

Determinantes de la Prima de Riesgo Soberano para Colombia

Bernardo Alberto Zapata Bonnett*

Resumen

Se propone un modelo de rezagos distribuidos para determinar las variables que afectan las primas de riesgo soberano para Colombia, trabajando con datos mensuales para el periodo enero 2002 a marzo 2005; y datos de abril 2005 a noviembre 2005 como datos *out-of-the-sample* para verificar la capacidad de pronóstico del modelo.

Lo novedoso con respecto a estudios previos es la característica dinámica del modelo al incluir tanto la variable dependiente como las independientes rezagadas; igualmente la incorporación del *spread* de Brasil como una variable *proxy* del efecto contagio.

Los resultados muestran que el efecto contagio es significativo para explicar el *spread* soberano de Colombia; igualmente que la historia importa, es decir, que los *spreads* no cambian súbitamente, sino que de hecho lo hacen poco a poco, en la medida en que incorporan nueva información.

Palabras clave: riesgo soberano, modelo de rezagos distribuidos, efecto contagio. Clasificación JEL: C01, C22, G24, G32.

* Especialista en Gerencia Financiera de la Universidad Pontificia Bolivariana. Estudiante de la Maestría en Ciencias Económicas y profesor de planta de la Escuela de Economía, Facultad de Ciencias Humanas y Económicas, Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín. E-mail: bzapatab@unalmed.edu.co

Abstract

A distributed lag model is proposed to determine the variables that affect the premiums of sovereign risk for Colombia, using monthly data for the period January 2002 to March 2005; and from April 2005 to November 2005 as data out-of-the-sample to verify the capacity to forecasting of the model.

The innovation in respect to previous studies is the dynamic characteristic of the model when including lags for the dependent and independent variables; the incorporation of spread of Brazil as a variable proxy for the contagion effect as well.

The results show that the contagion effect is significant to explain sovereign spread of Colombia; also that the history matters, as the spreads, do not change suddenly, but that in fact they do it little by little as they incorporate new information.

Keywords: Sovereign Risk, Autoregressive Distributed Lag, Contagion Effect.

JEL Classification: G24, G32, C01, C22.

Introducción

En 1982 el gobierno mexicano anunció que no estaba en capacidad de cumplir con sus obligaciones externas; era la primera gran moratoria (*default*) de un país soberano después de la Gran Depresión de los años 30. El evento fue totalmente inesperado a pesar de las altas tasas de interés real y la caída en los precios de las exportaciones de México que hacían cada vez más pesada la carga financiera externa (Barbone y Forni, 1997). Una década después se presenta una sucesión de procesos de moratoria igualmente sorprendentes: México 1994-1995; Asia 1997-1999; Rusia y Brasil 1998; Argentina 2001 (Alexe, Hammer, et al., 2003). Aunque diferentes en sus causas, comparten una característica común: los protagonistas son países con acceso a los mercados internacionales de capitales, con bajo o ningún poder de negociación y altos niveles de deuda. Ésta es una razón por la que resulta importante estudiar el riesgo soberano en un país como Colombia.

La crisis de México de 1982 terminó con renegociaciones de deuda, en que los créditos bancarios se intercambiaron por bonos Brady, dando origen a la introducción del mercado secundario de bonos soberanos, donde se negociaban los bonos emitidos previamente por los gobiernos (Varga, 1998).

Como consecuencia de lo anterior, se genera un gran interés por parte de los acreedores por obtener estimadores confiables del riesgo (crediticio) soberano, lo que conduce al desarrollo y publicación regular de una calificación de riesgo soberano por parte de las agencias calificadoras (Alexe, Hammer, et al., 2003). Sin embargo, aunque estas calificadoras incorporan factores económicos como el ingreso per cápita, el crecimiento del PIB, la inflación, el balance fiscal, el balance externo, la deuda externa, el desarrollo económico y la historia de *default*, es común ver cómo el mercado secundario valora en forma muy diferente los bonos de países que tengan calificaciones similares; lo anterior parece indicar que los agentes incorporan en sus decisiones de valoración más información que la simple calificación estándar. Para dar solución a las deficiencias de las calificaciones de riesgo, la literatura se ha enfocado en tratar de identificar las variables fundamentales que determinan la capacidad de pago usando modelos econométricos.

El objetivo de este artículo es determinar cuáles variables fundamentales son determinantes de la prima de riesgo soberana para Colombia para el período comprendido entre enero de 2002 y marzo de 2005.

Lo restante de este artículo está distribuido de la siguiente forma: en la Sección 2 se presenta la literatura previa y los conceptos asociados al riesgo soberano; en la Sección 3 se presenta el marco econométrico utilizado; en la Sección 4 se propone el modelo que se va a trabajar y las variables endógenas y exógenas, cuyos resultados son analizados en la Sección 5. Finalmente, en la Sección 6 se presentan las principales conclusiones encontradas.

1. La problemática del riesgo soberano

La deuda soberana, como cualquier tipo de deuda, tiene asociada un riesgo determinado. Dicho riesgo, que Bossaerts (1985) denomina riesgo soberano, se materializa cuando el gobierno de un país decide detener el pago del servicio de la deuda, al tiempo que bloquea los pagos de los agentes del país. Barbone y Forni (1997) plantean que en la práctica este riesgo es medido por el *spread (stripped)* soberano, el cual es una variable que se calcula como el diferencial de rentabilidades entre el bono soberano de un país en desarrollo con respecto a un Bono del Tesoro de los Estados Unidos (*T-Bonds*) análogo en términos de las características financieras, el cual es considerado como la tasa libre de riesgo.

Sin embargo, según Bossaerts (1985), la noción de riesgo soberano es ambigua y pocas veces se diferencia entre éste y el riesgo país. La diferencia radica en que el riesgo país se refiere a la capacidad de pago de un país como un todo, mientras que el riesgo soberano se refiere a la capacidad de

pago de un gobierno soberano; si el gobierno no puede pagar es porque el valor presente del servicio de la deuda excede su riqueza, es decir, el valor presente de sus ingresos; si el país como un todo no puede pagar, es porque el valor presente del servicio de la deuda excede su riqueza, es decir, el valor presente de los flujos de ingresos que puede generar. En la práctica, la distinción entre riesgo país y riesgo soberano es de poca importancia, dado que el destino de la economía de un país y de su gobierno están íntimamente relacionados, toda vez que la participación del gobierno dentro de la economía permanece estable en el tiempo. Es, sin embargo, este último (riesgo soberano) el que se desea estudiar.

Aunque los primeros trabajos que mencionan al riesgo soberano datan de la década de 1970, la literatura especializada comienza a ser explorada cerca de una década después (Hoti, 2001). Ahora bien, de la literatura económica pueden extraerse varios métodos para analizar el riesgo soberano, siendo el más utilizado el estudio empírico a través de modelos econométricos donde se tratan de explicar los *spreads* soberanos en función de variables que los determinan.

Feder y Uy (1985) fueron los primeros en identificar los determinantes de la prima de riesgo soberano. Se limitaron a explicar los *ratings* de *Institutional Investor*, intentando duplicar dichos *ratings* asignados a una muestra que incluía sólo los países menos desarrollados. Sobre el mismo frente, Cosset y Roy (1991), trabajaron no sólo con la publicación antes mencionada, sino que agregaron los resultados obtenidos por *Euromoney*, otra publicación internacional que asigna *ratings* de crédito a los países, trabajando sobre dos conjuntos diferentes de países: desarrollados y en desarrollo.

Angeloni y Short (1980) así como Feder y Ross (1982), investigaron si existe una relación entre los *spreads* de las tasas de interés de los préstamos bancarios internacionales y el riesgo país. Dropsy y Solberg (1992) sugirieron que los precios de los créditos bancarios, los precios de los bonos y sus rendimientos tienen información sustancial para determinar el riesgo soberano en la medida que reflejan los pagos esperados de la deuda. Al analizar el riesgo país usando precios o rendimientos de bonos, se tiene el análisis de mercado secundario, puesto que los precios y rendimientos de los bonos son determinados en el mercado secundario donde son negociados. Edwards (1986) indicó que el riesgo soberano juega un papel importante en el mercado de bonos, presentando así evidencia de que los *spreads* están positivamente relacionados con el riesgo soberano. Stone (1991) también aplica el análisis de mercado secundario, encontrando que los rendimientos de la deuda son insensibles a los cambios de los indicadores de riesgo soberano.

Eichengreen y Mody (1997) modelaron los determinantes de las decisiones por países para entrar en el mercado de bonos y los factores que influyen el precio de dichos bonos cuando son emitidos. Estos estudios pueden ser llamados análisis del mercado primario, en la medida que el *spread* de la tasa de interés investigada en este tipo de estudios se determina donde son emitidos los bonos.

Sholtens (1999) establece la relación entre los spreads de eurobonos y el riesgo soberano calculando el rango de correlaciones para más de una docena de países (tanto emergentes como industrializados) en la primera mitad de la década de los noventa. Además, describe la relación entre los *spreads* y el riesgo soberano e investiga si esta relación se mantiene en el tiempo.

La literatura encontrada para el caso particular de Colombia es mucho más reciente y básicamente hace referencia a los trabajos realizados por investigadores del Banco de la República, dentro de los que se pueden citar los siguientes:

Rowland y Torres (2004) utilizan datos de panel para identificar los determinantes del *spread* sobre los bonos del Tesoro de emisiones soberanas de mercados emergentes como también la capacidad de pago de los emisores. Usan una muestra de 18 economías emergentes; el periodo de estudio es 1998-2002 para analizar el *spread* y 1987-2001 para analizar la capacidad de pago. Los resultados sugieren que tanto para el *spread* como la capacidad de pago, las variables explicativas significativas incluyen la tasa de crecimiento económico, la relación deuda/PIB, la relación reservas/PIB, y la relación deuda/exportaciones. Adicionalmente, el *spread* es también determinado por la relación exportaciones/PIB, y el servicio de la deuda como proporción del PIB, mientras que la capacidad de pago es influenciada por la tasa de inflación y una variable *dummy* para el *default*.

Rowland (2004a) presenta además una continuación a Rowland y Torres (2004) para incorporar las nuevas emisiones de deuda soberana por parte de economías emergentes. Amplía la muestra a 29 países para el análisis del *spread*, y cerca de 50 para el análisis de las calificaciones y la capacidad de pago, además de ampliar la serie hasta julio de 2003. Utiliza un método de regresión de mínimos cuadrados ordinarios – MCO (OLS por las siglas en inglés para *Ordinary Least Squares*) para el análisis empírico. El estudio identifica que las variables significativas son el PIB per cápita, la tasa de crecimiento económico, la tasa de inflación, las relaciones de deuda externa, las relaciones de servicio de la deuda, el nivel de reservas internacionales, y la apertura de la economía.

Por último, Rowland (2004b) plantea que el incremento de la emisión de bonos soberanos por parte de Colombia durante la década de los noventa ha creado una necesidad creciente por parte del Gobierno Nacional y del Banco de la República por entender la dinámica y los determinantes del *spread* soberano. Según Rowland, éste es el primer estudio detallado del *spread* soberano de Colombia y sus determinantes. Estudiando los cambios diarios en el *spread* entre 1998 y 2003 mediante un método de regresión OLS, encuentra que el contagio, los cambios en el mercado accionario de Estados Unidos y los cambios en la tasa de cambio peso dólar influyen significativamente el *spread* en el corto plazo. Estudiando los determinantes de largo plazo del *spread* mediante el método de Johansen de cointegración multivariada junto con datos mensuales desde 1998 al 2002, encuentra que las exportaciones, la tasa de cambio, la tasa de crecimiento económico y la tasa de los T-Bill son variables explicativas significativas del *spread*. Una debilidad del estudio, como todos los de estudios de un único país, es que el periodo es muy corto para estudiar variables publicadas sólo con una frecuencia anual, pero que han sido significativas en estudios de sección cruzada. Tales variables incluyen, por ejemplo, la relación de deuda y la relación de servicio de la deuda.

En conclusión, los resultados en cuanto los determinantes de los *spreads* soberanos son diversos. Éstos incluyen una amplia variedad de variables económicas, políticas y sociales, sin que esté establecido un conjunto único de ellas.

2. Marco econométrico

Se selecciona un Modelo de Rezagos Distribuidos Autorregresivos (ADL por las siglas en inglés de *Autoregressive Distributed Lag*) log-lineal, por dos razones: primero, si existen relaciones de largo plazo, una vez el modelo ADL pase los *test* de normalidad, independencia serial y homocedasticidad, y se identifiquen las variables relevantes, se procede a la representación del Modelo de Corrección de Errores (ECM por las siglas en inglés de *Error Correction Model*), el cual indica las relaciones de largo plazo; segundo, los coeficientes del modelo son elasticidades, las cuales, en este caso, son más fáciles de interpretar que las propensiones marginales resultantes de los modelos lineales.

El modelo ADL es explicado por Johnston y DiNardo (1997). Los regresores del modelo pueden incluir valores rezagados de la variable dependiente y valores presentes y rezagados de una o más variables explicativas. La forma más simple de un ADL es:

$$y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Este modelo se denomina ADL (1,1) pues la variable dependiente y la variable explicativa están rezagadas un periodo. La serie ε se supone ruido blanco. Invertiendo el polinomio rezagado en y se obtiene:

$$y_t = (1 + \alpha_1 + \alpha_1^2 + \dots)m + (1 + \alpha_1 L + \alpha_1^2 L^2 + \dots)(\beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (1.2)$$

De esta forma, el valor presente de y depende del valor presente y todos los valores previos de x y de ε . Alternativamente, esta relación muestra que el valor actual de x tiene un efecto en el valor contemporáneo y futuro de y . Tomando derivadas parciales, se obtiene:

$$\begin{aligned} \frac{\partial y_t}{\partial x_t} &= \beta_0 & (1.3) \\ \frac{\partial y_{t+1}}{\partial x_t} &= \beta_1 + \alpha_1 \beta_0 \\ \frac{\partial y_{t+2}}{\partial x_t} &= \alpha_1 \beta_1 + \alpha_1^2 \beta_0 \\ &\vdots \end{aligned}$$

Los rezagos simples en (1.1) implican un conjunto de respuestas dinámicas en y para cualquier cambio dado en x . Existe una respuesta inmediata, seguida de respuestas de corto, mediano y largo plazo. Los efectos de largo plazo de un cambio unitario en x_t se obtiene sumando las derivadas parciales; dada la condición de estabilidad $|\alpha_1| < 1$, la suma es $(\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1)$. Si x se mantiene constante en algún nivel \bar{x} en forma indefinida, entonces dada la condición de estabilidad y asignando a la innovación su valor esperado de cero, la relación resultante muestra que y tenderá a un valor constante \bar{y} , dado por:

$$\bar{y} = \frac{m}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \bar{x} \quad (1.4)$$

Ésta es la ecuación estática de equilibrio. Una derivación alternativa más simple se obtiene al remplazar todos los valores de y y de x en la ecuación (1.1) por sus respectivos valores de largo plazo y asignando el valor nulo a la innovación.

2.1 Una relación constante de elasticidad

Si y y x son los logaritmos naturales de Y y X , la ecuación (1.4) implica una relación de equilibrio de elasticidad constante:

$$Y = AX^\gamma \quad (1.5)$$

O en la forma logarítmica:

$$y = a + \gamma x \quad (1.6)$$

Donde:

$$a = \frac{m}{1 - \alpha_1} \quad (1.7)$$

$$\gamma = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1}$$

2.2 Reparametrización

Las propiedades de la relación ADL pueden ser reveladas de una forma simple reparametrizando la ecuación. Es así como, reemplazando y_t por $y_{t-1} + \Delta y_t$ y x_t por $x_{t-1} + \Delta x_t$ en la ecuación (1.1):

$$\Delta y_t = m + \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1) x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

Usando la ecuación (1.7), la ecuación (1.8) puede describirse como:

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) [y_{t-1} - a - \gamma x_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

Esta formulación representa un ECM. El cambio presente en y es visto como la suma de dos componentes. El primero es proporcional al cambio presente en x y el segundo es una corrección parcial por la magnitud en que y_{t-1} se desvía del valor de equilibrio correspondiente para x_{t-1} . Dicha desviación, o error de equilibrio, es representada por el término en el corchete. Si es positiva, existe una corrección hacia abajo en el periodo actual, dada la condición de estabilidad de α_1 ; un error negativo produce una corrección hacia arriba. En un equilibrio estático tanto Δx como Δy son nulos. Realizar esta sustitución en la ecuación (1.9) es otra manera de derivar la ecuación de equilibrio estático dada por (1.4).

Los parámetros de la ecuación (1.8) pueden ser estimados por una regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS por las siglas en inglés de *Ordinary Least Squares*) de Δy sobre una constante, Δx_t , y_{t-1} y x_{t-1} . De los cuatro coeficientes estimados y de su matriz de varianza-covarianza, pueden derivarse estimadores de los cuatro parámetros en la ecuación (1.1), a saber, m , α_1 , β_0 , β_1 , y sus errores estándar. Alternativamente, pueden estimarse estos parámetros directamente aplicando una regresión OLS a la ecuación (1.1), obteniéndose idénticos resultados. Esta importante propiedad se debe al hecho de que el movimiento de la ecuación (1.1) a la ecuación (1.8) involucra sólo transformaciones lineales no singulares de las variables y no impone restricciones.

2.3 Equilibrio dinámico

En vez del supuesto estático, supóngase que X crece a una tasa estable g tal que $\Delta x_t = g$ para todo t . Dada una elasticidad constante de γ , la tasa de crecimiento estable en Y será γg . Sustituyendo en la ecuación (1.9) resulta en el equilibrio dinámico:

$$y = \frac{m - (\gamma - \beta_0)g}{1 - \alpha_1} + \gamma x \quad (1.10)$$

O,

$$Y = AX^\gamma \quad (1.11)$$

$$A = \exp \left[\frac{m - (\gamma - \beta_0)g}{1 - \alpha_1} \right]$$

Así, la constante multiplicativa difiere entre los casos de equilibrio estático y dinámico. Cuando existe un crecimiento nulo, la ecuación (1.10) revierte a la ecuación (1.4).

2.4 Elasticidad unitaria

Bajo la especificación de elasticidad constante en la ecuación (1.11) la relación de equilibrio Y/X varía con el nivel de X . Si la elasticidad fuera una fracción positiva, la relación tendería a cero para valores de X infinitamente grandes, y aumentaría sin límite si la elasticidad fuera mayor que la unidad. Si, por ejemplo, X representa el ingreso total y Y los gastos en consumo, tales implicaciones no son plausibles. Un supuesto más plausible sería una elasticidad unitaria. Así, en algunos casos puede ser deseable testear la elasticidad unitaria y de pronto imponerla en el proceso de estimación. La hipótesis es:

$$H_0 : \gamma = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} = 1 \Leftrightarrow H_0 : \alpha_1 + \beta_0 + \beta_1 = 1 \quad (1.12)$$

Este *test* puede llevarse a cabo estimando la ecuación (1.1) y probando la restricción lineal apropiada en los coeficientes. Alternativamente, puede estimarse la ecuación (1.8) y entonces probar si la suma de los coeficientes de y_{t-1} y x_{t-1} son nulos. Una posibilidad más simple es una reparametrización de la ecuación (1.8), la cual centra la atención solamente en el coeficiente único. Sumando y restando $(1 - \alpha_1)x_{t-1}$ en el lado derecho de la ecuación (1.8), se obtiene:

$$\Delta y_t = m + \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1)(y_{t-1} - x_{t-1}) + (\beta_0 + \beta_1 + \alpha_1 - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

La hipótesis de elasticidad unitaria es entonces probada corriendo una regresión OLS de Δy_t sobre una constante, Δx_t , $(y_{t-1} - x_{t-1})$ y x_{t-1} . Si el coeficiente de x_{t-1} es significativamente diferente de cero, la hipótesis de elasticidad unitaria es rechazada. Si la hipótesis no es rechazada, puede imponerse en el proceso de estimación, y la ecuación (1.13) se simplifica a:

$$\Delta y_t = m + \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1)(y_{t-1} - x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1.14)$$

2.5 Generalizaciones

El esquema ADL (p,q) provee una estructura de rezagos más rica mientras mantiene la especificación de sólo una variable explicativa:

$$A(L)y_t = m + B(L)x_t + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

$$A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q$$

Como ilustración, sea $p = q = 2$, entonces:

$$y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (1.16)$$

Si se asume que las variables están en logaritmos, la elasticidad constante es:

$$\gamma = \frac{B(1)}{A(1)} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha_1 - \alpha_2} \quad (1.17)$$

La reparametrización de la ecuación (1.16) puede basarse en el período $t-1$ o en $t-2$. Para el primer caso se realizan las siguientes sustituciones:

$$y_t = y_{t-1} + \Delta y_t \quad (1.18)$$

$$y_{t-2} = y_{t-1} - \Delta y_{t-1}$$

$$x_t = x_{t-1} + \Delta x_t$$

$$x_{t-2} = x_{t-1} - \Delta x_{t-1}$$

Remplazando estas expresiones en la ecuación (1.16):

$$\Delta y_t = m - \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t - \beta_2 \Delta x_{t-1} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)(y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1.19)$$

El término de corrección de error se relaciona al período $t-1$, y todas las otras variables están o en tiempo presente o rezagadas en primeras diferencias. La relación de equilibrio dinámico es:

$$y = \frac{m + (\beta_0 - \beta_2 - \alpha_2 \gamma - \gamma)g}{1 - \alpha_1 - \alpha_2} + \gamma x \quad (1.20)$$

Asignando a g un valor nulo resulta en la relación de equilibrio estático, y asignando a γ el valor unitario resulta en la relación de elasticidad unitaria.

Adicionando más variables explicativas en el lado derecho de la ecuación, da la forma general del ADL(p, q_1, q_2, \dots, q_k):

$$A(L)y_t = m + B_1(L)x_{1t} + B_2(L)x_{2t} + \dots + B_k(L)x_{kt} + \varepsilon_t \quad (1.21)$$

Donde los órdenes de los polinomios rezagados son p, q_1, q_2, \dots, q_k .

3. El modelo

Se construye un modelo dinámico ADL log-lineal, donde la variable dependiente es el *spread* de los bonos soberanos colombianos, como función de variables externas e internas independientes. Teniendo en cuenta que se trata de un modelo dinámico con un rezago, el modelo general posee la siguiente estructura:

$$SPC_t = C + \beta_1 \cdot SPC_{t-1} + \beta_2 \cdot VI_t + \beta_3 \cdot VE_t + \beta_4 \cdot VI_{t-1} + \beta_5 \cdot VE_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde:

$SPC_{t,t}$ es el logaritmo de la prima de riesgo país en el momento t ;

C , es una constante que hace las veces de intercepto;

VI_t , es el logaritmo de las variables internas en el momento t ;

VE_t , es el logaritmo de las variables externas en el momento t .

β_i , son las sensibilidades de la prima de riesgo soberano ante las variables exógenas. En este caso particular, por tratarse de un modelo log-lineal, son elasticidades; y

ε_t , es una perturbación aleatoria, que se espera sea ruido blanco.

Para verificar la presencia de raíces unitarias, se utiliza el test de Dickey-Fuller. A continuación se procede a realizar los diagnósticos de normalidad, homocedasticidad e independencia serial. Paso seguido, se construye la representación ECM del ADL para encontrar las relaciones cointegrantes de largo plazo entre las variables. Por último, se expresa el modelo final ECM con restricciones, con sus respectivas pruebas de normalidad, homocedasticidad e independencia serial.

A continuación, se describe cada una de las variables, tanto endógenas como exógenas que se incluyen en el modelo.

3.1 Variable endógena o dependiente

SPC: Prima de Riesgo Soberano para Colombia. Para la variable endógena se trabaja con el *spread* de los bonos soberanos con vencimiento al 2008. Las razones para escoger estos bonos en particular fueron dos: la primera es que para Brasil, como se explicará más adelante, sólo se encontró información de bonos con vencimiento al 2008 y al 2027; la segunda es que los bonos con vencimiento al 2027 son poco negociados. (La fuente de los datos es el DNP).

3.2 Variables internas

Son variables que hacen alusión al desempeño económico del país. Tratan de medir la capacidad de generación de recursos internos, así como la solidez económica que les permita pagar oportunamente las deudas contraídas.

IPR: Índice de Producción Real de la Industria Manufacturera Colombiana (índices empalmados con variaciones porcentuales anuales de la nueva Muestra Mensual Manufacturera del DANE, base promedio mes 2001 = 100). Un país que posea un creciente nivel de vida puede soportar más fácilmente altos niveles de deuda pública y resistir a las perturbaciones económicas y políticas inesperadas. El crecimiento de la economía refleja una mayor productividad y genera un mayor recaudo fiscal del gobierno. En este caso las perspectivas de crecimiento económico están representadas por la tasa de crecimiento económico y por el crecimiento de la producción industrial manufacturera. Si bien se reconoce que la inclusión del crecimiento del PIB, solo o relacionado con otras variables, parece necesario, no se hace por dos razones: primero, al ser un dato trimestral, disminuye considerablemente el número de datos disponibles en las series; y segundo, al ser un dato de crecimiento, en algunos periodos presenta valores negativos, por lo que su logaritmo no estaría definido. En su lugar se incluye el Índice de Producción Real de la Industria Manufacturera Colombiana como una variable proxy de las expectativas de crecimiento económico con la ventaja adicional de que es menos estacional. (La fuente de los datos es el Banco de la República, Subgerencia de Estudios Económicos).

IPC: Índice de Precios al Consumidor (Base diciembre 1998=100). Adicionalmente a ser un indicador resumen de la política monetaria, el aumento generalizado de los precios es considerado como una señal de riesgo, ya que aquellos países que presentan elevadas tasas de inflación experimentarán pérdidas de competitividad internacional incidiendo nega-

tivamente sobre el nivel de las exportaciones y, por lo tanto, en la capacidad de pago del país. De igual modo, la incertidumbre que acompaña a los procesos inflacionarios conduce a déficit de inversionistas internacionales, especialmente los de largo plazo, los cuales verían incrementada la prima de riesgo, impidiendo que los proyectos de capital satisfagan los criterios financieros. Además, los procesos inflacionarios conducen a sucesivas negociaciones salariales, aparición de préstamos a tasas variables que en definitiva reducen la inversión en capital fijo y por lo tanto merman la capacidad de la economía para hacer frente a sus obligaciones financieras. Se utiliza el IPC en vez de la tasa de inflación por lo siguiente: la inflación mensual es, aun ajustada estacionalmente, muy inestable. Los datos mensuales de inflación para los últimos 12 meses, por otro lado, tienen problemas inherentes; una perturbación única en los precios se traslada como una mayor tasa de inflación no sólo para el mes sino para los siguientes 11 meses (Rowland, 2004b). (La fuente de los datos es el Banco de la República, Subgerencia de Estudios Económicos).

3.3 Variables externas

El propósito de incluir estas variables es capturar la percepción del inversionista extranjero sobre la posición del país.

XPT: Exportaciones (millones de USD). En una economía abierta, la capacidad de generar divisas está ligada a la capacidad exportadora y a la apertura del mercado de capitales que permite generar flujos de capital externo. Sin embargo, en el largo plazo, si la capacidad exportadora no se desarrolla, tampoco habría un fuerte influjo de capitales para repagar la deuda. Por ello, las exportaciones son un buen indicador de la capacidad de repago de la deuda externa de un país en el largo plazo; un aumento estaría de esta forma asociado a una disminución del riesgo soberano. (La fuente de los datos es el Banco de la República).

TCR: Índice de Tasa de Cambio Real (Comercio global no tradicional, Deflactada por precios del productor, Base 1994=100) como medida de la política de tipo de cambio. Las fluctuaciones de la moneda aumentan tanto la incertidumbre de los importadores acerca de los precios que pagarán en el futuro por los bienes, como la incertidumbre de los exportadores acerca de los ingresos que recibirán. Como respuesta, el volumen del comercio internacional disminuirá y con ello las ganancias derivadas del mismo. De igual forma, a medida que crece la incertidumbre de los rendimientos de la inversión, se provoca la reducción de los flujos de capital productivo. En función de esto, las amplias fluctuaciones de la moneda serán perjudiciales para la captación de divisas y estarán entonces asociadas a un mayor riesgo. El indicador empleado para medir las fluctuaciones de la moneda es el

Índice de Tipo de Cambio Real. (La fuente de los datos es el Banco de la República, Subgerencia de Estudios Económicos).

RIN: Reservas Internacionales Netas (millones de USD). Es un indicador de liquidez externa, ya que un adecuado nivel de reservas internacionales es conveniente para cubrir el servicio de la deuda. A mayores niveles de reserva, mayor la capacidad de pago y por lo tanto un menor riesgo. (La fuente de los datos es el Banco de la República, Departamento de Cambios Internacionales).

SPB: Prima de Riesgo Soberano para Brasil. Un factor muy poco tomado en cuenta para la medición de la prima de riesgo es la relación de los riesgos relativos del país considerado con el resto de los países emergentes: el grado de aversión al riesgo de los mercados de capitales internacionales y el riesgo de contagio por los cuales la crisis en un país emergente puede transmitirse a otro país emergente. A mejor evolución de los otros países, más difícil se torna conseguir el financiamiento para un país relativamente más riesgoso que los demás, aunque sea menos riesgoso que sí mismo en otra oportunidad. La razón por la que se toma Brasil para medir el efecto contagio es doble. Primero, en cuanto a la participación del EMBI+, Brasil tiene la mayor participación con 30%. Le siguen México con más de 20% y Argentina con aproximadamente 18% (Ministerio de Hacienda y Crédito Público, 2003). Por el alto nivel de participación es que sólo se tiene en cuenta la prima de riesgo de Brasil. Segundo, un estudio realizado por Fitch (2002) concluyó que si Brasil entraba en un proceso de moratoria sobre su deuda, Colombia estaría obligada a hacer lo mismo. (La fuente de los datos es el DNP).

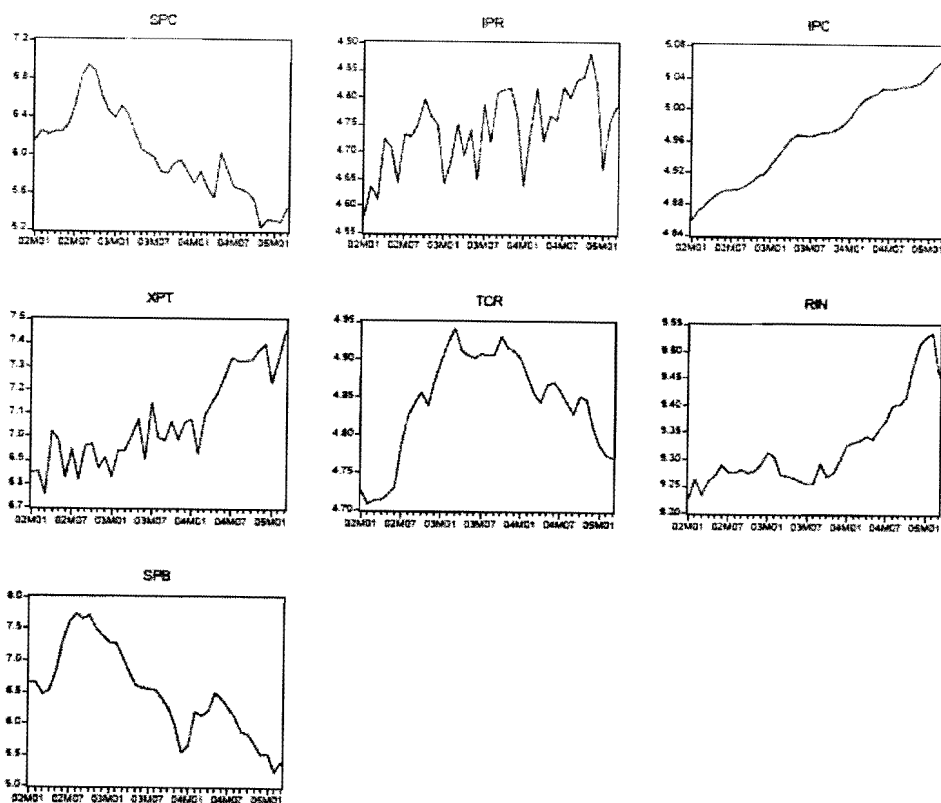
4. Resultados y análisis

Se trabaja con datos mensuales para el período comprendido entre enero de 2002 y marzo de 2005, utilizando EViews 5.0 para los cálculos econométricos. Una vez recolectados los datos de cada variable y habiendo aplicado el operador de logaritmos, se procede a analizarlos. Para el modelo en cuestión es necesario que las series de tiempo de cada variable sean integradas de primer orden, para que entre ellas pueda existir una relación de cointegración de largo plazo. Es por esto que en primer lugar se realizan los *tests* de raíces unitarias y posteriormente se aplican los *tests* de cointegración según el Teorema de Representación de Granger.

En la Figura 1, se presentan las gráficas en niveles de todas las variables estudiadas. Tal y como se observa, ninguna de ellas es estacionaria en niveles puesto que no presentan un comportamiento estable alrededor de la media. Puede también observarse que de las gráficas presentadas la más similar con el *spread* de Colombia es la del *spread* de Brasil. Puesto

que las demás son poco parecidas, no se espera una relación de cointegración entre ellas.

Gráfico1: Series en logaritmos. SPC, IPR, IPC, XPT, TCR, RIN, SPB



Fuentes: SPC, SPB: DNP; IPR, IPC, XPT, TCR, RIN: Banco de la República. Cálculos propios.

Ahora bien, puesto que las series no son estacionarias, es necesario aplicar una diferenciación de primer orden para tratar de estabilizarlas. En la Figura 2, se presentan las gráficas de las series en mención en primeras diferencias, de las que puede pensarse que las series en primeras diferencias son estacionarias, por lo que las series en niveles son integradas de primer orden. Esto se analiza con más detalle en la sección 4.1, referente a los *tests* de raíces unitarias.

4.1 Test de raíces unitarias

Para probar la existencia de raíces unitarias en las series modeladas se aplica el *test* de Dickey-Fuller Aumentado (ADF por las siglas en inglés de

Augmented Dickey-Fuller). Cabe aclarar, que aunque lo más común es utilizar el *test* del correlograma, por la dificultad que tiene para diferenciar entre un proceso con raíz unitaria y un proceso estacionario con tendencia determinística, no se va a utilizar. No obstante, es necesario tener presente el bajo poder que tiene el *test* ADF para diferenciar entre un proceso con raíz unitaria y un proceso con una raíz característica cercana a la unidad.

Los resultados para las diferentes series, tanto en niveles como en primeras diferencias se muestran en la Tabla 1. El valor calculado del ADF para las series en logaritmos es menor, en valor absoluto, que el valor crítico de MacKinnon para rechazar la hipótesis de una raíz unitaria al 5% (-2.938987)¹. Por lo tanto, en todos los casos hay evidencia de la existencia de una raíz unitaria, por lo que las series no son estacionarias. Para las series en primeras diferencias ocurre todo lo contrario; el valor calculado del ADF es mayor, en valor absoluto, que el valor crítico al 5%. Esto es evidencia en contra de la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria, por lo que las series en primeras diferencias son estacionarias.

Cuadro 1: *Test* ADF de raíces unitarias

Variable	ADF series en logaritmos	ADF primeras diferencias
SPC	-0.712214	-5.370364
IPR	-3.596067	-8.618387
IPC	-1.654569	-3.052474
XPT	0.164449	-7.515945
TCR	-1.556738	-3.923623
RIN	-0.488112	-4.671040
SPB	-1.098472	-3.987154

Como conclusión general, todas las variables consideradas son integradas de primer orden. Aunque no son estacionarias, sí existe un vector cointegrante entre ellas, entonces los resultados obtenidos por el proceso tradicional de regresión son válidos para realizar inferencias. Este resultado es totalmente coherente con el que se obtiene al observar las gráficas en logaritmos (Figura 1).

4.2 *Test* de cointegración

Una vez concluido que las series son integradas de primer orden, se procede a probar cointegración. Para esto se usa el siguiente modelo

1. La serie IPR no presenta raíz unitaria al valor crítico del 5%, pero sí al valor crítico del 1% (-3.610453). Por tal motivo, es conveniente suponer para el análisis la presencia de una raíz unitaria.

ADL(1,1,1,1,1,1,1):

$$A(L)SPC_t = m + B(L)IPR_t + C(L)IPC_t + D(L)XPT_t + E(L)ITCR_t + F(L)RIN_t + G(L)SPB_t + \varepsilon_t$$

donde:

$$A(L) = 1 - a_1L, \quad B(L) = b_0 + b_1L, \quad C(L) = c_0 + c_1L, \quad D(L) = d_0 + d_1L, \\ E(L) = e_0 + e_1L, \quad F(L) = f_0 + f_1L, \quad G(L) = g_0 + g_1L$$

Por lo tanto, el modelo se expresa de la siguiente forma:

$$SPC_t = m + b_0IPR_t + c_0IPC_t + d_0XPT_t + e_0TCR_t + f_0RIN_t + g_0SPB_t + \\ + a_1SPC_{t-1} + b_1IPR_{t-1} + c_1IPC_{t-1} + d_1XPT_{t-1} + e_1TCR_{t-1} + f_1RIN_{t-1} + g_1SPB_{t-1} + \varepsilon_t$$

Los resultados del modelo se presentan en la Tabla 2. Corriendo el modelo para SPC como variable endógena, utilizando como variables exógenas las descritas anteriormente, tanto en los niveles actuales como con un período de rezago, se muestran los coeficientes para cada una de las variables, así como el error estándar y el estadístico t.

Cuadro 2: Modelo ADL(1,1,1,1,1,1,1)

Variable Dependiente: SPC
Método: Mínimos Cuadrados
Muestra: 2002M01 2005M03
Observaciones incluidas: 39

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t
C	6.905090	5.339507	1.293207
IPR	0.289343	0.445372	0.649666
IPC	0.259138	8.537965	0.030351
XPT	0.024894	0.311148	0.080008
TCR	1.441789	1.434029	1.005412
RIN	-1.417829	0.942975	-1.503569
SPB	0.323758	0.119766	2.703266
SPC(-1)	0.428062	0.167247	2.559460
IPR(-1)	-0.112265	0.464073	-0.241912
IPC(-1)	-3.093196	8.544218	-0.362022
XPT(-1)	-0.055560	0.327177	-0.169816
TCR(-1)	-0.843508	1.510394	-0.558469
RIN(-1)	2.039990	0.994092	2.052115
SPB(-1)	-0.127832	0.144205	-0.886462

Se procede a realizar los diagnósticos de normalidad, heterocedasticidad y correlación serial con el propósito de probar los supuestos de que los residuales se comportan como ruido blanco. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

Cuadro 3: Test de Normalidad, Correlación Serial y Heterocedasticidad para el ADL

	Estadístico F	Probabilidad
Jarque-Bera	4.433367	0.108970
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	1.027982	0.373587
ARCH Test	0.020032	0.888236

La normalidad es importante para poder utilizar las pruebas t de significación de los parámetros. Para probar normalidad se utiliza el *test* de Jarque-Bera. Bajo la hipótesis nula de normalidad, el estadístico Jarque-Bera (JB) se distribuye según un modelo Chi-Cuadrado con 2 grados de libertad cuyo valor crítico de tablas se aproxima a 6 para una probabilidad del 95%. Si $JB < 6$, la significación asociada a la distribución Chi-cuadrado es distinta y claramente superior a cero, con lo que no se rechaza la hipótesis nula de normalidad. Si $JB > 6$, la significación asociada a la distribución Chi-cuadrado será cercana a cero, con lo que rechazamos la hipótesis nula de normalidad. Tal y como se observa en la Tabla 3, como el valor del estadístico (4.433367) es menor que el valor crítico de 6, no puede rechazarse la hipótesis nula de normalidad, es decir, los residuales del modelos se distribuyen normalmente.

Para diagnosticar correlación serial, se utiliza el test LM de Breusch-Godfrey. Como se observa en la Tabla 3, puesto que la probabilidad asociada al estadístico F (0.373587) es mayor que el valor crítico (0.05) no se rechaza la hipótesis de independencia serial de orden 2, por lo que puede afirmarse que los residuales presentan independencia serial.

Por último se diagnostica heterocedasticidad. Si la varianza de la perturbación aleatoria varía conforme varía el período muestral, se dice que el modelo tiene heteroscedasticidad. Para esto no se utiliza el White Heteroskedasticity Test por ser insuficiente el número de observaciones. En su lugar se prueba con el Test ARCH. Según la Tabla 3, puesto que la probabilidad asociada al estadístico F (0.888236) es mayor que el valor crítico (0.05) no se rechaza la hipótesis de no heterocedasticidad; es decir, se presenta homocedasticidad.

4.3 Representación MCE del ADL

Una vez que el modelo ADL pasa los diagnósticos, se procede a formular el MCE. Para esto, en primer lugar se construye la relación estacionaria de

equilibrio en el largo plazo. Como en el largo plazo, las variables son estables en niveles:

$$SPC = K_0 + K_1 IPR + K_2 IPC + K_3 XPT + K_4 TCR + K_5 RIN + K_6 SPB$$

donde:

$$K_0 = \frac{m}{1-a_1}, \quad K_1 = \frac{b_0 + b_1}{1-a_1}, \quad K_2 = \frac{c_0 + c_1}{1-a_1}, \quad K_3 = \frac{d_0 + d_1}{1-a_1}, \quad K_4 = \frac{e_0 + e_1}{1-a_1},$$

$$K_5 = \frac{e_0 + e_1}{1-a_1}, \quad K_6 = \frac{g_0 + g_1}{1-a_1}$$

Cuadro 4: Representación MCE del ADL

Variable Dependiente: DSPC

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra: 2002M01 2005M03

Observaciones incluidas: 39

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t
C	6.905090	5.339507	1.293207
DIPR	0.289343	0.445372	0.649666
DIPC	0.259138	8.537965	0.030351
DXPT	0.024894	0.311148	0.080008
DTCR	1.441789	1.434029	1.005412
DRIN	-1.417829	0.942975	-1.503569
DSPB	0.323758	0.119766	2.703266
SPC(-1)	-0.571938	0.167247	-3.419720
IPR(-1)	0.177078	0.607596	0.291440
IPC(-1)	-2.834058	1.692248	-1.674730
XPT(-1)	-0.030665	0.434424	-0.070589
TCR(-1)	0.598281	0.681662	0.877680
RIN(-1)	0.622161	0.746694	0.833221
SPB(-1)	0.195926	0.099543	1.968253

Como es una representación, los diagnósticos de normalidad, correlación serial y heterocedasticidad conducen al mismo resultado. Igualmente, como se observa en la Tabla 4, el valor de los coeficientes y el estadístico t para cada una de las variables que ahora aparecen en diferencias son los mismos.

4.4 Modelo MCE con restricciones

Al observar la Tabla 4 algunas variables presentan un estadístico t mucho menor, en valor absoluto, que el valor crítico de 1,95. Por ser poco significativas, se eliminan las variables IPR(-1), IPC(-1), XPT(-1), TCR(-1) y RIN(-1). De las variables exógenas en logaritmos sólo el valor de la prima de riesgo de Brasil SPB(-1) se mantiene como significativa, y con el signo esperado. Se obtiene un nuevo modelo con las restricciones, tal como se presenta en la Tabla 5. Adicionalmente, como el estadístico t del término SPC(-1) en la Tabla 5 es mayor, en valor absoluto, que el valor crítico de 1,95, existe una relación cointegrante de largo plazo.

Los resultados finales muestran una alta elasticidad entre la prima de riesgo de Colombia frente a la prima de Riesgo de Brasil. Este resultado no es sorprendente, sobre todo si se tiene en cuenta cómo ha cambiado la percepción de los agentes frente a las recientes crisis de los países emergentes.

Cuadro 5: Modelo MCE con restricciones

Variable Dependiente: DSPC

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra: 2002M01 2005M03

Observaciones incluidas: 39

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t
C	0.966537	0.353848	2.731500
DIPR	0.137049	0.350457	0.391057
DIPC	5.490372	5.873143	0.934827
DXPT	-0.017116	0.240707	-0.071107
DTCR	1.505922	1.379435	1.091695
DRIN	-1.296798	0.897184	-1.445408
DSPB	0.356692	0.109479	3.258090
SPC(-1)	-0.411283	0.144401	-2.848202
SPB(-1)	0.227024	0.098270	2.310216

Los resultados del modelo en cuanto a normalidad, independencia serial y homocedasticidad se mantienen, tal como se muestra en la Tabla 6.

Cuadro 6: *Test* de normalidad, correlación serial y heterocedasticidad para el ECM con restricciones

	Estadístico F	Probabilidad
Jarque-Bera	1.644168	0.439515
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	1.343270	0.277295
ARCH Test	2.346417	0.134313

Los resultados anteriores pueden explicarse de la siguiente manera. Colombia no sólo presenta una movilidad imperfecta de capitales, sino que adicionalmente su reducido tamaño de los mercados financieros trae como consecuencia que el monto invertido por los agentes internacionales sea reducido. Es por esto que ante cualquier síntoma de crisis, el pánico cunde entre los inversionistas, los que inmediatamente salen a liquidar sus bonos, causando una disminución en los precios de éstos y, por lo tanto, un aumento en sus primas de riesgo. A esto es lo que tradicionalmente se le denomina "efecto contagio".

Bajo imperfecta movilidad de capitales e insustituibilidad de activos, el efecto contagio determina las primas de riesgo soberano. El efecto contagio es explicado por los dos elementos en los que es razonable suponer se basan las decisiones de inversión de los *traders*: primero, la información privada que poseen sobre los fundamentales que los provee de la opinión acerca de la probabilidad de *default* de un país; segundo, el comportamiento de otros *traders*, que es importante no sólo porque transmite información adicional, sino porque su reputación está basada tanto en su éxito en términos de inversiones rentables, como en si sus decisiones son similares o diferentes a los de los otros *traders* (Barbone y Forni, 1997).

Las variables fundamentales (tanto internas como externas) no tienen ningún efecto, puesto que bajo la hipótesis de los mercados eficientes, toda la información relevante (pasada, presente y futura) ya está contenida en los precios de los bonos negociados en el mercado secundario.

4.5 Pronóstico

Una vez obtenidos los resultados del modelo, se procede a verificar su capacidad de pronóstico, comparando los datos reales con los arrojados por el modelo; para esto, se utilizan los datos propios del estudio como unos datos *out-of-the-sample* para el periodo abril 2005-noviembre 2005. Adicionalmente, se comparan los resultados dentro de un intervalo de pronóstico.

Como lo plantean Stewart y Wallis (1984), dado que el error se distribuye normalmente, el valor pronosticado de la variable también sigue esta distri-

bución. Por lo tanto, el error de predicción $e = SPC - SPC_e$ es una variable normalmente distribuida con media cero y varianza σ_e^2 , y así e/σ_e presenta una distribución normal estandarizada. Sin embargo σ_e^2 , depende de σ_e^2 que es desconocido, y para una implementación práctica el estimador anterior debe ser sustituido, lo que genera una variable aleatoria con distribución t :

$$e/\hat{\sigma}_e = (SPC - SPC_e)/\hat{\sigma}_e \sim t$$

Si t^* es el valor crítico de la distribución t , tal que $\Pr(t > t^*) = 0,025$, entonces:

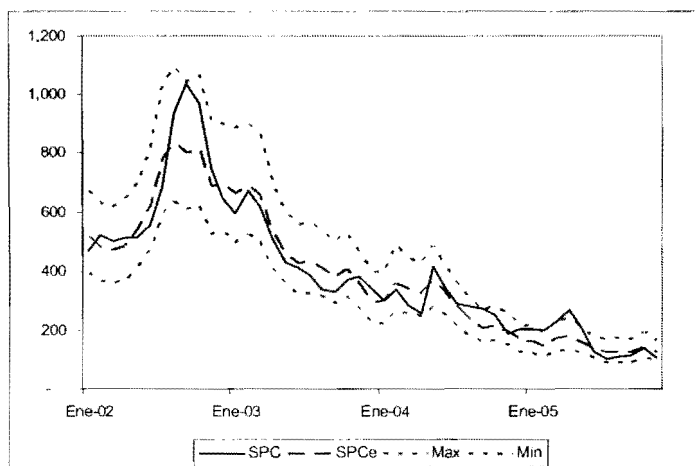
$$\Pr\left(-t^* < \frac{SPC - SPC_e}{\hat{\sigma}_e} < t^*\right) = 0,95,$$

y el intervalo de pronóstico del 95% para SPC esta dado por $SPC_e \pm t^* \cdot \hat{\sigma}_e$.

En la práctica, suele tomarse $t^* \approx 2$.

Tal como observa en la Figura 3, los datos pronosticados arrojados por el modelo (SPC_e) siguen el comportamiento de la variable real (SPC), y adicionalmente, salvo un período a principios del año 2005, ambas variables se encuentran dentro del intervalo de pronóstico de ± 2 desviaciones estándar, por lo que la capacidad de pronóstico del modelo es aceptable.

Gráfico 3: Pronóstico



5. Conclusiones

La prima de riesgo para Colombia tiene una raíz unitaria. Esto es consistente con la hipótesis de los mercados eficientes, en el sentido en que la prima de riesgo refleja la nueva información asimilada por el mercado.

Las variables fundamentales de la economía y las referentes al sector externo poco influyen sobre la prima de riesgo soberano de Colombia. En ningún caso, salvo la evidencia gráfica preliminar de la variación en el Índice de Tasa de Cambio Real, se encontró relaciones de largo plazo entre las variables, lo que sugiere que no son cointegradas.

La prima de riesgo de Brasil influye sobre el nivel actual de la prima de riesgo para Colombia. Esto es evidencia de que, al ser Colombia un país con bajos valores emitidos y en los que los inversionistas internacionales sólo colocan un capital reducido, su prima de riesgo depende de las percepciones que se tengan con respecto a la relación con los otros países de la región.

Es de esta forma que el efecto contagio parece ser el determinante esencial de la prima de riesgo para Colombia. No es raro que los agentes financieros y la prensa especializada le presten tanta atención a los acontecimientos de la región, pues los resultados encontrados en el trabajo sugieren una relación fuerte entre la prima de riesgo de Colombia y las primas de riesgo para Brasil. Cualquier cambio en la tendencia debido a crisis en ese país, inmediatamente se refleja en un aumento en la prima de riesgo para Colombia.

La presencia en el modelo de un valor rezagado es indicio de que la historia importa. Al determinar la prima de riesgo para Colombia, los inversionistas no sólo tienen en cuenta la prima de riesgo de los otros países de la región, sino también la prima de riesgo determinada en el pasado. De esta forma, es poco probable que las primas presenten cambios bruscos significativos de un período a otro, sino que se van acomodando paulatinamente a las expectativas de los inversionistas.

Refefencias bibliográficas

Alexe, S., Hammer, P., Kogan, A. y Lejeune, M. (2003). A Non-Recursive Regression Model for Country Risk Rating. Rutcor Research Report.No. 9 (Marzo). New Jersey, Rutgers University: 38p.

Angeloni, I. y Short B. (1980). The Impact of Country Risk Assesment on Eurocurrency Interest Rate Spreads: A Cross Section Analysis, IMF Washington D.C.

Barbone, L. y Forni, L. (1997). Are Markets Learning? Behavior in the Secondary Market for Brady Bonds: 37p.

Bossaerts, P. (1985). The Pricing of Sovereign Risk: An Application of Option Theory. Los Angeles, Anderson Graduate School of Management, Paper 1485: 29 p.

Cosset, J. y Roy, J. (1991). The Determinants of Country Risk Ratings. Journal of International Business Studies 22: 135-142

Dropsy V. y Solberg R. (1992). Loan Valuation and the Secondary Market for Developing Country Debt. En: Solberg R.L., Country Risk Analysis, 186-211.

Edwards, S. (1986). The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing. European Economic Review, Vol. 30, pp. 565-89.

Eichengreen, B. and Mody, A. (1997): What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment. IMF Washington D.C.

Feder, G. y Ross, K. (1982): Risk Assessments and Risk Premiums in the Eurodollar Market. Journal of Finance, Vol. 37, pp. 679-91.

Feder, G. y Uy, V. (1985). The Determinants of International Creditworthiness and their Policy Implications. Policy Modeling 7 (1), 133-156

Fitch (2002). "Contagion: Which Emerging Markets are Most Vulnerable?". New York, reporte especial del 26 de septiembre. 13 p.

Hoti, S. (2001). Snapshot Images of Country Risk Ratings: An International Comparison. University of Western Australia: pág. 532-537

Johnston, J. y DiNardo, J. (1997). Econometric Methods. 4ª. Ed. New York: McGraw-Hill, 531p.

Ministerio de Hacienda y Crédito Público. Informe de Mercado Latinoamericano de Capitales. Julio 16 de 2003

Rowland P. y Torres J. (2004). Determinants of Spread and Creditworthiness for Emerging Market Sovereign Debt: A Panel Data Study. En: Borradores de Economía No. 295 (Julio). Banco de la República, 55 p.

Rowland P. (2004a). Determinants of Spread, Credit Ratings and Creditworthiness for Emerging Market Sovereign Debt: A Follow-Up Study Using Pooled Data Analysis. En: Borradores de Economía No. 296 (Julio). Banco de la República, 37 p.

Rowland P. (2004b). The Colombian Sovereign Spread and its Determinants. En: Borradores de Economía No. 315 (Noviembre). Banco de la República, 75 p.

Scholtens, B. (1999). Bond Yield Spreads and Country Risk. Diciembre 1999

Stewart, M. y Wallis, K. (1984). Introductory Econometrics. 2ª. ed. Oxford: Billinh and Sons Ltd., 337p.

Stone, M. (1991). On the Information Content of LDC Secondary Loan Market Prices. IMF Working Paper No 91/20.

Varga, G. (1998). A Pricing Model for Sovereign Bond. Graduate School of Economics, Fundação Getulio Vargas, Brazil: 1-33

Recibido el 10 de agosto de 2006. Aprobado para su publicación el 6 de septiembre de 2006.