Ensayos
sobre POLÍTICA ECONÓMICA

Expectativas, tasa de interés y tasa de cambio: paridad cubierta y no cubierta en Colombia, 2000-2007

Juan José Echavarría
Diego Vásquez
Mauricio Villamizar

Ensayos sobre Política Económica,
vol. 26, núm. 56,
edición junio 2008
pp. 150-203

Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista Ensayos Sobre Política Económica (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además poner en su propio website una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa de su Editor de ESPE.

Expectativas, taxa de juros e taxa de câmbio: paridade coberta e não coberta na Colômbia, 2000-2007

Juan José Echavarría
Diego Vásquez
Mauricio Villamizar

* Agradecem-se, em especial, os comentários dos membros da Junta Diretiva do Banco da República, de Dairo Estrada, Marcela Eslava, Javier Gómez, Andrés González, Luis Fernando Melo, Silvia Juliana Mera, Martha Misas, Alejandro Reveiz, Hernán Rincón y Jorge Toro. São especialmente gratos a Hernando Vargas para as suas respostas valiosas. Carolina Osorio, Carlos Felipe Lega e Leão construiu a curva spot. Os pontos de vista deste documento não comprometem o Banco da República nem a sua Junta Diretiva.

Os autores são, em sua ordem, co-diretor e profissional experto em econometria do Banco da República, e Economist Specialist US Agency for International Development, Colômbia.

Correios electrónicos: jechavso@banrep.gov.co; Dvasques@banrep.gov.co

Documento recebido em 31 de março de 2008; versão final aceitada em 11 de abril de 2008.

Neste trabalho utilizam-se taxas marginais de juros, taxas de câmbio forwards e enquetes sobre expectativas de desvalorização com o fim de verificar as hipóteses das paridades cobertas (PC) e não cobertas (PNC) das taxas de juros na Colômbia no período 2000-2007. Encontra-se evidência de cumprimento de PC para períodos maiores ou iguais a um dia e de PNC em todos os prazos quando se medem corretamente as variáveis. A "anomalia" que se detecta em alguns casos desaparece quando se elimina o suposto de expectativas racionais, e quando se incorpora adequadamente o risco país.

Palavras chave: paridade não coberta, paridade coberta, expectativas de desvalorização, forwards de taxa de juros, forwards de taxa de câmbio, taxa de câmbio spot.

Classificação JEL: E42, E43, E58.

Exchange Rate Expectations and Interest Rates: Covered and Uncovered Parity in Colombia, 2000-2007

Juan José Echavarría
Diego Vásquez
Mauricio Villamizar

This paper explores the validity of covered (CP) and uncovered interest parity (UP) for Colombia in 2000-2007 using forward interest rates, forward exchange rates and surveys on exchange rate expectations. It finds support for CP for maturities equal or larger than one day, and also for UP for all maturities when variables are correctly measured. The "anomaly" detected in some cases disappears once we get rid of the rational expectations hypothesis and treat country risk properly.

Keywords: Uncovered interest rate parity, covered interest rate parity, expected exchange rates, interest rate forwards, exchange rate forward, yield curve.

JEL Classification: E42, E43, E58.

* The authors thank comments made by the members of the Board of the Central Bank of Colombia, by Dairo Estrada, Marcela Eslava, Javier Gómez, Andrés González, Luis Fernando Melo, Silvia Juliana Mera, Martha Misas, Alejandro Reveiz, Hernán Rincón and Jorge Toro. Specially grateful to Hernando Vargas for their valuable responses. Carolina Osorio, Carlos Felipe Lega and Carlos Leon built the curve spot. The opinions contained are those of the authors and do not represent those of the Banco de la República or its Board of Directors.

The autors are Co-director at the Board of Directors of the Banco de la República (Colombian Central Bank); professional Expert in Econometrics of the Banco de la República, and Economist Specialist at the US Agency for International Development, Colombia.

E-mails: jechavso@banrep.gov.co; Dvasques@banrep.gov.co

Document received 31 March 2008; final version accepted 11 April 2008.

Expectativas, tasa de interés y tasa de cambio: paridad cubierta y no cubierta en Colombia, 2000-2007

Juan José Echavarría
Diego Vásquez
Mauricio Villamizar

* Se agradecen los comentarios de los miembros de la Junta Directiva del Banco de la República, de Dairo Estrada, Marcela Eslava, Javier Gómez, Andrés González, Luis Fernando Melo, Silvia Juliana Mera, Martha Misas, Alejandro Reveiz, Hernán Rincón y Jorge Toro. Adicionalmente, se agradece en especial a Hernando Vargas por sus valiosas respuestas. Carolina Osorio, Felipe Lega y Carlos León construyeron la curva spot. Los puntos de vista de este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Los autores son, en su orden, codirector y profesional experto en Econometría del Banco de la República, y economista especializado de la AID, Colombia.

Correos electrónicos: jechavso@banrep.gov.co; Dvasques@banrep.gov.co

Documento recibido el 31 de marzo de 2008; versión final aceptada el 11 de abril de 2008.

En este trabajo se utilizan tasas marginales de interés, tasas de cambio *forwards* y encuestas sobre expectativas de devaluación con el fin de verificar las hipótesis de las paridades cubierta (PC) y no cubierta (PNC) de las tasas de interés en Colombia en el período 2000-2007. Se encuentra evidencia de cumplimiento de PC para períodos mayores o iguales a un día y de PNC en todos los plazos cuando se miden correctamente las variables. La "anomalía" que se detecta en algunos casos desaparece cuando se elimina el supuesto de expectativas racionales, y cuando se incorpora adecuadamente el riesgo país.

Palabras clave: paridad no cubierta, paridad cubierta, expectativas de devaluación, *forwards* de tasa de interés, *forwards* de tasa de cambio, tasa de cambio *spot*.

Clasificación JEL: E42, E43, E58

I. INTRODUCCIÓN

La literatura sobre las paridades cubierta (PC) y no cubierta (PNC) es sumamente amplia, y las conclusiones que de allí se derivan guardan relación con un sinnúmero de preguntas en la literatura económica: ¿fluyen perfectamente los capitales entre países? En caso contrario ¿cuáles son los obstáculos? ¿Revalúa la tasa de cambio la decisión del banco central de elevar la tasa repo de interés? ¿Qué papel desempeñan el riesgo país y el riesgo cambiario? ¿Son racionales las expectativas de los agentes? ¿Pueden los bancos centrales intervenir con éxito en el mercado cambiario?

Las conclusiones del debate entre Friedman (1953) y Nurkse (1944) sobre los costos y beneficios de un régimen de flotación pura dependen en buena parte de la existencia (o ausencia) de mercados cambiarios *spot* y *forward* estables y bien desarrollados (Hodrick, 1987, p. 1). Además, la supuesta existencia de PNC lleva a la llamada "trilogía imposible", según la cual, en presencia de movilidad perfecta de capitales, una política monetaria exógena sólo puede existir en un ambiente de relativa flotación cambiaria[1].

Si los mercados son altamente líquidos y competitivos se deberían eliminar las oportunidades de arbitraje e igualar las rentabilidades en distintas monedas[2]; sin embargo, al

1 La *trilogía imposible* puede existir en ausencia de la PNC si los especuladores intervienen exitosamente cuando la autoridad monetaria trata de fijar la tasa de cambio nominal. En ese caso, no es posible mantener una tasa de cambio nominal fija.

2 En 1989 el volumen mundial de transacciones diarias era de US$430 mil millones, veinte veces el PIB diario de los Estados Unidos y cerca de cuarenta veces el volumen diario de comercio mundial (Frankel y Froot, 1990). Un alto porcentaje de estas transacciones se realiza en dólares y tienen

evaluar el cumplimiento de la PNC la literatura empírica tiende a encontrar una "anomalía" difícil de explicar, que consiste en la mayor rentabilidad de las inversiones en los países que mantienen tasas de interés nominales altas (con diferenciales positivos con respecto al exterior). Por ello, autores como Flood y Rose (2002, p.252) consideran que "la hipótesis de PNC es un tópico clásico en finanzas internacionales, un bloque central en la mayoría de modelos teóricos y una terrible falla en términos empíricos".

Este documento estudia el caso colombiano con base en un conjunto de fuentes relativamente inexploradas. La sección II muestra que en Colombia se cumple la hipótesis de paridad cubierta (PC) para todos los períodos de maduración considerados, y analiza la evolución del riesgo país entre el 1 de enero de 2000 y el 31 de diciembre de 2007.

La sección III considera la ecuación de paridad no cubierta (PNC) bajo expectativas racionales, discute la mencionada "anomalía" (obtenida en buena parte de la literatura internacional), y encuentra que en Colombia la hipótesis de PNC resulta válida para todos los períodos de maduración cuando se utiliza información para 2000-2007, y en plazos superiores a uno o dos años para 2003-2007. El período 2000-2007 parece adecuado para un análisis detallado de las diferentes hipótesis: son años de relativa flotación cambiaria (el régimen de banda cambiaria se abandonó en 1999), con devaluación pronunciada en 2000-2003 y revaluación en los años posteriores.

La "anomalía" observada en algunos casos podría obedecer a expectativas irracionales o a la influencia de un factor riesgo variable en el tiempo. En la sección IV se utilizan los resultados de encuestas sobre expectativas y una metodología diseñada por Froot y Frankel (1989) para mostrar el alto poder explicativo que tienen las expectativas no racionales y el riesgo en el corto plazo (un mes) y las expectativas no racionales en períodos de maduración mayores (un año). Se presenta posteriormente una metodología que permite aislar parcialmente la influencia del riesgo variable en los cálculos y se agrupan los resultados de las diferentes secciones en una "hoja de ruta" (resumen). La "anomalía" que erróneamente se detecta al utilizar el diferencial de tasas de interés como variable independiente parece ser el resultado de variables omitidas o mal medidas. En este sentido, los resultados mejoran sustancialmente cuando se utilizan las expectativas cambiarias consignadas en las encuestas elaboradas por el Banco de la

lugar, en su orden, en el Reino Unido, los Estados Unidos, Japón y Singapur (Sarno y Taylor, 2001). Según Frankel y Froot (1990) el 95% de dichas transacciones se realizan entre bancos y firmas del sector financiero, con participación mínima del sector real.

República (en lugar de suponer expectativas racionales) y, en menor medida, cuando se aísla el impacto del riesgo variable.

Luego de las conclusiones, los anexos presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria para las variables utilizadas en el documento, y describen algunos aspectos de la metodología de estimación GMM utilizada —Echavarría, Vásquez, y Villamizar (2008b) discuten en otro documento las características de las expectativas cambiarias en Colombia y demuestran que éstas tienden a ser estabilizadoras—.

II. PARIDAD CUBIERTA Y TASAS DE INTERÉS MARGINALES

La ecuación de paridad cubierta (PC) suele expresarse como

$$\frac{F_t^{t+k}}{\varepsilon_t} = \frac{(1+i_t)}{(1+i_t^*)(1+\rho_{país,t})} \tag{1}$$

donde i_t e i_t^* corresponden a las tasas de interés nominales interna y externa, respectivamente; $\rho_{país,t}$ al factor de riesgo variable en la ecuación de la PC; F_t^{t+k} a la tasa de cambio *forward* existente en *t* para $t + k$, y ε_t a la tasa de cambio *spot*[3] *en t*.

La ecuación suele presentarse en dos formas alternativas:

$$f_t^{t+k} - e_t = \ln\left(\frac{1+i_t-\rho_{pa\,s,t}}{1+i_t^*}\right) \approx i_t - \rho_{pa\,s,t} - i_t^* \tag{2}$$

y

3 Un ciudadano de los Estados Unidos puede pedir prestado un dólar y depositarlo en un banco en ese país, con lo cual tendrá $(1US\$).(1+i_t^*)$ al final del año. Alternativamente, el mismo ciudadano puede invertir ese dólar en Colombia: lo convierte a $(1US\$).(1US\$).(\varepsilon_t).(1+i_t).\varphi$ pesos, y al final del año tendrá $(1US\$).(\varepsilon_t).(1+i_t).\phi/F_t^{t+k}$ pesos, en donde ϕ es la probabilidad de que el banco colombiano cumpla con su obligación (menor a 1 en algunos casos). Lo anterior, convertido nuevamente a dólares en el mercado de futuros, equivale a $(1US\$).(\varepsilon_t).(1+i_t).\phi/F_t^{t+k}$ dólares.

Las rentabilidades tenderán a igualarse, por lo tanto, $(1US\$).(1+i_t^*) = (1US\$).\varepsilon_t.(1+i_t).\phi/F_t^{t+k}$, y $\frac{F_t^{t+k}}{\varepsilon_t} = \frac{(1+i_t).\phi}{(1+i_t^*)}$. Si se supone que $\phi = \frac{1}{1+\rho_{pa\,s}}$ ($\rho_{país}$ es inversamente relacionada con la probabilidad de pago), se tiene que: $f_t^{t+k} - e_t = i_t - \rho_{pa\,s} - i_t^*$ tal como se expresa en la ecuación.

$$\frac{F_t^{t+k} - \varepsilon_t}{\varepsilon_t} \approx i_t - \rho_{país,t} - i_t^* \qquad (3)^4$$

siendo f_t^{t+k} y e_t el logaritmo de F_t^{t+k} y de ε_t, respectivamente. En el texto se utilizan indistintamente las variables $\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$ e $i_t - i_t^*$, pero todas las estimaciones se realizan con la primera de ellas.

La ecuación de la PC se debe cumplir, a menos que existan altos costos de transacción u oportunidades inexploradas de arbitraje. Para el cálculo de la variable i_t se utilizó como base las tasas cero cupón de los TES emitidos por el gobierno en Colombia, y para el cálculo de las tasas de interés "externas" (i_t^*) se usó la tasa de los tesoros emitidos en dólares por el gobierno de los Estados Unidos[5].

En la construcción de la curva *spot* o cero cupón se calcula el valor presente de un TES que paga cupones y principal al vencimiento. Dicho valor presente se descompone en bonos cero cupón con plazos equivalentes, todo lo cual permite disponer de rentabilidades a más corto plazo que la del TES transado, con base en las cuales se construye la curva cero cupón. En el caso de Colombia sería deseable (pero no indispensable) contar con más TES a diferentes vencimientos que permitan que el tramo corto de la curva dependa menos de los cupones de unos pocos bonos de largo plazo.

La variable $\rho_{país,t}$ desaparece en la *versión simple* de las ecuaciones (1) a (3), cuando los agentes son neutrales al riesgo, o cuando el riesgo es enteramente diversificable. En un escenario más general, con agentes con aversión al riesgo (o riesgo no enteramente diversificable), éstos descuentan el riesgo ($\rho_{país,t}$) de la tasa de interés nominal (i_t), antes de tomar su decisión de comprar o vender títulos en pesos. La variable $\rho_{país,t}$ incluye los riesgos de *default* de los papeles colombianos, de controles de capital y el de nuevos impuestos en Colombia; la operación no conlleva riesgo cambiario debido a que todas las variables son conocidas en el momento (t). Todo ello significa que, cuando se

4 La conversión de (1) en (3) requiere suponer que $F = \varepsilon$ (véase Krugman y Obstfeld, 1991, pp. 346-348).

5 Se dispone únicamente de información sobre curva *spot* para los TES en Colombia. Boudoukh, Richardson, y Whitelaw (2005) utilizan la tasa Libor para horizontes de seis y doce meses y tasas *swap* para períodos mayores a un año, con el argumento de que estas tasas son más líquidas, menos sujetas a ausencia de información, al impacto de cambios puntuales en oferta y demanda y a sesgos producidos por impuestos.

cumple la hipótesis de la PC, la variable $f_t^{t+k} - e_t$ constituye una buena *proxy* del diferencial de tasas de interés menos el riesgo país —un resultado ampliamente utilizado en la sección IV.C. del documento—.

Siguiendo a Boudoukh, Richardson, y Whitelaw (2005), se transformaron las tasas de interés cero cupón en tasas marginales o *forward*, esto es, el concepto más simple y también más cercano al de tasa de interés esperada en la teoría de expectativas de la curva de rendimiento[6]. La herramienta Información para Valoración <www.infoval.com.co>, de la Bolsa de Valores de Colombia (BVC), ha publicado desde 2003 los parámetros de la curva cero cupón calculada mediante la metodología de Nelson y Siegel (1987), la cual se utilizó en este documento para los cálculos diarios durante el período 2000-2006 (véase Arango, Melo y Vásquez, 2003).

En la teoría de las expectativas para la curva de rendimiento, la tasa cero cupón puede ser expresada como un promedio ponderado (geométrico) de las tasas marginales-*forward*.

$$i_{0,T} = \sqrt[T]{(1+i_{0,1})(1+i^e_{1,2})...(1+i^e_{T-1,T})} - 1 \tag{4}$$

donde $i_{o,T}$ corresponde a la tasa de interés cero cupón entre 0 y T, e $i_{0,1}$, $i^e_{1,2}$, $i^e_{T-1,T}$, a las tasas marginales-*forward* para períodos de un año (el superíndice *e* indica valores esperados). De allí puede derivarse la tasa marginal-*forward* entre *T* y *T* + 1 en términos de la tasa cero cupón en esos plazos:

$$(1+i_{T,T+1}) = \frac{(1+i^s_{o,T+1})^{T+1}}{(1+i^s_{0,T})^{T}} \tag{5}$$

Para el cálculo de las tasas a horizontes menores a un año se consideró el número de días de ese período en relación con los 360 días del año; así, la tasa de interés para tres meses se calculó como:

$$(1+i_{0,3meses}) = \frac{(1+i^s_{0,3\ meses})^{\frac{90}{360}}}{(1+i^s_{0,1\ d\,a})^{\frac{1}{360}}} \tag{6}$$

6 Según esta teoría, la tasa marginal-*forward* para un determinado período futuro es igual a la tasa cero cupón esperada para ese mismo período (Hull, 2002, p. 102). La tasa marginal o *forward* es la tasa de interés de un préstamo entre dos fechas futuras, contratado en el presente.

donde $i^{s}_{0,3\ meses}$ y $i^{s}_{0,1\ día}$ corresponden a las tasas de interés efectivas anuales a tres meses y a un día obtenidas a partir de la curva cero cupón.

Como en cualquier comparación entre valores medios y marginales, cuando la media aumenta la tasa *forward*-marginal está por encima de la cero cupón, se encuentra por debajo cuando la media disminuye, y las dos coinciden cuando la media es constante (Salomon Brothers, 1995). Por la misma razón, la curva marginal-*forward* amplifica las variaciones en la pendiente de la curva *spot*. Las diferencias entre ambas variables pueden ser significativas: una tasa cero cupón de 6% a dos años y de 6,5% a tres años produce una tasa marginal-*forward* de 7,51%; y una tasa cero cupón que pasa de 9% a 11% en ese mismo período produce una tasa marginal-*forward* de 15,1%. Para facilitar la terminología se denominan i_t e i_t^* a las tasas de interés marginales-*forward* entre t y $t + 1$ en Colombia y los Estados Unidos.

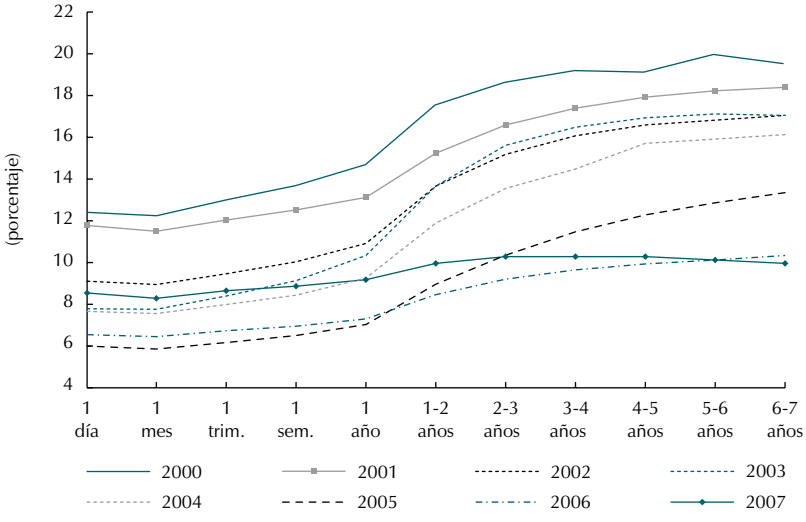
El Gráfico 1 presenta las tasas de interés *forward*-marginales obtenidas a partir de la curva cero cupón de Colombia en el período 2000-2007, anualizando las tasas para plazos menores a un año[7]. En cada año se indica el valor promedio (estimado con la información diaria) para las tasas a un día, un mes, un trimestre, un semestre y un año, uno a dos años, hasta seis a siete años. Para Colombia se observa una caída sostenida en el nivel de la curva de rendimientos, asociada posiblemente a la dinámica decreciente de la inflación. La pendiente es positiva en todos los años, excepto en 2007 (la parte larga cae). El comportamiento es mucho más heterogéneo en los Estados Unidos, con mayor volatilidad en el tramo corto de la curva: se presentan caídas pronunciadas entre 2000 y 2004 y niveles intermedios entre 2000 y 2007; además, en 2006 y 2007 las curvas resultan relativamente planas.

El Gráfico 2 presenta la relación entre las tasas interna y externa, calculada como $\left[\ln\frac{1+i}{1+i^*}\right] \approx i - i^*$. Se observa que esta curva diferencial permanece en niveles relativamente altos entre 2000 y 2004, pero cae sustancialmente en 2005-2007, debido a la disminución del nivel promedio de la curva en Colombia. Adicionalmente se observa que la curva presenta una forma sinusoidal con un empinamiento mayor en períodos de maduración entre uno y cuatro años, sustancialmente marcados en 2000, 2003 y 2005.

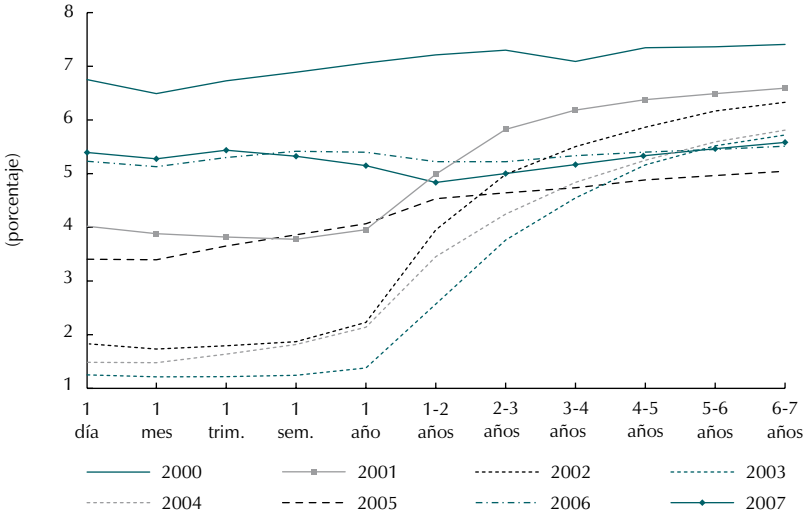
7 A un horizonte de tres meses, por ejemplo, el lado derecho de la ecuación (6) se eleva a la potencia 360/90.

Gráfico 1
Tasas de interés *forward* en Colombia y en los Estados Unidos, 2000-2007

A. Colombia

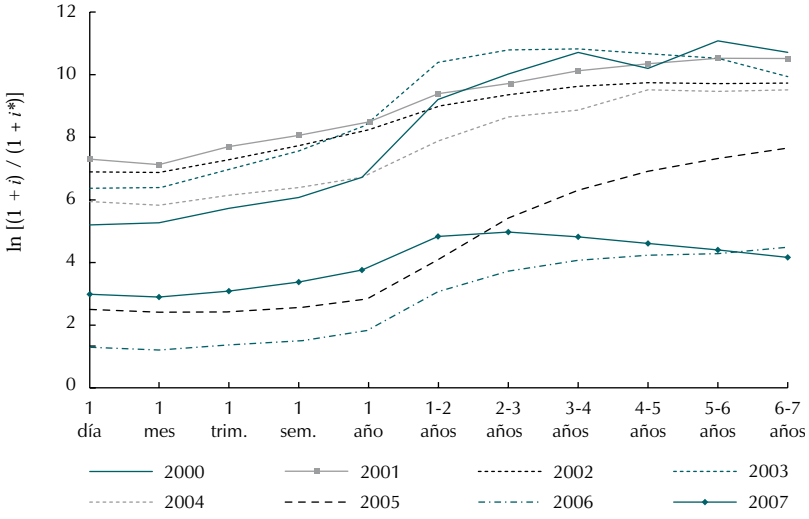


B. Estados Unidos



Fuente: Datastream, Banco de la República; cálculos de los autores.

Gráfico 2
Diferencial entre las tasas de interés *Forward* en Colombia y en los Estados Unidos, 2000-2007



Fuente: Datastream, Banco de la República; cálculos de los autores.

El mercado de deuda pública en Colombia, con cuya información se elaboraron dichas curvas, no es excesivamente líquido, pero ha mostrado desarrollos importantes en las últimas décadas. Su evolución comienza durante la década de los noventa, se consolida en el período 2000-2007[8], y en la actualidad cuenta con una base histórica de curvas *spot* relativamente sólida para los TES colombianos denominados en pesos y en UVR. Sólo desde 2002 existen títulos a diez años, aún cuando en este documento se utilizarán períodos de maduración hasta de seis años. La financiación del Gobierno recaía inicialmente en fuentes externas (esencialmente préstamos sindicados y con agencias multilaterales) en los primeros años de la década pasada, pero luego fue ganando importancia la financiación por medio de instrumentos de deuda en el mercado externo, permitiendo la diversificación de las fuentes de recursos. La financiación a través de deuda local se limita aún a colocaciones *convenidas* y *forzosas* con entidades públicas.

8 Se basa en Mera (2007).

Varios factores favorecieron el fortalecimiento de la financiación del Gobierno mediante instrumentos en el mercado local: i) la estructuración de un calendario para las subastas de TES B; ii) el establecimiento del programa de creadores de mercado[9], y iii) el desarrollo de los inversionistas institucionales como demandantes finales de papeles. En 1998 se inauguró la plataforma electrónica SEN, que ha contribuido al mayor crecimiento y liquidez del mercado de deuda pública. Ello, unido al aumento en los plazos de colocación y a la emisión de títulos a diferentes vencimientos, ha tenido un efecto favorable para la construcción de una curva *spot* cada vez más larga y robusta.

No obstante, aún las transacciones se encuentran concentradas en unos pocos papeles: en 2006 y 2007, por ejemplo, los títulos de 2020 representaron 54,8% de las transacciones en tasa fija (en pesos), los de 2014 13,1%, y los de 2009 7,5%. Esto significa que los títulos con períodos de maduración mayor a cinco años representan aproximadamente el 70% del total de transacciones, si se considera que del total de negociaciones a tasa fija y variable el 99,7% corresponde a títulos de tasa fija.

En Colombia el mercado de futuros es aún pequeño, pero ha crecido a tasas muy altas. El volumen diario de transacciones fue de US$ 40 m en 1998 y de US$554 m en julio de 2007, con un crecimiento anual de 34%. Las operaciones *forwards* de tasa de cambio tienen la mayor participación (se prohíben los derivados de crédito), con transacciones diarias de US$80 m en 2001, de US$226 m en 2004 y de US$464 m en 2007. Las transacciones a corto plazo tienen mayor importancia en el mercado cambiario *forward*; así, los de vencimiento inferior a 35 días representan 88% de los contratos vigentes en 2007[10]. Cabe mencionar que son trece las entidades que transan en el mercado *forward* en Colombia.

La volatilidad de la tasa de cambio ha incentivado a los agentes a cubrir la exposición cambiaria de sus posiciones, lo cual, junto con el mayor número de participantes en el mercado (agentes *offshore* y fondos de pensiones), recientemente ha estimulado un mayor grado de profundidad y liquidez. Como ocurre a nivel internacional, los

9 Los creadores de mercado corresponden a intermediarios especializados, con ciertos privilegios (únicos intermediarios autorizados para participar en las subastas y en el sistema del Banco de la República) y obligaciones (están condicionados a adquirir una cantidad mínima de las subastas realizadas en el año, así como a colocar "puntas" en el sistema de negociación).

10 Los diferentes períodos de vencimiento en el mercado de tasa de cambio *forward* en 2006, participan así: 57% para 15 a 35 días, 15% para 91 a 180 días, 13% para 36 a 60 días; 13,8% para otros plazos.

contratos *forwards* son más seguros que los del mercado *spot:* operan con un marco regulatorio internacional y son *non delivery* (es decir que no hay riesgo de principal, pues cada día se cancelan las pérdidas o ganancias netas).

En abril de 2004 el promedio de negociación en el mercado de tasa de cambio *forward* colombiano representaba el 37% del *spot*, indicador que supera la media para América Latina, aun cuando es inferior al de un país como Chile (Mera, 2007).

Los trabajos iniciales en el campo de la PC utilizaron papeles emitidos en diferentes mercados (tal como en nuestro caso) y no encontraron evidencia para validar la hipótesis $\beta_{pc} = 1$ (Isard, 1995, p. 78)[11]. No obstante, la mayoría de trabajos recientes encuentran que dicha hipótesis es válida, principalmente para períodos cortos de maduración[12]. Taylor (1989) atribuye los resultados menos satisfactorios para períodos largos a las políticas de *stop-loss* que imponen los gerentes de los bancos a sus subalternos[13].

Los trabajos recientes utilizan títulos emitidos en un mismo mercado financiero (p. e. títulos emitidos por el gobierno de Alemania y por el gobierno de los Estados Unidos en Nueva York), con lo cual desaparece parcialmente el riesgo de controles de capital o de nuevos impuestos (aunque se mantiene el riesgo de *default*). Además, en este caso, el riesgo país es bajo debido a que es poco probable que Alemania se declare en moratoria o que imponga controles de capital o nuevos impuestos a las transacciones financieras[14]. Dado lo anterior, sería muy útil considerar en el trabajo los títulos emitidos por el Gobierno colombiano en los Estados Unidos (bonos globales o *yankees*),

---

11 Con α_{pc} diferente de cero. La mayoría de estudios en el área se concentran en el valor de β_{pc} un valor de $\beta_{pc} = 1$ indica sustituibilidad perfecta entre títulos. El parámetro α_{pc} está asociado con costos de transacción o con un factor riesgo constante (véase la nota 27 para el caso de paridad no cubierta).

12 Véase Branson (1969), Frenkel y Levich (1975) y Frenkel y Levich (1977). Para períodos recientes ver Taylor (1987 y 1989). El último autor concluye que en períodos de calma no existen oportunidades de arbitraje desperdiciadas, pero éstas podrían existir en alguna medida en períodos de turbulencia.

13 Sin embargo, Balke y Wohar (1998) encuentran evidencia de desviaciones significativas respecto de la hipótesis de la PC y sostienen que los mercados no arbitran a menos que los márgenes de rentabilidad sean altos, por encima de un nivel específico, cercano a 50 puntos básicos durante la década de los años veinte (Peel y Taylor, 2002).

14 Véase Aliber (1973). Sobre la función de costos de transacción y la incertidumbre financiera véase Frenkel y Levich (1975) y Frenkel y Levich (1977); sobre el potencial de los controles de capital véase Dooley e Isard (1980).

pero éstos apenas comenzaron a emitirse hace dos años, han tenido un bajo registro de transacciones y poca liquidez.

El Cuadro 1 muestra los coeficientes estimados para la ecuación de paridad cubierta (PC):

$$f_t^{t+k} - e_t = \alpha_{pc} + \beta_{pc} \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right) + \mu_{pc,t} \qquad (7)$$

donde $\beta_{pc} = 1$ es la hipótesis nula. Se realizan estimaciones para cada plazo (k) y, teniendo en cuenta los resultados sobre raíz unitaria (véase el Anexo 1), se utilizan todas las variables en niveles. En esta sección y en las siguientes se usa el método de estimación GMM, debido a los problemas de autocorrelación y de incumplimiento del supuesto de exogeneidad estricta que surgen en modelos de expectativas racionales con observaciones traslapadas, tales como el aplicado en este documento (véase el Anexo

Cuadro 1
Paridad cubierta en Colombia: $f_t^{t+k} - et = \alpha_{pc} + \beta_{pc} \ln\left[(1+i_t)/(1+i_t^*)\right] + \mu_{t+k}$, 2000-2007

	α_{pc}	β_{pc}	Ho: $\alpha_{pc} = 0$: valor p	Ho: $\beta_{pc} = 1$: valor p	Ho: $\alpha_{pc} = 0$: & $\beta_{pc} = 1$: valor p	Observaciones	R^2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0 a 3 días	-0,00 (-1,8*)	5,25 (1,9)**	0,08	0,12	0,20	1.692,00	0,004
0 a 1 mes	-0,00 (-0,4)	0,99 (13,4)***	0,69	0,85	0,43	1.695	0,409
0 a 1 trimestre	0,00 (0,8)	0,96 (27,0)***	0,40	0,23	0,42	1.692	0,803
0 a 1 semestre	0,00 (5,5)***	0,90 (34,0)***	0,00	0,00	0,00	1.689	0,908
0 a 1 año	0,00 (2,7)***	1,00 (36,3)***	0,01	0,87	0,00	1.667	0,903

Nota: se eliminan los valores extremos de la variable dependiente (menores al percentil 5 o mayores al 95). Los valores en paréntesis corresponden a las estadísticas *t* obtenidas mediante la metodología GMM de Hansen y Hodrick (1980); por lo tanto, los errores estándar son robustos a la presencia por autocorrelación y heteroscedasticidad (véase Anexo 2).
***, **, * indican niveles de significancia de 1%, 5% y 10%. Los valores de las columnas (3), (4) y (5) corresponden al *p value* para la prueba tipo Wald.
Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

2). Los resultados de las estimaciones no difieren sustancialmente de los obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios cuando se ignoran los problemas señalados[15].

Las columnas 1 y 2 del Cuadro 1 presentan los valores estimados para α_{pc} y β_{pc}, junto con sus correspondientes estadísticos *t*, y las columnas 3 a 5 la *significancia* marginal asociada con la estadística de prueba tipo Wald para contrastar las hipótesis $H_0: \alpha_{pc} = 0$, $H_0: \beta_{pc} = 1$, y $H_0: \alpha_{pc} = 0$ y $\beta_{pc} = 1$, respectivamente; las columnas 6 y 7 indican el número de observaciones y el valor del coeficiente R^2.

Como en Branson (1969), se excluyó la información que correspondía a los mayores niveles de "turbulencia". Para ello se eliminaron los valores extremos de la variable dependiente (menores al percentil 5 o mayores al percentil 95). Para k = 1 año los errores se concentran en agosto, septiembre y octubre de 2002 (quiebras de Enron y otras grandes firmas en los Estados Unidos, y la crisis a comienzos del gobierno de Lula en Brasil) y en algunos meses de 2007. Los resultados solo cambian ligeramente cuando no se excluyen dichos *outliers* —el mismo procedimiento se aplicó para las estimaciones de las demás secciones del trabajo—.

Con base en los resultados, y en concordancia con buena parte de la literatura internacional, se observa evidencia contundente en favor de la hipótesis de la PC, excepto para períodos de maduración de un semestre. Para plazos de cero a tres días se obtiene un coeficiente β_{pc} = 5,25 que de todas formas es igual o mayor a 1 y significativo[16], y para 1 semestre se obtiene un valor promedio de β_{pc} alto, pero diferente de 1 (intervalo de confianza entre 0,85 y 0,95). A nivel formal, la aplicación de la prueba de Wald permite no rechazar la hipótesis β_{pc} = 1 en cuatro de los cinco períodos considerados (cero a tres días, un mes, un trimestre y un año). Los resultados para la hipótesis conjunta $H_0: \alpha_{pc} = 0$ y $\beta_{pc} = 1$ resultan satisfactorios en tres de los cinco casos considerados (cero a tres días, un mes y un trimestre). El coeficiente R^2 resulta mucho mayor para períodos de maduración de un semestre y un año, en parte, porque en esos casos α_{pc} es significativamente diferente de cero. Para el caso de un año el R^2 es 0,903 (y se cumple la hipótesis de la PC)[17].

---

15 La metodología GMM y MCO arrojan los mismos estimadores α_{pc} y β_{pc}. El estadístico *t* resulta menor en el caso de MCO, con niveles de significancia similares.

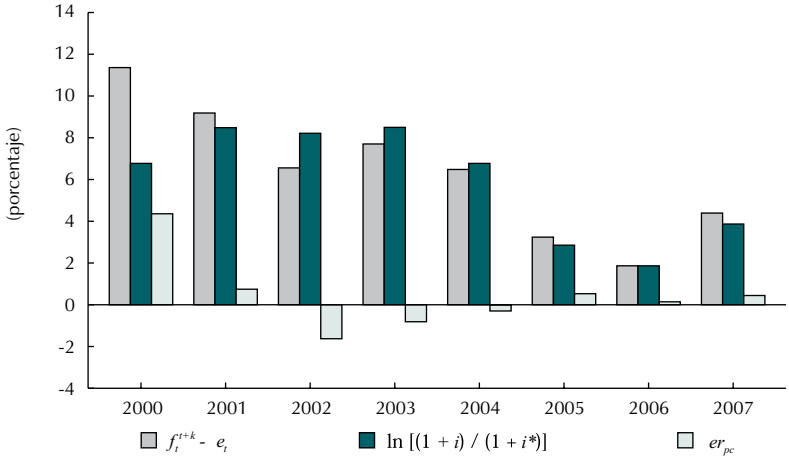
16 La varianza de β_{pc} es muy alta, sin embargo, con un intervalo de confianza que se encuentra entre -0,11 y 10,61.

17 Las variables dependientes no son idénticas y por lo tanto el R^2 no es estrictamente comparable.

Los resultados son mucho menos satisfactorios cuando se trabaja con tasas *spot* (no reportadas en detalle): β_{pc} es igual a 0,23 para tres meses, y a 0,44 para seis meses, en lugar de tasas marginales-*forward*, o cuando se utiliza la tasa de los CDT de noventa días ($\beta_{pc} = 0{,}24$). Y no mejoran cuando se incluyen variables *dummy* para los diferentes años o para los días de la semana.

Los resultados del Gráfico 3 podrían parecer sorprendentes para quienes consideran que en Colombia no se ha desarrollado la parte corta de la curva *spot*, al tener en cuenta que sólo se tranzan unas pocas emisiones de títulos a mediano y largo plazos (como se mencionó arriba, los títulos con períodos de maduración mayores a cinco años representan hoy cerca del 70% de las transacciones totales). Sería en efecto deseable contar con más títulos a diferentes plazos, ello permitiría que el tramo corto de la curva dependa menos de los cupones de unos pocos bonos de largo plazo. Ello no es indispensable, sin embargo, si se tiene en cuenta la descomposición descrita del TES de largo plazo en bonos cero cupón de más corto plazo (página 156). Adicionalmente, a pesar de la falta de emisiones de títulos a corto plazo, nuestros resultados sugieren que los mercados funcionan con relativa eficiencia en el corto plazo: siempre es posible comprar un título con madurez de un año y venderlo el próximo mes.

Gráfico 3
Diferencial de tasas de interés, $f_t^{t+k} - e_t, k = 1$ año y exceso de rendimiento en paridad cubierta $\left[er_{pc} = (f_t^{t+k} - e_t) - \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)\right]$, 2000-2007 —media—



Fuente: Datastream, Banco de la República; cálculos de los autores.

Si a la ecuación de la PC con riesgo $f_t^{t+k} - e_t = \alpha_{pc} + \beta_{pc}(i - \rho_{pa\,s} - i_t^*) + \mu_{pc,t}$ se resta el término $(i_t - i_t^*)$ en ambos lados, se tiene que $er_{pc} = (f_t^{t+k} - e_t) - (i_t - i_t^*) = \alpha_{pc} + \beta_{pc}(i - \rho_{país} - i_t^*) + \mu_{pc,t} - (i_t - i_t^*)$, donde *er* corresponde al exceso de rendimiento. Es decir que:

$$er_{pc} = \alpha_{pc} + (\beta_{pc} - 1)(i_t - i_t^*) - \beta_{pc}\rho_{pa\,s} + \mu_{pc,t} \quad (7)$$

Al hacer abstracción del término de error y suponer que $\beta_{pc} = 1$ (supuesto correcto para $k = 1$ año), se tiene que $er_{pc} = \alpha_{pc} - \rho_{pa\,s}$. En otras palabras, cuando $\beta_{pc} = 1$ los valores positivos para el exceso de rendimiento (er_{pc}) indican que los costos de transacción (α_{pc}) tienen un valor mayor que el riesgo país ($\rho_{país}$), y viceversa.

El Gráfico 3 muestra la evolución de los diferentes componentes de la ecuación de la PC para $k = 1$ año: el diferencial de tasas de interés *forward*-marginales en Colombia y en los Estados Unidos ($\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right) \approx i_t - i_t^*$ —véase también el Gráfico 1—), la denominada prima *forward* $\left(f_t^{t+k} - e_t\right)$ y el exceso de rendimiento para la ecuación de la PC er_{pc}. Para esta última variable se observan valores positivos en 2000-2001 y en 2005-2007, y valores negativos en 2002 (especialmente), 2003 y 2004.

La mayoría de los trabajos internacionales en el área suponen que $\rho_{pa\,s} \approx 0$, con lo cual $er_{pc} \approx \alpha_{pc}$ (véase más adelante), donde α_{pc} suele asociarse con costos de transacción relativamente constantes (α_{pc} también puede incluir un factor de riesgo constante). El supuesto $\rho_{pa\,s} \approx 0$ parece ser acertado, pues en esos casos se utilizan títulos con bajo riesgo de *default* (por ejemplo títulos del gobierno alemán y de los Estados Unidos), emitidos en un mismo mercado (p. e. Nueva York), con lo cual desaparecen los riesgos asociados con controles de capital y nuevos impuestos. Los trabajos citados encuentran valores muy pequeños (que oscilan entre 0,15% y 0,18% al año) para er_{pc}, y concluyen, por tanto, que se trata de mercados financieros eficientes[18]. Pero esos resultados no son directamente comparables con los de este trabajo,

18 Branson (1969) encuentra un valor de 0,18% para el er_{pc} de la relación dólar - dólar canandiense (julio de 1962 a diciembre de 1964) y dólar - libra esterlina (enero de 1959 a diciembre de 1964). En Frenkel y Levich (1975) resulta un exceso de retorno promedio cercano a 0,15% por año para la relación entre el dólar, la libra esterlina y el dólar canadiense entre 1962 y 1967, atribuíble enteramente a costos de transacción. Frenkel y Levich (1977) llegan a conclusiones similares e indican que los costos de transacción se elevaron sustancialmente en el período de flotación administrada 1973-1975.

pues, como se mencionó arriba, acá se utilizan tasas de interés de los TES emitidos por el Gobierno de Colombia en el país, los cuales incorporan riesgos de *default*, de nuevos impuestos y de controles de capital.

Es posible calcular el riesgo país ($\rho_{país}$) a partir de la ecuación:

$$\rho_{pa\,s,t} = \frac{er_{pc} - \alpha_{pc} - (\beta_{pc} - 1)\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right) - \mu_{pc,t}}{-\beta_{pc}} \tag{8}$$

El Gráfico 4 muestra la evolución del $\rho_{país,t}$ calculado a partir de la ecuación de PC —*Índice PC*[19]— y lo compara con el EMBI+, una medida de riesgo de *default* producida diariamente por la firma J.P. Morgan y ampliamente utilizada por los analistas financieros. La diferencia principal es que el EMBI+ no incluye riesgo de controles de capital o de nuevos impuestos, y para su cálculo se utilizan títulos con períodos de maduración de corto y de largo plazos[20]. El movimiento de las dos variables es sorprendentemente similar en el período 2000-2004, y ambas recogen adecuadamente el impacto de la moratoria argentina en 2002 y de la crisis de Enron y los primeros días del gobierno de Lula en 2002.

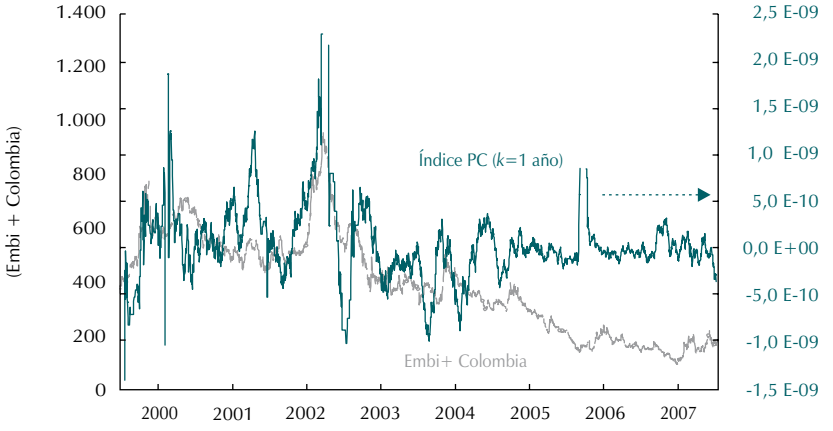
No obstante, se presentan diferencias importantes entre las dos variables del Gráfico. En particular el *Índice PC* presenta un pico importante en 2000, que no recoge con la misma fuerza el EMBI+, y que coincide con la propuesta del presidente Pastrana de convocar un referendo para reformar el Congreso. Y un pico importante en 2006 que recoge la denominada "crisis de los TES". Además, los dos índices se alejan en 2004-2007: mientras que el EMBI+ desciende en forma paulatina, el *Índice PC* se mantiene en niveles relativamente constantes. Incluso, se destaca la menor volatilidad del *Índice PC* en 2004-2007, frente a 2000-2004.

---

19 Para el cálculo de $\rho_{país,t}$ se utilizaron los valores exactos de α_{pc} (0,0043411) y de β_{pc} (0,9955978) —los valores reportados en el Cuadro 1 son aproximados—.

20 El EMBI+ sólo incluye títulos denominados en dólares, regidos por leyes de uno de los países del "Grupo de los 7" (G7). Únicamente pueden adicionarse títulos con períodos de vencimiento mayores a dos años y medio, y una vez incluido, el título sólo puede permanecer en la canasta hasta que su período de vencimiento sea mayor a doce meses (J.P. Morgan, 2004). Cuatro títulos con períodos mayores a nueve años representan en conjunto más del 60% del total en el caso del EMBI+ Colombia.

Gráfico 4
Evolución del riesgo país: EMBI frente a paridad cubierta



Nota: Índice de paridad cubierta: promedio móvil de 30 días.
Fuente: Datastream; cálculos de los autores

III. PARIDAD NO CUBIERTA CON EXPECTATIVAS RACIONALES Y LA "ANOMALÍA"

A. PARIDAD NO CUBIERTA

La hipótesis de paridad no cubierta (PNC) puede expresarse como:

$$\frac{\varepsilon^{e}_{t\ t+k}}{\varepsilon_t} = \frac{(1+i_t)(1+\rho_{cambiario,t})}{(1+i^*_t)(1+\rho_{pa\,s,t})} \qquad (9)$$

donde $\varepsilon^{e}_{t\ t+k}$ es el valor esperado en t para la tasa de cambio en $t + k$. Como en el caso de la PC, la ecuación se presenta en dos formas alternativas:

$$e^{e}_{t\ t+k} - e_t = \ln\left(\frac{(1+i_t)(1+\rho_{cambiario,t})}{(1+i^*_t)(1+\rho_{pa\,s,t})}\right) \approx i_t - \rho_{pa\,s,t} - i^*_t + \rho_{cambiario,t} \qquad (10)$$

y

$$\frac{\varepsilon^{e}{}_{t}^{t+k} - \varepsilon_t}{\varepsilon_t} \approx i_t - \rho_{pa\,s,t} - i_t^* + \rho_{cambiario,t} \qquad (11)^{21}$$

con $e^{e}{}_{t}^{t+k}$ y e_t el logaritmo de ε_{t+k} y de ε_t, respectivamente.

Para agentes neutrales al riesgo (o riesgo enteramente diversificable) la ecuación de PNC simple se puede representar como:

$$e^{e}{}_{t}^{t+k} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc} \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right) + \mu_{pnc,t} \qquad (12)$$

Y en el caso de expectativas racionales, como[22]:

$$e_{t+k} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc} \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right) + \mu_{pnc,t} \qquad (13)$$

A diferencia del caso de la PC es necesario incorporar ahora el riesgo cambiario, debido a que no se garantiza que la tasa de cambio esperada ($e^{e}{}_{t}^{t+k}$) sea igual a la tasa *spot* al final del período (e_{t+k}). En este sentido, el agente puede ganar o perder dinero, dependiendo de la relación *ex post* entre las dos variables. El cumplimiento simultáneo de las hipótesis de PC y PNC —ecuaciones (2) y (11)—, con agentes neutrales al riesgo, implica que la tasa *forward* coincide con la *spot* esperada ($e^{e}{}_{t}^{t+k}$).

El Gráfico 5 presenta la evolución de la tasa de cambio nominal de Colombia frente a los Estados Unidos: desde comienzos de 2000 hasta mediados de 2003 se deprecia y entre 2003 y 2008 se aprecia fuertemente, con un período de depreciación transitorio a principios de 2006. La dinámica se caracteriza por devaluaciones y revaluaciones anuales pronunciadas, devaluaciones superiores a 30% a principios de 2003, y revaluaciones cercanas a -30% a mediados de 2007.

Durante años recientes el mercado cambiario colombiano ha experimentado un crecimiento importante en los volúmenes de transacciones. En efecto, el promedio diario de negociación en el sistema transaccional Datatec-SET-FX fue US$168 millones (m) en

21 La conversión de (9) en (11) requiere suponer que $\varepsilon^e = \varepsilon$ —véase Krugman y Obstfeld (1991)—.

22 En dicho caso: $E(e^{et+k}_t) = E(e_{t+k})$, lo cual significa que $e^{et+k}_t = e_{t+k} + v_{t+k'}$ con $v_{t+k'}$ un error aleatorio de media cero y varianza constante. Si el error no es de media cero, los agentes no utilizan toda la información disponible para su decisión y las expectativas no son racionales.

Gráfico 5
Tasa de cambio nominal de Colombia frente a los Estados Unidos
(pesos/dólar)

Fuente: cálculos de los autores.

2001 y de US$837 m en 2007, con un crecimiento anual del 30%. Los montos son aún mayores cuando se incluyen las operaciones realizadas por fuera del sistema transaccional SET-FX, con un valor diario cercano a US$1.090 m en 2007.

En la sección II se discutieron aspectos asociados con el riesgo país. Con respecto a la explicación del riesgo cambiario, al nivel más general Lucas (1982) plantea un modelo de equilibrio general dinámico con dos bienes y dos países en donde los agentes tienen preferencias idénticas, pero dotaciones estocásticas diferentes. Si se cumple la hipótesis de la PC la maximización de utilidad de los agentes lleva a una prima de riesgo que varía en el tiempo, y que depende del coeficiente de aversión al riesgo de los agentes y de la covarianza entre la tasa *spot* en $t + 1$ (e_{t+1}) y el consumo[23] en $t + 1$.

23 Véase Sarno y Taylor (2002, pp. 20-24). ¿Cómo se explica que los activos denominados en pesos sean más riesgosos que los denominados en dólares, cuando existe una sóla tasa de cambio que los relaciona? Siguiendo a Froot y Thaler (1990), se supone que existe integración completa entre activos y entre bienes de dos países (A y B) de igual tamaño, en donde cada país tiene un activo que paga consumo futuro, cada país produce un bien produce un bien y consume en cantidades iguales el bien local y el bien externo. Se supone, adicionalmente, que la relación entre el activo y el producto es mayor en A que en B. Teniendo en cuenta que los inversionistas consumen en cantidades iguales el bien nacional y el extranjero, también les interesa diversificar su portafolio por igual entre el activo de A y el de B; en este caso, sólo aceptarán mantener una fracción mayor de su portafolio en A que en B si reciben una prima por tener el activo A. Así, los activos denominados en los bienes de A son más riesgosos que los denominados en los bienes de B.

Otros trabajos tratan de explicar la prima de riesgo en el contexto de modelos de portafolio a partir de la maximización de una función de utilidad que depende de la media y de la varianza del portafolio. Corresponden a modelos de equilibrio parcial donde se consideran exógenas la tasa de interés y la tasa de cambio (Lewis, 1995). En términos simples Domínguez y Frankel (1993) plantean que los agentes mantienen un portafolio donde la cantidad de dólares (o de cualquier otro activo del portafolio) depende positivamente del riesgo propio de los bonos en pesos: $x_t = a + b\rho_t$, donde $x_t = \frac{\varepsilon_t US\$}{W}$ es la participación del portfolio en dólares ($\varepsilon_t US\$$) en la riqueza total del agente (W). Al despejar la función se obtiene $\rho_t = -a\frac{1}{b} + \frac{1}{b}x_t$. El coeficiente b indica el grado de sustitubilidad entre activos: $\rho = 0$ (sustitutos perfectos) que se da cuando $b = \infty$; $\rho > 0$ (sustitutos imperfectos) cuando $b < \infty$. Es probable que este tipo de modelos de portafolio, que asume sustitución imperfecta entre títulos, pierda relevancia en la medida en que se profundizan los mercados financieros y se incrementa dicha sustitubilidad.

Dornbusch (1980) modela los determinantes del diferencial entre las tasas de interés internas y externas. Para una función de utilidad CRRA (es decir, de riesgo constante) el autor encuentra que $\bar{r}^* - \bar{r} = \gamma\sigma_t^2\left(\frac{V^*}{W}\right) - \bar{x}$, donde r y r^* corresponden a las tasas de interés de los activos en pesos y en dólares (reales en este caso); γ al coeficiente de aversión al riesgo de los agentes; σ_ε^2 a la varianza —volatilidad de la tasa de cambio nominal—; V^*/W a la relación entre la oferta de dólares y el nivel de riqueza de los agentes locales, y $\bar{x}$ corresponde a la participación de dólares en un portafolio de mínima varianza. Lo anterior significa que el diferencial entre las tasas de interés interna y externa depende positivamente de la aversión al riesgo de los agentes, de la volatilidad de la tasa de cambio y del diferencial entre la participación de los dólares en el portafolio de los agentes y su nivel de participación en el portafolio de mínima varianza[24]. Algunos autores argumentan, sin embargo, que la variable riesgo difícilmente explica algunos de los hallazgos de la literatura empírica en el

24 Con respecto al modelo de portafolio véase Sarno y Taylor (2002, capítulo 4). El modelo requiere la no existencia de equivalencia ricardiana (Backus y Kehoe, 1988). Véase, adicionalmente, Lewis (1995). Por su parte, Baillie y Osterberg (1997) presentan un modelo más general donde el exceso de retorno depende de la volatilidad del producto, de la tasa de cambio y de la participación del dólar en el portafolio de los agentes. Los autores sólo utilizan la volatilidad de la tasa de cambio en su trabajo, pues no existe información diaria o mensual para las otras variables.

campo[25]. La siguiente sección discute la versión de Fama (1984) sobre el papel que cumple el riesgo en la denominada "anomalía" en la PNC.

B. LA "ANOMALÍA", EL RIESGO Y LA ALTA RENTABILIDAD DEL *CARRY TRADE*

Si se supone que la tasa de cambio esperada ($e^{e}_{t}{}^{t+k}$) fluctúa menos que la tasa de cambio *spot* (e_t)[26], y que $\beta_{pnc} = 1$, la ecuación (10) implica que la tasa de cambio *spot* se revalúa en países con tasas de interés altas (diferenciales positivos de tasas de interés) y viceversa, lo cual tiende a igualar las rentabilidades relativas en las distintas monedas, sin que resulte particularmente rentable invertir en una u otra de ellas (Lewis, 1995). Una forma de entender el comportamiento de la tasa de cambio *spot* es la siguiente: si la tasa de interés es "alta" los flujos de capital hacia el país revaluarán la tasa de cambio *spot.*

Sin embargo, lejos de obtener valores estimados cercanos a 1, la mayoría de trabajos empíricos en los países desarrollados hallan coeficientes negativos y significativos para β_{pnc}[27]. En este escenario alternativo, lejos de igualar rentabilidades entre monedas, los

---

25 Véase, adicionalmente, Lewis (1995), Sarno y Taylor (2002), Obstfeld y Rogoff (1996, pp. 589-592). Existe un amplio debate sobre el impacto del riesgo, reseñado recientemente por Engel (1996). El modelo simple de activos de Lucas (1982) puede dar cuenta de la covarianza negativa entre el riesgo y la tasa de cambio, pero ni estos modelos ni los modelos de portafolio pueden explicar fácilmente la alta volatilidad del riesgo. Modelos tales como el de Bekaert, Hodrick, y Marshall (1997) generan una prima de riesgo mucho menor a la que se requiere con base en la información observada. La prima de riesgo necesaria para interpretar algunos episodios en los años ochenta en los Estados Unidos es superior al 16%; lo cual resulta muy difícil de explicar intuitivamente. De manera similar, ha sido complejo relacionar el riesgo con la evolución de algunas variables macroeconómicas (véase, además, Engel, 1995; Bansal y Dahlquist, 2000, y Froot y Thaler, 1990).

26 El supuesto de menor volatilidad de las expectativas, frente a la tasa de cambio *spot,* parece acertado. Para 2003-2006 en Colombia, por ejemplo, la volatilidad (desviación estándar) de la devaluación observada a un mes fue 4,9 veces la volatilidad de la devaluación esperada en las encuestas del Banco de la República; con una relación de 7,7 veces para períodos de vencimiento de un año. La mayor volatilidad relativa de la devaluación observada aparece en cada uno de los años de 2003 a 2006, para los cuales existe la encuesta (Echavarría, Vásquez y Villamizar, 2008b). A nivel internacional, Allen y Taylor (1990) encuentran una tendencia de las expectativas (consignadas en encuestas) a subpredecir los mercados *spot* al alza, y a sobrepredecir los mercados a la baja, por lo tanto la elasticidad de las expectativas a la devaluación de la tasa *spot* es menor a 1. Este resultado también se obtiene para Colombia.

27 Pocos trabajos se preocupan por el valor de α_{pnc}. Chinn y Meredith (2004) afirman que la existencia de α_{pnc} diferente de cero puede ser explicada por la denominada desigualdad de Jensen o por

movimientos en la tasa de cambio exacerban los diferenciales de rentabilidad. Aquí resulta rentable invertir en los países con altas tasas de interés nominales cuando la tasa de cambio es fija, y aún más rentable cuando la tasa de cambio es variable. Si existe la "anomalía" se obtienen ganancias no asociadas con mayores niveles de riesgo al invertir en países con altas tasas de interés nominal, lo cual es el origen del denominado *carry trade*.

El coeficiente β_{pnc} promedio obtenido en los 75 trabajos revisados por Froot (1990) es -0,88; resulta positivo en unos pocos casos, pero en ninguno de ellos es mayor a 1. Por otra parte, Fama (1984) encuentra coeficientes negativos con valor absoluto mayor a 2 para la relación del dólar con la libra, el marco y el yen durante 1973 a 1982, y Chinn y Meredith (2004) encuentran coeficientes negativos para el período 1980-2000 en seis de las siete monedas consideradas (cinco de ellas significativas estadísticamente) con un valor promedio para todas ellas de -0,8, similar al reportado por Froot (1990). Finalmente, el trabajo de Burnside *et al*. (2006) para 1976-2005 encuentra coeficientes negativos y significativos a un mes para seis de los nueve países considerados y a tres meses para cuatro de ellos[28].

Como se mencionó en la introducción, por esta razón autores como Flood y Rose (2002) consideran que la hipótesis de la PNC es un tópico clásico en finanzas internacionales, un bloque central en la mayoría de modelos teóricos y una terrible falla en términos empíricos. De hecho, la unanimidad en los resultados fallidos en el campo puede ser considerada única en la literatura empírica en economía (Chinn y Meredith, 2004).

La presencia de la "anomalía" explica parcialmente el relativo fracaso de Meese y Rogoff (1983) en predecir la tasa de cambio nominal. Según los autores, la tasa de cambio contemporánea es un mejor indicador de la tasa de cambio futura que los pronósticos obtenidos de modelos monetarios estándar, de modelos de series de tiempo más sofisticados o que la tasa de cambio *forward*. Los autores encuentran que un proceso de paseo aleatorio predice mejor la tasa de cambio nominal que la hipótesis de PNC cuando se impone $\beta_{pnc} = 1$, aún cuando no realizan el ejercicio sin prefijar el parámetro.

---

la existencia de un exceso de rendimiento (er_{pnc}) o prima de riesgo constante. Los activos en diferentes monedas pueden ser considerados sustitutos perfectos cuando $\beta_{pnc} = 1$ (Takagi, 1990)

28 Los resultados son muy heterogéneos entre países y períodos: de los 21 casos estimados por Flood y Rose (2002) para la década de los noventa, el coeficiente resulta negativo en doce casos, positivo en siete y cercano a cero en dos casos.

En el lenguaje de los analistas financieros, la "anomalía" hace rentable el *carry trade*. En efecto, Burnside *et al*. (2006) y Burnside, Eichenbaum y Rebelo (2007) demuestran que las operaciones de *carry trade* han llevado a una relación de Sharpe (ganancia/desviación estándar) alta (en parte, gracias a la menor volatilidad) y a ganancias similares (con menor volatilidad) a las que se obtienen invirtiendo en el índice S&P 500. Como concluyó Bilson (1981) hace varias décadas, la "anomalía" lleva a excesos de rentabilidad que no guardan relación con el riesgo. En la misma dirección Colombia sería un país especialmente atractivo para el *carry trade* si se considera que las tasas de interés nominales son aún sumamente altas. En noviembre de 2007, por ejemplo, la tasa repo a un día era 9,25% en Colombia, sólo superada por Turquía (16,75%) y Brasil (11,25%); mientras que en México era de 7,5%, en Chile de 5,75% y en Perú de 5,0%.

La literatura empírica sugiere que la "anomalía" es menos frecuente para períodos largos de vencimiento, lo cual podría deberse a que la parte larga de la curva captura mejor los fundamentales de tasas de interés que el tramo corto (más influenciada por volatilidades de corto plazo y por el efecto de los bancos centrales —véase Campbell, 1995, y Froot, 1989—), o a que las expectativas cambiarias de largo plazo capturan mejor los quiebres en tendencia de la tasa de cambio *spot*. La literatura internacional encuentra que las apreciaciones inesperadas producen expectativas de nuevas revaluaciones en el corto plazo pero van acompañadas de expectativas de devaluación para el largo plazo (Takagi, 1990; para Colombia véase Echavarría, Vásquez y Villamizar, 2008b).

La "anomalía" es menos marcada para países con inflación alta y volátil o con crisis cambiarias[29], y parece ser menos evidente en la década de los noventa, frente a décadas anteriores, entre países de la Comunidad Europea y en la relación dólar-marco. Bansal y Dahlquist (2000) encuentran que la "anomalía" es especialmente fuerte en economías desarrolladas, pero Flood y Rose (2002) no hallan diferencias significativas entre naciones desarrolladas y emergentes. La "anomalía" es más fuerte en períodos de intervención activa de los bancos centrales en el mercado cambiario (Mark y Moh, 2003). El debate no termina; para algunos autores la "anomalía" es simplemente el

29 Con respecto a la PNC y el período de vencimiento véase Alexius (2001) y Boudoukh, Richardson, y Whitelaw (2005). Para el caso de los años noventa y los regímenes cambiarios véase Flood y Rose (2002). Sobre el impacto de la inflación y su volatilidad véase Bansal y Dahlquist (2000). Los autores encuentran adicionalmente que la anomalía en los Estados Unidos sólo se presenta cuando la tasa de interés en ese país supera la tasa "externa".

resultado del bajo poder de las pruebas estadísticas disponibles al considerar muestras pequeñas (véase, por ejemplo, Baillie y Bollerslev, 2000).

C. ¿CÓMO EXPLICAR LA "ANOMALÍA"?: FAMA (1984) Y LA IMPORTANCIA DEL RIESGO VARIABLE?

¿Cómo explicar la "anomalía"? Isard (1995, pp. 83-84) agrupa las posibles causas en tres categorías: la primera consiste en conjeturas que no requieren el rechazo de la PNC o de expectativas racionales, incluidas las explicaciones con base en *peso problems*, sesgos de simultaneidad, información incompleta, "aprendizaje" racional y profecías autocumplidas o burbujas racionales; éstas son áreas no exploradas en este documento, las cuales deberán ser objeto de futuras investigaciones[30]. La segunda categoría abandona la hipótesis de agentes racionales (véase Lewis, 1995); tema que será abordado en la sección IV[31].

La tercera categoría rechaza la hipótesis de la PNC simple, pero no la de expectativas racionales, y asigna la "anomalía" a una prima de riesgo que varía en el tiempo. Una primera aproximación al tema fue presentada por Fama (1984), para quien los valores de β_{pnc} mayores a 1 se explican en términos de las varianzas y covarianzas entre la tasa de cambio y el riesgo que fluctúa en el tiempo —los motivos de dicho riesgo variable fueron explicados en la Introducción—.

La segunda columna del Cuadro 2 (tomado de Bansal y Dahlquist, 2000), presenta los diferentes valores posibles de β_{pnc} en la ecuación de la PNC (10) para el esquema propuesto por Fama (1984), con expectativas racionales (segunda categoría, riesgo variable). El riesgo (ρ_{pnc}), definido en la literatura como $f_t^{t+k} - e^e{}_t^{t+k}$, desempeña un papel importante en las diferentes filas del cuadro, excepto en el caso de la *PNC simple* ($\beta_{pnc} = 1$, fila 1), cuando var (ρ_{pnc}) = 0.

---

30 El *peso problem* ocurre cuando los agentes asignan una pequeña probabilidad a un cambio fuerte en las variables fundamentales, lo cual introduce *skewness* en la distribución. Algo similar sucede cuando existen burbujas racionales (p. e. cuando compro divisas por que sé que los agentes van a comprar divisas, independientemente de los fundamentales); finalmente, la existencia de procesos de aprendizaje lleva a detectar información no utilizada en los datos *ex post*.

31 Podría considerarse una categoría adicional relacionada con el efecto que producen las intervenciones de los bancos centrales en el mercado cambiario, lo cual se analiza en Echavarría, Vásquez y Villamizar (2008a). En este trabajo no se menciona la relación que puede existir entre la anomalía y la rigidez de precios de corto plazo (véase Eichenbaum y Evans, 1995).

Cuadro 2
Significado de los coeficientes en la ecuación de paridad no cubierta (PNC) con riesgo variable en el tiempo y expectativas racionales

Caso	$\beta_{pnc} = \frac{\text{cov}(\Delta e_t, \Delta e_t + \rho_{pnc})}{\text{var}(\Delta e_t + \rho_{pnc})}$	$\text{var}(\rho_{pnc})$ & $\text{var}(\Delta e_t)$	$\text{cov}(\Delta e_t, \rho_{pnc})$
1. UIP	$= 1$	$\text{var}(\Delta e_t) > \text{var}(\rho_{pnc}) = 0$	$=0$
2. Anomalía	< 0	$\text{var}(\rho_{pnc}) > \lvert\text{cov}(\Delta e_t, \rho_{pnc})\rvert > \text{var}(\Delta e_t)$	<0
3.	> 1	$\text{var}(\Delta e_t) > \lvert\text{cov}(\Delta e_t, \rho_{pnc})\rvert > \text{var}(\rho_{pnc})$	<0
4.	$< 0{,}5$	$\text{var}(\rho_{pnc}) > \text{var}(\Delta e_t)$	+/-

Nota: $\Delta e = e_{t+k} - e_t$; $\rho_{pnc,t}$: riesgo (riesgo cambiario en Fama, 1984; riesgo cambiario y riesgo país en nuestro caso).
Fuente: Bansal y Dahlquist (2000).

La "anomalía" ($\beta_{pnc} < 0$) se produce cuando el riesgo es altamente volátil, incluso más volátil que la tasa de cambio, y viceversa para valores de β_{pnc} mayores a 1; además, ambas volatilidades coinciden para $\beta_{pnc} = 0{,}5$. La covarianza entre las dos variables es cero para la ecuación simple, y menor a cero para el caso de la "anomalía" y de $\beta_{pnc} > 1$. Como se mencionó, la mayoría de trabajos en el área (incluyendo Fama, 1984), utilizan títulos con bajo riesgo de *default* y emitidos en el mismo mercado; por ello, Fama sólo menciona el riesgo cambiario en su análisis, mientras que en nuestro caso también existe riesgo país (*default*, controles de capital e impuestos).

D. LA PNC EN COLOMBIA

El Cuadro 3 muestra los coeficientes estimados de β_{pnc} para la ecuación de la PNC. Tal como en el caso de la PC, se estiman los coeficientes para cada plazo k, y se reporta el estadístico t calculado con base en los errores estándar corregidos por autocorrelación y heteroscedasticidad desde la metodología de GMM sugerida por Hansen y Hodrick (1980) (véase el Anexo 2). Nuevamente, se eliminaron los períodos de mayor turbulencia, excluyendo aquellas observaciones extremas de la variable dependiente (valores menores al percentil 5 o mayores al percentil 95).

Las columnas 3 a 5 del Cuadro 2 presentan el nivel de *significancia* marginal asociada con la estadística de prueba tipo Wald para contrastar las hipótesis $H_0 : \alpha_{pnc} = 0$,

Cuadro 3
Paridad no cubierta en Colombia: $e_{t+k} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc} \ln(1 + i_t / 1 + i_t^{t*}) + \mu_{pnc,t}$, 2000-2007
Variable dependiente: $e_{t+k} - e_t$

	α_{pnc}	β_{pnc}	Ho: $\alpha_{pnc} = 1$: valor p	Ho: $\beta_{pnc} = 1$: valor p	Ho: $\alpha_{pc} = 0$: & $\beta_{pc} = 1$ valor p	Observaciones	R^2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0 a 1 día	-0,00 (-1,6*)	9,08 (2,4)***	0,11	0,04	0,07	1.698	0,006
0 a 1 mes	-0,01 (-4,2***)	2,86 (5,0)***	0,00	0,00	0,00	1.681	0,029
0 a 1 trimestre	-0,03 (-7,7***)	2,58 (8,4)***	0,00	0,00	0,00	1.645	0,070
0 a 1 semestre	-0,06 (-7,9***)	1,94 (7,8)***	0,00	0,00	0,00	1.591	0,081
0 a 1 año	-0,09 (-7,3***)	1,32 (7,2)***	0,00	0,08	0,00	1.485	0,067
1 a 2 años	-0,17 (-7,6***)	1,91 (6,8)***	0,00	0,00	0,00	1.278	0,090
2 a 3 años	-0,40 (-10,2***)	3,76 (9,2)***	0,00	0,00	0,00	1.060	0,240
3 a 4 años	0,01 (0,2)	-0,96 (-2,6***)	0,81	0,00	0,00	842	0,591
4 a 5 años	0,03 (0,6)	-0,98 (-2,0***)	0,56	0,00	0,00	625	0,389
5 a 6 años	-0,86 (-10,4***)	7,57 (10,0)***	0,00	0,00	0,00	411	0,491

Nota: se eliminan los valores extremos de la variable dependiente (menores al percentil 5 o mayores al 95). Los valores entre paréntesis corresponden a las estadísticas *t* obtenidas mediante la metodología GMM de Hansen y Hodrick (1980); por lo tanto los errores estándar son robustos a la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad (véase Anexo 2).
***,**,* indican niveles de significancia de 1%, 5% y 10%. Los valores de las columnas (3), (4) y (5) corresponden al *p value* para la prueba tipo Wald.
Fuente: cálculos de los autores.

$H_o: \beta_{pnc} = 1$ y $H_0: \alpha_{pnc} = 0$ y $\beta_{pnc} = 1$, y las columnas 6 y 7 el número de observaciones y el coeficiente R^2, respectivamente. El coeficiente β_{pnc} resulta igual o mayor a 1 para la mayoría de los períodos de maduración. A diferencia de la experiencia internacional, sólo se observa la "anomalía" para algunos plazos "largos" (de tres a cuatro

años y de cuatro a cinco años)[32]. El R^2 es relativamente bajo, excepto para períodos superiores a dos años.

Nuevamente, como en el caso de la PC, los resultados (no reportados en detalle) son más satisfactorios cuando se trabaja con tasas marginales-*forward* que con tasas *spot*: aparecen relativamente similares para períodos de maduración mayores a un año, pero en ningún caso se aproximan a 1 para períodos menores. Los resultados a un día no mejoran cuando se utiliza la tasa interbancaria (TIB) en el lado derecho de las ecuaciones (en relación con la tasa a un día en los Estados Unidos) y empeoran sensiblemente cuando se utiliza la tasa CDT a noventa días.

El Cuadro 4 presenta los valores de las estimaciones para un ejercicio similar, considerando ahora el subperíodo 2003-2007, cuando hay revaluación de la tasa de cambio (Gráfico 5) y en el que existen encuestas sobre expectativas cambiarias (véase más adelante). En este caso los resultados sugieren que la hipótesis de la PNC sólo se cumple para períodos de maduración de un día y un mes[33] y mayores a dos años. Los valores obtenidos son cercanos a cero para plazos de un trimestre, con "anomalía" para un semestre y un año. El coeficiente R^2 es cercano o mayor a 0,4 para períodos de maduración iguales o superiores a un semestre —no se hace el ejercicio para horizontes superiores a cinco años, ya que no se dispone de suficiente información—. ¿Cómo se comparan los resultados anteriores con los de otros trabajos para Colombia? Infortunadamente, no existen muchos, y la metodología de los pocos disponibles es sustancialmente diferente[34]. El trabajo más cercano es el de Rowland (2002), el cual utiliza información semanal de la tasas DTF a 90, 180 y 360 días. El autor encuentra evidencia para validar la hipótesis de la PNC simple para el subperíodo 1996-2002, y subestima resultados opuestos para 1994-2002 y para 1999-2002, con el argumento de que "las series no son estacionarias en estos dos últimos períodos". Más aún, los "malos" resultados obtenidos en 1999-2002 le sugieren a Rowland que la hipótesis simple de la PNC podría estar debilitándose y probablemente no se cumplirá en el futuro en un régimen de baja inflación (como se mencionó, la "anomalía"

32 Mediante la metodología de MCO (la cual no es adecuada en estos casos y no se reporta) tiende a elevar el valor del estadístico *t*. Sin embargo, las conclusiones resultan similares.

33 Sin embargo, la varianza asociada al coeficiente β es muy alta. El parámetro estimado presenta un rango entre -7,58 y 10,19 para períodos de vencimiento de un día, y entre -0,92 y 1,77 para un mes.

34 Una razón es que sólo desde 2000 existen estimaciones de la curva de rendimiento cero cupón (a partir de la cual se calcularon las tasas de interés marginales, véase la sección II).

es más intensa en países con baja inflación). Los resultados de este trabajo difieren de los de Rowland, con β_{pnc}= 0,64 (2000-2007) y β_{pnc}= -0,12 (2003-2007), cuando el período de maduración es de tres meses.

Cuadro 4
Paridad no cubierta: $e_{t+k} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc} \ln(1 + i_t / 1 + i_t^{i^*}) + \mu_{pnc,t}$, 2003-2007
Variable dependiente: $e_{t+k} - e_t$

	α_{pnc} (1)	β_{pnc} (2)	Ho: $\alpha_{pnc} = 1$: valor p (3)	Ho: $\beta_{pnc} = 1$: valor p (4)	Ho: $\alpha_{pc} = 0$: & $\beta_{pc} = 1$ valor p (5)	Observaciones (6)	R^2 (7)
0 a 1 día	0,00 (-1,1)	1,31 (0,3)	0,29	0,95	0,13	1.080	0,005
0 a 1 mes	-0,01 (-2,7***)	0,43 (0,6)	0,01	0,40	0,00	1.062	0,049
0 a 1 trimestre	0,00 (-1,2)	0,01 (0,5)	0,22	0,00	0,00	1.080	0,005
0 a 1 semestre	-0,03 (-4,1***)	-0,73 (-3,1***)	0,00	0,00	0,00	972	0,402
0 a 1 año	-0,04 (-3,8***)	-0,84 (-5,8***)	0,00	0,00	0,00	865	0,558
1 a 2 años	-0,12 (-6,7***)	0,66 (3,0)***	0,00	0,12	0,00	658	0,405
2 a 3 años	-0,46 (-10,9***)	4,19 (10,1)***	0,00	0,00	0,00	440	0,403
3 a 4 años	-0,41 (-4,6***)	2,67 (3,0)***	0,00	0,06	0,00	222	0,694
4 a 5 años	-0,19 (-8,3***)	0,83 (3,8)***	0,00	0,48	0,00	5	1,000

Nota: no existen suficientes observaciones para la estimación de 5 a 6 años. Se eliminan los valores extremos de la variable dependiente (menores al percentil 5 o mayores al 95). Los valores entre paréntesis corresponden a las estadísticas *t* obtenidas mediante la metodología GMM de Hansen y Hodrick (1980); por lo tanto los errores estándar son robustos a la presencia por autocorrelación y heteroscedasticidad (véase Anexo 2).
***,**,* indican niveles de significancia de 1%, 5% y 10%. Los valores de las columnas (3), (4) y (5) corresponden al p value para la prueba de Wald.

Otros trabajos incorporan factores externos e internos en la determinación de la tasa de interés en Colombia. Edwards (1985), por ejemplo, utiliza información trimestral para el período 1968-1982 y analiza el comportamiento de las tasas de interés internas (no reguladas) y externas a tres meses[35] en una economía semi-abierta con fuertes controles de capital. En estas circunstancias el autor concluye que las tasas de interés locales responden tanto a la evolución de la tasa de interés internacional como a las condiciones monetarias del país: obtiene un coeficiente de 0,36 para la relación entre i_t e $i_t^* + (e_{t+k} - e_t)$, donde la mitad de las mayores tasas internacionales de interés o la mayor devaluación se trasladan en un trimestre a las tasas internas. Toro (1987) (para 1967-1985) y Gómez (1996) (para 1971-1994) realizan ejercicios relativamente similares al de Edwards, y encuentran una relación de sólo 0,10 (y no significativa) entre ambas variables. Los autores también construyen índices de liberalización financiera y concluyen que ya para ese entonces la economía colombiana era relativamente abierta a los flujos de capital. Los resultados preliminares de este trabajo coinciden con los de los tres autores anteriores, con una relación apenas *parcial* entre las tasas de interés internas y externas (más devaluación), cuando el período de maduración es de tres meses.

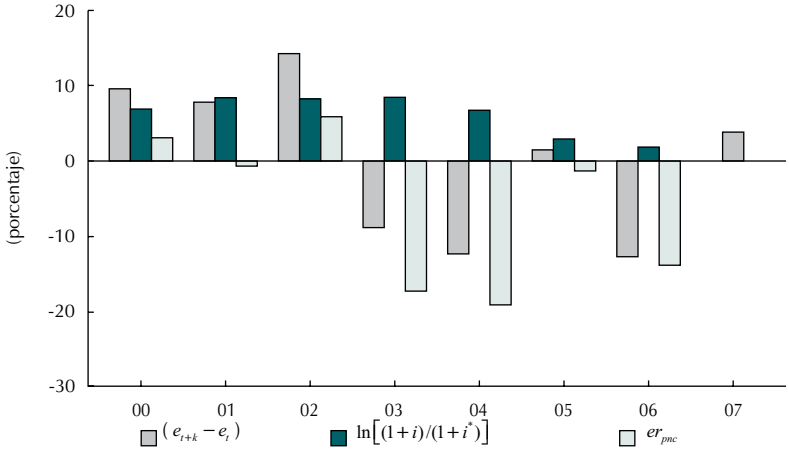
Finalmente, Villar y Rincón (2000) estiman un coeficiente muy cercano a 1 para una regresión entre r_t *y* $r_t^* + tax$, siendo r_t la tasa de interés real, y *tax* el efecto del impuesto que existió en los años noventa al ingreso de capitales. Los resultados no son enteramente comparables con los de este trabajo, pues los autores no incluyen la tasa devaluación de la tasa de cambio en sus cálculos al no encontrar una relación de cointegración o de largo plazo entre r_t, $r_t^* + tax$ y la devaluación (real en este caso).

El Gráfico 6 tiene un formato similar al del Gráfico 3, y muestra las evoluciones de $e_{t+k} - e_t$, de $\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$ y del exceso de rendimiento en la PNC $er_{pnc} = e_{t+k} - e_t - \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$ (nuevamente, para $k = 1$ año): resultó más rentable invertir en dólares (valor positivo) en 2000 y 2002, e invertir en pesos en los demás años, principalmente en 2003, 2004 y 2006.

35 El autor menciona que su ejercicio es robusto para diferentes períodos de vencimiento.

Gráfico 6

Devaluación $e_{t+k} - e_t$, diferencial de tasas de interés $\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$ y exceso de rendimiento en paridad no cubierta $er_{pnc}=e_{t+k}-e_t-\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$, k=1 año, 2000-2007 -media para cada año



Fuente: Datastream, Banco de la República; cálculos de los autores.

IV. RIESGO VS EXPECTATIVAS NO RACIONALES

¿Qué explica la "anomalía" observada en 2003-2007 para horizontes de vencimiento de un semestre y un año?[36] Desde el supuesto de expectativas racionales, la "anomalía" puede ser explicada con base en la mayor volatilidad del riesgo (cambiario y país), frente a la volatilidad de la tasa de cambio (sección 0); sin embargo, la hipótesis de expectativas racionales debe probarse en lugar de suponerse.

En la sección IV.A se utiliza la Encuesta sobre expectativas que el Banco de la República aplica desde mediados de 2003 (en lugar de asumir expectativas racionales) y se demuestra que desaparece la "anomalía" observada en 2003-2007 para períodos de maduración de un año. Este resultado sugiere que la hipótesis de expectativas racionales no siempre es adecuada.

36 Adicionalmente se reporta una "anomalía" en el período 2000-2007 en el Cuadro 3, sin embargo, en este caso no se dispone de la información que se requiere para la metodología aplicada.

En la sección IV.B se replica la metodología diseñada por Froot y Frankel (1989) en la versión presentada por Macdonald y Torrance (1990), con el fin de asignar un peso relativo a la contribución del riesgo variable y de las expectativas no racionales en la determinación del sesgo observado[37] en algunos casos en β_{pnc}. Se muestra que, al igual que en los Estados Unidos, la "anomalía" registrada en el Cuadro 4 para períodos de maduración de un año la explica el sesgo introducido por la hipótesis de expectativas racionales. El riesgo y las expectativas irracionales desempeñan un papel similar para períodos de un mes, tiempo en el que de todas formas no se reporta "anomalía".

Se utiliza la encuesta mensual que realiza el Banco de la República desde el 1 de octubre de 2003, se calcula la mediana mensual y se interpolan los datos para obtener datos diarios. La encuesta se aplica a tres grupos de agentes: a) bancos y organismos internacionales; b) sociedades comisionistas de bolsa, y c) corporaciones, fondos de pensiones y cesantías, y fiduciarias. El número de encuestados varía entre 27 y 50, siendo 35 el número más frecuente. Se aplica al comienzo de cada mes y se pregunta por la devaluación esperada a un mes y a un año. La interpolación de los datos permite aumentar el número de observaciones si se tiene en cuenta que sólo se dispone de 51 datos en las encuestas. Se verifica la solidez de los resultados frente a cinco diferentes metodologías de interpolación, pero trabajos futuros deberán profundizar en el campo.

Algunos economistas muestran escepticismo frente a las encuestas con el argumento de una economía positiva, según el cual se aprende más del comportamiento de los agentes en el mercado que de su respuesta a las encuestas. Takagi (1990) argumenta, adicionalmente, que mientras la tasa de cambio en el mercado refleja un precio marginal, los valores de las encuestas representan valores promedio, sin que exista una relación clara entre ambos conceptos. Finalmente, se menciona que la mediana que utiliza la mayoría de trabajos no captura adecuadamente la heterogeneidad de las respuestas.

Sin embargo, las encuestas sobre expectativas cambiarias por lo menos tienen ventajas frente a encuestas adelantadas en otras áreas: quienes participan también intervienen en el mercado y tienen un conocimiento preciso sobre su funcionamiento (Frankel y Froot, 1987, y Takagi, 1990). Las encuestas permiten una mejor aproximación a las expectativas de devaluación que las observaciones *ex post* de la tasa de cambio (ex-

37 Como se señaló (ver la nota 30), en este trabajo no se tratan otros problemas relacionados con expectativas, tales como el denominado *peso problem* o el proceso de aprendizaje (véase Lewis, 1995, y Sarno y Taylor, 2002, pp.24-32).

pectativas racionales), y también que la prima *forward*[38]. La primera medida requiere suponer expectativas racionales, y la segunda incluye una prima de riesgo.

A. ¿PERSISTE LA "ANOMALÍA" CUANDO SE UTILIZAN ENCUESTAS?

El Cuadro 5 reproduce los resultados del Cuadro 4 para el período 2003-2007, utilizando en este caso la devaluación implícita que se concluye de las encuestas del Banco ($e^{et+k}_{t} - e_t$) como variable dependiente, en lugar de la devaluación observada *ex post* ($e_{t+k} - e_t$). En este caso, se interpolaron linealmente los resultados mensuales de las encuestas.

Cuadro 5
Paridad no cubierta con encuestas sobre expectativas:
$e^{et+k}_{t} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc} \ln(1+i_t/1+i^{i*}_t) + \mu_{pnc}$ 2003-2007

	α_{pnc}	β_{pnc}	Ho: $\alpha_{pnc} = 1$: valor *p*	Ho: $\beta_{pnc} = 1$: valor *p*	Ho: $\alpha_{pc} = 0$: & $\beta_{pc} = 1$ valor *p*	Observaciones	R^2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0 a 1 mes	-0,01 (-4,2***)	1,06 (2,5)***	0,00	0,89	0,00	905	0,051
0 a 1 año	0,02 (11,0)***	0,72 (17,6)***	0,00	0,00	0,00	905	0,848

Nota: se eliminan los valores extremos de la variable dependiente (menores al percentil 5 o mayores al 95). Los valores entre paréntesis corresponden a las estadísticas *t* obtenidas mediante la metodología GMM de Hansen y Hodrick (1980); por lo tanto los errores estándar son robustos a la presencia por autocorrelación y heteroscedasticidad (véase Anexo 2).
***, **, * indican niveles de significancia de 1%, 5% y 10%. Los valores de las columnas (3), (4) y (5) corresponden a *p value* para la prueba tipo Wald.
Fuente: Banco de la República.

Los valores estimados de β_{pnc} en el Cuadro 5 "mejoran" sustancialmente con respecto a los del Cuadro 4, tanto para períodos de maduración de un mes como de un año. El coeficiente cambia desde 0,43 hasta 1,06 para un mes, y desde -0,84 hasta 0,72 para un año. El coeficiente de determinación R^2 es similar en ambos cuadros para un mes (cercano a 0,05) pero se eleva desde 0,56 hasta 0,85 para un año. Los resultados sugieren, por tanto, que las expectativas no han sido racionales en Colombia.

38 Con expectativas racionales y PC se cumple que $f^{t+k}_t = e^{e\ t+k}_t$.

B. RIESGO CAMBIARIO FRENTE A EXPECTATIVAS NO RACIONALES EN LA EXPLICACIÓN DE LA "ANOMALÍA"

La hipótesis de la PNC, evaluada en la sección III, puede considerarse como una hipótesis conjunta sobre expectativas racionales y PNC simple (i.e. sin riesgo). Por ello, cuando no se dispone de información de encuestas algunos autores suponen expectativas racionales y atribuyen la "anomalía" a un factor de riesgo variable, en tanto que otros asumen que el riesgo es enteramente diversificable o que los agentes son neutrales a éste, por lo que la "anomalía" aparece enteramente explicada por la ausencia de expectativas racionales (Froot y Thaler, 1990). Con base en los resultados de encuestas, Froot y Frankel (1989) desarrollaron una metodología que permite asignar un valor relativo a los dos factores. Nuestra presentación se basa en Macdonald y Torrance (1990)[39], quienes muestran que:

$$\beta_{pnc} = 1 - \beta_{er} - \beta_{\rho} \tag{14}$$

siendo β_{pnc} el parámetro asociado con la ecuación de PNC bajo expectativas racionales, β_{er} el sesgo generado por la ausencia de expectativas racionales (β_{er}= 0 indica expectativas racionales) y β_{ρ} el sesgo que introduce el riesgo variable en el tiempo (β_{ρ}= 0 indica la ausencia de una prima de riesgo variable en el tiempo). Los parámetros pueden estimarse a partir de las siguientes regresiones:

$$e_t^{et+k} - e_{t+k} = \alpha_{er} + \beta_{er}(f_t^{t+k} - e_t) + \mu_{er,t} \tag{15}$$

$$\beta_{\rho} = 1 - \rho_1 \text{ con } e_t^{et+k} - e_t = \rho_0 + \rho_1(f_t^{t+k} - e_t) + \mu_{\rho,t} \tag{16}$$

Cuando existen expectativas racionales se cumple que $e_t^{et+k} = e^{t+k} + v_t$, en donde v_t es un error aleatorio con media cero, y por ello resulta cero el promedio del lado derecho y el coeficiente β_{er} en la ecuación (15). Adicionalmente, cuando existe riesgo se cumple que $\rho_1 = 1$ (β_{ρ} = 0) en la ecuación (16), recordando que el factor riesgo se define como $f_t^{t+k} - e_t^{et+k}$. En síntesis, β_{er} representa el sesgo que introducen las expectativas no racionales, y β_{ρ} el sesgo que introduce el factor riesgo variable; β_{pnc} es igual a 1 cuando β_{er} = 0 y β_{ρ} = 0.

39 Véase adicionalmente Sarno y Taylor (2002, pp. 32-34).

El Cuadro 6 presenta los coeficientes $\beta_{er}=0$ y β_{ρ} estimados a partir de las ecuaciones (15) y (16). Además, incluye resultados para las cinco metodologías de interpolación mencionadas: lineal entre cada par de puntos; con tasa de crecimiento geométrica entre cada par de puntos; *B-spline* cúbica (sobre la metodología véase Vásquez y Melo, 2005); con promedio móvil ponderado exponencialmente (o *exponentially weighted moving average* [EWMA]); y con interpolación polinómica de grado 3. Las tres últimas metodologías utilizan el conjunto completo de información (para una discusión de las ventajas de las distintas metodologías véase Echavarría, Vásquez y Villamizar, 2008b).

Cuadro 6
Riesgo cambiario y expectativas no racionales en la explicación de β_{pnc} a un mes y a un año, 2003-2007

	Lineal (1)	*B-Spline* cúbica (2)	Geométrica (3)	EWMA (4)	Polinomio grado 3 (5)
	$e_t^{et+k}-e_{t+k}=\alpha_{er}+\beta_{er}(f_t^{t+k}-e_t)+\mu_{er,t}$				
0 a 1 mes	0,77 (3,0)***	-0,34 (-1,1)	0,77 (3,0)***	0,56 1,71	-1,36 (-3,0***)
0 a 1 año	2,13 (16,1)***	2,03 (16,1)***	2,13 (16,1)***	2,20 (17,1)***	1,79 (18,9)***
	$\beta_p=1-\rho 1$ en $e_t^{et+k}-e_{t+k}=\rho_0+\rho_1(f_t^{t+k}-e_t)+\mu_t$				
0 a 1 mes	0,56 (3,3)***	1,63 (2,34)	0,56 (3,2)***	0,74 (2,0)***	2,72 (-4,2***)
0 a 1 año	0,27 (19,7)***	0,38 (11,9)***	0,27 (19,7)***	0,25 (18,2)***	0,64 (5,1)***
	$\beta_{enc}=1-\beta_{er}-\beta_p$				
0 a 1 mes	-0,33	-0,29	-0,33	-0,30	-0,36
0 a 1 año	-1,40	-1,41	-1,40	-1,45	-1,43

β_{er}: sesgo que genera la existencia de una prima el supuesto de expectativas racionales; $\beta\rho$: sesgo que obedece al supuesto de expectativas racionales la existencia de un *premium* de riesgo. Se obtuvo valores diarios para las expectativas mensuales y anuales por medio de interpolación de los resultados de las encuestas a un mes y a un año. Se utilizan cinco métodos: lineal entre cada dos puntos; *B-Spline* cúbica, tasa de crecimiento geométrica entre cada par de puntos; promedio móvil ponderado exponencialmente (*exponentially weighted moving average*, eWMa); y con interpolación polinómica de grado 3. Una discusión sobre las cinco metodologías véase Echavarría, Vásquez y Villamizar (2008a). Se eliminan los valores extremos de la variable dependiente (inferiores al percentil 5 o superiores al 95). Los valores entre paréntesis corresponden a los coeficientes *t* obtenidos mediante la metodología GMM sugerida por Hansen y Hodrick (1980); por lo tanto, los resultados son robustos a la presencia por autocorrelación y heteroscedasticidad (véase el anexo 2). ***, **, * indican niveles de significancia de 1%, 5% y 10%.
Fuente: Banco de la República.

Los resultados son robustos al método de interpolación para períodos de maduración de un año, con un sesgo para el supuesto de expectativas racionales sistemáticamente superior al que introduce el riesgo variable. Aunque aparecen menos robustos para plazos de un mes: las expectativas irracionales y el riesgo cumplen un papel relativamente similar en las columnas 1, 3 y 4, con un sesgo muy superior para el riesgo en las columnas 2 y 5.

C. ¿CÓMO AISLAR (PARTE DE) EL RIESGO PAÍS? UNA SOLUCIÓN SIMPLE

Gran parte de la literatura empírica supone PC y evalúa la hipótesis de PNC con modelos en los cuales se utiliza a $f_t^{t+k} - e_t$ como variable explicativa. Una decisión relativamente inocua en el caso de países desarrollados, en los cuales el riesgo país es bajo y se incorpora información de títulos emitidos en el mismo lugar (véase sección II) tiene implicaciones importantes en este documento, pues permite aislar de los cálculos algunos componentes del riesgo país.

Si se combina la ecuación de PC con la ecuación (13) de PNC se llega a que desde el supuesto de expectativas racionales: $e_{t+k} - e_t \approx f_t^{t+k} - e_t - \rho_{cambiario}$, con lo cual desaparece el riesgo país ($\rho_{país,t}$) como variable adicional. En otras palabras, al utilizar $f_t^{t+k} - e_t$ en lugar de $\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$ en el lado derecho de la ecuación de PNC, se incorpora automáticamente el efecto del riesgo país en los cálculos.

El ejercicio sólo puede realizarse para horizontes de hasta un año, pues este es el plazo máximo para el cual se obtiene información en el mercado cambiario *forward* colombiano. Pero esto es suficiente para los propósitos del trabajo pues la "anomalía" sólo aparece para vencimiento de un semestre y un año en 2003-2007 (Cuadro 4)[40].

Los resultados del Cuadro 7, con $f_t^{t+k} - e_t$ en el lado derecho sugieren ligeras "mejoras", pero sólo en algunos de los casos. Entre 2000 y 2007, por ejemplo, para el período de maduración de cero a tres días se obtiene, ahora, un coeficiente β_{pnc}= 0,89 que es significativo estadísticamente (los demás resultados son similares). La

40 Respecto a la "anomalía" que se presenta entre 2000 y 2007 en plazos de tres a cuatro y de cuatro a cinco años (Cuadro 3) es muy poco lo que puede decirse.

"anomalía" continúa presentándose para plazos de un semestre y de un año (también, aún para un trimestre).

Cuadro 7
Paridad no cubierta en Colombia: $e_{t+k} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc}(f_t^{t+k} - e_t) + \mu_t$, 2000-2007 y 2003-2007 (se supone paridad cubierta)
Variable dependiente: $e_{t+k} - e_t$

	α_{pnc}	β_{pnc}	Ho: $\alpha_{pnc} = 1$: valor p	Ho: $\beta_{pnc} = 1$: valor p	Ho: $\alpha_{pc} = 0$: & $\beta_{pc} = 1$ valor p	Observaciones	R^2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
A. 2000-2007							
0 a 3 días	0,00 (0,2)	0,89 (18,3)***	0,86	0,03	0,08	2.610	0,222
0 a 1 mes	-0,00 (-2,8***)	0,93 (4,6)***	0,01	0,74	0,00	2.593	0,017
0 a 1 trimestre	-0,01 (-2,0**)	0,63 (2,8)***	0,05	0,10	0,00	2.533	0,007
0 a 1 semestre	-0,04 (-6,7***)	1,47 (7,1)***	0,00	0,02	0,00	2.446	0,052
0 a 1 año	-0,10 (-12,1***)	1,54 (11,8)***	0,00	0,00	0,00	2.250	0,120
B. 2003-2007							
0 a 3 días	-0,00 (-2,3**)	0,91 (14,4)***	0,02	0,13	0,03	1.623	0,223
0 a 1 mes	-0,01 (-4,6***)	0,10 (0,4)	0,00	0,00	0,00	1.602	0,053
0 a 1 trimestre	-0,01 (-3,2***)	-0,77 (-2,7***)	0,00	0,00	0,00	1.548	0,168
0 a 1 semestre	-0,02 (-2,2**)	-1,15 (-5,0***)	0,03	0,00	0,00	1.467	0,356
0 a 1 año	-0,02 (-2,1**)	-1,16 (-8,8***)	0,04	0,00	0,00	1.305	0,565

Nota: se eliminan los valores extremos de la variable dependiente (menores al percentil 5 o mayores al 95). Los valores entre paréntesis corresponden a las estadísticas *t* obtenidas mediante la metodología GMM de Hansen y Hodrick (1980); por lo tanto los errores estándar son robustos a la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad (véase Anexo 2).
***, **, * indican niveles de significancia de 1%, 5% y 10%. Los valores de las columnas (3), (4) y (5) corresponden al *p value* para la prueba tipo Wald.
Fuente: cálculos de los autores.

En el Cuadro 8 se presentan los resultados de una estimación similar a la anterior utilizando, en esta oportunidad a $e_t^{et+k} - e_t$ (con base en las encuestas del Banco de la República) como variable dependiente y (nuevamente) $f_t^{t+k} - e_t$ como variable independiente. Sólo existen encuestas para $k = 1$ mes y un año, y únicamente para el período 2003-2007, pero los resultados son muy satisfactorios, ya que desaparece ahora la "anomalía" observada en los cuadros 4 y 7 para períodos de maduración de un año.

Cuadro 8
Paridad no cubierta en Colombia: $e_t^{et+k} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc}(f_t^{t-k} - e_t) + \mu_t$,
2003-2007
(se supone paridad cubierta)
Variable dependiente: $e_{t+k}^{e} - e_t$

	α_{pnc}	β_{pnc}	Ho: $\alpha_{pnc} = 1$: valor p	Ho: $\beta_{pnc} = 1$: valor p	Ho: $\alpha_{pc} = 0$: & $\beta_{pc} = 1$ valor p	Observaciones	R^2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0 a 1 mes	-0,00 (-5,3***)	0,44 (3,3)***	0,00	0,00	0,00	1.370,00	0,05
0 a 1 año	0,02 (13,7)***	0,73 (19,7)***	0,00	0,00	0,00	1.370,00	0,89

Nota: se eliminan los valores extremos de la variable dependiente (menores al percentil 5 o mayores al 95). Los valores entre paréntesis corresponden a las estadísticas *t* obtenidas mediante la metodología GMM de Hansen y Hodrick (1982); por lo tanto los errores estándar son robustos a la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad (véase Anexo 2).
***, **, * indican niveles de significancia de 1%, 5% y 10%. Los valores de las columnas (3), (4) y (5) corresponden al p value para la prueba tipo Wald.
Fuente: Encuesta de expectativas del Banco de la República.

D. HOJA DE RUTA

No se observa con la misma fuerza la "anomalía" en Colombia, comparada con los países desarrollados: sólo ocurre para horizontes cortos en 2003 a 2007. Adicionalmente, los resultados para el corto plazo mejoran sensiblemente con dos innovaciones metodológicas: a) la utilización de $e_t^{et+k} - e_t$ a partir de encuestas, en lugar de $e_{t+k} - e_t$ (supuesto de expectativas racionales) como variable dependiente; y b) la utilización de $f_t^{t+k} - e_t$ en lugar de $\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$ como variable independiente, con lo cual se incorpora el riesgo país

($\rho_{país,t}$) en los cálculos. Lo anterior sugiere que la "anomalía" obedece a problemas de medición y al impacto de variables omitidas en los pocos casos en que ésta se presenta; por lo tanto, las dos innovaciones metodológicas permiten obtener resultados más acordes con la hipótesis de PNC para Colombia.

En el Cuadro 9 se resumen los resultados obtenidos para el coeficiente β_{pnc} en las estimaciones de cada una de las distintas secciones del trabajo, ordenados de "mejor" en la columna 1 a "peor" en la columna 9, según su poder explicativo para el corto plazo. Dicho orden obedece a preferencias subjetivas que se sustentarán a continuación.

Cuadro 9
Hoja de ruta sobre los resultados empíricos

Cuadro		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		8	7	7	5	3	4
Período			2000-2007			2000-2007	
		2003-2007		2003-2007	2003-2007		2003-2007
Variable dependiente		$e_t^{t+k} - e_t$	$e_{t+k} - e_t$	$e_{t+k} - e_t$	$e_t^{t+k} - e_t$	$e_{t+k} - e_t$	$e_{t+k} - e_t$
Variable independiente	Período de maduración	$f_t^{t+k} - e_t$	$f_t^{t+k} - e_t$	$f_t^{t+k} - e_t$	$\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$	$\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$	$\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$
Corto plazo	0 a 1 o 1 a 3 dias		0.5 - 1.0	1 o >1		1 o >1	1 o >1
	1 mes	0,0 - 0,5	1 o >1	0,0 - 0,5	1 o >1	1 o >1	1 o >1
	1 trim.		1 o >1	AN		1 o >1	0,0 - 0,5
	1 sem.		1 o >1	AN		1 o >1	AN
	1 año	0,5 - 1,0	1 o >1	AN	0,5 - 1,0	1 o >1	AN
Largo plazo	1 a 2 años					1 o >1	1 o >1
	2 a 3 años					1 o >1	1 o >1
	3 a 4 años					AN	1 o >1
	4 a 5 años					AN	1 o >1
	5 a 6 años					1 o >1	

AN: "anomalía" (los valores sombreados corresponden a resultados no significativos al 1% o 5%.
Fuente: diferentes cuadros de este trabajo.

Los números entre paréntesis de la primera fila del Cuadro 9 corresponden a los números de los cuadros en los que se presentan originalmente los resultados, el período de análisis (2000-2007 o 2003-2007), la variable dependiente e independiente, y los valores del estimador del coeficiente β_{pnc}, de acuerdo con el horizonte de vencimiento. Dichos resultados se clasifican en cuatro categorías: AN ("anomalía", sombreado cuando el coeficiente no resulta estadísticamente significativo), de 0,0 a 0,5, de 0,5 a 1,0 y de 1 o >1.

La columna 5 del Cuadro 9 resume los resultados relativamente satisfactorios del Cuadro 3 (2000-2007), confirmando la hipótesis de la PNC para todos los períodos de maduración (con "anomalía" para tres a cuatro años y cuatro a cinco años), y relativamente similares cuando se utiliza $f_t^{t+k} - e_t$ en lugar de $\ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)$ en la columna 2.

Los resultados para 2003-2007 en la columna 6 son menos satisfactorios que entre 2000 y 2007 (columna 5): los valores de β_{pnc} presentan una varianza excesiva en el muy corto plazo y se observa "anomalía" para un semestre y un año (los resultados son nuevamente satisfactorios en el largo plazo). Aunque la "anomalía" desaparece cuando se utilizan las expectativas ($e_t^{et+k} - e_t$), en vez del supuesto de expectativas racionales ($e_{t+k} - e_t$) en las columnas 1 y 4. El contraste con los resultados anómalos de la columna 3 sugiere, nuevamente, que el sesgo que introduce el supuesto de expectativas racionales es mayor al que produce el riesgo país.

V. CONCLUSIONES

No es tan relevante el nivel de la tasa de interés de la curva cero cupón como su pendiente. Las tasas *forward*-marginales utilizadas en este trabajo se encuentran más cercanas al concepto que guía las decisiones económicas de los agentes, y en el caso colombiano producen resultados más "satisfactorios", tanto para la PC como la PNC.

Los trabajos para los Estados Unidos y otros países desarrollados encuentran que la hipótesis de la PC se cumple en la mayoría de plazos, y con más fuerza aún en horizontes cortos, quizá debido a las políticas de *stop loss* que imponen los gerentes de los bancos a sus subalternos. La hipótesis resulta válida en Colombia para todos los períodos de maduración (con varianza muy alta en el muy corto plazo).

En el caso de la hipótesis de la PNC no parece registrarse la "anomalía" en Colombia con la misma intensidad que en los países desarrollados. En los pocos casos cuando esto ocurre, parece ser consecuencia de la influencia de variables omitidas o mal medidas. El sesgo que introduce el supuesto de expectativas racionales es especialmente fuerte, aun cuando el riesgo también introduce sesgos en las estimaciones de muy corto plazo.

Desde el punto de vista de la política económica el incremento de las tasas de interés a un día o un mes atrae capitales, con un coeficiente β_{pnc} mayor a 0,5 en algunas de las estimaciones. El resultado neto dependerá, sin embargo, del impacto que dicho incremento tenga sobre la parte larga de la curva, ya que la respuesta de los capitales parece ser aún mayor ante tasas de largo plazo. Podría suceder, por ejemplo, que el incremento de la tasa repo del Banco de la República aplane la curva ante menores expectativas de inflación, y con ello produzca una salida neta de capitales.

La influencia del riesgo en la ecuación de la PNC abre la posibilidad de que el banco central pueda influir sobre la tasa de cambio con sus intervenciones esterilizadas si logra afectar el riesgo de los papeles locales. En el trabajo se sugiere que los riesgos de *default*, de nuevos controles de capital o de nuevos impuestos tienen efecto sobre la tasa de cambio y la ecuación de PNC, pero no se cuantifica su influencia. Ambos temas se tratarán en un próximo documento de los autores (Echavarría, Vásquez y Villamizar, 2008a).

REFERENCIAS

1. Alexius, A. "Uncovered Interest Parity Revisited", *Review of International Economics*, vol. 9, núm. 3, pp. 505-517, 2001.

2. Aliber, R. Z. "The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation", *The Journal of Political Economy*, vol .81, núm. 6, pp. 1451-1459, 1973.

3. Allen, H.; Taylor, M. P. "Charts, Noise and Fundamentals in the London Foreign Exchange Market", *The Economic Journal*, vol. 81, núm. 6, pp. 1451-1459, noviembre-diciembre, 1990.

4. Arango, L. E.; Melo, L. F.; Vásquez, D. "Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia", *Coyuntura Económica*, vol. XXXIII, núm. I, marzo-septiembre, 2003.

5. Backus, D. K.; Kehoe, P. J. "On the Denomination of Government Debt: A Critique of the Portfolio Balance Approach", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report*, núm. 116, pp. 2-25, 1988.

6. Baillie, R. T.; Bollerslev, T. "The Forward Premium Anomaly is not as Bad as You Think", *Journal of International Economics*, vol. 19, núm. 4, pp.471-488, agosto, 2000.

7. Baillie, R. T.; Osterberg, W. P. "Central Bank Intervention and Risk in the Forward Market", *Journal of International Economics*, vol. 43, núms. 3-4, pp. 483-497, noviembre, 1997.

8. Balke, N. S.; Wohar, M. E. "Non Linear Dynamics and Covered Interest Parity", *Empirical Economics*, vol. 23, núm. 4, pp. 535-559, 1998.

9. Bansal, R.; Dahlquist, M. "The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies", *Journal of International Economics*, vol. 51, núm. 2, pp. 115-144, junio, 2000.

10. Baum, C. F.; Schaffer, M. E.; Stillman, S. "Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing", documento de trabajo, núm. 545, Boston College Department of Economics, 2003.

11. Bekaert, G.; Hodrick, R. J.; Marshall, D. A. "The Implications of First-Order Risk Aversion for Asset Market Risk Premiums", *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, núm. 1, pp. 3-39, 1997.

12. Bilson, J. F. "The Speculative Efficiency Hipothesis", *Journal of Business*, vol. 54, pp. 435-451, 1981.

13. Boudoukh, J.; Richardson, M.; Whitelaw, R. "The Information in Long-Maturity Forward Rates: Implications for Exchange Rates and the Forward Premium Anomaly", *NBER,* documento de trabajo, núm. 1840, 2005.

14. Branson, W. H. "The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity", *The Journal of Political Economy*, vol. 77, núm. 6, pp. 1028-1035, 1969.

15. Burnside, C. *et al.* "The Returns to Currency Speculation", *NBER,* documento de trabajo, núm. 12489, 2006.

16. Burnside, C.; Eichenbaum, M.; Rebelo, S."The Returns to Currency Speculation in Emerging Markets", *NBER,* documento de trabajo, núm. 12916, 2007.

17. Campbell, J. "Some Lessons from the Yield Curve", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 3, pp. 129-152, 1995.

18. Chinn, M. D.; Meredith, G. "Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity", *IMF Staff Papers*, vol. 51, núm. 3, pp. 409-430, Fondo Monetario Internacional, 2004.

19. Dickey, D. A.; Fuller, W. A. "Distribution of the Estimators for Time Series. Regressions with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 4, pp. 427-431, 1979.

20. Domínguez, K. M.; Frankel, J. A. "Does Foreign Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect", *American Economic Review*, vol. 83, núm. 5, pp. 1356-1369, 1993.

21. Dooley, M.; Isard, P. "Capital Controls, Political Risk and Deviations from Interest-Rate Parity", *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 2, pp. 370-384, abril, 1980.

22. Dornbusch, R. "Exchange Rate Risk and the Macroeconomics of Exchange Rate Determination", *NBER,* documento de trabajo, núm. 493, 1980.

23. Echavarría, J. J.; Vásquez D.; Villamizar, M. "El impacto del riesgo país, los controles de capital y

las intervenciones del banco central sobre la tasa de cambio", (mimeo), Banco de la República, 2008a.

24. Echavarría, J. J.; Vásquez D.; Villamizar, M. "Expectativas cambiarias en Colombia" (mimeo), Banco de la República, 2008b.

25. Edwards, S. "Money, the Rate of Devaluation and Interest Rates in a Semi-Open Economy: Colombia 1968-1982", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 59-68, 1985.

26. Eichenbaum, M.; Evans, C. L. "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, núm. 4, pp. 975-1009, noviembre, 1995.

27. Engel, C. "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence", *NBER,* documento de trabajo, núm. 5312, 1995.

28. Engel, C. "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence", *Journal of Empirical Finance*, vol. 3, núm. 2, pp. 123-192, junio, 1996.

29. Fama, E. F. "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 14, núm. 3, pp. 319-338, noviembre, 1984.

30. Flood, R. P.; Garber, P. "Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: the First Test", *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 4, pp. 745-770, agosto, 1980.

31. Flood, R. P.; Rose, A. K. "Uncovered Interest Parity in Crisis", *IMF Satff Papers*, vol. 49, núm. 2, pp. 252-266, Fondo Monetario Internacional, 2002.

32. Frankel, J. A.; Froot, K. A. "Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations", *The American Economic Review*, vol. 77, núm. 1, pp. 133-153, 1987.

33. Frankel, J. A.; Froot, K. A. "Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market", *American Economic Review*, vol. 80, núm. 2, pp. 181-185, 1990.

34. Frenkel, J. A.; Levich, R. M. "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?", *Journal of Political Economy*, vol. 83, núm. 2, pp. 325-338, 1975.

35. Frenkel, J. A.; Levich, R. M. "Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods", *Journal of Political Economy*, vol. 85, núm. 6, pp. 1209-1226, 1977.

36. Friedman, M. *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago, 1953.

37. Froot, K. A. "Short Rates and Expected Asset Returns", *NBER,* documento de trabajo, núm. 3247, 1990.

38. Froot, K. A. "New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates", *The Journal of Finance*, vol. 44, núm. 2, pp. 283-305, 1989.

39. Froot, K. A.; Frankel, J. A. "Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium?", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, núm. 1, pp. 139-161, 1989.

40. Froot, K. A.; Thaler, R. H. "Anomalies: Foreign Exchange", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, núm. pp. 179-192, 1990.

41. J.P.Morgan "Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+). Rules and Methodology", 2004 <>.

42. Gómez, C. "Movilidad de capital en la economía colombiana, 1970-1994", *Ensayos de Economía*, vol. 11, núm. 7, pp. 11-43, 1996.

43. Hansen, L. P. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, pp. 1269-1286, julio, 1982.

44. Hansen, L. P.; Hodrick, R. J. "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 5, pp. 829-853, 1980.

45. Hodrick, R. J. The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets, Harword Academic Publishers, Switzerland, 1987.

46. Hull, J. C. *Options, Futures, and Other Derivatives*, quinta edición, Prentice Hall, New Jersey, 2002.

47. Isard, P. *Exchange Rate Economics*, Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge, 1995

48. Krugman, P. R.; Obstfeld, M. *International Economics, Theory and Policy*, segunda edicion, Harper Collins Publishers, New York, 1991.

49. Lewis, K. K. "Puzzles in International Financial Markets", *Handbook of International Macroeconomics,* volumen III, capítulo 37, pp. 1913-1971, 1995.

50. Lucas, R. E. (ed.) "Interest Rates and Currency Prices In a Two-Country World", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, núm. 3, pp. 335-359, 1982.

51. Macdonald, R.; Torrance, T. S. "Expectations Formation and Risk in Four Foreign Exchange Markets", *Oxford Economic Papers*, vol. 42, núm. 3, pp. 544-561, 1990.

52. MacKinnon, J. "Critical Values for Co integration Tests, Long-Run Economic Relationships", R. F. Engle y C. W. Granger (eds.), *Long Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford University Press, pp. 267-276, 1991.

53. Mark, N. C.; Moh, Y.-K. "Official Interventions and the Forward Premium Anomaly", documento de trabajo, núm. 9948, National Bureau of Economic Research, 2003.

54. Meese, R.; Rogoff, K. S. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they out of sample?", *Journal of International Economics*, vol. 14, núms. 1-2, pp. 3-24, febrero, 1983.

55. Mera, S. J. "Desarrollo del mercado de capitales en Colombia" (mimeo), 2007

56. Nelson, C.; Siegel, A. F. "Parsimonious Modeling of Yield Curves", *The Journal of Business*, vol. 60, núm. 4, pp.473-489, 1987.

57. Newey, W. K.; West, K. D. "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, núm. 3, pp. 703-708, mayo, 1987.

58. Nurkse, R. *International Currency Experience*, League of Nations, Geneva, 1944.

59. Obstfeld, M.; Rogoff, K. S. *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge, 1996.

60. Peel, D. A.; Taylor, M. P. "Covered Interest Arbitrage in the Inter-War Period and the Keynes-Einzig Conjeture", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 34, núm. 1, pp. 51-75, 2002.

61. Rowland, P. "Uncovered Interest Parity and the USD/COP Exchange Rate", Borradores de Economía, núm. 227, Banco de la República, 2002.

62. Salomon Brothers "Overview of Forward Rate Analysis", *Understanding the Yield Curve, Part I*, Florida, 1995.

63. Sarno, L.; Taylor, M. P. "The Microstructure of the Foreign-Exchange Market: A Selective Survey of the Literature", *Princeton Studies in International Economics*, núm. 89, pp. 1-66, mayo, 2001.

64. Sarno, L.; Taylor, M. P. *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press, Cambridge, 2002.

65. Schmidt, P.; Phillips, P. C. "LM Test for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, núm. 3, pp. 257-287, 1992.

66. Takagi, S. "Exchange Rate Expectations: A Survey of Survey Studies", documento de trabajo, núm. 90/52, Fondo Monetario Internacional, 1990.

67. Taylor, M. P. "Covered Interest Parity: A High-Frequency, High-Quality Data Study", *Economica, New Series*, vol. 54, núm. 216, pp. 429-438, 1987.

68. Taylor, M. P. "Covered Interest Parity and Market Turbulence", *Economic Journal*, vol. 99, núm. 396, pp. 376-391, junio, 1989.

69. Toro, J. "Tasa de interés y variaciones en el grado de apertura de la economía colombiana durante el período 1967-1985", *Desarrollo y Sociedad*, núm. 20, pp. 129-175, septiembre, 1987.

70. Vásquez, D.; Melo, L. F. "Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia por medio del método de funciones *B-Spline* cúbicas", *Revista de Economía del Rosario*, vol. 8, núm. 1, pp. 1-23, 2005.

71. Villar, L.; Rincón, H. "The Colombian Economy in The Nineties: Capital Flows And Foreign Exchange Regimes", documento presentado en la Conference on Critical Issues in Financial Reform: Latin Américan-Caribbean and Canadian Perspectives, University of Toronto, 2000.

ANEXO 1
PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

En la literatura internacional se sugiere en general que la devaluación es I(0), sin embargo, no se concluye lo mismo sobre el diferencial de tasas de interés: aunque la mayoría de trabajos en el área concluyen que es I(0), en otros resulta I(1) (véase Mark y Moh, 2003). Es difícil interpretación económica un diferencial de tasas I(1), lo cual significa que cualquier choque al nivel de tasas de interés interna o externa tiene efecto permanente.

El Cuadro A1.1 presenta el valor de la estadística de Dickey-Fuller aumentada (Dickey y Fuller, 1979) y el de Schmidt y Phillips (1992) para las diferentes variables utilizadas en el documento: el exceso de rendimiento (er_{pnc}), la devaluación observada ($e_{t+k} - e_t$) y el diferencial de tasas de interés ($\ln\left(\frac{1+i}{1+i^*}\right) \approx i_t - i_t$), para períodos de un día, un mes, un trimestre y un semestre.

Se rechaza la hipótesis de raíz unitaria en todas las variables. El exceso de retorno y la devaluación semestral resultan I(1), según la prueba de Schmidt y Phillips, pero no de acuerdo con la de Dickey-Fuller aumentada, y lo contrario sucede con el diferencial semestral de tasas de interés[1].

1 Se utilizan los valores críticos tabulados por MacKinnon (1991).

Cuadro A1.1
Pruebas de raíz unitaria

Variable	Dickey y Fuller aumentada			Schmidt y Phillips		
	Estadística *t*	Vr. crítico al 10%	Resultado	Estadística *t*	Vr. crítico al 10%	Resultado
Exceso de rendimiento *(er_pnc)*						
Diario	-37,33*	-1,62	I(0)	-5,81**	-3,26	I(0)
Mensual	-6,03*	-1,62	I(0)	-3,97*	-2,75	I(0)
Trimestral	-2,53*	-1,62	I(0)	-3,37**	-3,26	I(0)
Semestral	-1,78*	-1,62	I(0)	-0,91*	-2,75	I(1)
Devaluación observada $(e_{t+k} - e_t)$						
Diario	-7,48*	-1,62	I(0)	-40,40**	-3,26	I(0)
Mensual	-3,49*	-1,62	I(0)	-6,19*	-2,75	I(0)
Trimestral	-3,14*	-1,62	I(0)	-3,17*	-2,75	I(0)
Semestral	-3,52*	-1,62	I(0)	-1,99*	-2,75	I(1)
Diferencial de tasas de interés $\ln(1 + it)/(1 + it^*)$						
Diario	-4,43***	-3,13	I(0)	-8,15*	-2,75	I(0)
Mensual	-4,07***	-3,13	I(0)	-6,13**	-3,26	I(0)
Trimestral	-3,32***	-3,13	I(0)	-5,79**	-3,26	I(0)
Semestral	-2,36*	-3,13	I(1)	-4,85**	-2,75	I(0)

* Parametrización sin constante ni tendencia; ** Parametrización con constante; *** Parametrización con constante y tendencia.
Fuente: cálculos de los autores.

ANEXO 2
ESTIMACIÓN POR MEDIO DEL MÉTODO DE MOMENTOS GENERALIZADOS (GMM)

1. EL PROBLEMA DE LA AUTOCORRELACIÓN

Las pruebas de hipótesis de PC y PNC de tasas de interés se lleva a cabo mediante la estimación de los parámetros de las ecuaciones (15) y (13) y la posterior inferencia estadística $H0:(\alpha, \beta) = (0,1)$. Dichas ecuaciones son:

$$e_t^{et+k} - e_{t+k} = \alpha_{er} + \beta_{er}(f_t^{t+k} - e_t) + \mu_{er,t} \qquad \text{(A2.1)}$$

$$e_{t+k} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc} \ln\left(\frac{1+i_f}{1+i_f^*}\right) + \mu \qquad \text{(A2.2)}$$

El no rechazo de $H0:(\alpha_{pc}, \beta_{pc}) = (0,1)$ para la ecuación (A2.1) estimada significa que existe evidencia estadística sobre el cumplimiento de la PC de tasas de interés. Tal como se señaló en el documento, la PC (sin riesgo y sin arbitraje) se puede representar de dos maneras, una de ellas mediante la ecuación (A2.2), así:

$$f_t^{t+k} - e_t = \ln\left(\frac{1+i_f}{1+i_f^*}\right) \approx i_t - i_* \qquad \text{(A2.3)}$$

Teniendo en cuenta, que i_t e i_t^* corresponden a las tasas de interés nominales internas y externas observadas en el momento t para $t + k$ períodos adelante. Con fines de precisión, también se puede redefinir (A2.2) de la siguiente forma:

$$f_t^{t+k} - e_t = i_{t,t+k} - i_{t,t+k}^* \qquad \text{(A2.4)}$$

Tal como se indica en el documento, f_t^{t+k} y e_t corresponden al logaritmo de F_t^{t+k}, en donde F_t^{t+k} es la tasa de cambio *forward* existente en t para $t+k$ y ε_t es la tasa de cambio *spot* en.

Siguiendo a Boudoukh *et al*. (2005), la prueba de hipótesis de PC de tasas de interés $H0:(\alpha_{pnc}, \beta_{pnc}) = (0,1)$ sobre la ecuación (A2.2) estimada, suponiendo paridad cubierta, "constituye una forma estándar de probar la hipótesis de expectativas para las tasas de cambio". Tal como señalan Sarno y Taylor (2002) y Hansen y

Hodrick (1980)[2] , dicha prueba es equivalente a la de la hipótesis de mercados eficientes, la cual se representa mediante:

$$e_{t+k} = f_t^{t+k} + \eta_{t+k} \qquad \text{(A2.5)}$$

Boudoukh, Richardson y Whitelaw (2005) señalan que, desde el punto de vista empírico, la prima *forward* dada por $f_t^{t+k} - e_{t+k}$ es predecible[3] , presenta sesgo sistemático cuando α_{pnc} es diferente de cero y es divergente cuando β_{pnc} tiende a ser negativo.

Según la ecuación (A2.5), desde expectativas racionales y neutralidad al riesgo, la tasa de cambio *forward* observada en t para $t + k$ períodos adelante debe ser el predictor óptimo de la tasa de cambio *spot* que se observará en $t + k$ a futuro más un error η_{t+k} impredecible, el cual representa el efecto de eventos no previstos y noticias que ocurren entre $t + 1$ y $t+ k$. Tal como señalan Sarno y Taylor (2001): "Debido a que $k – 1$ errores de pronóstico consecutivos deben tener al menos un evento o noticia en común, habrá correlación serial hasta de orden $k – 1$ (traducción nuestra)[4].De hecho, este patrón de correlación serial, el cual salta repentinamente a cero después de $k – 1$, es consistente con el error de pronóstico que sigue una media móvil de orden $k – 1$:

$$\eta_t = u_t + \sum_{i01}^{k-1} \theta_i u_{t-i} \qquad \text{(A2.6)}$$

Donde u_t es un ruido blanco. Teniendo en cuenta la definición del diferencial de tasas de interés dado en (A2.3) y sustituyendo en (A2.2) dicho diferencial de tasas, por su definición presentada en (A2.4), la ecuación de paridad descubierta de tasas de interés puede redefinirse de la siguiente forma:

$$e_{t+k} - e_t = \alpha_{pnc} + \beta_{pnc}(f_t^{t+k} - e_t) + \eta_{t+k} \qquad \text{(A2.7)}$$

---

2 Siguiendo la notación de Hansen y Hodrick (1980), esta hipótesis puede ser representada mediante: $f_{t,j} = E[s_{t+k} / \Phi_t]$, en donde $E[\,.\,|\,\Phi_t]$ es el valor esperado condicional al conjunto de información disponible para los agentes en el momento t.

3 Hansen y Hodrick (1980) definen a $e_{t+k} - f_{t,t+k}$ como una medida aproximada de la tasa de retorno a la especulación; por tanto, desde la hipótesis de eficiencia de mercado, la tasa esperada de retorno a la especulación, con respecto a la tasa de cambio externa *forward* condicionada a la información disponible es cero.

4 El número de eventos y noticias no previstas ocurridas es $k – 1$ ya que el número de períodos entre $t + 1$ y $t + k$ se puede calcular a partir de $(t + k) – (t + 1) = k – 1$.

A partir de la estimación de α_{pnc} y β_{pnc} para (A2.7) es posible, por tanto, probar al mismo tiempo la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés y la de mercados eficientes a través del contraste de $H0{:}(\alpha_{pnc}, \beta_{pnc}) = (0,1)$. Debido al problema de autocorrelación del término de error de la ecuación (A2.7), aunque el estimador OLS o ML de α_{pnc} y β_{pnc} es insesgado y consistente, el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de dicho estimador puntual será sesgado a inconsistente y, por ende, se invalida el proceso de inferencia estadística. Por ejemplo, la prueba de hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés a partir de $H0{:}(\alpha_{pnc}, \beta_{pnc}) = (0,1)$.

Boudoukh, Richardson y Whitelaw (2005), Sarno y Taylor (2002) y Hansen y Hodrick (1980), entre otros, señalan que una solución a este problema en muchos trabajos consiste en eliminar las observaciones traslapadas de devaluación esperada y diferencial de tasas de interés *forward* para evitar así el problema de autocorrelación. Sin embargo, esta estrategia es ineficiente en cuanto al uso de la información.

2. EL PROBLEMA DE INCUMPLIMIENTO DEL SUPUESTO DE EXOGENEIDAD ESTRICTA

Aunque la estructura del problema de autocorrelación es conocida, la aplicación del estimador de Aitken (mínimos cuadrados generalizados —GLS, por su sigla en inglés—) a los parámetros de la ecuación (A2.7) no es apropiado. Sarno y Taylor (2002) citan trabajos tales como los de Flood y Garber (1980) en los que se prueba que en modelos de expectativas racionales dicho estimador no es aplicable. Adicionalmente, con base en Hansen y Hodrick (1980) es posible recordar que la validez del estimador GLS obtenido a partir de datos de series de tiempo depende del cumplimiento del supuesto de exogeneidad estricta. En el contexto de la ecuación (A2.7), dicho supuesto se representa mediante la siguiente condición: $E\left[\varepsilon_{t-j,j+1} \middle| dif_{t-j}^{j,j+1}\right] = 0$

Para el caso de la ecuación (A2.7) se verifica el incumplimiento de este supuesto. En efecto, con base en la descripción de Sarno y Taylor (2002), y teniendo en cuenta (A2.6), se puede rescribir el término de error η_{t+k} como un proceso de media móvil de orden $k-1$ de la siguiente forma:

$$\eta_{t+k} = \theta(L) u_{t+k} \qquad \text{(A2.8)}$$

Donde $\theta(L) = 1 + \sum_{i=1}^{j-1} \theta_i L^i$ es un polinomio escalar de orden $k - 1$ en el operador de rezagos. Así, de (A2.8) se obtiene:

$$\theta^{-1}(L)\eta_{t+k} = u_{t+k} \tag{A2.9}$$

La ecuación (A2.9) constituye la aplicación del filtro $\theta^{-1}(L)$ al error de pronóstico η_{t+k}; por consiguiente, si se aplica este mismo filtro a todos los elementos de (A2.7) se tiene el siguiente modelo con perturbación estocástica y ruido blanco (es decir, libre de autocorrelación):

$$\theta^{-1}(L)\left(e_{t+k} - e_t\right) = \alpha\theta^{-1}(1) + \beta\,\theta^{-1}(L)\left(f_t^{t+k} - e_t\right) + u_{t+k} \tag{A2.10}$$

Dado $\theta(L)$, la aplicación de OLS para estimar los parámetros de (A2.10) define el estimador GLS de dichos parámetros; sin embargo, teniendo en cuenta que los parámetros θ_i en $\theta(L)$ son desconocidos, se requiere un procedimiento de estimación no lineal. Aparte de dicha no linealidad, el modelo propuesto bajo la ecuación (A2.10) podría cumplir con todos los supuestos fundamentales para que el estimador GLS fuera válido, excepto el de estricta exogeneidad, es decir, que el término de error sea independiente del diferencial de tasas de interés *forward* ($i_{t,t+k} - i^*_{t,t+k}$) o de $\left(f_t^{t+k} - e_t\right)$. En virtud de la ecuación (A2.9) se tiene que:

$$E\left\{\left[\theta^{-1}(L)(f_t^{t+k} - e_t)\right]\left[u_{t+k}\right]\right\} = E\left\{\left[\theta^{-1}(L)(f_t^{t+k} - e_t)\right]\left[\theta^{-1}(L)\eta_{t+k}\right]\right\} \tag{A2.11}$$

En este caso, los choques y noticias contenidas en $\theta^{-1}(L)\eta_{t+k}$ no son, en general, ortogonales a los valores contenidos en $\left[\theta^{-1}(L)(f_t^{t+k} - e_t)\right]$ y por ende:

$$E\left\{\left[\theta^{-1}(L)(f_t^{t+k} - e_t)\right]\left[e_{t+j}\right]\right\} \neq 0 \tag{A2.12}$$

Así, aunque u_{t+k} sea un término de error no autocorrelacionado, el proceso de inferencia estadística (validación de restricciones) sobre los parámetros de (A2.10), una vez estimados por GLS, será inválida debido al incumplimiento del supuesto de exogeneidad estricta.

Hansen y Hodrick (1980) señalan que, tradicionalmente, para probar eficiencia de mercado se incluyen como variables explicativas los valores contemporáneos de la tasa de cambio *forward*, los errores de pronóstico pasados o los valores rezagados de las tasas de retorno a la especulación ($e_{t+k} - f_t^{t+k}$), y en cada caso el supuesto de exogeneidad estricta es inapropiado ya que el conocimiento de los valores futuros de estas variables

podrían suministrar información útil en el pronóstico de las tasas futuras de cambio *spot*, los errores de pronóstico, o las tasa de retorno. Por consiguiente, al aplicar GLS se distorsiona la condición de ortogonalidad o supuesto de exogeneidad estricta.

Para la estimación con corrección a los errores estándar por medio del método Generalizado de Momentos (GMM) se dispone de una muestra diaria, semanal y mensual de datos sobre devaluación del peso colombiano con respecto al dólar y de los diferenciales de tasa de interés (marginales) *forward* desde 1999 hasta 2006.

Con el fin de evitar las consecuencias enunciadas al aplicar GLS como solución al problema de autocorrelación en presencia del incumplimiento del supuesto de exogeneidad estricta, Hansen y Hodrick (1980) y Hansen (1982) proponen como solución la definición y aplicación del estimador denominado método de momentos generalizado (GMM). Rescribiendo el modelo planteado bajo la ecuación (A2.7) en forma matricial compacta se obtiene:

$$e = FB + \eta \qquad \text{(A2.13)}$$

Donde:

$$e' = \left[\left(e_{k+1} - e_1\right)\left(e_{k+1} - e_2\right) \cdots \left(e_{k+T} - e_T\right) \right]_;$$

$$F' = \left[\left(f_1^{t+k} - e_1\right)\left(f_2^{t+k} - e_2\right) \cdots \left(f_T^{t+k} - e_T\right) \right]_;$$

$$\eta' = \left[\eta_{k+1}\eta_{k+2} \cdots \eta_{k+T} \right]_; \quad B' = \left[\alpha, \beta \right]$$

El estimador OLS de B' en presencia de autocorrelación y no exogeneidad estricta genera una matriz no escalar de identidad de varianzas y covarianzas para dicho estimador, la cual se define a partir de:

$$cov\left(\hat{B}\right) = \left(F'F\right)^{-1}\left(F'\Omega F\right)\left(F'F\right)^{-1} \qquad \text{(A2.14)}$$

La solución a este problema, a través del método GMM propuesto por Hansen (1982), consiste en obtener el estimador OLS de B' y usar dicho método para corregir la matriz $cov\left(\hat{B}'\right)$, es decir, obtener un estimador consistente de ésta a partir del cual sea válido el proceso de inferencia estadística. Dicho estimador se obtiene al sustituir Ω en (A2.14) por su estimador consistente, para el cual se utilizan los residuales estimados ($\hat{\eta} = S\text{-}F\hat{B}$) .

Ω es una matriz simétrica cuyos elementos son las autocovarianzas de η . La autocovarianza de τ - *ésimo* orden es $\gamma(\tau) = E\left[\eta_{t+k}, \eta_{t+k-\tau}\right]$. Los elementos de la diagonal principal de $\hat{\Omega}$ son $\hat{\gamma}(0)$ y por encima y debajo de dicha diagonal son:

$$\hat{\omega}_{\tau} = \begin{cases} \hat{\gamma}(\tau) & \tau = 1, \cdots, k-1 \\ 0 & \tau = j, \cdots, T \end{cases} \qquad \text{(A2.15)}$$

$\hat{\gamma}(\tau)$ se obtiene, desde el método GMM, a partir de los momentos muestrales, así:

$$\hat{\gamma}(\tau) = \sum_{j=\tau+1}^{T} \hat{\eta}_{t+k} \hat{\eta}_{t+k-\tau} \qquad \text{(A2.16)}$$

Con el cual se calcula el estimador consistente:

$$cov(\hat{B}) = (F'F)^{-1} F\hat{\Omega}F(F'F)^{-1} = \hat{\Theta}$$

Cuando existe autocorrelación y adicionalmente heteroscedasticidad, las autocovarianzas no son constantes y, por tanto se tiene que $E\left[\eta_{t+k}, \eta_{t+k-\tau 1}\right] \neq E\left[\eta_{s+k}, \eta_{s+k-\tau 1}\right] \forall t \neq s$

entonces, cada elemento de la triangular inferior de $\hat{\Omega}$ debe ser estimado por separado, lo que implica un total de *T(T+1)/2* elementos por estimar. En este caso, el estimador que consiste de $cov(\hat{B}') = \hat{\Theta}$, el cual garantiza que sea positiva y definida siguiendo a Newey y West (1987), puede ser obtenido usando los momentos muestrales de las autocovarianzas individuales ponderadas por un factor de descuento, así:

$$\hat{\gamma}(i,j) = \begin{cases} \hat{\eta}_i \hat{\eta}_j \delta(i,j) & si|i-j| < k \\ 0 & si|i-j| \geq k \end{cases} \qquad \text{(A2.17)}$$

Donde $\delta(i,j) = \left[|i-j|/(m+1)\right]$, siendo *m* tan grande como sea posible para garantizar que $\hat{\Omega}$ sea positiva, y definida: por ejemplo, *m=k*, o como recomiendan Frankel y Froot (1987), *m=2k* .

Hansen y Hodrick (1980) señalan que los supuestos fundamentales del modelo (A2.7) aseguran que el estimador de $(\hat{B}') = \hat{\Theta}$ sea consistente y asintóticamente válida, aun en ausencia del supuesto de exogeneidad estricta y sin necesidad de suponer que ésta es constante.

3. ASPECTOS COMPUTACIONALES

El método GMM es aplicado a la estimación de los parámetros de todas las ecuaciones del documento. Se utiliza el código desarrollado por Baum, Schaffer y Stillman (2003) en STATA (versión 9.2). El código o comando ivreg2 permite la aplicación del algoritmo descrito en la sección anterior, con o sin variables instrumentales, y dispone de una batería de pruebas que permiten un amplio proceso de inferencia estadística (heteroscedasticidad, correlación serial por *clusters* con su respectiva estimación robusta, validez y relevancia de instrumentos, restricciones de sobreidentificación y pruebas de endogeneidad de regresores).