes de inestabilidad del sistema financiero y de pérdidas potenciales: la continua evaluación de sus niveles resulta de vital importancia para de prever vulnerabilidades del sistema.

Existen diversas formas para cuantificar dicho riesgo, entre las cuales se encuentran las pruebas de *stress*. El uso de estas pruebas permite evaluar los efectos que puede tener un entorno macroeconómico adverso sobre el sistema financiero (Hoggarth *et al.* (2005)) y de esta manera evaluar las posibles vulnerabilidades de las entidades que conforman el sistema.

Algunas de las metodologías utilizadas para medir la sensibilidad del riesgo de crédito, son las pruebas de *stress* individuales sugeridas por el FMI. Este tipo de pruebas ha tenido diversas críticas, debido a que evalúan el impacto del cambio, exclusivamente, de una de las variables explicativas y no permite la interacción de un escenario en el cual se presentan cambios de manera simultánea.

Algunos trabajos recientes procuran corregir las debilidades de los modelos mencionados anteriormente. Entre ellos se encuentra el trabajo de Hoggarth *et al.* (2005), el cual emplea funciones Impulso Respuesta de un modelo VAR¹ para evaluar el impacto de distintos escenarios macroeconómicos sobre el indicador de mora de los bancos en el Reino Unido. Según los autores, los resultados indican que existe una relación negativa, significativa y duradera entre cambios en el crecimiento del producto y el índice de mora; sin embargo, si el cambio se presenta en el índice de mora dicha relación no se mantiene. Respecto a cambio en la tasa de inflación y en la tasa de interés, se observa que los cambios en estas variables tienen un impacto negativo sobre el indicador, que no resulta significativamente duradero.

Trabajos como el de Amaya (2005) estiman la relación de largo plazo entre el producto, las tasas de interés, los precios de la vivienda nueva y los indicadores de mora de las carteras hipotecarias y de consumo. Adicionalmente, realiza estimaciones panel el efecto que existe de cambios en las variables macroeconómicas sobre los indicadores de rentabilidad y los índices de mora de la cartera comercial. Los resultados señalan que los indicadores de mora son significativamente sensibles ante cambios en la actividad económica y las tasas de interés, y que ante cambios adversos en estas variables 12 instituciones presentan una solvencia inferior a la exigida por la regulación².

¹ *Vector Autoregressive Models*

²En el caso colombiano, la regulación exige que la solvencia de las instituciones financieras sea igual o superior al 9 %

De manera similar, Alves (2004) estima un modelo VEC uniecuacional para determinar la relación que existe entre algunas variables macroeconómicas y la probabilidad de incumplimiento esperado (EDF) de los sectores corporativos en la Unión Europea³. Los resultados del ejercicio señalan que las variables macroeconómicas juegan un papel importante en la determinación de los valores de estado estacionario de la EDF de cada sector y contribuyen a determinar el perfil de riesgo de estos.

Por su parte, Wong *et al.* (2005) desarrollan un marco de pruebas de *stress* para el portafolio de créditos de los bancos de Hong Kong. Se estima la probabilidad de incumplimiento, por medio de modelos de regresión múltiple, y la exposición de riesgo de cada banco al ambiente macroeconómico. El análisis de los resultados muestran que existe una relación significativa entre las tasas de incumplimiento y los factores macroeconómicos, entre los cuales se encuentran el PIB real de Hong Kong, las tasas de interés, el precio de la vivienda y el PIB real de la China continental.

Este documento tiene por objetivo estimar la relación de largo plazo y los efectos de cambios en la actividad económica, en las tasas de interés, en los precios de la vivienda nueva y en la tasa de desempleo sobre los índices de mora de las carteras (comercial, consumo e hipotecaria). Con este fin se emplea el análisis de cointegración y *multiplier analysis* siguiendo las metodologías propuestas por Johansen (1988) y Lütkepohl (2005).

El documento está organizado de la siguiente manera. En la primera sección se realiza una breve descripción sobre las variables utilizadas. En la segunda sección se presenta la metodología para la estimación de los modelos y las pruebas de diagnóstico. En la tercera sección se describe la metodología de pronóstico de los índices de mora y en la cuarta se presentan los escenarios bajo los cuales se realizan dichos pronósticos. En la quinta sección se presentan los resultados de los modelos bajo cada uno de los escenarios descritos y se concluye con algunos comentarios finales.

1. Los datos

Los datos que se utilizan en este documento se obtienen de cuatro fuentes: la Superintendencia Financiera de Colombia, el Departamento Nacional de Estadística (DANE), el Departamento Nacional de Planeación (DNP) y *Bloomberg*, para el periodo comprendido entre enero de 1997 y diciembre de 2007.

A partir de los balances generales y estados de resultados se obtiene la cartera bruta y vencida por modalidades, las provisiones, las utilidades y los activos de los intermediarios financieros. Los indicadores de actividad económica incluidos son el PIB y la demanda

³La estimación de esta probabilidad es realizada bajo la metodología sugerida por KMV.

interna bruta real con base 1994⁴. Los indicadores de precios son la tasa de interés DTF real y el Índice de Precios de la Vivienda Nueva con base 1994. Adicionalmente, se usa la tasa de desempleo para cuantificar su efecto sobre los índices de mora.

Las estimaciones se realizan con datos mensuales. La mensualización, tanto del PIB como de la demanda interna trimestral, se obtiene por medio de la metodología de Denton (1971), la cual consiste en minimizar la distorsión de la serie original sujeto a que el valor el valor trimestral de la variable corresponda a la suma de sus valores mensuales. La mensualización de la tasa de desempleo se realiza por medio de interpolación geométrica.

1.1. Estadísticas descriptivas

El cuadro 1 presenta las estadísticas descriptivas de las variables. El índice de mora (IM) con mayor valor máximo y mayor promedio es el de la cartera hipotecaria. Este comportamiento se debe a que esta modalidad de crédito es la que recibe el impacto más fuerte durante el periodo de crisis de finales de los 90. Sin embargo, durante los últimos periodos observados ésta registra IM históricamente bajos.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas

	<i>Obs.</i>	<i>Media</i>	<i>Des. Est</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Consumo*	132	10.86	4.30	5.81	22.06
Comercial*	132	4.93	3.08	1.29	12.25
Hipotecaria*	132	13.36	7.53	3.77	25.37
PIB	44	20,347,872	2,235,109	17,900,238	25,839,016
Demanda Interna	44	20,853,381	2,986,851	17,429,629	28,333,969
DTF Real	132	3.95	3.65	-0.12	17.21
IPVN	132	204.46	45.53	143.86	295.71
Tasa de Desempleo	44	15.65	3.07	9.58	20.50

* Corresponde a los índices de mora de cada modalidad de crédito.

El IM de la cartera de consumo presenta, después del de cartera hipotecaria, la media y volatilidad más altas durante el periodo. Este resultado obedece a que esta modalidad de cartera es la más riesgosa por estar respaldada con montos bajos de colateral⁵. En el caso de la cartera comercial, la media y la varianza del IM son relativamente bajas al compararlas con las demás carteras, lo cual se debe a una mejor calidad de los deudores.

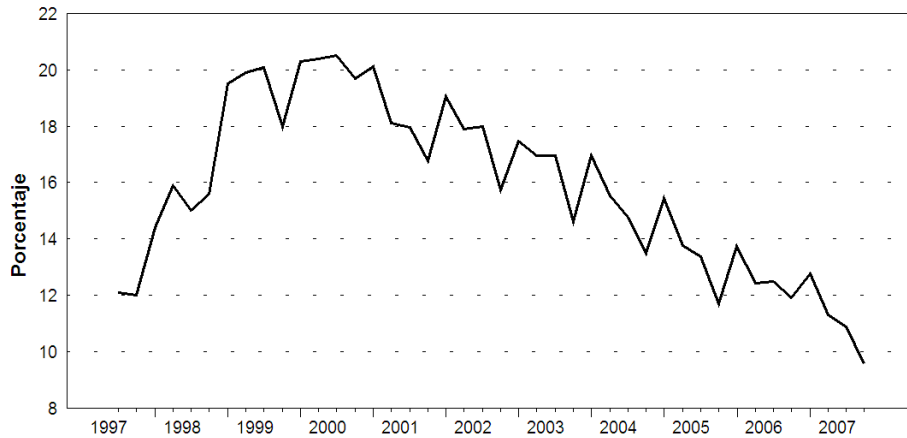
⁴En la estimación de cada uno de los modelos se aplica logaritmo natural a estas variables.

⁵La cartera de consumo se divide en tres líneas de crédito: tarjetas de crédito, vehículos y otros. El crédito de vehículos es el único que está respaldado por colateral.

Adicionalmente, al comparar los índices de mora, estos siempre resultan menores que los de la cartera de consumo. Este mismo comportamiento se observa con relación a la cartera hipotecaria a partir de junio de 1997⁶.

Respecto a la tasa de desempleo, en la figura 1 se observa que su dinámica presenta un cambio en la tendencia a partir de agosto de 2000. Con el fin de capturar dicho cambio se incluyen dos variables *dummy* construidas con base en Perron (1989).

Figura 1: Tasa de desempleo



Fuente: DANE

Adicionalmente, se utilizan dos variables *dummy* que capturan la presencia de *outliers*. La determinación de estas observaciones extremas se realiza mediante la metodología *DFFITS* descrita en Krasker and Welch (1982).

2. Metodología

2.1. Especificación VEC

Con el fin de estimar las relaciones que existen entre el indicador de mora y las variables macroeconómicas, se especifica un modelo VEC para cada una de las carteras. Se utiliza una estructura de tres rezagos ($p = 3$) a partir de la cual se obtienen los resultados respecto a normalidad, autocorrelación y exclusión que se describen más adelante. La especificación está dada por:

⁶Únicamente en mayo de 1999, la cartera comercial registró un IM superior al de la cartera hipotecaria.

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \psi D_t + u_t \quad (2.1)$$

Donde:

y_t : es un vector $(K \times 1)$ que contiene la t -ésima observación de cada una de las k variables endógenas (con $k = 1, \dots, K$).

Δy_{t-i} : es un vector $(K \times 1)$ que contiene las primeras diferencias de las variables de cada ecuación, para $i = 1, \dots, p$.

μ : es un vector $(K \times 1)$ de parámetros asociados a los interceptos de la dinámica de corto plazo de cada ecuación.

y_{t-1} : es un vector $(K \times 1)$ que contiene el primer rezago de las variables de cada ecuación.

Π : es una matriz $(K \times r)^7$ que contiene los parámetros del mecanismo de corrección del error (cointegración y velocidad de ajuste).

Γ_i : es una matriz $(K \times K)$ de parámetros asociados a la combinación lineal de los rezagos de las variables en primeras diferencias, de cada ecuación.

ψ_t : es un matriz $(K \times d)$ que contiene los parámetros asociados a las d variables *dummy*.

D_t : es una matriz $(d \times K)$ que contiene la t -ésima observación de cada una de las variables *dummy*.

u_t : es un vector $(K \times 1)$ que contiene la t -ésima observación de cada una de las k perturbaciones estocásticas ruido blanco con distribución normal multivariada.

Las variables que se consideradas para cada uno de los modelos se indican en el cuadro 2.

Cuadro 2: Variables incluídas en los modelos VEC para cada cartera

<i>Cartera Comercial</i>	<i>Cartera de Consumo</i>	<i>Cartera Hipotecaria</i>
Índice de Mora	Índice de Mora	Índice de Mora
Demanda Interna	Demanda Interna	PIB
DTF	DTF	IPVN
Desempleo	Desempleo	Desempleo

Teniendo en cuenta que la especificación final del modelo VEC depende de la estructura de rezagos seleccionada, de la selección del conjunto de componentes determinísticos, del número de vectores de cointegración, del número de ecuaciones (definido por el número de variables endógenas) y de las variables $I(1)$ que pertenezcan o no al espacio de coin-

⁷ r corresponde al número de vectores de cointegración.

tegración, a continuación se describen los aspectos más importantes de los contrastes, a nivel de sistema, asociados al número de vectores de cointegración, estacionariedad, exclusión de las variables de la relación de largo plazo y exogeneidad débil de estas.

2.1.1. Contraste de cointegración

Con la especificación VEC(2) para cada modalidad de cartera, se construye el contraste de hipótesis de cointegración, cuya hipótesis nula está definida como:

$$H_0(r) : \Pi = \alpha\beta'$$

Donde: α es una matriz $(K \times r)$ de parámetros de velocidad de ajuste al equilibrio y β es una matriz $(K \times r)$ que contiene los vectores de cointegración. La prueba contrasta la hipótesis nula de existencia de r vectores de cointegración, como máximo, contra la hipótesis alterna de más de r vectores cointegrantes. La prueba es secuencial y finaliza al no encontrar evidencia para el rechazo de H_0 .

El estadístico de prueba está definido a partir de una prueba de razón de verosimilitud R o prueba de traza, cuya forma general está dada por:

$$\lambda_{traza} = -2R = -T \sum_{i=r-1}^k \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.2)$$

El valor de este estadístico de prueba debidamente corregido por muestra pequeña, con base en la metodología propuesta por Cheung y Lai (1993)⁸, se contrasta con sus respectivos valores críticos tabulados por Osterwald-Lenum (1992). Los resultados de este contraste indican que en cada una de las especificaciones existe un sólo vector de cointegración.

2.1.2. Estacionariedad

Para $(p - r)$ vectores de cointegración se contrasta la hipótesis nula de estacionariedad individual de cada una de las variables, así:

$$H_0 : \beta = (H_i, \varphi) = \text{Estacionariedad}$$

⁸La corrección implica cambiar T por $(T - kp)$.

Donde H_i es el i -ésima columna de I_p y φ es la matriz $(p \times (r - 1))$ de coeficientes no restringidos asociados a β . Bajo H_0 , el estadístico de prueba sigue una distribución χ^2_{p-r} .

2.1.3. Exclusión de la relación de largo plazo

Dados los $(p - r)$ vectores de cointegración, se contrasta la hipótesis nula de exclusión de cada variable de la relación de largo plazo:

$$H_0 : \beta_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, r.$$

Este procedimiento realiza la prueba para $i = 1, \dots, p$ y $r = 1, \dots, p - 1$, y provee información sobre que variables no se encuentran en el espacio de cointegración. Bajo H_0 , el estadístico de prueba sigue una distribución χ^2_r .

2.1.4. Contraste de exogeneidad débil

Se verifica la propiedad de exogeneidad débil en las variables, teniendo en cuenta los $(p - r)$ vectores de cointegración, mediante el contraste hipótesis en el que:

$$H_0(r) : \alpha_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, r.$$

El estadístico se calcula $i = 1, \dots, p$ y $r = 1, \dots, p - 1$. El contraste de hipótesis prueba si la i -ésima fila de la matriz α contiene información sobre la relación de largo plazo. De no ser así, se considera que esa variable es exógena débil.

2.2. Resultados de las pruebas de diagnóstico y propiedades estadísticas de las variables.

En esta sección se presentan los resultados de las pruebas de diagnóstico y las propiedades estadísticas de las variables incluidas en cada uno de los modelos VEC. En el cuadro 3 se presentan los resultados de las pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad para los tres modelos.

Los resultados de la prueba de cointegración indican que para cada uno de modelos existe un sólo vector de cointegración y que todas las variables están incluidas en la relación de largo plazo, incluyendo la constante. Adicionalmente, la prueba de estacionariedad

Cuadro 3: Análisis de propiedades estadísticas de las variables incluidas en cada VEC

Modelo: Drift			Propiedades Estadísticas				
			<i>Pruebas Multivariadas</i>				<i>Exclusión</i>
			<i>Exclusión, Estacionariedad, Exogeneidad</i>				<i>Constante</i>
Cartera	p	r*	IM	DDA-INT	DTF	DESEMP	
Comercial	3	1	EVC	EVC	EVC	EVC	EVC
			I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	
			END	EXO	EXO	EXO	
Consumo	p	r	IM	DDA-INT	DTF	DESEMP	
	3	1	EVC	EVC	EVC	EVC	EVC
			I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	
			END	EXO	EXO	EXO	
Hipotecaria	p	r	IM	PIB	IPVN	DESEMP	
	3	1	EVC	EVC	EVC	EVC	EVC
			I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	
			END	EXO	EXO	EXO	

* Utilizando los valores tabulados para L-Max por Osterwald y Lenum (1992) al 95 %

Nota: La exclusión de las variables de la relación de cointegración y la exogeneidad se verifican a partir de un contraste cuya estadística de prueba (de razón de verosimilitud) se distribuye Chi-cuadrado con r grados de libertad y la estacionariedad de una estadística de razón de verosimilitud con distribución Chi-cuadrado con $p - r$ grados de libertad.

EVC: Incluida en el vector de cointegración

IM: Corresponde al índice de mora de cada una de las carteras

I(1): Variable cointegrada de grado 1

EXO: Variable débilmente exógena

END: Variable endógena

muestra que todas las variables son integradas de orden uno⁹. Finalmente, la prueba de exogeneidad débil muestra evidencia de que la única variable endógena son los IM. Este resultado es intuitivo si se tiene en cuenta que los índices de mora están determinados por entorno macroeconómico y no viceversa.

En el cuadro 4 se presentan las pruebas de diagnóstico para cada uno de los modelos respecto a normalidad multivariada y univariada de los residuales estimados. Los resultados de las pruebas señalan evidencia de cumplimiento de las propiedades estadísticas que se suponen para estos.

⁹ A excepción de las variables *dummy* que son I(0).

Cuadro 4: Análisis de diagnóstico de residuales de las variables incluidas en cada VEC

Modelo: Drift			Diagnóstico				
	p	r*	Pruebas Multivariadas		Pruebas Univariadas		
			Normalidad	Autocorrelación	Normalidad		
Cartera			NM	LB	LM(1)	LM(4)	IM
Comercial	3	1	14.934 (0.00)	45.863 (0.02)	0.215 (0.64)	0.252 (0.62)	14.93
Consumo	3	1	11.187 (0.00)	35.932 (0.14)	1.735 (0.19)	7.182 (0.01)	11.187
Hipotecaria	3	1	7.975 (0.02)	40.819 (0.06)	3.380 (0.07)	0.025 (0.87)	7.975

* Utilizando los valores tabulados para L-Max por Osterwald y Lenum (1992) al 95 %

Nota: El comportamiento normal multivariado de los residuales se verifica a través de la estadística NM de Doornick y Hansen (1994) en tanto que la verificación univariada se basa en la estadística de Jarque-Bera. Para autocorrelación se emplea la estadística multivariada de Ljung-Box (LB) y multiplicadores de Lagrange LM(1), LM(4). La estadística de significancia marginal se presenta en paréntesis.

3. *Multiplier analysis*

Teniendo en cuenta que la especificación resultante para cada una de las modalidades de cartera corresponde a un modelo VEC uniecuacional se usa *Multiplier analysis* con el fin de obtener el pronóstico de los IM. Esta técnica permite cuantificar el efecto marginal de un incremento en una unidad de cada una de las variables explicativas (en niveles) sobre el nivel de la variable dependiente. El ejercicio es análogo al de Impulso Respuesta en el caso de existir más de una variable endógena. El modelo VEC uniecuacional está dado por:

$$\Delta z_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \gamma_0 \Delta x_t + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + \gamma_2 \Delta x_{t-2} + \gamma_3 \Delta x_{t-3} + \psi D_t + u_t \quad (3.1)$$

Donde:

z_t : es un vector (1×1) que contiene la t -ésima observación de la variable endógena¹⁰.
 Γ_i : es un matriz (1×1) que contiene los parámetros de la variable endógena, para $i = 1, 2$.

¹⁰En este caso el índice de mora

γ_j : es un vector $(1 \times M)$ que contiene los parámetros de las variables exógenas, para $j = 0, \dots, 3$.

x_t : es un vector $(M \times 1)$ que contiene la t -ésima observación de las variables exógenas.

ψ : es un vector $(1 \times d)$ que contiene los parámetros correspondientes a las variables dummy.

D_t : es un vector $(d \times 1)$ que contiene la t -ésima observación de las variables dummy.

Siguiendo a Lütkepohl (2005), se obtiene de la especificación VECX, en forma reducida, la respectiva especificación VARX. Esta forma está dada por:

$$z_t = \mu + A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + A_3 z_{t-3} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} + B_3 x_{t-3} + \psi D_t + u_t \quad (3.2)$$

Donde:

A_i : es un vector (1×1) que contiene los parámetros para la variable endógena en niveles en el i -ésimo rezago, para $i = 1, \dots, 3$.

B_j : es un vector $(1 \times M)$ que contiene los parámetros para las variables exógenas en niveles en el j -ésimo rezago, para $j = 0, \dots, 3$.

De forma matricial compacta:

$$Y_t = \mathbf{A}Y_{t-1} + \mathbf{B}X_t + U_t$$

Donde:

$$Y_t := \begin{bmatrix} z_t \\ \vdots \\ z_{t-p+1} \\ x_t \\ \vdots \\ x_{t-p+1} \end{bmatrix} ; \quad U_t := \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad ((K \cdot p + M \cdot p) \times 1) \quad ; \quad x_t := \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \end{bmatrix} \quad (M \times 1)$$

$$\mathbf{A} := \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & A_3 & B_0 & B_1 & B_2 & B_3 \\ I_K & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & I_K & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I_M & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & I_M & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad ((K \cdot p + M \cdot p) \times (K \cdot p + M \cdot p))$$

$$\mathbf{B} := \begin{bmatrix} B_0 & \psi \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ I_M & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \quad ((K \cdot p + M \cdot p) \times (M + d)) \quad ; \quad X_t := \begin{bmatrix} x_t \\ D_t \end{bmatrix} \quad ((M + d) \times 1)$$

Resolviendo iterativamente la forma matricial compacta, se obtiene:

$$Y_t = \mathbf{A}^h Y_{t-h} + \sum_{i=0}^{h-1} \mathbf{A}^i \mathbf{B} X_{t+h-i} + \sum_{i=0}^{h-1} \mathbf{A}^i U_{t-i} \quad (3.3)$$

Premultiplicando los dos lados de la ecuación por $J := [I_K : 0 : \dots : 0](K \times (K \cdot p + M \cdot p))$, se tiene que:

$$z_{t+h} = J \mathbf{A}^h Y_t + \sum_{i=0}^{h-1} J \mathbf{A}^i \mathbf{B} X_{t+h-i} + \sum_{i=0}^{h-1} J \mathbf{A}^i J' u_{t+h-i}$$

Donde $D_i = J \mathbf{A}^i \mathbf{B}$ corresponde a la i -ésima matriz de multiplicadores. De esta ecuación se obtiene el pronóstico óptimo h pasos adelante de z_t con origen en t :

$$z_t(h|x) = J \mathbf{A}^h Y_t + \sum_{i=0}^{h-1} J \mathbf{A}^i \mathbf{B} X_{t+h-i} \quad (3.4)$$

Con esta ecuación se pronostica el indicador de mora bajo distintos escenarios de stress.

4. Escenarios de *Stress*

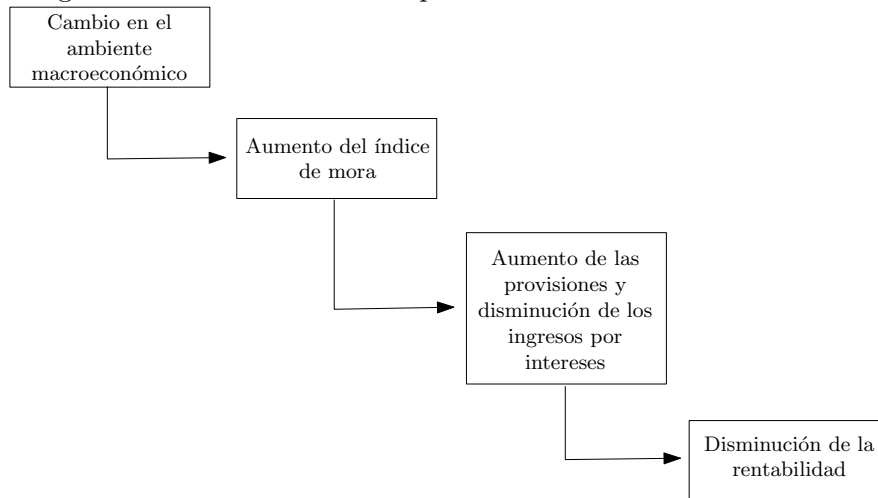
Para este ejercicio se establecieron cuatro escenarios de *stress* basados en el periodo de crisis de finales de la década del 90, con el fin de identificar los efectos que pueden

tener cambios adversos en la situación macroeconómica sobre los índices de mora de las diferentes modalidades de crédito. Los escenarios son los siguientes:

1. Una reducción de la actividad económica: una caída del PIB de 6,8 % y una caída de la demanda interna de 13,7 %, como los observados durante el segundo trimestre de 1999.
2. Un aumento de 450pb de las tasas de interés, como el registrado entre mayo y junio de 1998, y una contracción de 8 % en los precios de la vivienda, equivalente al promedio de las disminuciones ocurridas durante el periodo 1996-2000.
3. Un aumento en la tasa de desempleo de 4,2 pp, correspondientes al promedio observado durante 1999.
4. Los escenarios anteriores de manera simultánea.

Los efectos de los cambios en estas variables sobre los índices de mora se evalúan mediante el pronóstico obtenido de la ec. 3.4. Los resultados finales de los incrementos en los IM se evalúan desde una perspectiva de rentabilidad, para lo cual se emplea el ROA con indicador. El canal de transmisión de los cambios adversos en los indicadores macroeconómicos se describe en la figura 2.

Figura 2: Transmisión del choque en el ambiente macroeconómico



5. Resultados

En esta sección se presentan los resultados del análisis de multiplicadores bajo cada uno de los escenarios planteados en la sección 4. El análisis de los resultados se divide en dos partes: primero, se considera el impacto que tiene cada uno de los escenarios sobre el índice de mora y, segundo, se evalúa el efecto resultante del aumento en el índice de mora sobre la rentabilidad de los bancos.

El cuadro 5 presenta el aumento de los IM una vez ocurren los choques en las diferentes variables macroeconómicas. Los resultados del análisis sugieren que la cartera más vulnerable ante cambios en el entorno macroeconómico es la de consumo seguida por la hipotecaria. Si ocurriera el cuarto escenario, el IM de la cartera de consumo aumentaría en 5.73 puntos porcentuales (pp), seguido del de la cartera hipotecaria que se incrementaría en 3.33 pp.

Del mismo modo, los ejercicios muestran que los IM de las carteras comercial y de consumo presentan una mayor sensibilidad ante cambios en la actividad económica, mientras que el de la cartera hipotecaria tiene una mayor reacción ante cambios en la tasa de desempleo. Si se presentará un choque en la actividad económica como los descritos anteriormente, el IM de la cartera de consumo aumentaría en 3.97 pp, mientras que si el cambio fuera en la tasa de desempleo el índice crecería en 1.95 pp. En el caso de la cartera hipotecaria y bajo estos escenarios, el crecimiento del IM sería de 1.18 pp y 2.06 pp, respectivamente.

Cuadro 5: Indicador de mora antes y después del choque por modalidad de crédito

Modalidad de cartera	Jun-08	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
Comercial	2.07	4.29	2.54	2.42	4.60
Consumo	6.68	10.65	6.97	8.63	12.41
Hipotecaria	4.00	5.18	4.67	6.07	7.33

En el cuadro 6 se presenta el impacto de cada uno de los escenarios sobre el ROA y el número de bancos que tendrían una rentabilidad negativa después de absorber las pérdidas en las tres modalidades de cartera. Los resultados muestran que la rentabilidad es más sensible ante las pérdidas generadas por la cartera de consumo, lo cual se puede explicar por una mayor reducción de los ingresos por intereses¹¹.

Asimismo, el indicador de rentabilidad presenta una mayor vulnerabilidad ante cambios

¹¹La cartera de consumo tiene la tasa de interés *ex-post* más alta de las modalidades, ya que los créditos se pactan a tasas superiores por su riesgo.

en la actividad económica seguido por cambios en la tasa de desempleo, este resultado se debe a la participación que tienen la cartera comercial y de consumo sobre el total. Ante un cambio en la actividad económica, el ROA de los bancos comerciales disminuiría en 2.67 pp y ocasionaría que 7 bancos presentaran una rentabilidad negativa¹². Si el choque ocurriera solamente en la tasa de desempleo, el indicador de rentabilidad caería 1.58 pp y 4 bancos presentarían una rentabilidad menor que cero. Si suponemos que el deterioro de los indicadores macroeconómicos se presentan de manera simultánea, el ROA estresado sería de $-1,21\%$ y 15 bancos tendrían una rentabilidad negativa. A pesar de este resultado, el indicador de utilidades sobre capital pagado más reserva se ubica en $-20,23\%$, cifra que es considerablemente menor al del nivel de liquidación¹³.

Cuadro 6: ROA estresado y número de bancos con rentabilidad negativa después del choque

	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
ROA junio de 2008 (%)	2.98	2.98	2.98	2.98
Comercial	2.49	2.88	2.90	2.43
Consumo	2.52	2.95	2.76	2.32
Hipotecaria	2.95	2.96	2.92	2.88
Total	0.31	2.55	1.40	-1.21
Número de bancos	7	2	4	15

Al comparar el ROA agregado estresado de este ejercicio a lo largo del tiempo, se observa que en los últimos periodos el impacto negativo de los choques sobre el indicador de rentabilidad ha ido aumentando en cada periodo. Adicionalmente, durante los últimos 4 periodos del ejercicio, el impacto del choque agregado ocasiona constantemente que 15 bancos presenten una rentabilidad negativa, lo que es una fuente importante de inestabilidad en el sistema.

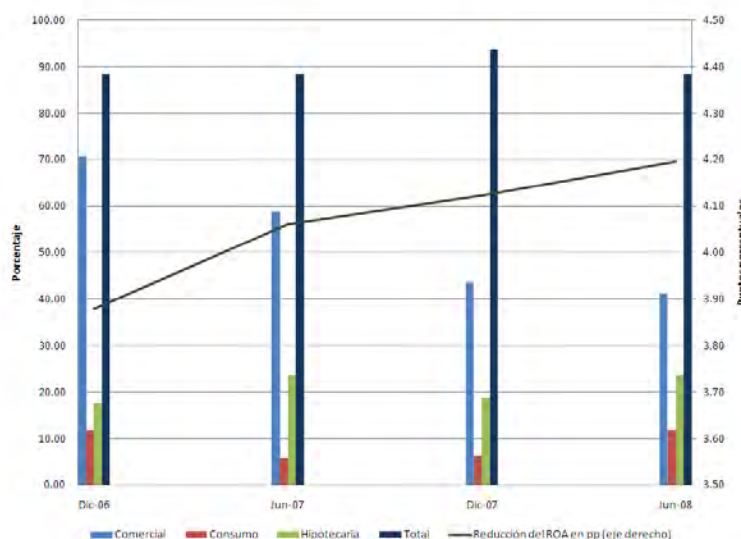
6. Comentarios finales

Los ejercicios presentados anteriormente reflejan una alta sensibilidad de los indicadores de mora y de rentabilidad ante cambios adversos en algunos indicadores del entorno macroeconómico. Se observa que cambios en la actividad económica y en la tasa de desempleo generan aumento en provisiones y reducción de ingresos por intereses que

¹²El ejercicio se realiza sobre una muestra de 17 bancos, que corresponde a las instituciones financieras presentes en junio de 2008.

¹³De acuerdo con la regulación, para que una entidad sea liquidada la razón entre utilidades y capital pagado más reservas debe ser del -50% .

Figura 3: Porcentaje de bancos con rentabilidad negativa y reducción del ROA en pp en el escenario 4



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos de los autores.

redundan pérdidas cuantiosas para el sistema financiero. El escenario para el cual los choques se presentan de manera simultánea tiene como resultado que más del 90 % de los intermediarios obtengan una rentabilidad negativa, lo cual se puede derivar en una posible inestabilidad del sistema.

Los resultados presentados ayudan en la evaluación del riesgo de crédito ante cambios en las condiciones del entorno macroeconómico, sin embargo, es importante resaltar puede ser de gran utilidad la utilización de la metodología VEC en presencia de cambios estructurales. Adicionalmente, podría resultar de gran utilidad combinar este tipo de análisis de tipo macroeconómico con la utilización de metodologías, tales como *CreditMetrics*TM, que se concentran en la medición de las probabilidades de incumplimiento y la estimación de pérdidas efectivas y no esperadas.

Referencias

- Alves, I. (2004). "Sectoral fragility: factors and dynamics". *Bank for International Settlements*, vol. 22, pp 450-80.
- Amaya, C.(2005). "Evaluación del Riesgo de Crédito en el Sistema Financiero Colombiano". *Banco de la República*, Reporte de Estabilidad Financiera, Diciembre de 2005.
- Bunn, P., Cunningham, A. and Drehmann, M. (2005). "Stress testing as a tool for assesing systemic risk". *Bank of England Financial Stability Review*, June, pgs. 116-126.
- Cheung, Y. and Lay, K. (1993). "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55.
- Denton, F. (1971). "Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Total: An Approach based on Quadratic Minimization". *Journal of the American Statistical Association*, Vol 66, pag 92-102
- Doornick, J. and Hansen, H. (1994). "An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality". *Working Paper, Nuffield College*, Oxford.
- Hoggarth, G., Sorensen, S. and Zicchino L. (2005). "Stress tes of UK banks using VAR approach". *Bank of England*, Working Paper no. 282, November 2005.
- Krasker, W., Khu E. and Welch R. (1983). "Estimation for Dirty Data and Flawed Models." In Z. Griliches and M. D. Intriligator (eds). *Handbook of Econometrics*, vol. 1, Amsterdam, North-Holland, pp. 652-698, 1983.
- Krasker, W. and Welch R. (1982). "Efficient Bounded Influence Regression Estimation". *Journal of the American statistical Association*, 77, 595-604, 1982.
- Lütkepohl, H. (2005). "New Introduction to Multiple Time Series Analysis". Springer ,August 8, 2005.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 , 231-254. Reprinted in Engle & Granger 1991.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). "A Note With Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic: Four Cases". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, The Oil Price Shock, And The Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, Vol. 57, No 6(November,1989), 1361-1401

Wong J., Choi, K. and Fong, T. (2005). “A framework for macro stress testing the credit risk of banks in Hong Kong”. *Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin*, December 2005 .