

Quiebre Estructural de la Relación entre la Política Fiscal y el Riesgo Soberano en las Economías Emergentes: El Caso Colombiano[†]

Juan Manuel Julio R.[‡]
Ignacio Lozano
Ligia Alba Melo B.

Resumen

En este trabajo se muestra que el EMBI-Colombia está determinado por el apetito por riesgo de los inversionistas internacionales y que su respuesta es no lineal y está influenciada por la postura fiscal del gobierno. Se encuentra también que la relación entre estas variables sufrió un cambio estructural favorable en la mitad de la década del 2000, que parece estar asociado a los mejores fundamentales macroeconómicos locales y al deterioro del entorno internacional. Finalmente, se concluye que el riesgo soberano mantiene una relación unidireccional con la devaluación nominal y la valorización anual del IGBC, sugiriendo que el EMBI aporta la información básica para valorar las perspectivas de los mercados financieros locales.

Palabras Clave: *Política fiscal, deuda soberana, análisis de riesgo, mercados financieros*

Clasificación JEL: E62, H63, D11, E44

[†] Los autores agradecen a Hernando Vargas por sus valiosos comentarios y a Néstor Espinosa y 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 expresadas en este documento son responsabilidad 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. jjulioro@banrep.gov.co, ilozanes@banrep.gov.co y lmelobec@banrep.gov.co.

1. Introducción

Con el colapso financiero de 2007 y sus profundas repercusiones a nivel global, 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 fácilmente 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-euro, no sólo reflejan los temores que mantienen los mercados por el desempeño futuro de éstas 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 ampliamente reconocidos por la comunidad internacional. En el campo fiscal, por ejemplo, las economías emergentes de América Latina lograron reducir significativamente 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 economías emergentes es la prima de riesgo de su deuda soberana, la cual se mide a través, del EMBI, “*Emerging Market Bond Index*”¹. El EMBI es 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 están fuertemente relacionados con los precios de la deuda soberana, el EMBI es el indicador preferido por los inversionistas para valorar las perspectivas 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 riesgos de los inversionistas. Las implicaciones de este hallazgo son de gran trascendencia, especialmente para el manejo macroeconómico. Al influir la política fiscal en el riesgo país, éste último 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 acaban 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 posiblemente 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 jugar un rol diferente en la valoración de riesgo.

¹ El *Emerging Market Bond Index* (EMBI) fue introducido por J.P. Morgan en 1992. Con posterioridad, ésta 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 la mediciones a otros mercados y tomar como referencia otras monedas.

En este trabajo 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 depende de la postura fiscal del gobierno. Adicionalmente, se muestra que esta relación sufrió un cambio estructural hacia mediados de la década del 2000, que podría estar asociado con 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. Este quiebre estructural ha sido favorable para el país, en la medida que la sensibilidad del EMBI al apetito por riesgo se redujo en la segunda mitad de la década, para los diferentes estados de la política fiscal.

Finalmente se 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 a través de 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, a través de las expectativas de inflación y las tasas de interés.

El documento está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se revisa la literatura sobre los determinantes del riesgo soberano y los canales de transmisión de dicho riesgo sobre la economía. En la tercera sección se describe el modelo teórico de determinación del EMBI que se utiliza como referencia. 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 éste hallazgo, en este apartado también se propone una extensión al modelo original para la determinación del EMBI en Colombia. En la cuarta sección se presentan los resultados de las estimaciones. En la quinta sección se desarrolla una evaluación empírica entre el riesgo país y los principales indicadores financieros locales y, finalmente, en la sexta sección se concluye.

2. Revisión de 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 comúnmente están asociados a los fundamentales macroeconómicos, los cuales afectan la capacidad de los gobiernos para repagar la deuda. Sobre el primer tipo de factores sobresalen los trabajos de Calvo (2002) y Calvo, Leiderman y Reinhart (1993), quienes fueron pioneros en subrayar el papel casi exclusivo de los factores globales². 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 las economías emergentes, una vez se controla por los factores globales, explican en forma limitada la dinámica del riesgo soberano.³ En línea con este resultado, Ciarlone, Piselli y Trebeschi (2009) encuentran que el único factor común significativo para explicar la co-variación entre los “spreads” de las economías emergentes son las condiciones financieras internacionales, especialmente 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 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, 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 destaca el papel de los fundamentales macroeconómicos internos, los cuáles 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

²Otros trabajos que obtienen resultados en la misma dirección son Grandes (2003); Diaz Weigel y Gemmill (2006); García-Herrero y Ortiz (2006); Longstaff, Mitahl y Neis. (2007); y González y Levy (2008).

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

riesgo soberano, existen ciertos factores internos, especialmente asociados con la capacidad que tienen los países para repagar su deuda, que al ser adicionados, aumenta 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 resaltan 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. Adicionalmente, la volatilidad de los términos de intercambio podría afectar también la capacidad de pago de la deuda de un país, a través de sus impactos sobre el crecimiento cíclico y de largo plazo de la economía (Mendoza, 1995; Mendoza, 1997). El otro determinante de los macrofundamentales que ha sido abordado en 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 un impacto significativo sobre 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 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 los argumentos de Uribe (2002), quién plantea que bajo ciertas circunstancias monetario-fiscales, la estabilidad de precios es incompatible con la solvencia del gobierno.

Baldacci, Gupta y Mati, (2008), también destacan la importancia de la política fiscal en el comportamiento de los “*spreads*”. Encuentran que países con altos déficits y/o niveles de deuda tienen un mayor riesgo de cesación de pagos. Por otra parte, la

sensibilidad del riesgo soberano a los factores fiscales tiende a ser asimétrica, con impactos mayores en países que previamente han experimentado “*defaults*”.

Aunque buena parte de la literatura se centra en identificar los determinantes del riesgo país, otra explora sus canales de transmisión, especialmente 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 a través de los flujos de capital. 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 a PIB, especialmente cuando buena parte de las obligaciones financieras del gobierno esta denominada en (o indexada a) dólares. El mayor stock de la deuda en moneda local y su mayor servicio, aumenta el flujo de los intereses pagados, con lo cual se termina deteriorando el balance fiscal.

El segundo canal tiene lugar a través de 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 generalmente determinadas por el papel de la tasa de cambio, la cual afecta tanto la dinámica del crecimiento como de la inflación. Bajo ciertas circunstancias, los canales del crédito y de la demanda agregada podrían no responder apropiadamente 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, vía 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).

3. El EMBI y la Postura Fiscal del Gobierno

3.1. El 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 gobierno⁴. En particular, se propone el siguiente modelo en su forma reducida para explicar el comportamiento del EMBI para un mercado emergente:

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

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 con calificación *BAA* con respecto a la correspondiente de los bonos del Tesoro Americano a 10 Años (usualmente llamado apetito por riesgo o diferencial corporativo), $\Delta Spread_t^{US(10)}$ es el cambio en el diferencial corporativo que transmite sus variaciones al EMBI, independientemente del componente no lineal que es capturado por $\gamma'_{2,t}$.⁵

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

⁵ La inclusión del diferencial corporativo en primera diferencia captura el impacto 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), quienes encuentran que el spread para las economías emergentes responden a la interacción entre sus estructuras de plazo y los “ratings” crediticios.

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:

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

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 PIB⁶. Es claro que para las situaciones donde $x_t = x_t^*$, 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 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 periodo de tiempo particular. La primera representa una situación fiscal *favorable*, que ocurre cuando el balance primario, x_t , es considerablemente mayor al que mantiene constante la deuda como porcentaje 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 al que estabiliza la razón deuda a PIB, x_t^* , sugiriendo en consecuencia problemas de sostenibilidad de la deuda pública.

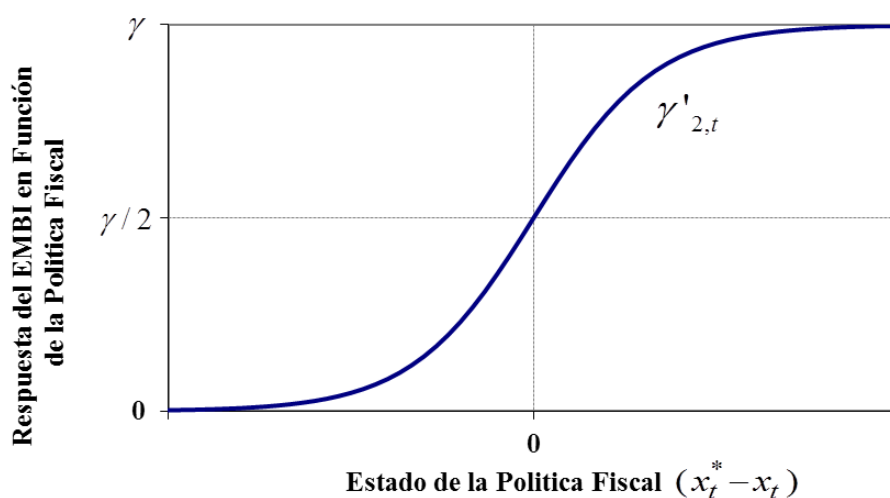
⁶ $x_t^* = \left(\frac{\bar{i} - \eta_t - \pi_t}{1 + \eta_t + \pi_t} \right) b_{t-1}$ es el superávit primario coherente con una proporción constante de la deuda sobre el

PIB. En esta ecuación, b es el nivel de deuda sobre el PIB, π es la tasa de inflación, η 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, $\bar{i} = (1 - \mu_t) \left((1 + i_t)^{12} - 1 \right) + \mu_t \left((1 + i_t^{US} + Embi_t)^{12} - 1 \right) \frac{S_t}{S_{t-1}}$ donde μ es la proporción de deuda

externa, i 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.

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 el gráfico 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 a aquel que mantiene la relación deuda sobre PIB constante ($x_t = x_t^*$), con lo cual $\gamma'_{2,t} = \gamma_2/2$.

Gráfico 1. Respuesta Teórica del EMBI al Apetito por Riesgo de los Inversionistas, en Función de la Política Fiscal



Fuente: Cálculos de los autores

3.2. El Quiebre Estructural

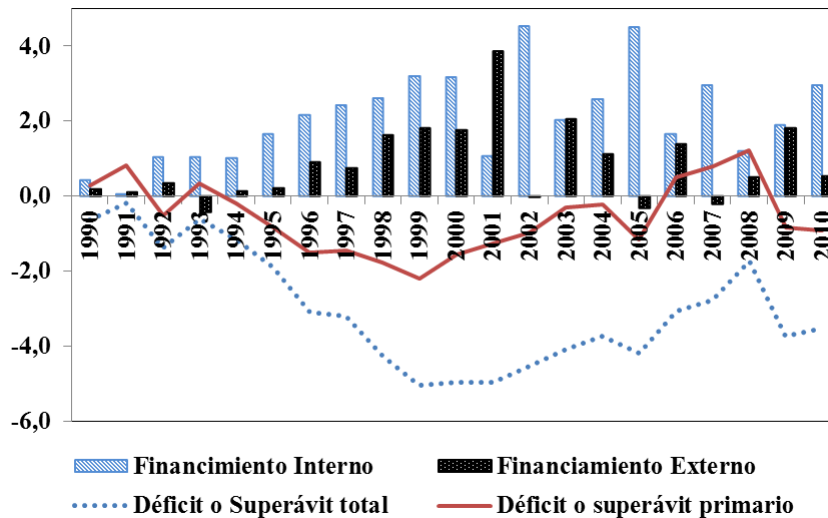
Los datos históricos del EMBI-Colombia y el diferencial corporativo, sugieren la existencia de un cambio estructural en su relación, ocurrido probablemente en la segunda parte de la década del 2000. Dicho cambio podría estar asociado con el mejor desempeño

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 plazo. Una serie de acontecimientos que han sido analizados en trabajos previos dan fundamento a esta conjetura.

Desde mediados de la década del 2000, América Latina registró un período de expansión económica que coincidió con fundamentales macroeconómicos más sólidos (Izquierdo et. al. (2008) y Ocampo (2007)). 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 los altos 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 temporalmente durante la crisis 2008, los países de la región tuvieron margen de maniobra para adoptar políticas fiscales y monetarias contra-cíclicas, 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, permitieron 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 (2010) destaca dos factores adicionales que facilitaron la aplicación de políticas contra cíclicas. 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 significativamente el riesgo cambiario. El ciclo de expansión junto al manejo macro, ayudaron 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 2000 se registran 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).

Gráfico 2. Déficit Total, Primario y Financiamiento del Gobierno Nacional (Porcentajes del PIB)



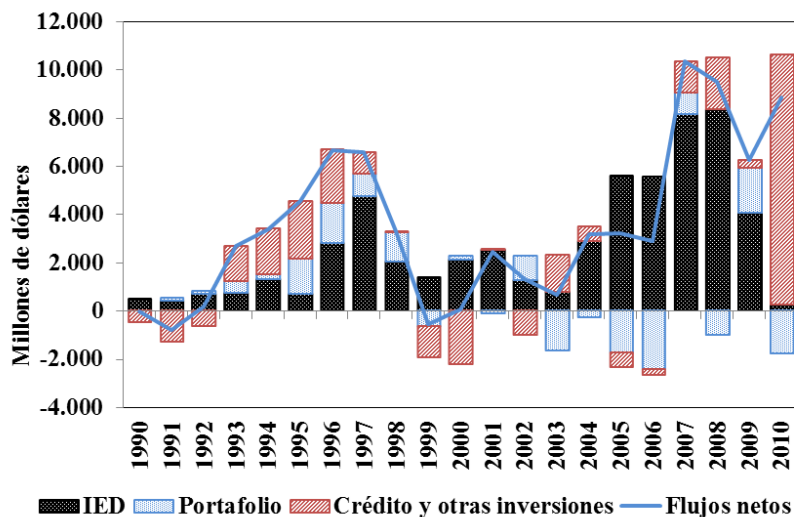
Fuente: Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

En el frente externo, la región experimentó cuantiosos inlfujos de capitales que le permitió no sólo 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 US\$152 mil millones y sus economías lograron incrementar sus reservas internacionales en US\$140 mil millones. Nuevamente, la mayor entrada de capitales tuvo lugar 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 el año 2009, por cuenta de la crisis internacional (Gráfico 3).

El inlfujo de capitales a la región se explica tanto por razones externas como internas. Dentro de las primeras se 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, gradualmente, las agencias internacionales de riesgo fueran aumentando la calificación de bonos emitidos por éste país, hasta que durante 2011 le fue otorgado el grado de inversión.

**Gráfico 3. Composición de los Flujos de Capitales
(Millones de dólares)**



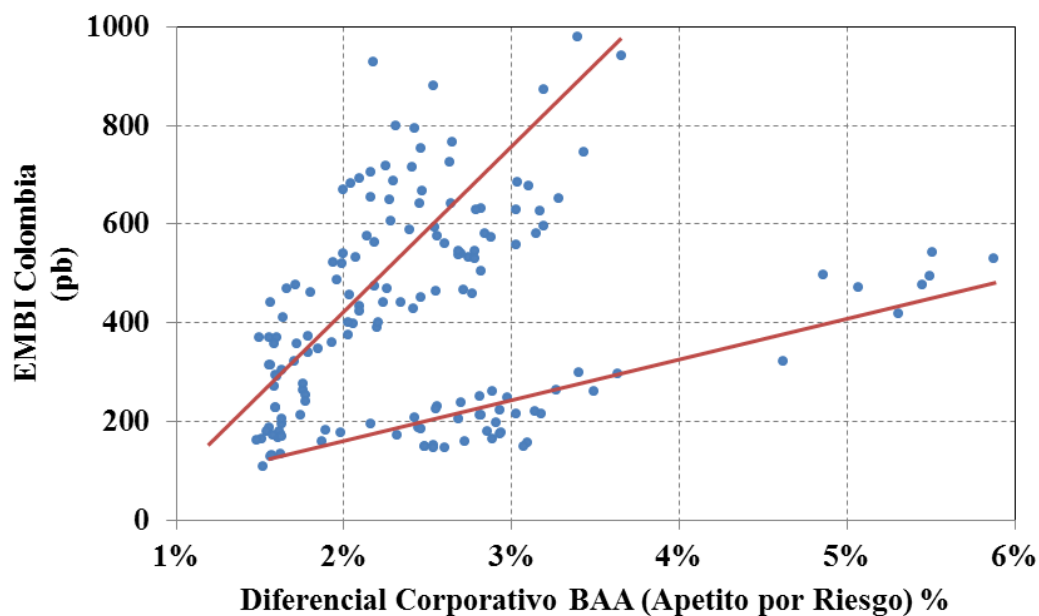
Fuente: CEPAL

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 del 2006. Esta hipótesis se sustenta inicialmente por el cambio de pendiente y de los coeficientes de correlación entre estas variables⁷. 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 más cercana durante el segundo período, a pesar de la menor pendiente.

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

En efecto, la correlación entre las dos variables para el periodo 2007-2010 es de 0.92, mientras que para el periodo 1998-2006 es de 0.74⁸. 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 periodo 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 desde mediados de la década del 2000, y en particular las que experimentó Colombia, y que fueron descritas en los párrafos anteriores.

Grafico 4. EMBI-Colombia y el Diferencial Corporativo BAA



Fuente: Bloomberg y Sistema de la Reserva Federal de los EEUU (FRED)

⁸La fuerte relación entre el componente Colombiano del EMBI y el diferencial corporativo BAA con respecto a los Bonos del Tesoro Americano a 10 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 norteamericano.

3.3. 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,

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

Donde $\alpha'_{2,t} Spread_t^{US(10)} * I_t(t \geq \tau)$ captura el cambio en la respuesta del EMBI en el segundo sub-periodo (2006-2010), 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 sub-periodos analizados. En la ecuación (3), $I_t(t \geq \tau)$ se define como:

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

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

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

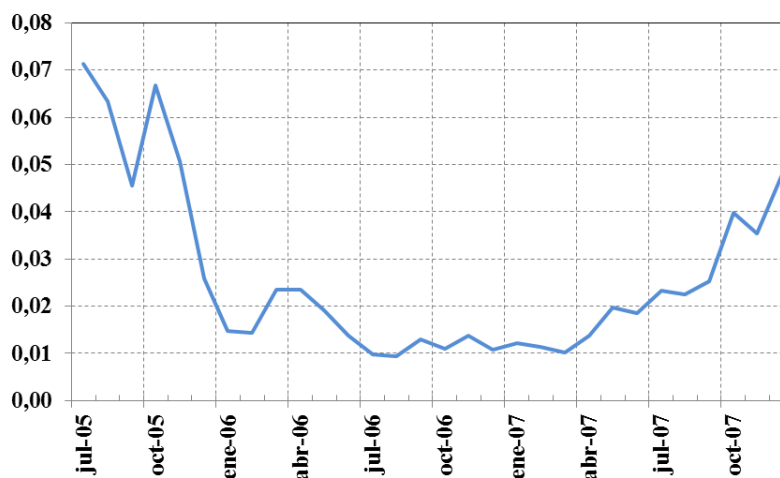
Al igual que en el modelo original, la respuesta del EMBI al diferencial de tasas corporativas es no lineal y sigue dependiendo de la situación fiscal de la economía. Sin embargo, bajo el modelo ampliado se precisa que la respuesta del EMBI al apetito por riesgo durante el primer sub-período, es decir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

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

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 τ en un conjunto probable de fechas de quiebre. La estimación recursiva se realizó a través del método generalizado de momentos, (*GMM*, por las siglas en inglés) y empleando como instrumentos los rezagos de las variables⁹. La estimación arrojó coeficientes estadísticamente significativos, con los signos y magnitudes esperadas en varios meses que podrían ser seleccionados para el quiebre. En particular se encuentra que γ_2 es positivo y estadísticamente significativo, mientras α_2 es negativo (significativo) y de menor magnitud que γ_2 , de tal manera que para el segundo sub-período $\gamma_2 + \alpha_2$ es positivo.

En el Gráfico 5 se muestra la evolución del *valor-p* asociado con el parámetro de interés, α_2 , para el período que se supone marca el cambio de tendencia. En particular, los resultados indican que τ corresponde probablemente a agosto de 2006, cuando se minimiza el *valor-p*. Éste punto de quiebre parecería corresponder, como se explicó anteriormente, con un cambio en las condiciones económicas del país, favorecida tanto por factores internos como externos.

Gráfico 5. Valor-p del Coeficiente Estimado α_2



Fuente: Cálculos de los autores

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

4. Resultados

El análisis empírico se realizó con información mensual para el período comprendido entre enero-1998 y diciembre-2010¹⁰. En el Cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación del modelo de referencia (Ecuación 1) para los sub-períodos enero-1998 a agosto-2006 y septiembre-2006 a diciembre-2010, al igual que los resultados del modelo ampliado (Ecuación 3) para toda la muestra, con τ definido en agosto de 2006, 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 sobre-identificación con su correspondiente *valor-p*.

Los coeficientes estimados presentan los signos y magnitudes esperadas 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, γ_2 , para el primer sub-período es de 0.71, utilizando el modelo básico, y de 0.67 utilizando el modelo ampliado. Utilizando la misma metodología de estimación, Favero y Gavazzi (2004) encuentran para Brasil un resultado similar para el periodo comprendido entre agosto-1999 y abril-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 Lula da Silva en 2003.

No obstante, para el caso de Colombia, estos valores son considerablemente más bajos para el segundo sub-período, tanto con el modelo básico (0.42), como con el modelo ampliado (0.21). Nótese que este último resultado se obtiene de la sumatoria de los parámetros estimados, es decir, $\hat{\gamma}_2 + \hat{\alpha}_2 = 0.67 + (-0.46) = 0.21$. La desviación estándar estimada para $\hat{\gamma}_2 + \hat{\alpha}_2$ es de 0.1130, indicando que $\gamma_2 + \alpha_2$ es significativamente diferente de cero. El menor valor del parámetro para el segundo período, especialmente con el modelo ampliado, es coherente con la percepción más favorable de los

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

inversionistas internacionales sobre el riesgo de las economías emergentes, como la colombiana, con lo cual la situación fiscal tuvo un menor impacto en el comportamiento del EMBI para todos los estados de la política fiscal.

Cuadro 1: Estimaciones de los Modelos Básico y Ampliado

	Modelo de referencia (Ecuación 1)				Modelo Ampliado Ecuación (3)	
	Ene-1998 a Ago-2006		Sep-2006 a Dic-2010		Ene-1998 a Dic-2010	
	Coefficiente	Des. st.	Coefficiente	Des.st.	Coefficiente	Des.st.
γ_1	0.83	0.08	0.73	0.11	0.85	0.06
γ_2	0.71	0.36	0.42	0.19	0.67	0.29
γ_3	3.02	0.85	0.63	0.18	2.42	0.89
α_2					-0.46	0.18
α_3					-1.46	0.93
\bar{R}^2	0.90		0.93		0.93	
J	0.94		1.70		1.17	
<i>Valor-P J</i>	0.33		0.19		0.28	

Fuente: Cálculos de los autores

Por su parte, el coeficiente auto-regresivo γ_1 varía entre 0.73 y 0.85 en los dos sub-periodos, sugiriendo que el EMBI rezagado explica en forma importante su nivel observado en el momento t . El coeficiente α_3 que captura el impacto 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 periodos.

Los coeficientes de determinación ajustados para las diferentes muestras, son superiores a 0.90, y los *valores-p* de la prueba *J* de restricciones de sobre-identificación no rechaza 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 estimadas tienen variaciones muy reducidas cuando se cambian los datos originales, por el componente desestacionalizado derivado de un proceso *X12*, su componente de tendencia-ciclo, o su tendencia de largo plazo obtenida al aplicar el filtro de Hodrick y Prescott (1997)¹¹.

El Gráfico 6 muestra los valores observados del EMBI así como los valores ajustados que se derivan del modelo ampliado y sus residuos correspondientes. De su comparación se concluye que el modelo se ajusta muy bien al comportamiento observado del EMBI (nótese el alto coeficiente de determinación, \bar{R}^2 , de 0.92). De otro lado, se observa que los residuos son grandes al inicio de la muestra, que el ajuste del modelo tiende a ser mejor para el segundo sub-período y que a lo largo de todo el período de análisis los residuos son estacionarios.

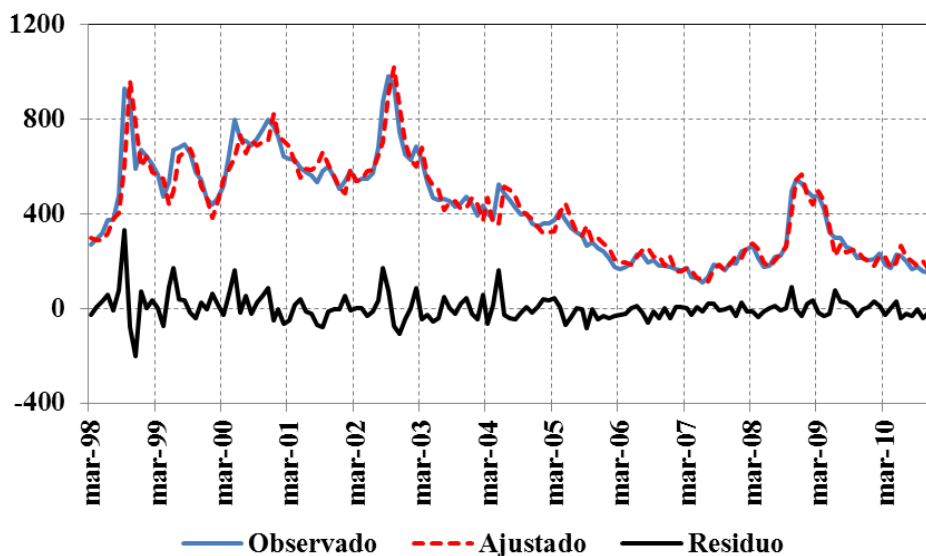
Con respecto a la política fiscal, en el Gráfico 7 se muestra la evolución del balance primario, x_t , el balance primario que mantiene constante la razón deuda a PIB, x_t^* , estimado de acuerdo con la fórmula de la nota 4, y su diferencia ($x_t^* - x_t$). Es indudable que el gobierno colombiano pasó gradualmente de una situación fiscal débil registrada a finales de la década de los noventa, cuándo se registra una amplia brecha entre el déficit primario observado y el que mantiene constante la deuda, a una situación fiscal más equilibrada, especialmente manifiesta en 2006 y 2007, cuando se cierra esa brecha.

Nótese que los mejores resultados de la situación fiscal se dan justamente cuando cambia de tendencia la respuesta del EMBI (2006), año que el ejercicio econométrico define como punto de quiebre. Finalmente, entre 2008 y 2009, las finanzas del gobierno

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

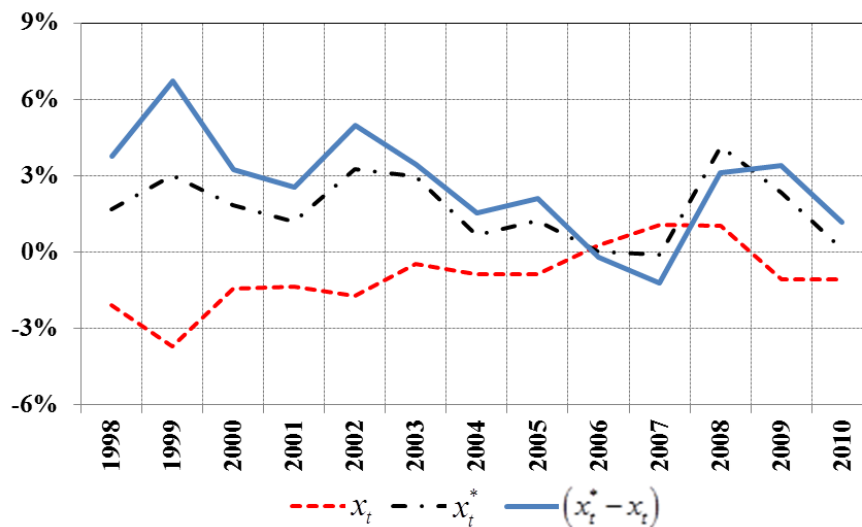
sufren un ligero revés a causa de la crisis financiera internacional, pero con la reactivación del crecimiento en 2010, el balance primario registra un mejor resultado.

Gráfico 6. EMBI Estimado, Observado y Residuos del Modelo Ampliado



Fuente: Cálculos de los autores

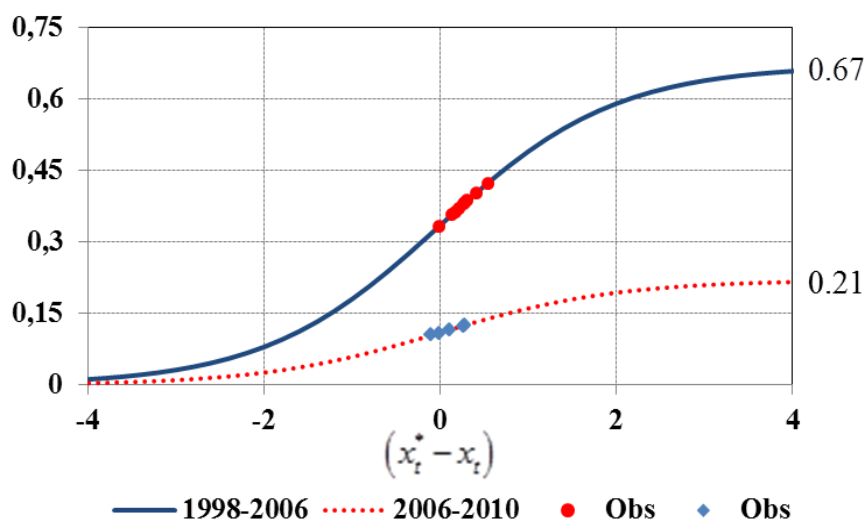
Gráfico 7. Balance Primario del Gobierno Colombiano (Porcentajes del PIB)



Fuente: Cálculos de los autores

La respuesta estimada del EMBI-Colombia al apetito por riesgo de los inversionistas, que es a su vez afectado por 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 sub-período y la punteada para el segundo. Más específicamente, 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 agosto de 2006 y los rombos ubicados en la línea punteada a los valores resultantes entre septiembre de 2006 y diciembre de 2010 (valores promedios mensuales dentro de cada año). De la estimación se infiere que una situación fiscal *favorable* se alcanza cuando la brecha tiende a -4%, mientras que en una situación fiscal *deteriorada* se alcanza cuando la brecha se acerca a +4%.

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 sub-período, 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 sub-período, que fluctúa entre 0.10 y 0.13. Este hallazgo

confirma el cambio de percepción de riesgo de los inversionistas durante estos años. El entorno económico más favorable en la segunda parte de los 2000's, conduce incluso a que con resultados fiscales semejantes para algunas observaciones, la respuesta del EMBI sea más favorable entre 2006 y 2010.

Para tener una idea más clara sobre los efectos del apetito por riesgo sobre el EMBI, nótese que su respuesta alcanzó, en promedio, 0.42 para el período 1998 a 2006. Esto significa que ante un incremento del 100pbs de diferencial corporativo norteamericano (en el apetito) la respuesta del EMBI fue de 42pbs. Ahora bien, teniendo en cuenta que la variación promedio anual del diferencial corporativo norteamericano varió entre 68pbs y 343pbs durante el primer sub-período, la respuesta promedio del EMBI fue de 28pbs, y pudo alcanzar como máximo 144pbs. Para el segundo sub-periodo, la respuesta promedio se reduce a 8pbs, con un máximo de 43pbs.

5. Relación del EMBI-Colombia con la Devaluación y los Retornos de los Activos Financieros Locales

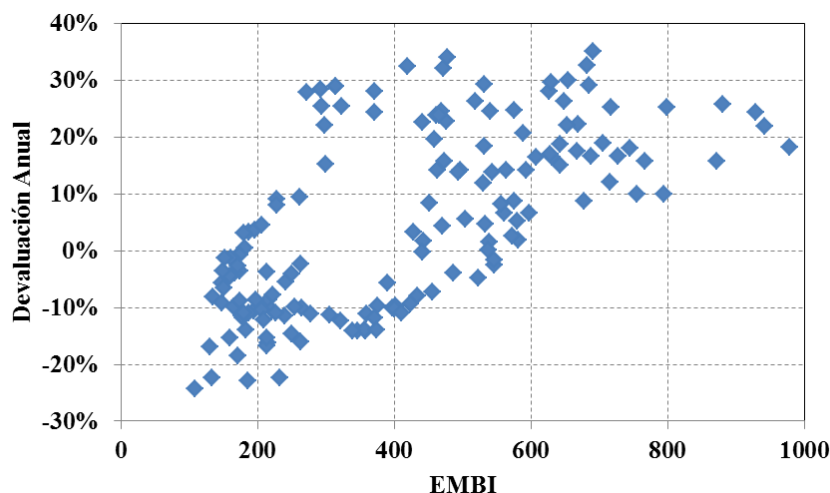
5.1 El EMBI y la Devaluación Nominal del Peso

Como se mencionó en la introducción, el EMBI provee la señal preferida por los inversionistas para valorar las perspectivas de una economía, por cuanto 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 americano. De acuerdo con el Gráfico 9, existe una relación positiva entre éstas variables, que requiere de mayor análisis estadístico.

En el Cuadro 2 se muestran los resultados de las pruebas de co-integración para los cinco modelos posibles de inter-relación 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 co-integración 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 9. EMBI-Colombia y Tasa Anual de Devaluación del Peso



Fuente: Bloomberg y del Banco de la República

Cuadro 2. Co-integración entre el EMBI-Colombia y la Devaluación Nominal

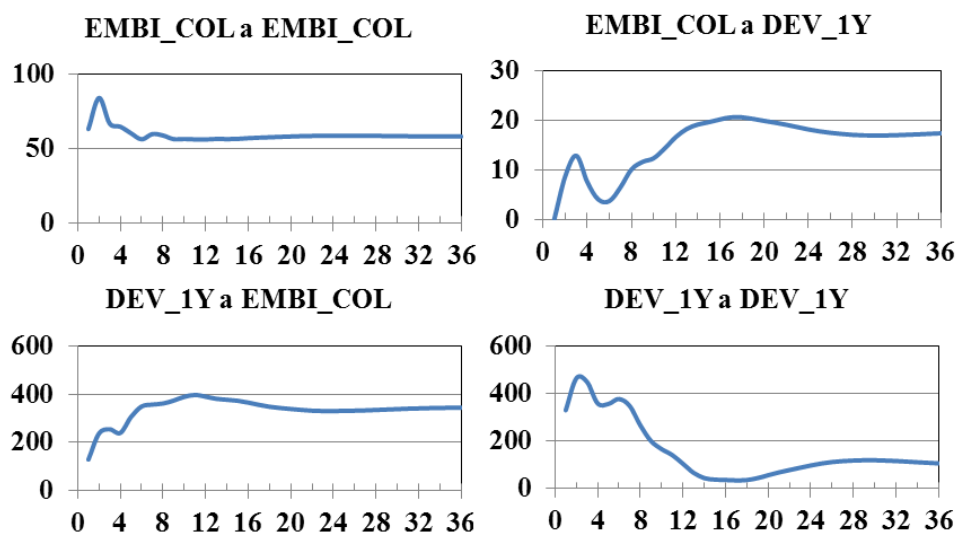
Tendencia de los datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de prueba	No Intercepto no tendencia	Intercepto no tendencia	Intercepto no tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2

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 10. Los resultados

indican que un impulso de 60 pbs en el EMBI, genera una respuesta de largo plazo de 340 pbs en la devaluación anual del peso. Por su parte, un impulso de 330 pbs en la tasa de devaluación, genera una respuesta de largo plazo de sólo 17 pbs en el EMBI, aunque de acuerdo con los niveles de significancia, dicha respuesta no es diferente de cero.

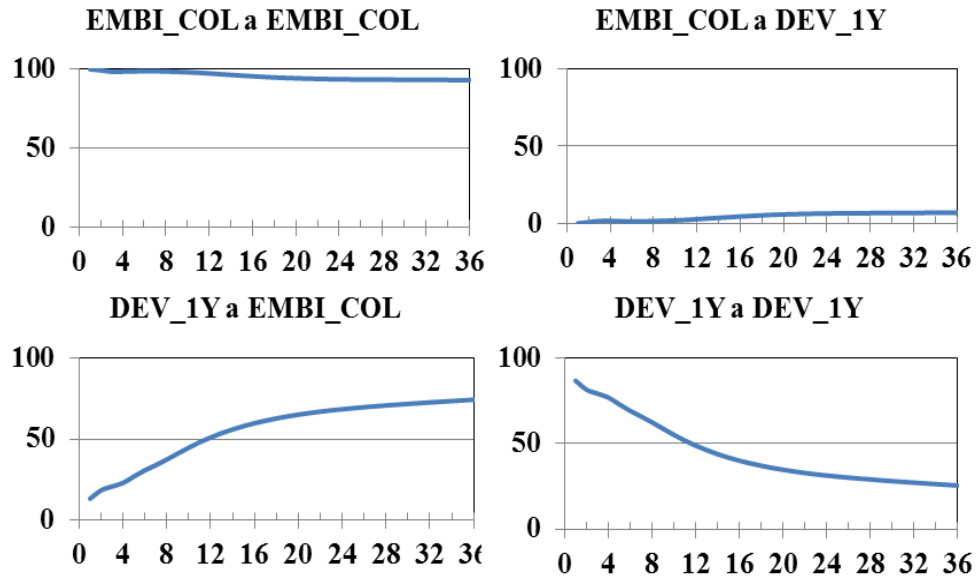
Gráfico 10. Función de Impulso Respuesta entre el EMBI-Colombia y la Devaluación Nominal



Fuente: Cálculos de los autores

Los resultados descritos se pueden validar alternativamente a través del porcentaje de la varianza del error de pronóstico que es explicada por las innovaciones a las dos variables (Gráfico 11). 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 sólo el 8% de las variaciones del error de pronóstico del EMBI. Este resultado junto con los hallazgos derivados de las funciones impulso-respuesta descritos previamente, proveen evidencia sobre la exogeneidad del EMBI-Colombia con respecto a la devaluación nominal del peso. De otro lado, apoyan 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. Porcentaje de la Varianza Explicada del Error de Pronóstico entre EMBI-Colombia y la Devaluación Nominal

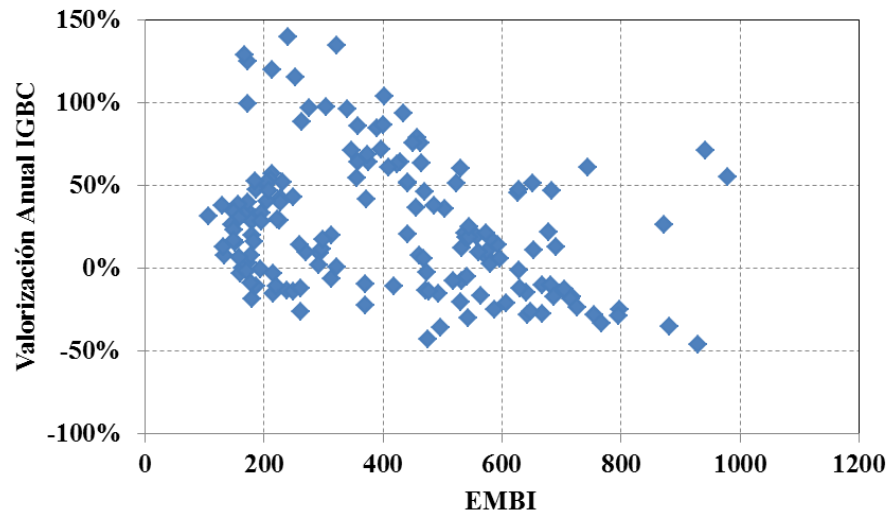


Fuente: Cálculos de los autores

5.2. El EMBI y el IGBC

Finalmente, para caracterizar la relación entre el EMBI-Colombia y los retornos de los activos financieros locales, estudiamos la relación entre el EMBI y la valorización del Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC) a través de la misma estrategia empírica; es decir, inicialmente se muestran los datos, luego se desarrolla el análisis de co-integración 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 12 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 co-integración 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 12. EMBI-Colombia y la Valorización Anual del IGBC



Fuente: Bloomberg

Cuadro 3. Prueba de Co-Integración entre el EMBI y el incremento anual del IGBC

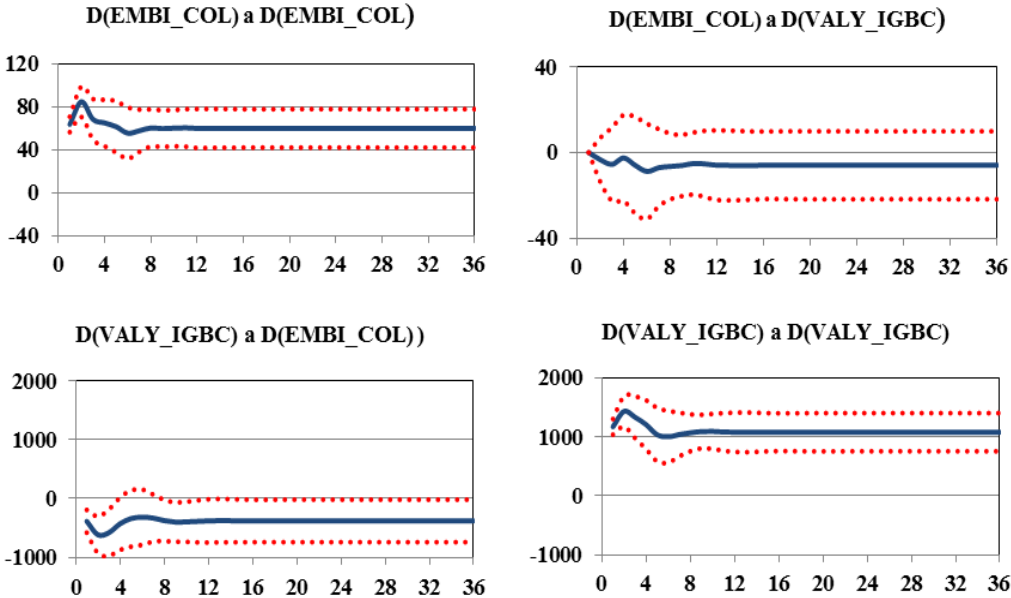
Tendencia de datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de prueba	No intercepto no tendencia	Intercepto no tendencia	Intercepto no tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Trace	0	0	0	1	2
Max-Eig	0	0	0	1	2

Fuente: Cálculos de los autores

El Gráfico 13 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 63pbs en el EMBI, genera una reducción (respuesta) de 290 pbs en los retornos del IGBC en el largo plazo, y que dicha respuesta es estadísticamente significativa. Por el contrario, un choque (impulso) de 1300pbs en los retornos del IGBC, genera una reducción (respuesta) de sólo 6pbs 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 co-integración 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 14.

Gráfico 13. Impulso Respuesta entre el EMBI-Colombia y la Valorización Anual del IGBC

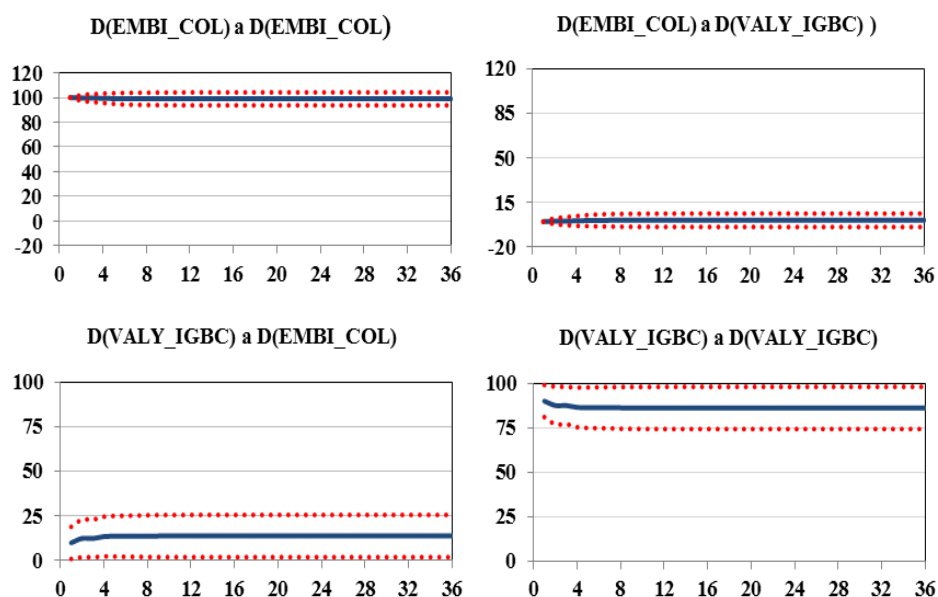


Fuente: Cálculos de los autores

La exogeneidad del EMBI respecto a la devaluación y a las valorizaciones del IGBC encontrada en los ejercicios, provee una primera base empírica sobre los canales de transmisión del riesgo soberano de los emergentes hacia los fundamentales macroeconómicos, y que podría operar a través de las expectativas de inflación. Como se describió en la sección 2, un aumento repentino de la prima de riesgo que conlleve a una salida súbita de capitales y una depreciación de la moneda local, podría terminar afectando las expectativas de inflación, las decisiones de las autoridades monetarias sobre

las tasas de interés y los retornos de los activos financieros locales. Bajo ciertas circunstancias, los canales del crédito y de la demanda agregada podrían no responder apropiadamente a cambios en la tasa de interés. Por supuesto, esta primera exploración empírica requiere ejercicios adicionales para sentar conclusiones más robustas.

Gráfico 14. Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico entre el EMBI-Colombia y la Valorización Anual del IGBC



Fuente: Cálculos de los autores

6. Conclusiones

De acuerdo con los resultados de este trabajo, la postura fiscal adoptada por el gobierno Colombiano entre 1998 y 2010 influyó en la valoración de riesgo soberano (EMBI), a través de cambios inducidos en el apetito por riesgo de los inversionistas extranjeros. No obstante, la relación entre estas variables, que es no-lineal, parece haber registrado un cambio estructural durante la segunda mitad de la década, con consecuencias favorables

para la economía. Los mejores macro-fundamentales del país junto con la degradación de la deuda de las economías avanzadas, otrora libre de riesgo, parecen explicar dicho quiebre estructural.

En efecto, 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 sub-período enero-1998 a agosto de 2006. 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 de presidente Lula da Silva en 2003. No obstante, en el caso colombiano dicho coeficiente cae a 0.21 para el sub-período septiembre de 2006 a diciembre de 2010, resultado que explica la percepción más favorable de los inversionistas internacionales sobre la economía colombiana.

Con respecto a la situación fiscal del país, ésta pasó gradualmente de registrar una amplia brecha entre el déficit primario observado y el déficit que mantiene constante la deuda en términos del producto, a una situación fiscal más equilibrada, especialmente durante 2006 y 2007, cuando se cierra esta brecha. Los mejores resultados de la situación fiscal se dan justamente cuando cambia de tendencia la respuesta del EMBI (2006), indicando la importancia de los resultados fiscales en el cambio de percepción de los inversionistas extranjeros sobre el riesgo del país. No obstante, la crisis internacional y el entorno macroeconómico más favorable en la segunda parte de la década del 2000, permitió que incluso con resultados fiscales similares a los de la primera parte, la respuesta del EMBI fuera más favorable entre 2006 y 2010.

De otro lado, se encontró 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 destacan el papel de la devaluación como canal de transmisión del EMBI hacia los mercados financieros locales y hacía el resto de los fundamentales macroeconómicos.

Referencias

- Baldacci, E., Gupta, S. y Mati, A. (2008)** “Is it (Still) Mostly Fiscal? Determinants of Sovereign Spreads in Emerging Markets”. *IMF Working Paper*. WP/08/259
- Basci, Özel y Sarikaya (2008)** “The monetary transmission mechanism in Turkey: new developments”.
- Blanchard, O. (2004)** “Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil”. *NBER working paper* 10389.
- Bulow y Rogoff (1989)** “Sovereign debt: Is to forgive to forget?” *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1 (Mar., 1989), pp. 43-50
- Calvo, G., L. Leiderman y C. Reinhart (1993)** “Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors”. *IMF Staff Papers*, Vol. 40 No. 1, March, 108-151.
- Calvo, G. (2002)** “Globalization hazard and delayed reform in Emerging markets”, *Economía*, Vol. 2, No. 2 (Spring), pp. 1-29
- Ciarlone, A. Piselli, P. y Trebeschi, G. (2009)** “Emerging markets spreads and global financial conditions”. *International Financial Markets, Institutions & Money* 19: 222-239.
- Diaz Weigel, D. y Gemmil, G. (2006)** “What drives credit risk in emerging markets? The roles of country fundamentals and market co-movements” *Journal of International Money and Finance*. Vol. 25, No. 3, pp. 476-502
- Favero, C. A. y Giavazzi, F. (2004)** “Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil”. *NBER Working Paper* 10390, National Bureau of Economic Research
URL = <http://www.nber.org/papers/w10390>.
- Garcia-Herrero, A. y Ortiz A. (2006)** "The Role of Global Risk Aversion in Explaining Sovereign Spreads". *Economía* Vol. 7, No. pp. 125-155
- Gonzales, R. M. y Levy, E. (2008)** “Global factors and emerging market spreads”. *The Economic Journal*, 118 (November).

- Grandes, M. (2003)** “Convergence and divergence of sovereign bond spreads: Theory and facts from Latin America.” URL: http://ssrn.com/abstract=302085_or_doi:10.2139/ssrn.302085
- Guzmán, J. (2010)** “Capital Flows to Latin America: Challenges and Policy Responses”. Paper presented at the Conference: “International Capital Movements: Old and New Debates”, organized by the Reserve Bank of Peru, Cusco, Peru.
- Hall, A. R. (2005)** *Generalized Method of Moments* (Advanced Texts in Econometrics). Oxford University Press. ISBN 0-19-877520-2.
- Hansen, L. P. (1982)** “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”. *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Hilscher, J. y Nosbusch, Y. (2010)**. Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt. *Review of Finance*. 14: 235-262
- Hodrick, R. J. y Prescott, E. C. (1997)** “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1 (Feb., 1997), pp. 1-16.
- Izquierdo, A., Romero, R. y Talvi, E. (2008)** “Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors.” *Inter-American Development Bank, Research Department, Working Paper #631*.
- Kamin, S.B. y Kleist K. (1999)** “The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1900s”. *BIS Working Papers*. Bank for International Settlements. Monetary and Economic Department. Basle, Switzerland.
- Litterman, R. (1983)** “A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series”, *JBES*, vol 1, pp 169-173.
- Longstaff, F., Mithal, S. y Neis, E. (2007)** “Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market” *Journal of Finance*, Vol. 60, No 5, Oct. 2005.
- Mátyás, L. (1998)** *Generalized Method of Moments Estimation*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

- Mendoza, E. 1995** “The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations”. *International Economic Review*, Vol. 36, No. 1 (Feb., 1995), pp. 101-137
- Mendoza, E. 1997.** “Terms-of-trade uncertainty and economic growth.” *Journal of Development Economics*, Vol. 54 (1997) 323-356
- Ocampo, J. A. (2010)** “How well has Latin America Fared during the Global Financial crisis?”. Paper of the James A. Baker III Institute for Public Policy of Rice University. Disponible en <http://bakerinstitute.org/publications/ECON-pub-OcampoLatinAmCrisis-112910.pdf>
- Özatay, F. Özmen, E. y Sahinbeyoglu, G. (2009)** “Emerging market sovereign spreads, global financial conditions and U.S. macroeconomic news”. *Economic Modelling*. 26: 526-531.
- Sargent, T. J. and Wallace, N. (1981)** “Some Unpleasant Monetarist Arithmetic”, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Fall.
- Uribe, M. (2002)**“A fiscal theory of sovereign risk”, NBER *Working Paper Series*. Working Paper 9221. Disponible en <http://www.nber.org/papers/w9221>
- Uribe, Martin, and Vivian Z. Yue, (2006)** “Country spreads and emerging countries: Who drives whom?” *Journal of International Economics*. 69, 6-36.
- Woodford, M. (1994)** “Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy”, *Economic Theory*, 4:345-380

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.
$Spread_t^{US(10)}$	Spread 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 10 años.
x_t	Balance Primario como porcentaje del PIB.	El PIB nominal trimestral colombiano se descompuso mensualmente a través 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^*	Superávit primario que mantiene constante la proporción de la deuda sobre el PIB.	$\left(\frac{\bar{i}_t - \eta_t - \pi_t}{1 + \eta_t + \pi_t} \right) b_{t-1}$
b_t	Proporción observada de la deuda sobre el PIB.	El PIB real trimestral colombiano se descompuso mensualmente a través del método de Litterman (1983) utilizando como información mensual auxiliar los Índices reales de la Producción Manufacturera y de las Ventas provenientes del DANE.
π_t	Tasa mensual de Inflación.	
η_t	Crecimiento real mensual del PIB.	
\bar{i}_t	Tasa de interés promedio de la deuda del gobierno.	$(1 - \mu_t) \left((1 + i_t)^{12} - 1 \right) + \mu_t \left((1 + i_t^{US} + Embi_t)^{12} - 1 \right) \frac{S_t}{S_{t-1}}$

μ_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 Jul-1999 y de mercado secundario de Ago-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, "US195325AJ47 65535 0 Govt" en la nomenclatura de Bloomberg.
S_t	Tasa de Cambio	Media geométrica mensual de la Tasa Representativa del Mercado diaria.