

## **15. QUIEBRE ESTRUCTURAL EN LA RELACIÓN DEL APETITO GLOBAL POR RIESGO CON EL EMBI-COLOMBIA: EL PAPEL DE LA POLÍTICA FISCAL**

---

**Juan Manuel Julio R.  
Ignacio Lozano  
Ligia Alba Melo B.\***

Con el colapso financiero de 2007 y sus profundas repercusiones globales, se puso en evidencia tanto el afianzamiento de los llamados fundamentales macroeconómicos de las economías emergentes como la fragilidad del sistema financiero y productivo de las economías desarrolladas. La percepción de riesgo país que mantenían los inversionistas sobre los mercados emergentes parece haber cambiado desde entonces y, al parecer, se ha afianzado con los últimos acontecimientos. Los pronósticos más recientes sobre una nueva recaída del crecimiento mundial, con signos de depresión, permiten afirmar que los gobiernos de las principales economías de occidente no podrán abandonar con facilidad las posturas fiscales expansionistas que mantuvieron durante los últimos años y que, a todas luces, resultaron insuficientes para reactivar el crecimiento y el empleo.

El inmenso endeudamiento de los países industrializados y el profundo desequilibrio en las finanzas públicas que quedaron como legado de la crisis financiera amenazan ahora la solvencia fiscal de varios Estados. La reducción de la calificación de los bonos del Tesoro de los Estados Unidos y de los principales gobiernos de Europa, junto con la crisis de la deuda de la zona del euro, no solo refleja los temores que mantienen los merca-

\* Los autores agradecen a Hernando Vargas, a un comentarista anónimo y a los asistentes al seminario de Economía del Banco de la República por sus valiosos comentarios sobre este trabajo. También agradecen a Néstor Espinosa y a Sergio Restrepo Ángel, de las secciones Sector Público y Sector Externo de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República por el suministro de información. Las opiniones y conclusiones contenidas en este capítulo son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República, a su Junta Directiva ni a la Universidad Nacional de Colombia.

Los autores se desempeñan como investigadores principales adscritos a la Unidad de Investigaciones de la Gerencia Técnica del Banco de la República. Juan Manuel Julio es también profesor asociado del Departamento de Estadística de la Universidad Nacional de Colombia.

dos por el desempeño futuro de estas economías, sino también la desconfianza por aquellos títulos que en principio se consideraban libres de riesgo.

Las economías emergentes, por su parte, han aprendido a sobrellevar la turbulencia de los mercados financieros internacionales de los últimos tiempos. El mejoramiento de sus fundamentales macroeconómicos registrado durante la década pasada, resultado en buena parte de reformas estructurales y ajustes de tipo institucional, les ha permitido amortiguar los choques externos. Los avances se dieron en varios frentes, y han sido reconocidos de manera amplia por la comunidad internacional. En el campo fiscal, por ejemplo, las economías emergentes de América Latina lograron reducir de forma significativa sus déficits (ajustados por el ciclo) y condujeron su endeudamiento a niveles más apropiados. También registraron avances notables en el control de la inflación, adoptaron regímenes cambiarios de flotación, fortalecieron la regulación financiera, flexibilizaron el mercado laboral y mejoraron su posición externa. Estos progresos han sido reconocidos por los mercados financieros mediante el otorgamiento de mejores calificaciones crediticias para su deuda soberana.

La medida por excelencia del riesgo de las inversiones en economías emergentes es la prima de riesgo de su deuda soberana, la cual se mide por medio del *Emerging Market Bond Index* (EMBI)<sup>1</sup>. Este índice mide el diferencial de los rendimientos entre un bono soberano emitido en dólares por el gobierno de la economía emergente y un bono del mismo plazo emitido por el Tesoro de los Estados Unidos (sin riesgo). Como los precios de los activos de estas economías se relacionan muy estrechamente con los precios de la deuda soberana, el EMBI es el indicador preferido por los inversionistas para valorar el desempeño de las economías emergentes, como la de Colombia.

La relación entre el riesgo-soberano (EMBI) y los llamados fundamentales macroeconómicos de las economías emergentes ha sido materia de extenso análisis. En particular, existe evidencia contundente sobre la forma como una situación fiscal débil, por ejemplo, termina afectando el apetito por riesgo de los inversionistas. Las implicaciones de este hallazgo son de gran trascendencia, en especial para el manejo macroeconómico. Al influir la política fiscal en el riesgo país, este termina afectando la tasa de cambio y las expectativas de inflación, por lo que las autoridades monetarias podrían eventualmente responder aumentando sus tipos de interés para estabilizar los precios. Las mayores tasas de interés acabarían deteriorando la posición fiscal del Gobierno y, por consiguiente, el apetito por riesgo, generándose así un círculo vicioso de dominancia fiscal.

Con el cambio de percepción de riesgo soberano entre las economías emergentes y avanzadas, que quizá ocurrió en la segunda parte de la década pasada, la relación entre el apetito por riesgo de los inversionistas y el EMBI pudo sufrir un cambio estructural. En este nuevo contexto, la política fiscal de los países emergentes entró a desempeñar un rol diferente en la valoración de riesgo.

En este capítulo se muestra que el EMBI-Colombia está determinado por el apetito por riesgo de los inversionistas y que la respuesta del EMBI a cambios en este apetito

1 El *Emerging Market Bond Index* (EMBI) fue introducido por J. P. Morgan en 1992. Con posterioridad, esta agencia encargada de su medición ha introducido otros índices como el EMBI+, el EMBI-Global o el EMBI-Global Diversified Index, entre otras razones, para extender las mediciones a otros mercados y tomar como referencia otras monedas.

depende de la postura fiscal del Gobierno. Además, se muestra que esta relación sufrió un cambio estructural en la segunda mitad de la década del dos mil, que podría asociarse a factores internos, como el mejoramiento de los fundamentales, y externos, como la degradación de la deuda de las economías desarrolladas, otrora libre de riesgo, y las bajas tasas de interés en los mercados financieros internacionales. Después del quiebre, que ocurre en el primer trimestre de 2007, la sensibilidad del EMBI al riesgo global se redujo en forma importante.

Las consecuencias de este hallazgo podrían ser de gran importancia para el país, porque se reducen tanto los costos financieros de la deuda del Gobierno como la incertidumbre del mercado local ante eventuales choques externos. La menor sensibilidad del EMBI al apetito global podría también tener un efecto positivo sobre la tasa de interés del mercado de largo plazo.

El capítulo, por último, presenta evidencia de una fuerte relación unidireccional del EMBI-Colombia hacia la tasa de devaluación y la valorización de las acciones. Las fluctuaciones del EMBI se transmiten a la tasa de cambio y los precios de los activos mediante los flujos de capital. Así, un aumento inesperado de la prima de riesgo podría ocasionar una salida súbita de capitales y, bajo un régimen de flotación, una depreciación (real) del tipo de cambio. La depreciación termina afectando el precio de los activos locales por medio de las expectativas de inflación y las tasas de interés.

El capítulo se organiza de la siguiente manera. En la primera sección se revisa la literatura sobre los determinantes del riesgo soberano y los canales de transmisión de dicho riesgo sobre la economía. En la segunda se describe el modelo de referencia para la determinación del EMBI. Allí también se discute y se presenta evidencia del quiebre estructural en el apetito por riesgo registrado a mediados de la década, el cual afecta la relación entre las variables de análisis. Teniendo en cuenta este hallazgo, en este apartado también se propone una extensión al modelo original para la determinación del EMBI en Colombia. En la tercera sección se presentan los resultados de las estimaciones. En la cuarta se desarrolla una evaluación empírica entre el riesgo país y los principales indicadores financieros locales y, por último, en la quinta sección se concluye.

## **1. REVISIÓN DE LA LITERATURA**

Los determinantes del riesgo-soberano de los países emergentes se clasifican en dos tipos: los externos o globales, que por definición escapan al control de las autoridades, y los internos, que por lo general se asocian a los fundamentales macroeconómicos, los cuales afectan la capacidad de los gobiernos para repagar la deuda. En el primer tipo de factores sobresalen los trabajos de Calvo (2002) y Calvo, Leiderman y Reinhart (1993), que fueron pioneros en subrayar el papel casi exclusivo de los factores globales<sup>2</sup>. Estos autores encuentran que el apetito por riesgo de los inversionistas en los mercados internacionales es la variable fundamental para explicar el EMBI y que los fundamentales específicos de

2 Otros trabajos que obtienen resultados en la misma dirección son Grandes (2003); Díaz Weigel y Gemmill (2006); García-Herrero y Ortiz (2006); Longstaff, Mitahl y Neis (2005) y Gonzales y Levy (2008).

las economías emergentes, una vez controlados los factores globales, explican en forma limitada la dinámica del riesgo soberano<sup>3</sup>. En línea con este resultado, Ciarlone, Piselli y Trebeschi (2009) encuentran que el único factor común significativo para explicar la covariación entre los *spreads* de las economías emergentes son las condiciones financieras internacionales, especial la volatilidad en los mercados de acciones y el grado de aversión al riesgo de los agentes.

Un enfoque más amplio sobre la forma como las circunstancias globales afectan el riesgo soberano de los mercados emergentes es el ofrecido por Özatay, Özmen y Sahinbeyoglu (2009). Sus resultados sugieren que la evolución de largo plazo del EMBI depende en forma crucial de factores externos asociados a las condiciones de liquidez de la economía mundial y al apetito por riesgo de los inversionistas, de las noticias macroeconómicas de los Estados Unidos y de los cambios en la meta de tasa de interés de la Reserva Federal. Sin embargo, el estudio también subraya el papel de los fundamentales macroeconómicos internos, los cuales afectan la probabilidad de *default* de la deuda y, por consiguiente, su costo (*spread*).

La literatura que hace énfasis en el papel de los fundamentales macroeconómicos en general encuentra que si bien los aspectos globales son importantes para explicar el riesgo soberano, existen ciertos factores internos, en especial asociados con la capacidad que tienen los países para repagar su deuda, que al ser adicionados, aumentan el poder explicativo del riesgo crediticio. En particular, algunos trabajos se centran en los efectos de los términos de intercambio (Hilscher y Nosbusch, 2010), mientras que otros subrayan la situación fiscal de los países (Favero y Giavazzi, 2004; Blanchard, 2004; Baldacci, Gupta y Mati, 2008).

Como bien lo señalan Bulow y Rogoff (1989), los términos de intercambio afectan la capacidad de generar ingresos en divisas de un país y, por consiguiente, la capacidad de pagar su deuda denominada en dólares. Además, la volatilidad de los términos de intercambio podría afectar también la capacidad de pago de la deuda de un país mediante sus efectos sobre el crecimiento cíclico y de largo plazo de la economía (Mendoza, 1995, 1997). El otro determinante de los macrofundamentales que ha abordado la literatura gira alrededor de indicadores que capturen el pago esperado de las obligaciones del Gobierno, es decir, indicadores sobre la solvencia y las perspectivas de sostenibilidad de la deuda pública.

Conviene subrayar que dentro de los fundamentales, las variables fiscales pueden tener una repercusión significativa en el riesgo soberano. En particular, en Favero y Giavazzi (2004) se encuentra que la elasticidad del EMBI al apetito por riesgo de los inversionistas es no lineal y que cuando los fundamentos fiscales son débiles, es decir, cuando el balance primario no es suficiente para mantener estable la relación deuda a producto interno bruto (PIB), el efecto del apetito por riesgo sobre el EMBI se amplifica. Las implicaciones de sus resultados son de gran trascendencia, ya que sugieren que la efectividad de la política monetaria guiada por un régimen de inflación objetivo podría depender de la política fiscal, lo cual es coherente con la teoría de dominancia fiscal y, en particular, con

3 Dicho apetito puede medirse por el *spread* entre un bono corporativo y un bono del Tesoro de los Estados Unidos.

los argumentos de Uribe (2002), que plantea que en ciertas circunstancias monetario-fiscales, la estabilidad de precios es incompatible con la solvencia del Gobierno.

Baldacci, Gupta y Mati (2008) también ponen de relieve la importancia de la política fiscal en el comportamiento de los *spreads*. Encuentran que países con altos déficits o niveles de deuda tienen mayor riesgo de cesación de pagos. Por otra parte, la sensibilidad del riesgo soberano a los factores fiscales tiende a ser asimétrica, con efectos mayores en países que ya han experimentado *defaults*.

Aunque buena parte de la literatura se centra en identificar los determinantes del riesgo país, otra explora sus canales de transmisión, en especial examinando su incidencia sobre la actividad económica y sobre la política monetaria. Al parecer el eslabón principal entre el índice de riesgo país y los fundamentales macroeconómicos es el tipo de cambio, y su interacción opera mediante de los flujos de capitales. Así, un aumento repentino de la prima de riesgo de una economía emergente implica salida súbita de capitales, y bajo un régimen de flotación, una depreciación real del tipo de cambio. Los efectos de la depreciación sobre el resto de la economía se pueden abordar por lo menos bajo dos canales. Por una parte, aumenta la relación deuda/PIB, en especial cuando buena parte de las obligaciones financieras del Gobierno se denomina en dólares o se indexa a estos. El mayor saldo de la deuda en moneda local y su mayor servicio aumentan el flujo de los intereses pagados, con lo cual se termina deteriorando el balance fiscal.

El segundo canal ocurre mediante las expectativas. En lo fundamental, la depreciación del tipo de cambio afectará las expectativas de inflación y esta, a su vez, podría terminar afectando las decisiones de las autoridades monetarias sobre las tasas de interés, cuando estas siguen un régimen de inflación objetivo. Como lo sostienen Basci, Özel y Sarikaya (2008), las relaciones macroeconómicas de las economías emergentes están determinadas en general por el papel de la tasa de cambio, la cual afecta tanto la dinámica del crecimiento como de la inflación. En ciertas circunstancias, los canales del crédito y de la demanda agregada podrían no responder de forma apropiada a cambios en la tasa de interés.

Bajo un choque a la prima de riesgo que deprecie la tasa de cambio y aumente las expectativas de inflación y las tasas de interés de política, se requiere que el superávit primario se ajuste para mantener estable la relación de la deuda a PIB. En este sentido, el incremento de las tasas de interés compensará la depreciación inicial por medio de la entrada de capitales que generará el diferencial de tasas. Sin embargo, si la posición fiscal es insuficiente para mantener constante la razón deuda a PIB, se podría crear un círculo vicioso entre la percepción de riesgo país, depreciación, deterioro de la deuda y expectativas de insostenibilidad fiscal que limitaría los alcances de la política monetaria para controlar la inflación. Dicho régimen es conocido en la literatura como de dominancia fiscal, cuyos trabajos pioneros se remontan a Sargent y Wallace (1981) y a Woodford (1994).

## **2. EL EMBI Y LA POSTURA FISCAL DEL GOBIERNO**

### **2.1. Modelo de referencia**

Se toma como referencia el modelo propuesto por Favero y Giavazzi (2004), el cual recoge algunas ideas desarrolladas en trabajos previos. En esencia, estos autores encuentran

que el riesgo soberano del Brasil (EMBI-Brasil) responde de manera no lineal al apetito por riesgo que muestran los inversionistas en los mercados financieros internacionales y que la respuesta depende de la postura fiscal del Gobierno<sup>4</sup>. En particular, se propone el siguiente modelo en su forma reducida para explicar el comportamiento del EMBI para un mercado emergente:

$$Embi_t = \gamma_1 Embi_{t-1} + \gamma'_{2,t} Spread_t^{US(10)} + \gamma_3 \Delta Spread_t^{US(10)} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

donde  $Embi_t$  captura la valoración del riesgo soberano de una economía emergente,  $Spread_t^{US(10)}$  corresponde al diferencial de las tasas de interés de los bonos corporativos estadounidenses con calificación BAA con respecto a la correspondiente de los bonos del Tesoro americano a diez años (usualmente llamado apetito por riesgo o diferencial corporativo) y  $\Delta Spread_t^{US(10)}$  es el cambio en el diferencial corporativo que transmite sus variaciones al EMBI, con independencia del componente no lineal que es capturado por  $\gamma'_{2,t}$ <sup>5</sup>. Justamente en la ecuación (1),  $\gamma'_{2,t}$  captura la respuesta del EMBI al diferencial corporativo americano, que depende de la situación fiscal de la economía de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\gamma'_{2,t} = \gamma_2 \left(1 + e^{-(x^* - x_t)}\right)^{-1} \quad (2)$$

donde  $x_t$  es el balance primario observado como porcentaje del PIB y  $x_t^*$  es el balance primario que estabiliza, o mantiene constante, la razón deuda a PIB<sup>6</sup>. Es claro que para las situaciones en las que  $x_t = x_t^*$ , la respuesta del EMBI al apetito por riesgo de los inversionistas es  $\gamma'_{2,t} = \gamma_2 / 2$ . Por otra parte,  $\gamma'_{2,t}$  aumentará en la medida en que  $x_t$  se aleje (sea inferior a) de  $x_t^*$ . En este sentido, la respuesta del EMBI al diferencial corporativo es similar a la de los modelos LSTAR, propuestos por Tong (1983).

De la ecuación (2) se derivan dos situaciones extremas y, entre ellas, un sendero suave (de transición) a lo largo del cual se sitúa la política fiscal en un período particular. La primera representa una situación fiscal *favorable*, que ocurre cuando el balance primario,  $x_t$ , es considerablemente mayor que el que mantiene constante la deuda como por-

4 En este enfoque, los efectos de la política fiscal sobre el EMBI no son directos, sino que se capturan mediante su influencia sobre el apetito por riesgo que asumen los inversionistas.

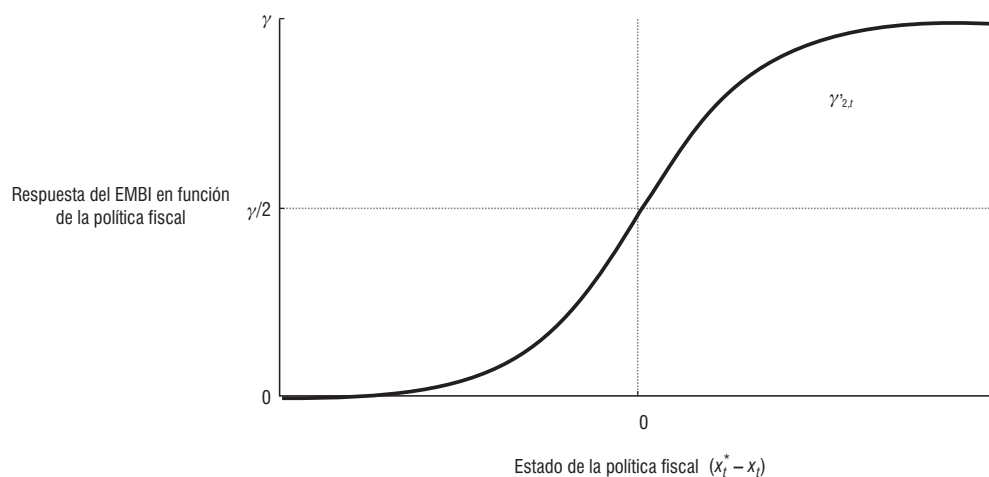
5 La inclusión del diferencial corporativo en primera diferencia captura el efecto de los “saltos” en el *spread* sobre el EMBI. A su vez, el componente no lineal recoge la idea original de Kamin y von Kleist (1999), que encuentran que el *spread* para las economías emergentes responde a la interacción entre sus estructuras de plazo y los *ratings* crediticios.

6 Siguiendo a Burnside (2005), definimos  $x_t^* = \left(\frac{\bar{i}_t - n_t - \pi_t}{1 + n_t}\right) b_{t-1}$  como el superávit primario coherente con una proporción constante de la deuda sobre el PIB. En esta ecuación  $b$  es el nivel de deuda sobre el PIB,  $\pi$  es la tasa de inflación,  $n_t$  es el crecimiento real del PIB,  $\bar{i}$  es el promedio ponderado de las tasas de interés interna y externa que paga el Gobierno por su deuda  $\bar{i}_t = (1 - \mu_t) \left[ (1 + i_t)^{1/12} - 1 \right] + \mu_t \left[ (1 + i_t^{US})^{1/12} - 1 \right] \frac{S_t}{S_{t-1}}$ , donde  $\mu_t$  es la proporción de deuda externa,  $i_t$  es la tasa de interés promedio de la deuda interna en pesos,  $i_t^{US}$  es la tasa de interés de la deuda externa en dólares, y  $S_t$  representa la tasa de cambio.

centaje del PIB,  $x_t^*$ . En este caso, el diferencial de balances no afectará la respuesta del EMBI al apetito por riesgo, por lo que  $\gamma'_{2,t} = 0$ . La segunda refleja el escenario contrario, es decir, una situación fiscal *deteriorada* en la cual la respuesta del EMBI al apetito por riesgo es  $\gamma'_{2,t} = \gamma_2$ . Por supuesto, esta situación se presenta cuando el balance primario,  $x_t$  es visiblemente menor que el que estabiliza la razón deuda a PIB,  $x_t^*$ , sugiriendo en consecuencia problemas de sostenibilidad de la deuda pública.

Las situaciones extremas descritas y el sendero de transición entre ellas, para distintos valores del diferencial entre los balances fiscales, se muestran en el Gráfico 1. En él, una situación fiscal *deteriorada* corresponde a valores positivos muy altos de  $(x_t^* - x_t)$ . De nuevo, en este caso la respuesta del EMBI al apetito por riesgo convergería a  $\gamma'_{2,t} = \gamma_2$ . Por el contrario, una situación fiscal *favorable* corresponderá a valores *muy* negativos de  $(x_t^* - x_t)$ , y la respuesta del EMBI al apetito por riesgo convergería a cero. El punto medio de la transición, por su parte, se presenta cuando el balance primario observado es igual al que mantiene la relación deuda a PIB constante ( $x_t = x_t^*$ ), con lo cual  $\gamma'_{2,t} = \gamma_2 / 2$ .

**Gráfico 1**  
**Respuesta del EMBI al apetito por riesgo de los inversionistas, en función de la política fiscal**



Fuente: cálculos de los autores.

## 2.2. El quiebre estructural

Los datos históricos del EMBI-Colombia y el diferencial corporativo sugieren la existencia de un cambio estructural en su relación, ocurrido probablemente en la segunda parte de la década del dos mil. Dicho cambio podría asociarse al mejor desempeño de varias economías de la región —en particular de Colombia— y a su vez con el deterioro del entorno internacional a causa de la crisis que golpeó con mayor severidad a los países desarrollados afectando profundamente sus perspectivas de mediano y largo

plazos. Una serie de acontecimientos analizados en trabajos previos le dan fundamento a esta conjetura.

Desde mediados de la década del dos mil América Latina registró un período de expansión económica que coincidió con fundamentales macroeconómicos más sólidos (Izquierdo, Romero y Talvi, 2008; Ocampo, 2011). En el caso colombiano, su economía creció a una tasa media de 5,9% entre 2004 y 2007, ligeramente superior a la media regional de 5,7%. El auge se vio beneficiado, entre otras razones, por el incremento de los precios de las materias primas, la expansión del comercio internacional, las buenas condiciones internas y externas de financiamiento y los cuantiosos ingresos por remesas. Aunque estas circunstancias cambiaron de forma temporal durante la crisis de 2008, los países de la región tuvieron margen de maniobra para adoptar políticas fiscales y monetarias contracíclicas y retornaron pronto por el sendero de positivo crecimiento.

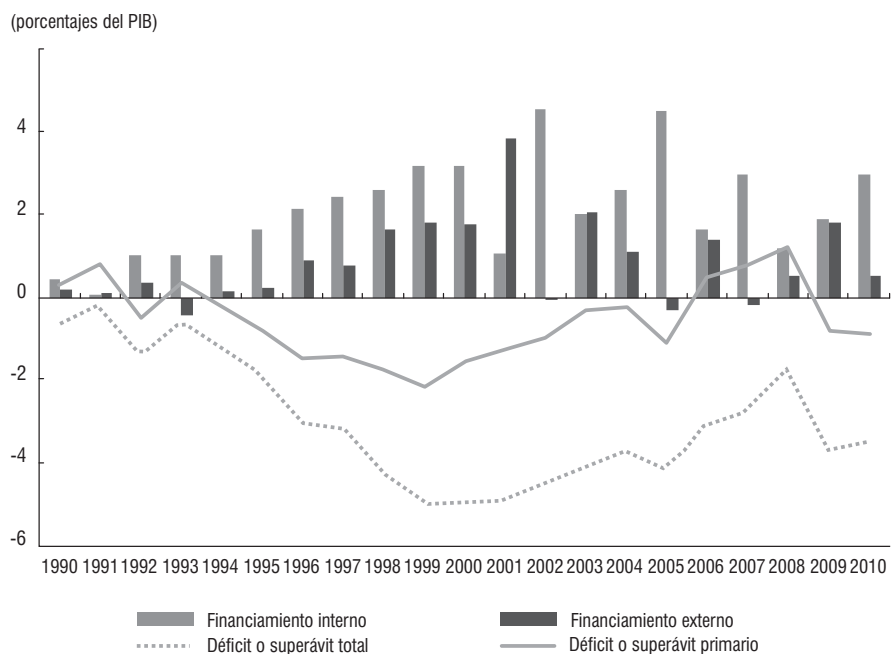
El manejo de la crisis, junto con la recuperación de los precios de las materias primas en 2009, permitió también un retorno gradual de la región a los mercados internacionales de capital, acceso que hoy se mantiene incluso en mejores términos (Guzmán, 2010). En el caso colombiano, Ocampo (2011) subraya dos factores adicionales que facilitaron aplicar políticas contracíclicas. El primero se refiere al uso más amplio del mercado interno de bonos para financiar el gasto público, y el segundo, asociado al anterior, fue la reducción del nivel de la deuda externa del Gobierno, con lo cual se redujo de forma significativa el riesgo cambiario. El ciclo de expansión, junto al manejo macro, ayudó a consolidar el proceso de ajuste fiscal iniciado en Colombia a comienzos de la década, de manera que en la segunda parte de la década del dos mil se registraron mejoras sustanciales en el balance del Gobierno aunque, por supuesto, con un ligero deterioro al final de período a causa de la crisis (Gráfico 2).

En el frente externo, la región experimentó cuantiosos influjos de capitales que le permitió no solo financiar sus déficits en cuenta corriente, sino acumular reservas internacionales. Entre 2005 y 2007 el flujo neto acumulado de capitales hacia América Latina y el Caribe ascendió a USD 152.000 millones, y sus economías lograron incrementar sus reservas internacionales en USD 140.000 millones. De nuevo, la mayor entrada de capitales ocurrió desde mediados de la década, y en el caso particular de Colombia estuvo representada por inversión extranjera directa. Desde entonces, la entrada neta de capitales al país ha sido muy dinámica, a pesar de la leve caída en 2009 por cuenta de la crisis internacional (Gráfico 3).

El influjo de capitales a la región se explica tanto por razones externas como internas. Dentro de las primeras destaca la abundante liquidez internacional, las bajas tasas de interés en las economías avanzadas, el incremento de los precios de las materias primas y el aumento en el apetito por el riesgo de los inversionistas internacionales. Dentro de las razones internas sobresalen los mejores fundamentales macroeconómicos, las buenas perspectivas de crecimiento económico y, en el caso colombiano, se adiciona el mejor ambiente de seguridad y las perspectivas de expansión del sector minero-energético. Todos estos aspectos contribuyeron a que, de forma gradual, las agencias internacionales de riesgo fueran aumentando la calificación de bonos emitidos por este país, hasta que durante 2011 le fue otorgado el grado de inversión.

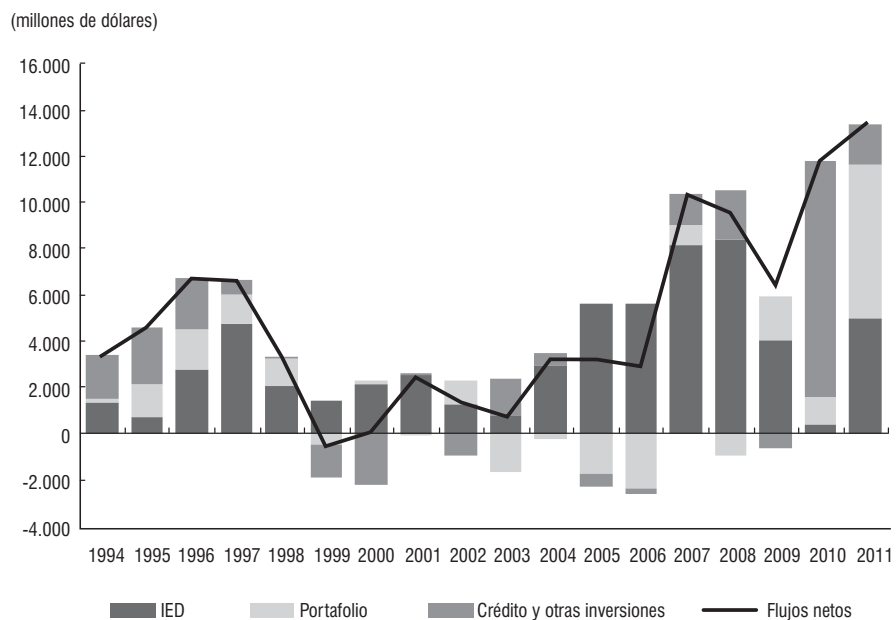


**Gráfico 2**  
**Balance total, primario y financiamiento del Gobierno nacional**



Fuente: Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

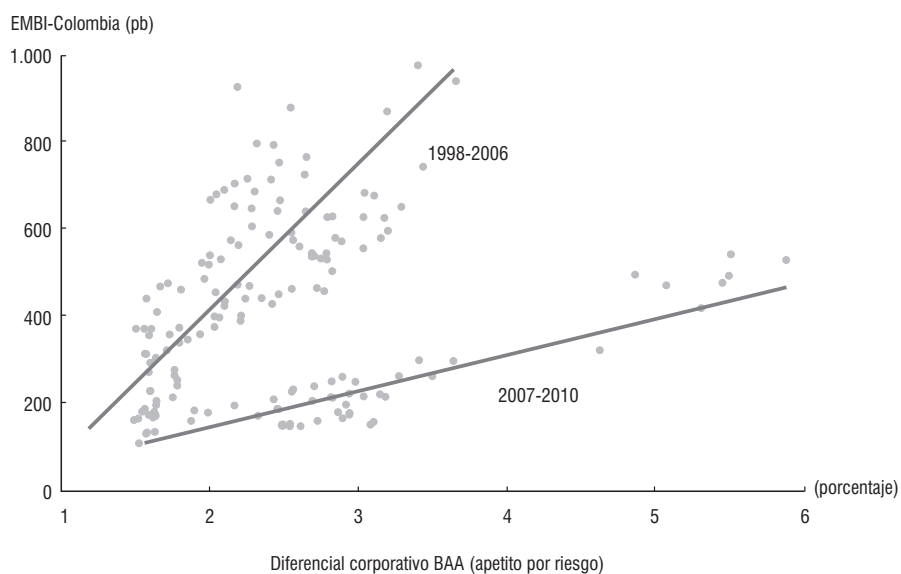
**Gráfico 3**  
**Composición de los flujos de capitales**



Fuente: Banco de la República.

Desde el punto de vista empírico, el cambio estructural en el apetito por riesgo como principal determinante del riesgo-soberano de las economías emergentes pudo ocurrir en algún momento entre 2006 y 2007. Esta hipótesis se sustenta en un comienzo por el cambio de pendiente y de los coeficientes de correlación entre estas variables<sup>7</sup>. En el Gráfico 4 se representa el EMBI-Colombia en un eje vertical, y el diferencial corporativo, o apetito por riesgo, en el horizontal. Claramente se identifican dos nubes de puntos bien diferenciadas entre los períodos 1998-2006 y 2007-2010. La dispersión de la nube de puntos con respecto a las líneas de tendencia sugiere que la relación entre las dos variables es menos dispersa durante el segundo período, a pesar de la menor pendiente.

**Gráfico 4**  
**EMBI-Colombia y el diferencial corporativo BAA**



Fuentes: Bloomberg y Sistema de la Reserva Federal de los Estados Unidos (FRED).

En efecto, la correlación entre las dos variables para el período 2007-2010 es de 0,92, mientras que para el período 1998-2006 es de 0,74<sup>8</sup>. Por su parte, el coeficiente de correlación para el total de la muestra es de 0,25. Nótese en todo caso que la relación entre estas variables se mantiene fuerte a lo largo de todo el período de análisis. Con esta evidencia se percibe que el cambio en la respuesta del EMBI al apetito por riesgo no debe ser ajeno a las circunstancias internas y externas que enfrentaron los mercados emergentes

7 En la siguiente sección se desarrolla un análisis estadístico más riguroso para identificar el punto de quiebre de la relación.

8 La fuerte relación entre el componente colombiano del EMBI y el diferencial corporativo BAA con respecto a los bonos del Tesoro estadounidense a diez años se mantiene cuando se utilizan medidas alternativas del apetito exógeno por riesgo de los inversionistas extranjeros. Por ejemplo, existe una estrecha relación entre la evolución del Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index, conocido como índice VIX, y el diferencial corporativo estadounidense.

desde mediados de la década del dos mil, y en particular las que experimentó Colombia y que se describieron en los párrafos anteriores.

### 2.3. El modelo ampliado

El cambio en la respuesta del  $Embi_t$  al apetito por riesgo de los inversionistas extranjeros se incorpora al modelo original de Favero y Giavazzi (2004), mediante la adición de dos términos a la ecuación (1), tal como se muestra a continuación,

$$Embi_t = \gamma_1 Embi_{t-1} + \gamma'_{2,t} Spread_t^{US(10)} + \gamma_3 \Delta Spread_t^{US(10)} + \alpha'_{2,t} Spread_t^{US(10)} * I_t(t \geq \tau) + \alpha_3 \Delta Spread_t^{US(10)} * I_t(t \geq \tau) + \varepsilon_{1,t} \quad (3)$$

donde  $\alpha'_{2,t} Spread_t^{US(10)} * I_t(t \geq \tau)$  captura el cambio en la respuesta del EMBI en el segundo subperíodo (2007-2010), con respecto al primero, y  $\alpha_3 \Delta Spread_t^{US(10)} * I_t(t \geq \tau)$  mide la respuesta del EMBI a los saltos en el *spread* entre los dos subperíodos analizados. En la ecuación (3),  $I_t(t \geq \tau)$  se define como:

$$I_t(t \geq \tau) = \begin{cases} 0 & \text{si } t < \tau \\ 1 & \text{si } t \geq \tau \end{cases} \quad (4)$$

donde  $\tau$  señala la fecha (desconocida) del cambio en la pendiente, y  $\alpha'_{2,t}$

$$\alpha'_{2,t} = \alpha_2 \left(1 + e^{-(x^* - x_t)}\right)^{-1} \quad (5)$$

Al igual que en el modelo original, la respuesta del EMBI al diferencial de tasas corporativas es no lineal y sigue dependiendo de la situación fiscal de la economía. Sin embargo, bajo el modelo ampliado se precisa que la respuesta del EMBI al apetito por riesgo durante el primer subperíodo, es decir, entre 1998 y la fecha desconocida,  $\tau$ , está determinado por  $\gamma'_{2,t}$  de la ecuación (2), mientras que dicha respuesta para el segundo subperíodo, esto es, entre  $\tau$  y 2010, estará dada por:

$$\gamma'_{2,t} + \alpha'_{2,t} = (\gamma_2 + \alpha_2) * \left(1 + e^{-(x^* - x_t)}\right)^{-1} \quad (6)$$

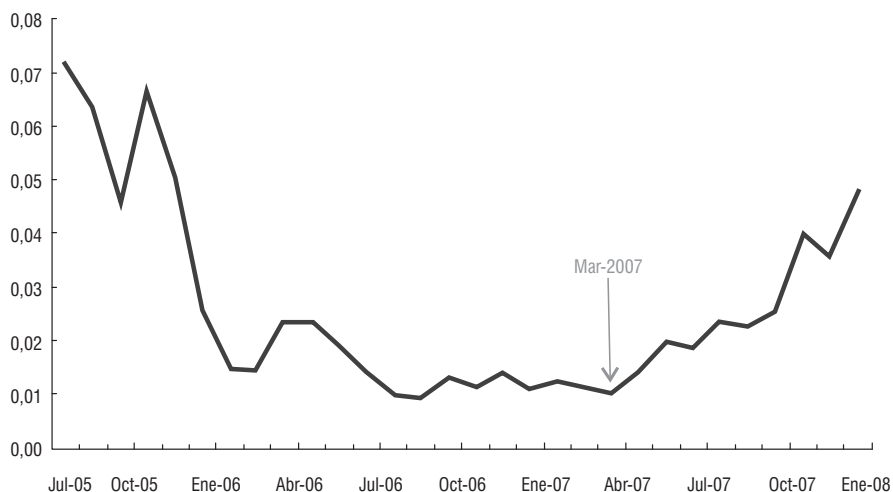
Para determinar la fecha del quiebre de la relación entre el EMBI y el *spread* corporativo, se realizó una estimación recursiva de la ecuación (3) cambiando el valor de  $\tau$  en un conjunto probable de fechas de quiebre. La estimación recursiva se realizó mediante el método generalizado de momentos (GMM, por sus siglas en inglés) y empleando como instrumentos los rezagos de las variables<sup>9</sup>. La estimación arrojó coeficientes estadísticamente

9 Véanse Hansen (1982), Mátyás (1998) y Hall (2005) para los detalles de la estimación por GMM.

significativos, con los signos y magnitudes esperados en varios meses, que podrían seleccionarse para el quiebre. En particular se encuentra que  $\gamma_2$  es positivo y estadísticamente significativo, mientras  $\alpha_2$  es negativo (significativo) y de menor magnitud que  $\gamma_2$ , de tal manera que para el segundo subperíodo  $\gamma_2 + \alpha_2$  es positivo y estadísticamente distinto de  $\gamma_2$ .

En el Gráfico 5 se muestra la evolución del *valor-p* asociado con el parámetro de interés,  $\alpha_2$ , para el período que se supone marca el cambio de tendencia. En particular, los resultados indican que  $\tau$  corresponde probablemente a marzo de 2007, cuando se minimiza el *valor-p*.

**Gráfico 5**  
**Valor-p del coeficiente estimado  $\alpha_2$**



Fuente: cálculos de los autores.

### 3. RESULTADOS

El análisis empírico se realizó con información mensual para el período comprendido entre enero de 1998 y diciembre de 2010<sup>10</sup>. En el Cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación del modelo de referencia (Ecuación 1) para los subperíodos enero de 1998 a febrero de 2007, y de marzo de 2007 a diciembre de 2010, al igual que los resultados del modelo ampliado (Ecuación 3) para toda la muestra, con  $\tau$  definido en marzo de 2007, que resulta de la estimación recursiva. El cuadro contiene los coeficientes estimados, sus correspondientes desviaciones estándar, los coeficientes de determinación ajustados,  $\bar{R}^2$ , y los resultados de la prueba  $J$  de restricciones de sobreidentificación con su correspondiente *valor-p*.

10 El Anexo 1 presenta una descripción detallada de las variables utilizadas.

**Cuadro 1**  
**Estimaciones de los modelos básico y ampliado**

	Modelo de referencia (ecuación 1)				Modelo ampliado (ecuación 3)	
	Ene-1998 a Feb-2007		Mar-2007 a Dic-2010		Ene-1998 a Dic-2010	
	Coefficiente	Des. st.	Coefficiente	Des.st.	Coefficiente	Des.st.
$\gamma_1$	0,80	0,09	0,75	0,11	0,85	0,06
$\gamma_2$	0,87	0,41	0,39	0,19	0,66	0,25
$\gamma_3$	3,09	0,88	0,62	0,18	2,66	0,90
$\alpha_2$					-0,43	0,16
$\alpha_3$					-1,72	0,94
$\bar{R}^2$	0,88		0,93		0,92	
$J$	1,29		2,23		0,27	
Valor-p $J$	0,26		0,14		0,60	

Fuente: cálculos de los autores.

Los coeficientes estimados presentan los signos y magnitudes esperados y son significativamente distintos de cero. El coeficiente que determina la respuesta del EMBI a la interacción entre el apetito por riesgo de los inversionistas extranjeros y la política fiscal colombiana,  $\gamma_2$ , para el primer subperíodo es de 0,87, utilizando el modelo básico, y de 0,66 utilizando el modelo ampliado. Usando la misma metodología de estimación, Favero y Gavazzi (2004) encuentran para Brasil un resultado similar para el período comprendido entre agosto de 1999 y abril de 2004 (coeficiente de 0,88). A partir de este resultado, los autores concluyen la presencia de un régimen de dominancia fiscal en los meses anteriores a la elección de presidente Da Silva en 2003.

No obstante, para el caso de Colombia, estos valores son considerablemente más bajos para el segundo subperíodo, tanto con el modelo básico (0,39) como con el ampliado (0,23). Nótese que este último resultado se obtiene de la sumatoria de los parámetros estimados, es decir,  $\hat{\gamma}_2 + \hat{\alpha}_2 = 0,66 + (-0,43) = 0,23$ . La desviación estándar estimada para  $\hat{\gamma}_2 + \hat{\alpha}_2$  es de 0,099, indicando que  $\gamma_2 + \alpha_2$  es significativamente diferente de cero y de  $\gamma_2$ .

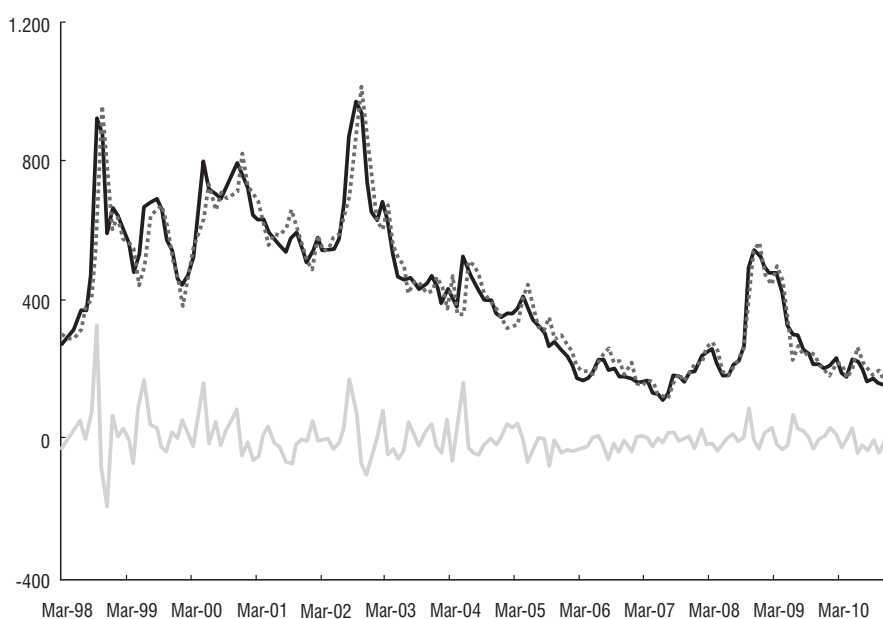
Por su parte, el coeficiente autorregresivo  $\gamma_1$  varía entre 0,75 y 0,85 en los dos subperíodos, sugiriendo que el EMBI rezagado explica en forma importante su nivel observado en el momento  $t$ . El coeficiente  $\alpha_3$ , que captura el efecto de los saltos del *spread* sobre el EMBI, no es estadísticamente significativo, sugiriendo que la respuesta del EMBI a dichos saltos no cambia de manera significativa entre los dos períodos.

Los coeficientes de determinación ajustados para las diferentes muestras son superiores a 0,88, y los *valores-p* de la prueba  $J$  de restricciones de sobreidentificación no

rechazan la hipótesis nula de que el modelo sea adecuado. Así mismo, los resultados son robustos a filtraciones del balance primario como porcentaje del PIB,  $x_t$ , y del balance primario que mantiene constante la deuda como porcentaje del PIB,  $x_t^*$ . En efecto, los parámetros y las varianzas estimados tienen variaciones muy reducidas cuando se cambian los datos originales, por el componente desestacionalizado derivado de un proceso  $XI2$ , su componente de tendencia-ciclo o su tendencia de largo plazo obtenida al aplicar el filtro de Hodrick y Prescott (1997)<sup>11</sup>.

El Gráfico 6 muestra los valores observados y los ajustados del EMBI que se derivan del modelo ampliado y sus residuos correspondientes. De su comparación se concluye que el modelo se ajusta bien al comportamiento observado del EMBI (nótese el alto coeficiente de determinación,  $\bar{R}^2$ , de 0,92). Por otro lado, se observa que los residuos son grandes al comienzo de la muestra, que el ajuste del modelo tiende a ser mejor para el segundo subperíodo y que a lo largo de todo el período de análisis los residuos son estacionarios.

**Gráfico 6**  
EMBI estimado, observado y residuos del modelo ampliado



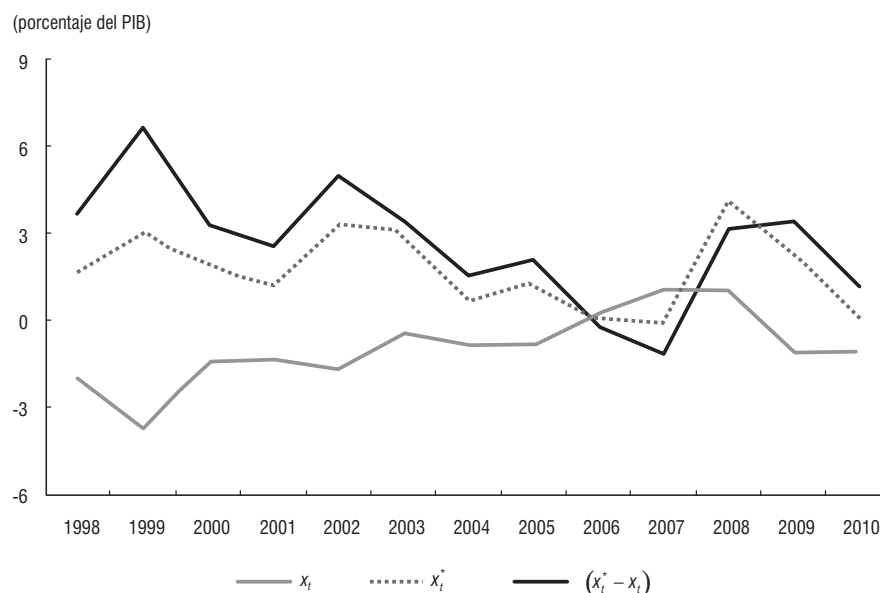
Fuente: cálculos de los autores.

Con respecto a la política fiscal, en el Gráfico 7 se muestra la evolución del balance primario,  $x_t$ , el balance primario que mantiene constante la razón deuda/PIB,  $x_t^*$ , estimado de acuerdo con la fórmula de la nota 6, y su diferencia ( $x_t^* - x_t$ ). Es indudable que el

11 Los datos originales tienen fuertes picos estacionales por su definición como razones de variables estacionales.

gobierno colombiano pasa de forma gradual de una situación fiscal débil registrada a finales de la década de los noventa, cuando se registra una amplia brecha entre el déficit primario observado y el que mantiene constante la deuda, a una situación fiscal más equilibrada, muy notoria entre 2006 y 2007, cuando se cierra esa brecha.

**Gráfico 7**  
**Balance primario del Gobierno colombiano**

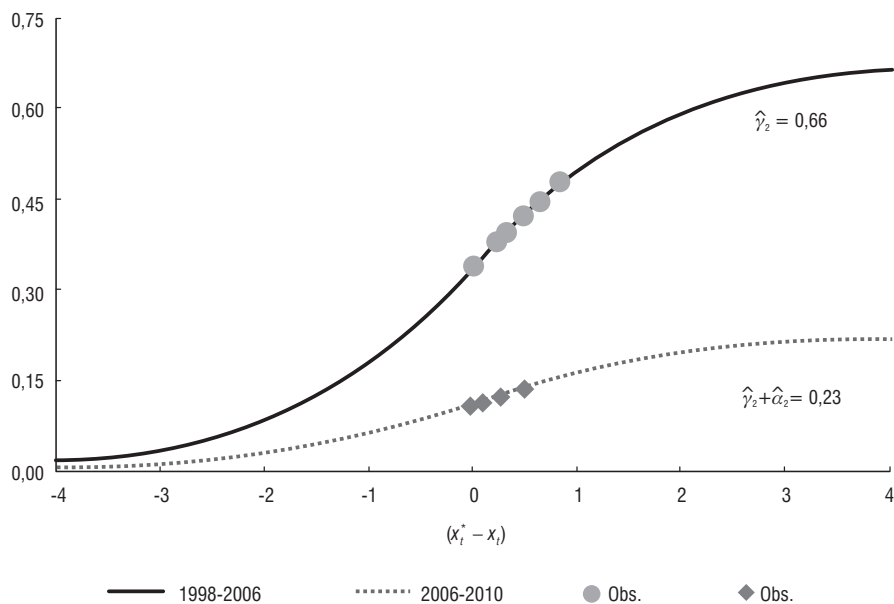


Fuente: cálculos de los autores.

Nótese que los mejores resultados de la situación fiscal se dan justamente cuando cambia de tendencia la respuesta del EMBI (2006-2007), período que el ejercicio econométrico define como punto de quiebre. Por último, entre 2008 y 2009 las finanzas del Gobierno sufren un ligero revés a causa de la crisis financiera internacional, pero con la reactivación del crecimiento en 2010, el balance primario registra un mejor resultado.

La respuesta estimada del EMBI-Colombia a la interacción entre el apetito por riesgo de los inversionistas y la política fiscal ( $x_t^* - x_t$ ), de acuerdo con el modelo ampliado (Ecuación 3), se muestra en el Gráfico 8. La línea sólida representa las respuestas del EMBI para el primer subperíodo, y la punteada, para el segundo. Así mismo, los círculos localizados sobre la línea sólida corresponden a los valores de las brechas del balance primario ( $x_t^* - x_t$ ) observadas entre enero de 1998 y febrero de 2007, y los rombos en la línea punteada, a los valores resultantes entre marzo de 2007 y diciembre de 2010 (valores promedio mensuales dentro de cada año).

**Gráfico 8**  
**Respuesta estimada del EMBI-Colombia al apetito por riesgo en función de la política fiscal**



Fuente: cálculos de los autores.

Es evidente que durante el primer subperíodo la respuesta del EMBI a innovaciones en el apetito por riesgo, que oscila entre 0,3 y 0,45, es significativamente mayor que para el segundo subperíodo, que fluctúa entre 0,10 y 0,13. Como se observa en el gráfico, el entorno económico más favorable en la segunda parte de la década del dos mil conduce incluso a que, con resultados fiscales semejantes para algunas observaciones, la respuesta del EMBI sea menor entre 2007 y 2010.

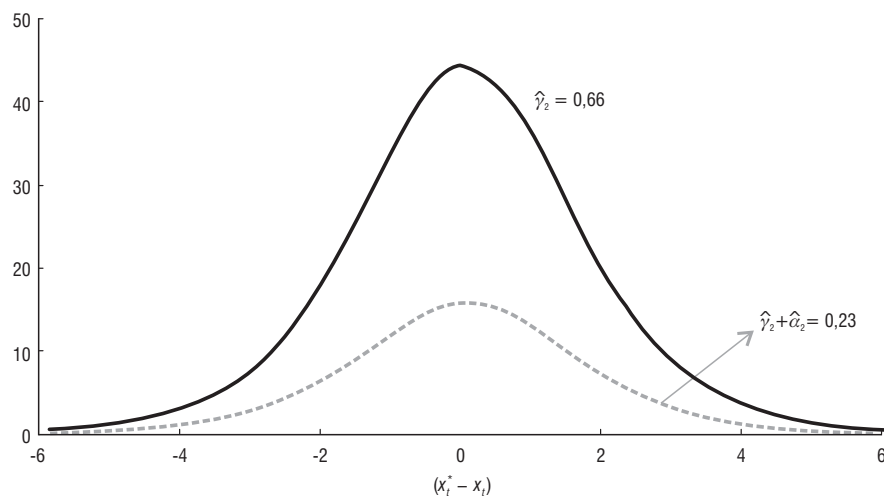
Del Gráfico 8 se deduce que la respuesta del EMBI alcanzó en promedio 0,37 para el período 1998 a 2007, lo que significa que ante un incremento de 100 puntos básicos (pb) del diferencial corporativo estadounidense (apetito por riesgo) la respuesta del EMBI es de 37 pb. Ahora bien, teniendo en cuenta que el diferencial corporativo estadounidense varió entre 68 pb y 343 pb durante el primer subperíodo, la respuesta promedio del EMBI fue de 25 pb, con un máximo de 128 pb. Para el segundo subperíodo, la respuesta promedio se reduce a 8 pb, con un máximo de 42 pb.

Por su parte, el Gráfico 9 describe la respuesta directa del EMBI a los cambios en el diferencial del balance primario, para un nivel dado de apetito por riesgo. La línea sólida representa la respuesta para el primer subperíodo, en tanto que la línea discontinua hace lo propio para el segundo. En ambos casos es evidente que la mayor sensibilidad se concentra en los valores cercanos al equilibrio fiscal, es decir, cuando se cierra la brecha entre el balance observado y el balance que mantiene la deuda constante como porcentaje del PIB. De igual manera, la menor sensibilidad del EMBI se presenta en las situaciones fiscales extremas. Así por ejemplo, un deterioro marginal de la posición fiscal del Gobierno que parta desde el equilibrio implica un incremento del EMBI cercano a 44 pb en el primer



subperíodo y de 15 pb en el segundo. Sin embargo, si el diferencial entre los balances primarios llegase a un extremo de +4 puntos del PIB, dichas sensibilidades se reducirían a 3,5 pb y 1,2 pb, respectivamente.

**Gráfico 9**  
**Respuesta estimada del EMBI-Colombia (pb) al estado fiscal del Gobierno**



Fuente: cálculos de los autores.

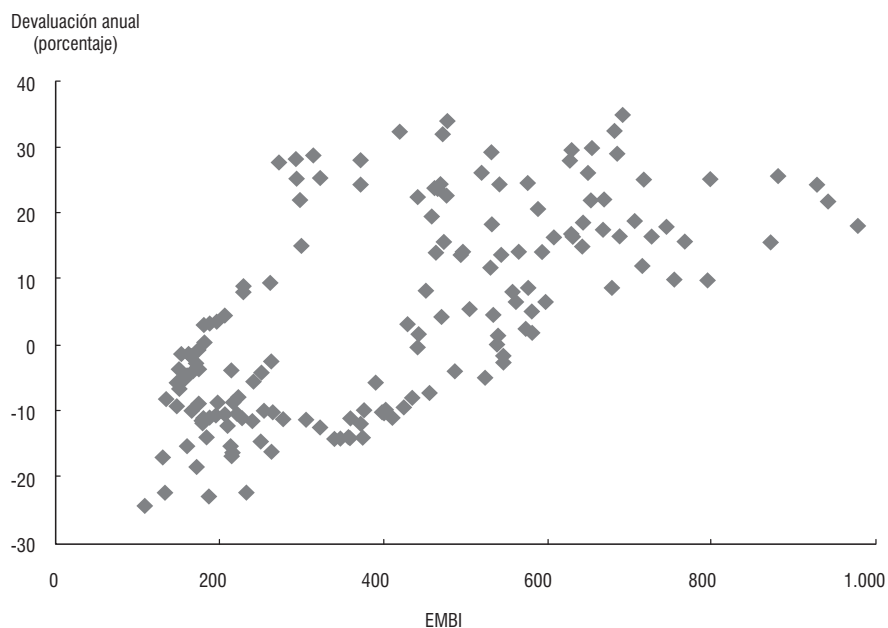
#### 4. RELACIÓN DEL EMBI-COLOMBIA CON LA DEVALUACIÓN Y LOS RETORNOS DE LOS ACTIVOS FINANCIEROS LOCALES

##### 4.1. El EMBI y la devaluación nominal del peso

Como se mencionó en la introducción, el EMBI provee la señal preferida por los inversionistas para valorar las perspectivas de una economía, pues mantiene una relación cercana con los precios de los activos financieros locales, en particular con la tasa de devaluación de la moneda local y las valorizaciones de las acciones. En esta sección se indaga sobre la relación empírica entre estas variables, comenzando por el nexo entre el EMBI-Colombia y la tasa de devaluación anual del peso con respecto al dólar estadounidense. De acuerdo con el Gráfico 10, existe una relación directa entre estas variables que requiere mayor análisis econométrico.

En el Cuadro 2 se muestran los resultados de las pruebas de cointegración para los cinco modelos posibles de interrelación entre el EMBI-Colombia y la tasa de devaluación. Usando el criterio de Schwartz, el modelo seleccionado es el que tiene intercepto pero no tendencia. Nótese que para los modelos pertinentes, el rango de cointegración es 1 de forma unánime. Es claro que existe una relación de largo plazo entre estas variables, por lo que conviene indagar sobre su exogeneidad y la magnitud de sus efectos unidireccionales y recíprocos. Este ejercicio se hace mediante las funciones de impulso-respuesta provenientes de un modelo de corrección de errores vectorial (VECM).

**Gráfico 10**  
**EMBI-Colombia y tasa anual de devaluación del peso**



Fuentes: Bloomberg y Banco de la República.

**Cuadro 2**  
**Cointegración entre el EMBI-Colombia y la devaluación nominal**

Tendencia de los datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de prueba	No intercepto no tendencia	Intercepto no tendencia	Intercepto no tendencia	Intercepto tendencia	Intercepto tendencia
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2

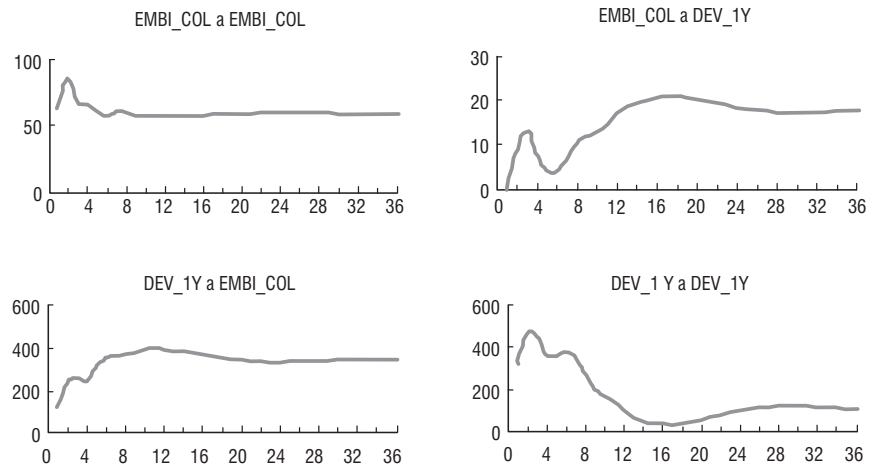
Fuente: cálculos de los autores.

Las respuestas a impulsos de una desviación estándar procedentes de un modelo VECM sin tendencia pero con intercepto se resumen en el Gráfico 11. Los resultados indican que un impulso de 60 pb en el EMBI genera una respuesta de largo plazo de 340 pb en la devaluación anual del peso. Por su parte, un impulso de 330 pb en la tasa de devaluación genera una respuesta de largo plazo de solo 17 pb en el EMBI, aunque de acuerdo con los niveles de significancia, dicha respuesta no es diferente de cero.

Los resultados descritos se pueden validar alternativamente por medio del porcentaje de la varianza del error de pronóstico, que se explica por las innovaciones a las dos variables (Gráfico 12). Nótese que las innovaciones del EMBI explican hasta un 75% de las variaciones del error de pronóstico de la devaluación, mientras que las innovaciones a la tasa anual de devaluación explican solo el 8% de las variaciones del error de pronós-

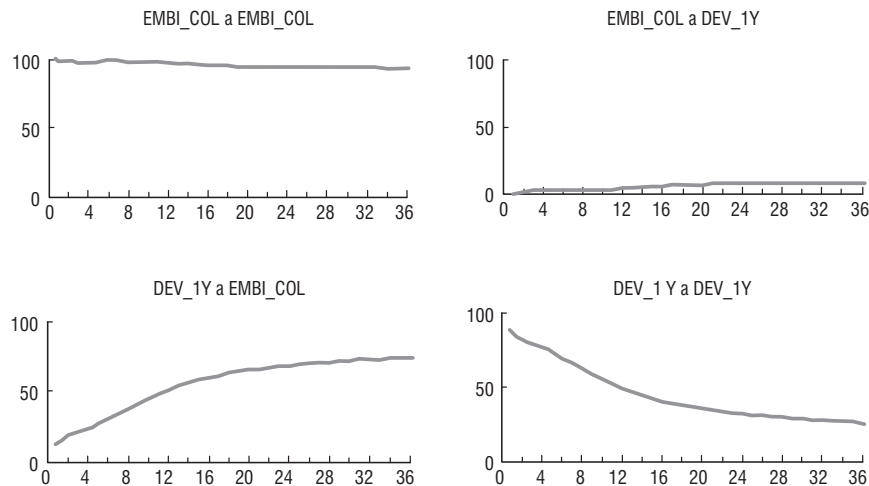
tico del EMBI. Este resultado, junto con los hallazgos derivados de las funciones impulso-respuesta ya descritos, provee evidencia sobre la exogeneidad del EMBI-Colombia con respecto a la devaluación nominal del peso. Por otro lado, apoya el papel de la devaluación de la moneda local como canal de transmisión del EMBI hacia los mercados financieros locales, descrito en la sección 2.

**Gráfico 11**  
**Función de impulso-respuesta entre el EMBI-Colombia y la devaluación nominal**



Fuente: cálculos de los autores.

**Gráfico 12**  
**Porcentaje de la varianza explicada del error de pronóstico entre EMBI-Colombia y la devaluación nominal**

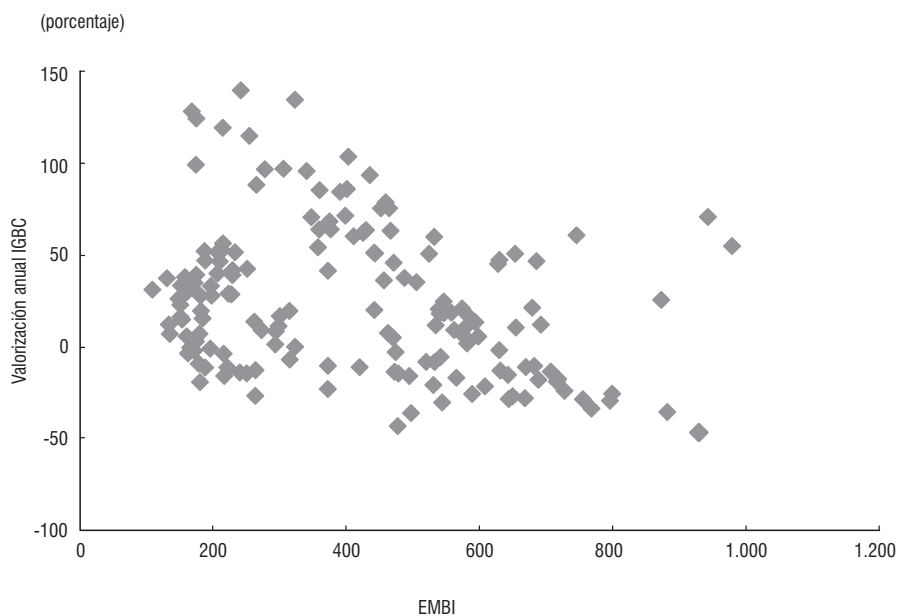


Fuente: cálculos de los autores.

#### 4.2. El EMBI y el índice general de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC)

Por último, para caracterizar la relación entre el EMBI-Colombia y los retornos de los activos financieros locales, estudiamos la relación entre aquel y la valorización del IGBC mediante la misma estrategia empírica; es decir, al comienzo se muestran los datos, luego se desarrolla el análisis de cointegración y se concluye con la estimación de un modelo VAR, junto con sus funciones de impulso-respuesta y la varianza explicada por los errores de pronóstico. El Gráfico 13 y el Cuadro 3 ofrecen la evidencia para los dos primeros aspectos. En principio, la nube de datos no da señales claras sobre el signo de la correlación entre estas variables. De acuerdo con los resultados de la prueba de cointegración entre el EMBI y el crecimiento anual del IGBC presentados en el Cuadro 3, se encuentra que no hay una relación de largo plazo. En consecuencia, un modelo VAR en diferencias entre estas dos variables es suficiente para describir su relación.

**Gráfico 13**  
**EMBI-Colombia y la valorización anual del IGBC**



Fuente: Bloomberg.

El Gráfico 14 muestra las respuestas recíprocas del EMBI y del IGBC a innovaciones en estas dos variables (respuestas acumuladas del VAR). Cabe resaltar que una innovación (impulso) de 63 pb en el EMBI genera una reducción (respuesta) de 290 pb en los retornos del IGBC en el largo plazo y que dicha respuesta es estadísticamente significativa. Por el contrario, un choque (impulso) de 1.300 pb en los retornos del IGBC genera una reducción (respuesta) de solo 6 pb en el EMBI en el largo plazo, y claramente no es significativamente diferente de cero. Este resultado es coherente con la hipótesis de exogeneidad del EMBI con respecto al crecimiento del IGBC. Sin embargo, la ausencia de

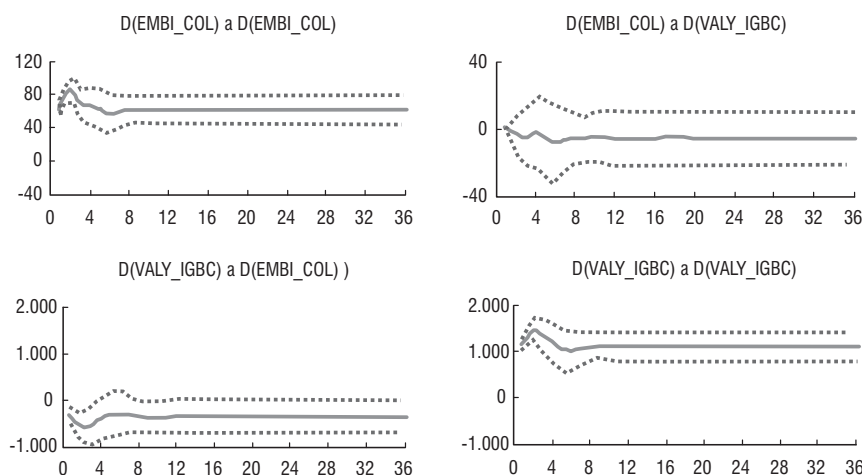
cointegración entre estas dos variables hace que la varianza del error de pronóstico del IGBC explicado por el EMBI sea reducida (14% en el largo plazo), tal como se puede observar en el Gráfico 15.

**Cuadro 3**  
**Prueba de cointegración entre el EMBI y el incremento anual del IGBC**

Tendencia de datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de prueba	No intercepto no tendencia	Intercepto no tendencia	Intercepto no tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Trace	0	0	0	1	2
Max-Eig	0	0	0	1	2

Fuente: cálculos de los autores.

**Gráfico 14**  
**Impulso-respuesta entre el EMBI-Colombia y la valorización anual del IGBC**

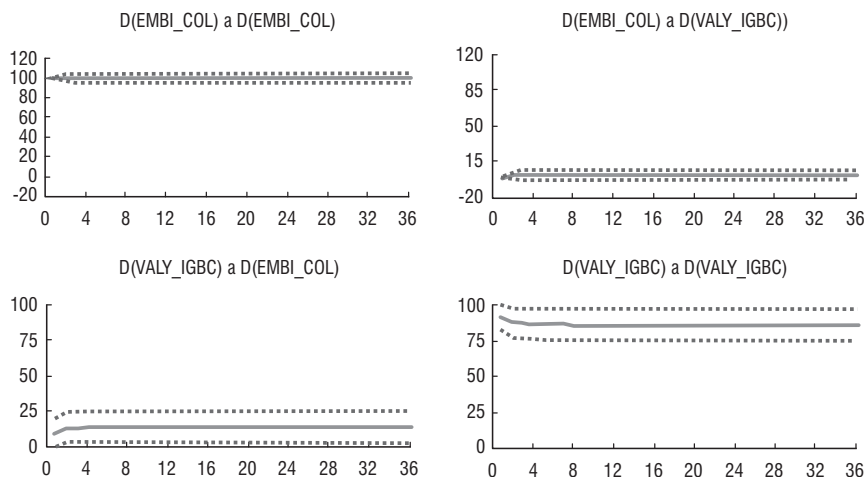


Fuente: cálculos de los autores.

La exogeneidad del EMBI respecto a la devaluación y a las valorizaciones del IGBC encontrada en los ejercicios descritos provee una primera base empírica sobre uno de los canales de transmisión del riesgo soberano de los emergentes hacia sus fundamentales macroeconómicos, que podría operar por medio de las expectativas de inflación. Como se describió en la sección 2, un incremento no anticipado de la prima de riesgo que implique una salida súbita de capitales y, por consiguiente, una depreciación de la moneda local, podría terminar afectando las expectativas de inflación, aunque para el caso colombiano existe evidencia de que el llamado efecto *pass-through* de la devaluación hacia el nivel general de precios no es completo (González, Mendoza, Rincón y Rodríguez, 2010). Sin embargo, si la depreciación de la moneda local llegase a afectar las expectativas de inflación,

se podrían afectar las decisiones de las autoridades monetarias sobre las tasas de interés y por esta vía se verían afectados los retornos de los activos financieros locales. Por supuesto, esta es una primera exploración empírica que requiere ejercicios adicionales para sentar conclusiones más robustas.

**Gráfico 15**  
**Descomposición de la varianza del error de pronóstico entre el EMBI-Colombia y la valorización anual del IGBC**



Fuente: cálculos de los autores.

## 5. COMENTARIOS FINALES

En este capítulo se mostró que el EMBI-Colombia está determinado por el apetito por riesgo de los inversionistas internacionales y que su respuesta es no lineal y está influida por la postura fiscal del Gobierno, valorada por la brecha del déficit primario observado con respecto al déficit que mantiene constante la deuda en términos del producto. Se encontró así mismo que la relación entre estas variables sufrió un cambio estructural en marzo de 2007, el cual parece asociarse a los mejores fundamentales macroeconómicos de Colombia y al deterioro del entorno internacional. La sensibilidad del EMBI al riesgo global se redujo en forma importante después del quiebre, con efectos positivos sobre los costos financieros de la deuda pública y la vulnerabilidad del país ante choques externos.

El coeficiente que captura la respuesta del EMBI-Colombia a la interacción entre el apetito por riesgo de los inversionistas extranjeros y la política fiscal ascendió a 0,67 para el subperíodo enero de 1998 a febrero de 2007. Utilizando la misma metodología de estimación, nuestro resultado es relativamente cercano al encontrado por Favero y Gavazzi (2004) para Brasil (coeficiente de 0,88), y que le sirvió para concluir la presencia de un régimen de dominancia fiscal en los meses anteriores a la elección del presidente Da Silva en 2003. No obstante, en el caso colombiano dicho coeficiente cae a 0,23 para el subperíodo marzo de 2007 a diciembre de 2010, resultado que explica la percepción más favorable de los inversionistas internacionales sobre la economía colombiana durante estos años.

Así mismo, el trabajo encuentra que el EMBI mantiene una relación unidireccional con la tasa de devaluación y con el crecimiento anual del IGBC. Estos resultados sugieren la importancia del EMBI como señal para valorar las perspectivas de la economía y subrayan el papel de la tasa de cambio como un posible canal de transmisión hacia los mercados financieros locales y el resto de los fundamentales macroeconómicos.

De forma similar, la menor sensibilidad del EMBI-Colombia al apetito por riesgo global que se encontró para los últimos años tiene implicaciones importantes sobre la economía colombiana. Desde la perspectiva de las finanzas públicas, podría implicar un menor costo financiero de la deuda del Gobierno y facilitar el acceso a los mercados financieros internacionales. De igual manera, se podría reflejar en una menor vulnerabilidad de los mercados financieros locales ante eventuales choques externos. En términos de los costos del capital, estos resultados podrían tener un efecto positivo sobre la tasa de interés del mercado de largo plazo, reduciendo así el costo financiero de las inversiones. La menor sensibilidad del EMBI registrada en los últimos años, sin embargo, puede revertirse, dependiendo del curso que tome la economía mundial por las circunstancias que enfrentan los países de la Unión Europea.

## REFERENCIAS

- Baldacci, E.; Gupta, S.; Mati, A. “Is it (Still) Mostly Fiscal? Determinants of Sovereign Spreads in Emerging Markets”, *Working Paper*, vol. 8, núm. 259, FMI, 2008.
- Basci, E.; Özel, O.; Sarikaya, C. “The Monetary Transmission Mechanism in Turkey: New Developments”, 2008.
- Blanchard, O. “Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil”, *Working Paper*, vol. 10389, NBER, 2004.
- Bulow, J.; Rogoff, K. . “Sovereign Debt: Is to Forgive to Forget?”, *The American Economic Review*, vol. 79, núm. 1, pp. 43-50, 1989.
- Burnside, C. *Fiscal Sustainability in Theory and Practice. A Handbook*, Washington, D. C.: Banco Mundial, 2005.
- Calvo, G.; Leiderman, L.; Reinhart, C. “Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors”, *Staff Papers*, vol. 40, núm. 1, FMI, 1993.
- Calvo, G. “Globalization Hazard and Delayed Reform in Emerging Markets”, *Economía*, vol. 2, núm. 2, pp. 1-29, 2002.
- Ciarlone, A.; Piselli, P.; Trebeschi, G. “Emerging Markets Spreads and Global Financial Conditions”, *International Financial Markets, Institutions & Money*, vol. 19, pp. 222-239, 2009.
- Díaz Weigel, D.; Gemmil, G. “What Drives Credit Risk in Emerging Markets? The Roles of Country Fundamentals and Market Co-Movements”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 25, núm. 3, pp. 476-502, 2006.
- Favero, C. A.; Giavazzi, F. “Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil”, *Working Paper*, vol. 10390, NBER, 2004.
- García-Herrero, A.; Ortiz A. “The Role of Global Risk Aversion in Explaining Sovereign Spreads”, *Economía*, vol. 7, pp. 125-155, 2006.

- Gonzales, R. M.; Levy, E. "Global Factors and Emerging Market Spreads", *The Economic Journal*, vol. 118, pp. 1917-1936, 2008.
- González, A.; Mendoza O.; Rincón H.; Rodríguez N. "Ciclo económico y efecto inflacionario de la depreciación de la moneda", Borradores de Economía, núm. 611, Banco de la República, 2010.
- Grandes, M. *Convergence and Divergence of Sovereign Bond Spreads: Theory and Facts from Latin America*, disponible en URL: <http://ssrn.com/abstract=302085> or doi:10.2139/ssrn.302085, 2003.
- Guzmán, J. "Capital Flows to Latin America: Challenges and Policy Responses", documento presentado en la Conferencia International Capital Movements: Old and New Debates, organizada por el Banco Central de la Reserva del Perú, Cusco (Perú), 2010.
- Hall, A. R. *Generalized Method of Moments (Advanced Texts in Econometrics)*, Oxford: Oxford University Press, 2005.
- Hansen, L. P. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 50, pp. 1029-1054, 1982.
- Hilscher, J.; Nosbusch, Y. "Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt", *Review of Finance*, vol. 14, pp. 235-262, 2010.
- Hodrick, R. J.; Prescott, E. C. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, núm. 1, pp. 1-16, 1997.
- Izquierdo, A.; Romero, R.; Talvi, E. "Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors", *Working Paper*, núm. 631, Banco Interamericano de Desarrollo, 2008.
- Kamin, S.; Kleist K. "The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990s", *Working Paper*, núm. 653, Bank for International Settlements (BIS), 1999.
- Litterman, R. "A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series", *JBES*, vol. 1, pp. 169-173, 1983.
- Longstaff, F.; Mithal, S.; Neis, E. "Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market", *Journal of Finance*, vol. 60, núm. 5, 2213-2253, 2005.
- Mátyás, L. *Generalized Method of Moments Estimation*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1998.
- Mendoza, E. "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations", *International Economic Review*, vol. 36, núm. 1, pp. 101-137, 1995.
- Mendoza, E. "Terms-of-Trade Uncertainty and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, vol. 54, pp. 323-356, 1997.
- Ocampo, J. A. "How Well Has Latin America Fared During the Global Financial Crisis?", *Ensayos Económicos*, vol. 1, núm. 61-62, pp. 7-33, 2011.
- Özatay, F.; Özmen, E.; Sahinbeyoglu, G. "Emerging Market Sovereign Spreads, Global Financial Conditions and U.S. Macroeconomic News", *Economic Modelling*, vol. 26, pp. 526-531, 2009.
- Sargent, T. J.; Wallace, N. "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", *Quarterly Review*, vol. 5, núm. 3, pp. 1-18, 1981.



- Tong, H. "Threshold models in non-linear time series analysis", *Lecture Notes in Statistics*, núm, 21, 1983
- Uribe, M. "A Fiscal Theory of Sovereign Risk", *Working Paper*, vol. 9221, *NBER*, 2002 (disponible en <http://www.nber.org/papers/w9221>).
- Woodford, M. "Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-In-Advance Economy", *Economic Theory*, vol, 4, pp. 345-380, 1994.

## ANEXO 1

### DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS EMPÍRICO

Símbolo	Nomenclatura	Detalle del cálculo y tratamiento previo
$Embi_t$	EMBI 'Emerging Market Bond Index'.	Media geométrica de los valores diarios obtenidos de Bloomberg.
$Spread_t^{US(10)}$	<i>Spread</i> corporativo	Diferencial entre la media geométrica mensual de las tasas corporativas Norteamericanas con calificación BAA y la media geométrica mensual de las tasas de los bonos del Tesoro norteamericano a diez años.
$x_t$	Balance primario como porcentaje del PIB	El PIB nominal trimestral colombiano se descompuso mensualmente por medio del método de Litterman (1983) utilizando como información auxiliar los índices nominales de la producción manufacturera y de las ventas provenientes del DANE, el índice de precios del productor y las producciones de cemento, energía y petróleo.
$x_t^*$	Balance primario que mantiene constante la proporción de la deuda sobre el PIB	$\left( \frac{\bar{i}_t - \eta_t - \pi_t}{1 + \eta_t} \right) b_{t-1}$
$b_t$	Saldo de la deuda del Gobierno como porcentaje del PIB	
$\pi_t$	Tasa mensual de inflación	
$\eta_t$	Crecimiento real mensual del PIB	El PIB real trimestral colombiano se descompuso mensualmente mediante el método de Litterman (1983) utilizando como información mensual auxiliar los índices reales de la producción manufacturera y de las ventas provenientes del DANE.
$\bar{i}_t$	Tasa de interés promedio de la deuda del Gobierno	$\bar{i}_t = (1 - \mu_t) \left[ (1 + i_t)^{1/12} - 1 \right] + \mu_t \left[ (1 + i_t^{US})^{1/12} - 1 \right] \frac{S_t}{S_{t-1}}$
$\mu_t$	Proporción de la deuda externa sobre la deuda total	
$i_t$	Tasa de interés promedio de la deuda interna en pesos	Media geométrica mensual del promedio ponderado de las tasas diarias de los bonos de la Tesorería en pesos. Las ponderaciones corresponden al porcentaje del saldo de cada especie. Se refiere a tasas de mercado primarios hasta julio de 1999 y de mercado secundario de agosto de 1999 en adelante.
$i_t^{US}$	Tasa de interés sobre la deuda externa en dólares	Media geométrica de las tasas internas de retorno del bono de deuda externa más líquido, "USD195325AJ47 65535 0 Govt", en la nomenclatura de Bloomberg.
$S_t$	Tasa de cambio	Media geométrica mensual de la tasa representativa del mercado diaria.