



BANCO DE LA REPUBLICA
Gerencia Técnica
Unidad de Investigaciones Económicas

Cambios en la tasa de intervención y su efecto en la estructura a plazo de Colombia

Por

Luis Eduardo Arango, Andrés González, John Jairo León y Luis Fernando Melo*

Resumen

Se analizan los efectos de los movimientos de las tasas de intervención del Banco de la República en la estructura a plazo. La evidencia sugiere que, en frecuencia diaria, las reacciones son imperceptibles. Sin embargo, con datos en frecuencia semanal, la evidencia muestra una reacción anticipada (una y tres semanas antes) en la curva de rendimientos ante modificaciones de la tasa de subastas de expansión por parte de la Junta Directiva del Banco de la República, la autoridad monetaria en Colombia; sin embargo, parece ser que tanto la transparencia como la credibilidad del BR hacen que la reacción sea mayor en las tasas de largo plazo que en las de corto lo que significa un “efecto empinamiento en la curva”.

Clasificación *JEL*: E43, E52, F31

Palabras clave: tasas de intervención, estructura a plazo de tasas de interés, hipótesis de paridad descubierta, transparencia, credibilidad.

* Los puntos de vista expresados en este documento corresponden estrictamente a los autores y no necesariamente reflejan los del Banco de la República o su Junta Directiva. John Jairo León es estudiante de economía de la Universidad Nacional quien se desempeña como asistente de investigación de la Gerencia Técnica. Se agradece a Carolina Gómez, Felipe Lega, Juliana Mera y Mauricio Ruiz tanto por el suministro de la información sobre tasas de interés como por sus explicaciones. De igual forma, se agradecen las preguntas, comentarios y sugerencias de Fernando Arias, Rocío Betancourt, Luz Adriana Flórez, Munir Jalil, Carlos Esteban Posada, Hernando Vargas y Daniel Velandia.

1. Motivación

La estrategia de inflación objetivo seguida por algunos países se apoya en el supuesto crucial de que la autoridad monetaria ejerce una influencia importante sobre el conjunto de tasas de interés (activas y pasivas) de la economía, a través de los movimientos en las tasas de intervención que dicta la regla de política¹; dicho conjunto incluye la tasa interbancaria, la de los créditos de consumo, certificados de depósito a término, hipotecas, etc. De manera breve, suponiendo que las tasas de interés tienen un componente asociado a la tasa de interés real y otro a las expectativas de inflación, se puede explicar que, mediante los movimientos en las tasas de intervención, la autoridad monetaria pueda afectar la trayectoria de las expectativas de inflación futura y, a través de éstas, la inflación futura.

En principio, descifrar el contenido informativo de la estructura a plazo suele ser una tarea difícil; sin embargo, existe algún acuerdo sobre el mismo. Así, se dice que el tramo corto de la curva de rendimientos, que en este trabajo interpretamos como la representación gráfica de la estructura a plazo, refleja las acciones de la autoridad monetaria y, en alguna medida, las condiciones reales y financieras de la economía. Por ejemplo, se espera que una economía vigorosa y con presiones inflacionarias tenga un tramo corto elevado. Por otro lado, el tramo medio de la curva refleja las expectativas de inflación en el mediano plazo y, por lo tanto, los objetivos de la autoridad monetaria, los cambios esperados en su postura y las tasas de retorno reales son explicadas por el ciclo o por cambios en la tendencia de crecimiento. El tramo largo es influenciado por las percepciones de crecimiento potencial de la economía, las expectativas de inflación de largo plazo y la credibilidad del banco central en su lucha contra la inflación [véanse Arango y Flórez (2005) y las referencias citadas allí, e.g. *BIS*, (2005)].

La hipótesis de que las intervenciones de la autoridad monetaria afectan las tasas de interés del mercado ha logrado verificarse con éxito en algunos países avanzados (Cook y Hahn, 1989; Dale, 1993; Roley y Sellon, 1995; Kuttner, 2001; y Demiralp y Jorda, 2004, entre otros). En general, los autores señalan que la reacción que tienen las tasas de los títulos, ante movimientos en las tasas de intervención de la autoridad monetaria, se explica por cambios en las expectativas sobre los niveles de las tasas de intervención a lo largo de la vida de dichos títulos. Haldane y Read (1999) señalan que las respuestas de las tasas de interés a las intervenciones son una medida de los grados de transparencia y credibilidad de un régimen monetario. Este argumento será discutido posteriormente.

En Colombia, el paso (*pass-through*) de las tasas de intervención del Banco de la República (BR) a las tasas de mercado ha sido una preocupación constante. Recientemente, Julio (2001) encontró una relación de cointegración entre un conjunto de tasas de interés antes y después de la banda cambiaria. Huertas, Jalil, Olarte y Romero (2005) encontraron que los movimientos en las tasas de intervención del BR afectan la tasa interbancaria, la DTF, y las tasas de créditos preferenciales, de tesorería, ordinarios y de consumo. Amaya (2006) estudió la forma en que los bancos establecen sus tasas de interés y encuentra que la tasa interbancaria (TIB), su *proxy* de

¹ El *Bank of England Quarterly Bulletin* (1999, págs. 161-170) sugiere que las tasas oficiales afectan, además de las tasas de interés de mercado, los precios de los activos, las expectativas de inflación y el tipo de cambio, todas ellas con efectos tanto en la demanda doméstica como en la demanda externa neta. Mishkin (1995) da por sentada la influencia de la política monetaria en la tasa de interés y, con base en ello, presenta un argumento conocido como el canal de tasa de interés por medio del cual la política monetaria afecta la actividad económica. A primera vista, de manera extraña, no se encuentran referencias sobre el efecto de las intervenciones de la autoridad monetaria en la estructura a plazo ni en Woodford (2003) ni en el Vol. 86, No. 4, del Federal Reserve Bank of St. Louis Review (2004), llamado “*Inflation Targeting: Prospects and Problems*”.

tasa de intervención, afecta de manera importante y rápida la tasa marginal de los certificados a término y del mercado de crédito. Melo y Becerra (2006), presentan evidencia a favor de una respuesta de la tasa interbancaria y de los CDT a choques en la tasa de subastas de expansión. Betancourt, Vargas y Rodríguez (2006) también modelan el sector bancario y establecen la existencia de respuestas de las tasas de interés de depósitos a término y de M3, previo control de algunas variables macroeconómicas.

Los trabajos anteriores no enfatizan, bien sea por razones de interés empírico o de su aproximación teórica, dos aspectos importantes. En primer lugar, no hacen ninguna consideración sobre las expectativas de los agentes; y, en segundo lugar, no incluyen en el conjunto de las tasas de mercado analizadas las de los títulos de endeudamiento negociados en el mercado secundario, que para el caso colombiano, constituyen las tasas de largo plazo determinantes, según la teoría, de las decisiones de consumo e inversión.

Este trabajo tiene como propósito utilizar un enfoque diferente que permita complementar las contribuciones anteriores. Más exactamente, este documento tiene como objetivo estimar el impacto que tienen los movimientos de las tasas de intervención del BR en la estructura a plazo de tasas de interés. Como representativas de éstas se utilizan las tasas de interés corriente (*spot*) y a plazo (*forward*) de la curva cero cupón en frecuencias diaria y semanal a diferentes plazos. El estudio cobijó el período comprendido entre enero 2 de 2002 y enero 31 de 2007; en total 1243 observaciones diarias o 266 semanales. El período muestral se explica porque desde enero 2 de 2002 se tiene la posibilidad de construir la curva cero cupón en frecuencia diaria sin mayores interrupciones; algunos datos faltantes fueron completados utilizando el método TRAMO de interpolación (véase Anexo 1)².

Cabría preguntarse entonces: ¿por qué es importante verificar el impacto de las tasas de intervención del BR en las tasas del mercado secundario de deuda? Las respuestas son, al menos, dos. En primer lugar, porque se daría una señal en favor del uso de la estrategia de inflación objetivo en el sentido que el BR estaría siendo exitoso al ser un factor determinante en la formación de expectativas sobre inflación futura. En segundo término, porque al verificarse la capacidad de afectación de las tasas de intervención a la curva de rendimientos, dado el uso que esta tiene, el BR estaría influyendo en el nivel de riqueza de los agentes al afectar el valor de sus activos³. La modificación en el precio de los activos no es, necesariamente, uniforme por lo que surgen posibilidades de inversión para los agentes⁴.

La Figura 1 presenta la trayectoria de la tasa de subasta de expansión que es el principal instrumento de intervención reciente del BR en el mercado de dinero. Dicha tasa materializa el precio al cual el BR ofrece un monto limitado de liquidez al mercado a través de un mecanismo de subasta. De acuerdo con la Figura 1, entre agosto de 1999 y junio de 2002 se observaron reducciones continuas en dicha tasa; es decir, durante ese período el BR señaló caídas en el precio de la liquidez; luego vino un breve período de aumentos y disminuciones pero, desde mayo de 2006, se vienen presentando aumentos en el mismo.

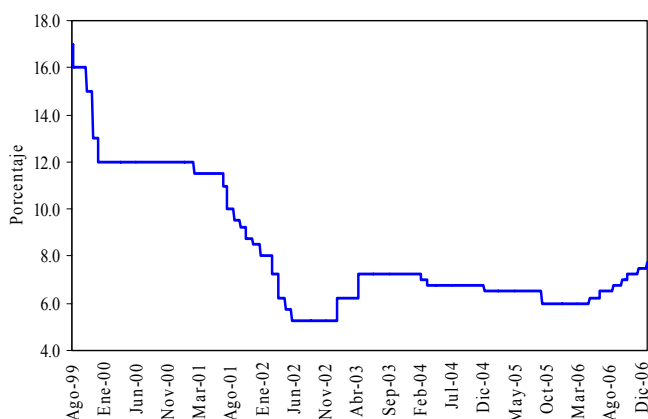
² En total se generaron datos para 14 días en los que no fue posible construir la curva por el escaso número de transacciones en el mercado secundario de deuda.

³ Recordemos que las tasas de interés de la estructura a plazo se utilizan para valorar activos; por lo tanto, si estas se mueven al producirse modificaciones en las tasas oficiales del BR se estará modificando el nivel de riqueza de los agentes. Lo anterior no quiere decir, sin embargo, que el BR esté en capacidad de afectar la tasa de interés real de largo plazo de la economía.

⁴ La verificación del paso de las tasas de intervención a las tasas de mercado habilita la justificación de los canales de crédito y tipo de cambio.

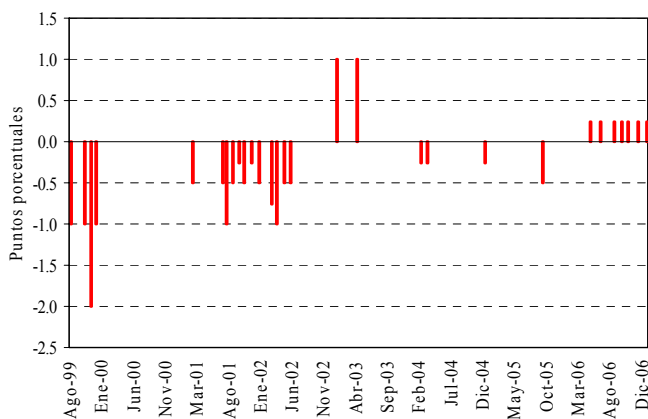
La Figura 2, por su parte, muestra la magnitud de dichas intervenciones las cuales, en general, han sido de 100, 50 y 25 puntos básicos (*pb*), con excepción del movimiento de noviembre de 1999 cuando la reducción fue de 200 *pb*⁵. Notemos que durante el período de estudio (enero 2 de 2002 a enero 31 de 2007), se presentaron 18 movimientos en la tasa de subastas, 9 hacia abajo y 9 hacia arriba.

Figura 1. Tasa de intervención del Banco de la República



Nota: corresponde a la tasa de subasta (holandesa) de expansión.

Figura 2. Magnitud de la intervención del BR vista a través de la tasa de subasta de expansión



La Figura 3 muestra la evolución de la estructura a plazo de tasas de interés *spot* en Colombia estimadas por el método de Nelson y Siegel (1987)⁶. Como se observa, los retornos que la integran señalan una caída de las tasas de interés hasta el final de 2005 con un repunte

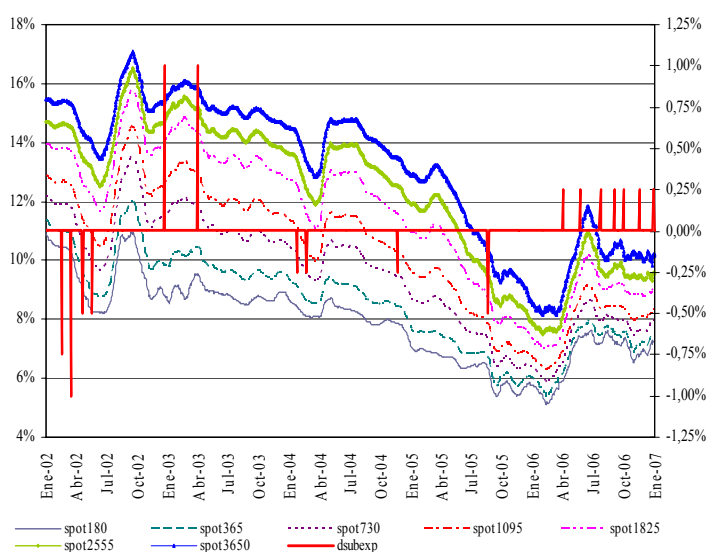
⁵ El Banco de la República tiene disponibles las tasas de subastas de expansión y contracción y lombardas de expansión y contracción para intervenir en el mercado de dinero.

⁶ Para una primera aplicación del método de Nelson y Siegel al caso de Colombia véase Arango, Melo y Vásquez (2003). Se intentó trabajar con la estimación de la curva de cupón cero por el método de *splines* cúbicos. Sin embargo, las tasas resultaban, en extremo, volátiles.

importante a lo largo del primer semestre de 2006, luego una caída cercana a los 200 pb –sobre todo en los títulos de mayor período al vencimiento- y, posteriormente, una relativa estabilización entre septiembre de 2006 y enero de 2007, pese a los cinco incrementos en las tasas de intervención que se registraron entre agosto del año pasado y enero de este año⁷.

Además de lo anterior, también se destaca el hecho de que la estructura a plazo tiene un comportamiento que no parece estar ligado –al menos exclusivamente- al de las tasas de intervención del BR. El movimiento diario de la estructura a plazo (Figura 3) sugiere la necesidad de controlar por otras variables. Este argumento lo explotamos más adelante.

Figura 3. Estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia y movimientos de la tasa de intervención



Nota: la figura presenta el promedio móvil 20 de las tasas *spot*, a distintos plazos (de 180 a 3650 días), de la curva cero cupón obtenida estimada mediante el método de Nelson y Siegel (1987). Corresponden a los títulos transados a través del Sistema Electrónico de Negociación (Banco de la República) y del Mercado Electrónico Nacional de la Bolsa de Valores de Colombia. La variable *dsubexp* representa el piso de la tasa de subasta (holandesa) de expansión para operaciones a un día.

Por lo anterior, el enfoque de este trabajo difiere, en varios aspectos, del tradicional realizado por Cook y Hahn (1989), mediante el cual se observan las reacciones directas en las tasas de mercado por movimientos contemporáneos o con adelantos y rezagos de uno o dos días en las tasas de expansión en ecuaciones lineales de dos variables. En primer lugar, pregunta qué ocurre con la curva de rendimientos los días en que no hay intervención por parte de la autoridad monetaria; es decir, ¿qué hace que la curva se mueva durante los días en los que el BR no modifica las tasas oficiales? En segundo término, tiene en cuenta el carácter de economía pequeña y abierta que tiene Colombia. Por ello, además de considerar las variaciones

⁷ Puede decirse que hasta junio de 2006 la evolución de las tasas de interés de mercado venía coincidiendo con la de la tasa de subastas del BR y con el aumento en la liquidez de la economía señalado por algunos analistas (Escobar y Posada, 2004).

en las tasas de intervención, se utiliza una relación de paridad descubierta de intereses con la economía de Estados Unidos, nuestro principal referente financiero.

Este trabajo se desarrolla de la siguiente manera. La primera sección es esta introducción que sirve para motivar la investigación. La segunda discute algunos conceptos básicos que facilitan la lectura de secciones posteriores del documento a la vez que ofrece una interpretación en el marco de la hipótesis de expectativas siguiendo los argumentos de Roley y Sellon (1995). La tercera discute algunas contribuciones previas y presenta los primeros resultados siguiendo el enfoque de Cook y Hahn (1989). La cuarta sección presenta el modelo utilizado para verificar la hipótesis de este trabajo. La sección quinta discute el enfoque econométrico adoptado, los datos y los resultados. La sexta sección presenta algunas conclusiones.

2. Elementos básicos

2.1 Tasas corriente (*spot*) y a plazo (*forward*)⁸

Las líneas siguientes tienen como objetivo dar elementos básicos a los lectores menos familiarizados con el lenguaje relativo a los títulos cuyas negociaciones dan origen a la curva cero cupón y a las tasas corriente y a plazo. Quien conozca estos elementos mínimos puede pasar directamente a la sección 2.2 sin pérdida de continuidad.

Los bonos de renta fija suelen dividirse en bonos con cupón y bonos de cupón cero. Los primeros identifican aquellos documentos mediante los cuales el emisor se compromete a pagar al inversionista o tenedor del mismo una suma fija, denominada cupón, en los períodos señalados en el prospecto de emisión del título y un valor final, denominado principal o valor facial, al momento del vencimiento, aunque existe la posibilidad de hacer abonos del principal durante la vigencia de la obligación. La tasa cupón identifica la tasa de interés que el emisor acuerda pagar cada período y equivale al valor del cupón sobre el valor facial. El cupón es el monto anual por concepto de intereses.

Los bonos de cupón cero, por su parte, identifican aquellos títulos mediante los cuales se pacta un solo pago final, que incluye el principal y los intereses, sin ningún pago periódico intermedio.

El plazo de maduración es el tiempo (años, semestres, etc.) durante el cual el emisor del bono promete realizar los pagos pactados, incluyendo el correspondiente al principal. De esta manera, el plazo de maduración identifica la fecha en la cual desaparecen las obligaciones del emisor. El precio de un bono es igual al valor presente del flujo de caja esperado. Esto implica la necesidad de calcular un rendimiento requerido, el cual refleja el rendimiento de instrumentos financieros de riesgo similar o de inversiones alternativas.

El flujo de caja de un bono incluye los pagos periódicos del cupón de interés hasta la fecha de vencimiento y el principal. De esta manera, el precio, p , de un bono con vencimiento en k se calcula como⁹:

$$p = \sum_{t=1}^k \frac{c}{(1+y)^t} + \frac{fv}{(1+y)^k} \quad (1)$$

⁸ Esta subsección es prestada de Arango, Melo y Vásquez (2003). Para una explicación detallada véase Fabozzi (2000).

⁹ Por facilidad, las expresiones matemáticas iniciales se presentan en tiempo discreto.

donde c identifica el valor del cupón (semestral o anual), fv el valor facial e y la tasa de retorno (*yield*) requerida¹⁰. En el caso de un bono de cupón cero, el precio se estima simplemente como:

$$p = \frac{tp}{(1+i)^k} \quad (2)$$

donde tp identifica el pago total al vencimiento e i la tasa corriente (*spot*, compuesta anualmente) para un bono de cupón cero.

La estructura a plazo de la tasa de interés es la relación entre los rendimientos de títulos con similar calidad crediticia, regularmente libres de riesgo, pero con diferente período de maduración. La representación gráfica de la estructura a plazo de las tasas de interés se conoce como curva de rendimientos.

Sin embargo, las curvas de rendimientos construidas con base en el rendimiento al vencimiento tienen, al menos, dos inconvenientes. El primero se asocia con el hecho de tener una sola tasa de interés (constante) para hacer el descuento del flujo de caja que genera el activo y para realizar la reinversión de los cupones. El segundo, tiene que ver con lo que se conoce como el “efecto cupón”: dos bonos con el mismo vencimiento tienen, generalmente, diferente rendimiento a la maduración si el cupón es diferente. Por tal razón, se recomienda la utilización de los rendimientos al vencimiento de bonos de cupón cero o de la tasa *forward* resultante.

El rendimiento al vencimiento de bonos con cupón es diferente del rendimiento al vencimiento de los bonos de cupón cero al mismo vencimiento, como lo sugieren las expresiones (1) y (2). Los bonos con cupón pueden, sin embargo, ser interpretados como un paquete de instrumentos de cupón cero. En este caso, cada instrumento de cupón cero en el paquete tiene un vencimiento igual al de la fecha de pago de su cupón o en el caso del principal, la fecha del vencimiento.

La relación existente entre las tasas corrientes y a plazo se hace evidente al utilizar la condición de arbitraje. Considere, por ejemplo, el caso de un inversionista que planea una inversión a un año. Para tal efecto él tiene, por lo menos, dos posibilidades: *i*) adquirir un bono de cupón cero con vencimiento en un año, o *ii*) adquirir dos bonos de cupón cero: el primero con vencimiento en seis meses y, en ese momento, uno más con vencimiento en seis meses.

En el ejemplo, el inversionista tendrá incertidumbre sobre la tasa *forward* (que estará vigente dentro de seis meses) para bonos con maduración seis meses después. Utilizando el principio de arbitraje, la tasa *forward* para inversiones a seis meses es la tasa que haría indiferente al inversionista entre las dos alternativas. Adoptando cualquier vía (*i* ó *ii*) el inversionista deberá recibir la misma suma (\$100, digamos) al finalizar el año. Lo anterior significa:

$$\frac{100}{(1+i_2)^2} = \frac{100}{(1+i_1) \times (1+f)} \quad \Rightarrow \quad \approx f = 2i_2 - i_1 \quad (3)$$

donde i_2 es la tasa *spot* del bono a seis meses (la tasa *spot* anual dividida en dos); i_1 es la tasa *spot* del pagaré a seis meses y f es la tasa a plazo que se espera esté vigente dentro de seis meses para colocaciones a seis meses. De esta forma, la tasa f se interpreta como el incremento marginal en la tasa de retorno producido por un incremento marginal en el horizonte de inversión (Seppälä y Viertiö, 1996).

¹⁰ Cuando esta última consigue igualar el precio del título con el valor presente del flujo de caja estaremos hablando de la tasa interna de retorno.

2.2. Movimientos en la estructura a plazo, transparencia, credibilidad e hipótesis de expectativas

En este aparte se presenta un vínculo entre la hipótesis de expectativas y los movimientos en las tasas de interés de intervención. Para ello se utilizan, por un lado, la ecuación de Fisher y la especificación, en tiempo discreto, de la hipótesis de expectativas. La primera plantea que la tasa de interés nominal, i , es igual a la tasa de interés real, r , más la inflación esperada, π^e . Esto es:

$$i_t = r_t + \pi_{t+1}^e \quad (4)$$

De acuerdo con la segunda, la tasa de interés de los títulos a largo plazo, i^k , es igual a la media de las tasas *forward* de corto plazo, f^1 , (como *proxies* de las tasas de interés esperadas). Esto es:

$$i_t^k = [i_t^1 + f_{t+1}^1 + \dots + f_{t+k-1}^1]/k \quad (5)$$

Los dos postulados que ilustran las ecuaciones (4) y (5) permiten señalar que - bajo perfecta credibilidad de la autoridad monetaria- una política monetaria restrictiva (un aumento en las tasas de interés de intervención) elevará, de manera transitoria, las tasas de interés de corto plazo (se encarece el dinero en todas las instancias del mercado) y reducirá las tasas de inflación de largo plazo. Este esquema es relativamente simple ya que se espera que las señales que el BR emite al mercado de dinero al subir las tasas a las cuales proporciona liquidez a un día a los intermediarios financieros, se deberán reflejar en las operaciones de crédito que realizan entre ellos y con el público. En ausencia de una prima de riesgo inflacionario (véase Arango y Flórez, 2006), el resultado será una disminución en las tasas de interés de los títulos a largo plazo, en el entendido que la autoridad monetaria no tiene la capacidad para alterar la tasa de interés real de largo plazo.

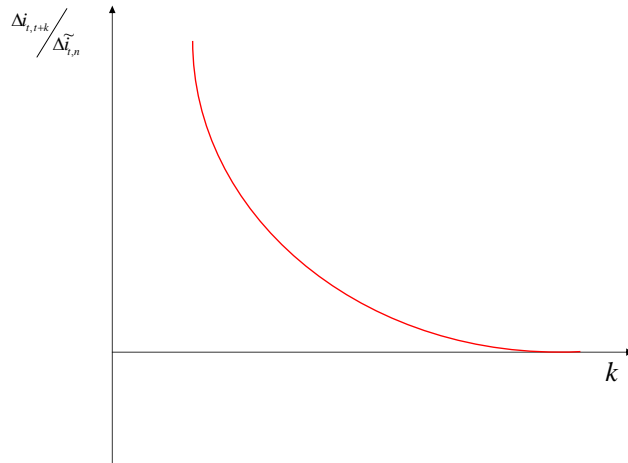
Sin embargo, la condición para dichas reacciones es, como advertimos arriba, que haya perfecta credibilidad. Un banco central es creíble, en el sentido de Blinder (2000), cuando los agentes creen que él hará lo que dice que va hacer. A su vez, la credibilidad es un activo que se acumula por medio de mayor transparencia¹¹. Algunos estudios empíricos han investigado el efecto de la mayor transparencia que requiere la estrategia de inflación objetivo. Sus hallazgos sugieren que la mayor transparencia genera una menor respuesta de los participantes del mercado a los anuncios de política monetaria y una menor volatilidad de las tasas de interés de corto plazo, lo cual indica una mejor habilidad para predecir las acciones del banco central. (Lyziak, Mackiewicz y Stanislawski, 2007; Haldane y Read, 2000).

Si los agentes están en posibilidad de predecir el comportamiento de la autoridad monetaria, lo anterior sugiere una respuesta como la que aparece en el Diagrama 1 donde Δi_{t+k} y $\Delta \tilde{i}_{t,n}$ son, respectivamente, las variaciones a un día ($\Delta i_{t+k} = i_{t+k} - i_{t+k,-1}$) en la tasa de retorno de títulos (cero cupón) que tienen vencimiento en $t+k$ períodos adelante y las variaciones en la tasa de

¹¹ Transparencia es un concepto multidimensional que incorpora aspectos políticos (apertura sobre los objetivos de política), económicos (información económica utilizada para la política monetaria: datos, modelos, pronósticos), de procedimiento (la forma en que son adoptadas las medidas de política: reglas, estrategias, minutas, votaciones), de política (oportunidad de los anuncios sobre las medidas), operacionales (implementación de las acciones de política: intervenciones de mercado, control de errores) (véanse Eijffinger y Geraats, 2006; Geraats, 2001). La presentación de Blejer, Ize, Leone y Werlang (2000) incluye la transparencia como un elemento clave de la estrategia de inflación objetivo. Así mismo, el número 23 de *European Journal of Political Economy* editado por De Haan, Eijffinger y Rybiński, está dedicado a los temas de transparencia y credibilidad.

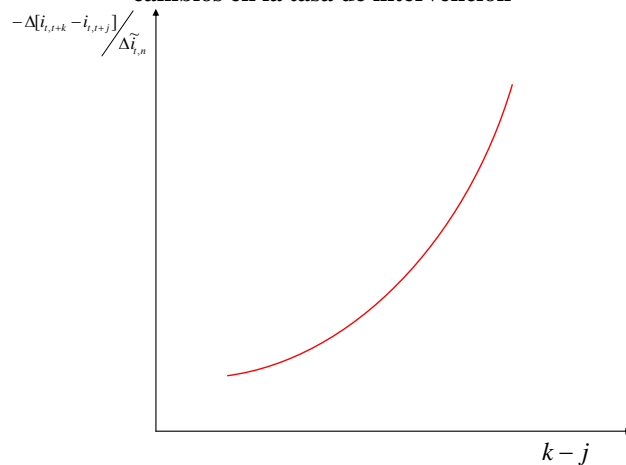
intervención del banco central anticipadas n días ($0 < n < n'$, siendo n' la fecha de la anterior intervención); por lo tanto: $\Delta \tilde{i}_{t,n} = \tilde{i}_{t,n} - \tilde{i}_{t,n-1}$. Se espera, por tanto, que la respuesta anticipada (n días) de las tasas de interés de mercado sea menor, o incluso nula, cuanto mayor sea el período de maduración de los títulos.

Diagrama 1. Variación anticipada en la tasas de mercado, dependiendo del período de vencimiento, ante un cambio en la tasa de intervención



Otra manera, igualmente conveniente, de representar la reacción sobre la estructura a plazo de tasas de interés ante cambios en las tasas de intervención de la autoridad monetaria se apoya en la utilización del concepto de *spread* el cual identifica la diferencia en el retorno de títulos que vencen en dos horizontes diferentes de tiempo: $t+k$ y $t+j$ ($k > j$); esto es: $i_{t,t+k} - i_{t,t+j}$. El Diagrama 2 muestra la reacción del *spread* ante un cambio en la tasa de intervención para diferentes combinaciones de vencimientos de los títulos $[(t+k)-(t+j)]$. De acuerdo con lo que acabamos de señalar, la curva $-\Delta[i_{t,t+k} - i_{t,t+j}] / \Delta \tilde{i}_{t,n}$ debe tener pendiente positiva.

Diagrama 2. Relación entre el cambio anticipado en el *spread* y los cambios en la tasa de intervención

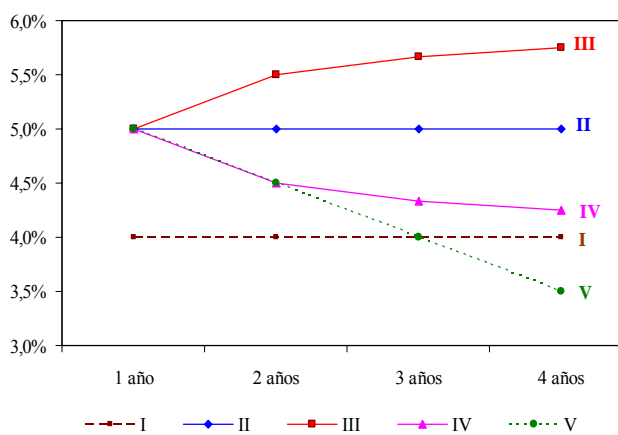


Para enfatizar los posibles movimientos en las tasas de interés de largo plazo que siguen a un movimiento en las tasas de intervención, consideremos el esquema de Roley y Sellon (1995)¹² según el cual los cambios en las tasas de interés de largo plazo pueden provenir o bien de factores que cambian las tasas de interés de corto plazo o bien de cambios en las expectativas del mercado. En este sentido, la política monetaria afectará las tasas de largo plazo influenciando directamente las tasas de corto plazo y alterando las expectativas del mercado sobre estas últimas. Sin embargo, la reacción en las tasas de largo plazo puede ser muy variable dependiendo de los cambios en la percepción de los participantes en el mercado sobre las acciones de las autoridades de política monetaria.

Por lo tanto, para estudiar la reacción de las tasas de interés de largo plazo a las acciones de las autoridades monetarias se deben obtener medidas tanto de las tasas de interés de corto plazo como de las expectativas sobre las mismas. En este caso, como en la expresión de arriba, las tasas *forward* derivadas de la estructura a plazo pueden utilizarse como *proxies* de las expectativas futuras de las tasas de interés de corto plazo. De esta forma, dependiendo de cómo los participantes del mercado interpreten los cambios de política, la reacción de las tasas a plazo ante dichos cambios puede variar en el tiempo.

Suponiendo, como lo hacen Roley y Sellon (1995) en un ejercicio sencillo con horizonte a cuatro años, que las acciones de política son los únicos factores que influyen las tasas de interés se puede pensar en cinco escenarios factibles, según se observa en el Diagrama 3. Allí los inversionistas con un horizonte de inversión de cuatro años pueden adquirir títulos de 1, 2, 3 y 4 años. En este caso, el bono a un año es el de corto plazo, los de 2 y 3 años de mediano plazo y el de 4 años el de largo plazo.

Diagrama 3. Posibles movimientos de la tasa *forward* de estructura a plazo



Fuente: Roley y Sellon (1995), Diagrama 3.

En el escenario I, la política monetaria no se ve alterada y los inversionistas no prevén cambios de las tasas establecidas por la autoridad monetaria durante los próximos 4 años. Bajo el escenario II, en el que la autoridad aumenta las tasas en 100 pb, digamos, y se produce un aumento de la misma magnitud de la tasa a 1 año, los inversionistas prevén que dicho aumento

¹² Ver sección “*The role of expectations in the monetary transmission mechanism*” en Roley y Sellon (1995).

persistirá hasta el horizonte de inversión a 4 años, por ello se produce un desplazamiento paralelo de la curva.

Bajo el escenario III, un aumento de las tasas de intervención produce un aumento en las tasas de 1 año. En este caso, los inversionistas suponen que se ha dado el primero de dos incrementos sucesivos en las tasas de intervención, el segundo de los cuales se presentará durante el año siguiente. En este caso, mientras que la tasa a un año sube a 5%, cada una de las tres tasas *forward* a 1 año aumenta a 6%. El resultado es que tanto las tasas de mediano plazo como la tasa a largo plazo se incrementarán más que la tasa a corto plazo en respuesta a las acciones de política¹³.

En el escenario IV se espera que la acción de política sea transitoria; es decir, la tasa de interés de intervención y la tasa a un año se van a incrementar de 4% a 5%, pero los inversionistas esperan que la tasa de intervención caiga dentro de un año. En este caso, aunque la tasa a un año se incrementa, las tres tasas *forward* a un año permanecen en 4%. Por último, bajo el escenario V los inversionistas esperan que el aumento inicial en las tasas de intervención se vea más que compensado en el futuro y asumen que las tasas en el futuro caerán a 4%, 3% y 2%. Estos movimientos permiten ilustrar la idea de que los movimientos de las tasas de intervención pueden generar diferentes reacciones en las tasas de mercado dependiendo de las expectativas de los agentes sobre las acciones futuras de la autoridad monetaria.

3. Contribuciones y enfoques previos

La literatura identifica a Cook y Hahn (1989, CH en lo que sigue) como la referencia fundamental en lo que se refiere al efecto de las intervenciones de la autoridad monetaria – mediante movimientos en la tasa de interés- sobre la estructura a plazo. Dichos autores utilizaron los 76 cambios de la *federal funds rate target* (tasa de fondeo) publicados en el *Wall Street Journal* entre septiembre de 1974 y septiembre de 1979 para verificar la hipótesis de que el *target* tenía influencia sobre las tasas de interés de mercado. En particular, estos autores estimaron la respuesta de las tasas de los bonos a 3, 6 y 12 meses y 3, 5, 7, 10 y 20 años¹⁴ a partir de la regresión $\Delta i_{t+k} = \alpha + \beta \Delta \tilde{i}_t + \mu_t$ donde Δi_{t+k} y $\Delta \tilde{i}_t$ son las variaciones en la tasa de retorno de títulos que tienen vencimiento en el período $t+k$ y la tasa de intervención del banco central, respectivamente. Dicha regresión supone que los Δi_{t+k} no causan a $\Delta \tilde{i}_t$. Los hallazgos de CH sugieren que $\hat{\beta} > 0$, con $\hat{\beta}$ decreciendo en la medida en que aumenta k .

La hipótesis anterior también fue verificada en la regresión $\Delta i_{t+k} = \alpha + \beta \Delta \tilde{i}_{t+n} + \mu_t$ para los papeles de la tesorería a 3, 6 y 12 meses, siendo n un número entero que va entre dos días antes y dos días después del cambio en las tasas de intervención ($-2 \leq n \leq 2$). Los resultados no evidenciaron, salvo para el plazo de $k=12$ meses, dos días antes del cambio, ningún movimiento sistemático en las tasas de los papeles ni para uno ni para dos días antes de los cambios en el *target*. Sin embargo, el coeficiente de la tasa de fondeo un día después del cambio resultó significativo en los tres plazos considerados mientras que para los dos días siguientes los cambios en la tasa resultaron significativos solamente para el plazo a 6 meses.

¹³ Para verificar el comportamiento de las tasas *forward* del Diagrama 3 se puede utilizar la ecuación (5), $i_t^k = [i_t^1 + f_{t+1}^1 + \dots + f_{t+k-1}^1] / k$. Así por ejemplo, el tercer punto del escenario III es $5.6\% = (5\% + 6\% + 6\%) / 3$.

¹⁴ Las tasas de los papeles del tesoro (*Treasury bills*) fue convertida de tasas de descuento a tasas de interés simples calculadas sobre una base de 365 días. Las tasas de los bonos son *yields* ajustados a vencimientos constantes por la Oficina del Tesoro.

Pareciera entonces que las acciones de la Reserva Federal no pudieron ser anticipadas por los agentes (falta de credibilidad) y que solamente estos pudieron reaccionar a los movimientos contemporáneos en la tasa de fondeo. En suma, cuando la Reserva Federal realizó operaciones de mercado abierto contraccionistas, las tasas de interés aumentaron en todos los plazos. Este resultado, interpretado a la luz del Diagrama 1 sugiere que si bien el parámetro $\hat{\beta}$ decrece en la medida en que el vencimiento de los títulos (k) tiende a 20 años, no tiende a cero en la medida en que k aumenta.

La interpretación convencional de los resultados de CH es, como más tarde lo hacen Roley y Sellon (1995), que los movimientos en i_{t+k} se deben a cambios en las expectativas del público de que se modifique la tasa de captación a lo largo de la vida del título¹⁵. Esta interpretación, señalan los autores, respalda la hipótesis de expectativas de la estructura a plazo de las tasas de interés [véase también Cook y Hahn, (1988)].

Posteriormente, Dale (1993) analizó la respuesta de las tasas de interés de mercado a los cambios en las tasas oficiales de interés del Banco de Inglaterra desde comienzos de 1987 hasta julio de 1991¹⁶. Observa las treinta intervenciones en la *Band 1 stop rate*¹⁷ ocurridas durante ese período y su efecto en las tasas a siete vencimientos diferentes: 1, 3, 6 y 12 meses y 5, 10 y 20 años. La evidencia presentada sugiere respuestas significativas en vencimientos que van de 1 mes a 5 años, quedando por fuera de dicha evidencia las tasas de títulos con vencimiento a 10 y 20 años. De acuerdo con la interpretación de Dale (1993), sus hallazgos dan soporte a la proposición de que tasas de títulos de mayores vencimientos están influenciadas por la trayectoria futura de las tasas de corto plazo y, por tanto, de manera parcial por el nivel actual de las tasas de intervención¹⁸.

Por su parte, la evidencia de Roley y Sellon (1995) sugiere que la política monetaria tiene un gran efecto tanto sobre las tasas de interés de corto plazo como sobre las de largo plazo. Estas últimas parecen anticipar medidas de política, aunque dicho efecto parece más variable de lo que sugieren los mecanismos de transmisión estándar.

Haldane y Read (1999, 2000) privilegian igualmente la hipótesis de expectativas para explicar los movimientos en la estructura a plazo ante cambios en las tasas oficiales. Plantean que las tasas de interés a plazo están determinadas por las expectativas de la trayectoria futura de las tasas de interés *spot* de corto plazo, las cuales son en buena medida determinadas por el banco central. Por lo anterior, la curva de rendimientos depende de las creencias de los agentes

¹⁵ Romer y Romer (2000) sugieren, para explicar el resultado de CH, que cuando la Reserva Federal restringe la liquidez los agentes interpretan que ésta tiene información desfavorable sobre el comportamiento de la inflación y, por lo tanto, revisan sus expectativas de inflación hacia arriba. Según los autores, el conjunto de información de la Reserva Federal es diferente del de los agentes (*comercial forecasters*) por lo que plantean un problema de información asimétrica. Para que esta hipótesis tenga poder explicativo sobre los movimientos en las tasas de interés de largo plazo, es necesario suponer, además de que la Reserva Federal posea información útil sobre la inflación futura (sus pronósticos), que las acciones de política provean señales de esta información y que los agentes respondan a esta señales.

¹⁶ Nótese que el período muestral no cubre el de adopción de la estrategia de inflación objetivo en El Reino Unido la cual comenzó en octubre de 1992.

¹⁷ Los tipos de interés *Band 1* y *Band 2* se referían a títulos con vencimientos inferiores a 14 días y a títulos con vencimientos entre 15 y 33 días, respectivamente.

¹⁸ Dale (1993) señala que aunque los resultados de CH constituyen evidencia de que las expectativas de los niveles futuros de la tasas de fondeo influyen las tasas de mercado corrientes, aquellos no deben verse como evidencia del cumplimiento de la teoría de las expectativas. En particular, cita a Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983) y Mankiw y Summers (1984), quienes sugieren que en mercados “miopes” las tasas de largo plazo pueden sobre-reaccionar a movimientos en las tasas de intervención o en las de corto plazo.

acerca de la trayectoria esperada de las tasas del banco central actuales y futuras. Éstas a su vez dependen de una regla de política que trata de ser descifrada (identificada) por el sector privado.

Haldane y Read (1999, 2000), sugieren la existencia de dos componentes de la regla de política monetaria sobre los cuales el sector privado podría tener información diferente de la que tienen las autoridades monetarias: sobre la evolución de las variables macroeconómicas y sobre los objetivos de política (también llamada información privada sobre las preferencias de las autoridades). De acuerdo con su interpretación, en casos de alta credibilidad y completa transparencia¹⁹, no debería registrarse ningún cambio en la curva de rendimientos después de una modificación en las tasas oficiales. Agregan que una mayor transparencia atenúa la volatilidad de la curva en la parte corta mientras que la credibilidad lo hace en la parte larga de la misma. Los autores presentan evidencia en el sentido de que bajo el régimen de inflación objetivo en El Reino Unido se ha reducido la magnitud de las respuestas de la curva de rendimientos ante cambios en las tasas de intervención.

Romer y Romer (2000) utilizan un enfoque diferente que se apoya en la información de pronósticos tanto de la Reserva Federal como de los *commercial forecasters*. Su hipótesis es que las tasas de largo plazo reaccionan dado el superior conjunto de información de la autoridad monetaria sobre la trayectoria futura de inflación. De esta manera, cuando los agentes observan acciones asociadas a una política monetaria más restrictiva, en lugar de inferir que la FED está decidida a luchar contra la inflación, lo que intuyen es que ahora hay nueva información desfavorable sobre la inflación con la que antes no contaban. Sus resultados muestran que los pronósticos de la FED sobre la inflación son superiores a los de los *comercial forecasters* lo cual sugiere que aquella posee información útil sobre la inflación.

Para explicar porqué movimientos contraccionistas explican incrementos en las tasas de interés de largo plazo, Romer y Romer (2000), argumentan que dichos movimientos deben revelar algo de la información de la Reserva Federal. Aunque no de manera contundente, Cristina y David Romer logran establecer que el pronóstico de la autoridad monetaria sobre la inflación puede ser predicho con base en el pronóstico de los *comercial forecasters* y los aumentos en el *federal funds rate target*. El aumento en el objetivo de las tasas de interés debería aumentar las expectativas de inflación de los agentes en el mercado en la misma proporción.

Kuttner (2001) provee resultados en los que se enfatiza la respuesta de la estructura a plazo a movimientos anticipados y no anticipados de la *federal fund rate target*. Según Kuttner, la respuesta de las tasas de interés de mercado a cambios esperados es pequeña mientras que la respuesta a cambios no anticipados es mucho mayor. Finalmente, Demiralp y Jorda (2004), siguiendo la línea de Kuttner, descomponen las intervenciones entre esperadas y sorpresivas y concluyen que desde 1994, año en el que se produjo un cambio en la manera de proveer información sobre las medidas de política, los anuncios del FOMC permiten al mercado anticipar mejor la naturaleza y el momento de las futuras intervenciones²⁰.

¹⁹ Sobre estos aspectos véanse el texto de Blejer, Ize, Leone y Werlang (2000). De Haan, Eijffinger y Rybinsky (2007) y los demás artículos de ese número están dedicados al tema de la transparencia y la comunicación de los bancos centrales.

²⁰ Mehra (1996) propone un enfoque de cointegración y corrección de errores para encontrar los determinantes de las tasas de interés de largo plazo.

3.1 Resultados iniciales bajo el enfoque de Cook y Hahn

En primera instancia se verifica el cumplimiento de la expresión planteada por CH, la cual se re-escribe como:

$$\Delta i_{t,t+k} = \alpha_{k0} + \alpha_{k1} \Delta \tilde{i}_t + \mu_{kt} \quad (6)$$

donde $\Delta i_{t,t+k} = i_{t,t+k} - i_{t,t+k,-1}$ son los cambios diarios en la tasa *spot* efectiva anual derivada de la curva cero cupón del mercado secundario de deuda pública denominada en pesos con vencimiento en $t+k$, $\Delta \tilde{i}_t$ son los cambios en la tasa de intervención del BR y μ_{kt} es una perturbación con media cero y varianza constante.

El período muestral del estudio está comprendido entre enero 2 de 2002 y enero 31 de 2007 en frecuencia diaria (1244 días)²¹; durante el mismo se presentaron 18 movimientos de la tasa de expansión según se pudo constatar en la Figura 2. Este trabajo se concentra en los vencimientos ($t+k$), en días, siguientes: 3650 (10 años), 2555 (7 años), 1825 (5 años), 730 (1 $\frac{1}{2}$ años), 365 (1 año) y 180 ($\frac{1}{2}$ año). Los resultados de las regresiones se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1. Estimación de la expresión: $\Delta i_{t,t+k} = \alpha_{k0} + \alpha_{k1} \Delta \tilde{i}_t + \mu_{kt}$

Vencimiento	Tasas <i>spot</i>		Tasas <i>forward</i>	
	$\hat{\alpha}_{k1}$	Valor - p $H_0: \alpha_{k1} = 0$	$\hat{\alpha}_{k1}$	Valor - p $H_0: \alpha_{k1} = 0$
3650	0.2727	0.224	0.4073	0.253
2555	0.2167	0.224	0.8770	0.256
1825	1.6004	0.345	0.3167	0.276
730	0.0797	0.583	0.0992	0.612
365	0.0864	0.579	0.0584	0.714
180	0.1084	0.515	0.0786	0.617

Según se desprende de la Tabla 1, los movimientos de la tasa de intervención no tienen, de acuerdo con la significancia estadística, efectos contemporáneos ni en las tasas *spot* ni en la *forward*²². El ejercicio también se realizó con el cambio en la tasa *spot* desde cinco días antes hasta cinco días después del movimiento de la tasa de subastas del BR. En este caso, la expresión (6) cambia ligeramente para convertirse en: $\Delta i_{t,t+k} = \alpha_{k0} + \alpha_{k1} \Delta \tilde{i}_{t\pm n} + \mu_{kt}$ donde $n = 1, 2, 3, 4, \text{ y } 5$. Los resultados aparecen en la Tabla 2 tanto para las tasas *spot* como para las *forward*. De acuerdo con los mismos, no hay -salvo por tres excepciones- ninguna reacción en las tasas de interés del mercado ante movimientos inminentes próximos (antes de cinco días) o pasados (después de cinco días) de la tasa de subasta de expansión del BR.

La falta de validez empírica del enfoque de CH, para el caso de Colombia, se puede deber al tamaño muestral y al poco número de intervenciones del BR registradas durante ese período, a una “altísima” credibilidad del BR durante el período de análisis dada la estrategia de inflación objetivo, a que los cambios en la tasa de intervención son anticipados (descontados) antes de

²¹ Debe recordarse que se utilizó el método *TRAMO seat* para estimar la información correspondiente a los 14 días para los cuales no se pudo construir la curva.

²² Dado el reducido número de observaciones, los resultados deben tomarse con el mayor cuidado. Los errores estándar se obtuvieron mediante *bootstrapping* de 10000 replicaciones.

cinco días o tenidos en cuenta después de cinco días e incorporados en las tasas de mercado o, finalmente, a que no se cumple la teoría de expectativas (en lo que tiene que ver con los tramos intermedio y largo de la curva) y que en el corto plazo no hay ninguna conexión entre las tasas de intervención y las tasas del mercado secundario de deuda pública²³. En otras palabras, que aún no se están incorporando los determinantes fundamentales de los movimientos o cambios de pendiente de la curva de rendimientos.

Tabla 2. Estimación de la expresión: $\Delta i_{t,t+k} = \alpha_{k0} + \alpha_{k1} \Delta \tilde{i}_{t \pm n} + \mu_{kt}$

Vencimiento <i>k</i>	Estimación de: α_{k1}									
	Días antes del movimiento (+ <i>n</i>)					Días después del movimiento (- <i>n</i>)				
	5	4	3	2	1	1	2	3	4	5
	Tasas spot									
3650	-0.2165	0.3717	-0.3395	-0.1664	0.3238	0.1962	0.2210	0.0990	-0.01538	-0.1462
2555	-0.1761	0.2867	-0.2567	-0.1145	0.1873	0.1333	0.2074	0.0443	0.0072	-0.0531
1825	-0.1281	0.1981	-0.1492	-0.0733	0.06439	0.0623	0.1697	0.0030	0.0349	0.0273
730	0.556	-0.02638	0.2056	-0.0928	-0.0562	-0.1178	0.1697	-0.0313	0.0982	0.1214
365	0.2001	-0.1488	0.4288**	-0.2034	0.0248	-0.2006	0.0073	-0.0224	0.1146	0.1111
180	0.3069	-0.2263	0.5761*	-0.3102	0.1278	-0.2449	-0.0905	-0.0121	0.1163	0.0883
	Tasas forward									
3650	-0.3148	0.5854	-0.5237	-0.3079	-0.1057	0.3459	0.2254	0.2512	-0.0652	-0.3921
2555	-0.3037	0.5433	-0.5363	-0.2580	0.5808	0.3320	0.2834	0.1887	-0.0683	-0.3149
1825	-0.2877	0.4643	-0.5039	-0.1673	0.3871	0.2809	0.3143	0.1011	-0.0510	-0.1809
730	-0.1672	0.1840	-0.1677	0.0346	-0.1057	0.0376	0.1787	-0.0353	0.0561	0.1068
365	0.0159	-0.0078	0.1639	-0.0338	-0.1278	-0.1139	0.0194	-0.0387	0.1052	0.1425
180	0.1887	-0.1445	0.4192*	-0.1830	-0.0006	-0.2016	-0.0895	-0.0241	0.1192	0.1178

Nota: * y ** denotan significancia al 5% y 10%, respectivamente.

Nótese, en concordancia con lo anterior, que la curva de rendimientos de Colombia se mueve permanentemente aun cuando la autoridad monetaria no esté modificando o no esté considerando modificar la tasa de subastas. Por tal razón, en la siguiente sección se sigue un enfoque que amplía el de CH para una economía emergente que cuenta con un mercado que, aunque es menos profundo, está ligado a los mercados externos, como es el colombiano.

4. Acercamiento teórico

El enfoque invocado en la sección anterior (CH), tiene validez, posiblemente, para mercados profundos como los de Estados Unidos, El Reino Unido, Alemania, etc. Sin embargo, bajo ese enfoque surge la pregunta: ¿por qué se mueven las curvas de rendimientos en los días en que no intervienen las autoridades monetarias?

Teniendo presente este interrogante, a continuación se plantea un modelo en el que, bajo el supuesto de movilidad de capitales, se puede someter a verificación el cumplimiento de la hipótesis de paridad descubierta de intereses²⁴, con agentes que tienen aversión al riesgo. Esto es:

$$\Delta S_{t,t+1}^E = \beta_0 + \beta_1 (i_{t,t+k} - i_{t,t+k}^*) - \beta_2 \rho_{k,t} \quad (7)$$

²³ Es decir, que este mercado “danza a su propio ritmo” y no está conectado al mercado de dinero.

²⁴ Para una explicación sencilla de esta hipótesis véase Isard (1996); sobre alternativas de verificación empírica véanse McCallum (1994) y, más recientemente, Boudoukh, Richardson y Whitelaw (2005).

siendo $\Delta S_{t,t+1}^E$ la tasa de depreciación anual (entre t y $t+1$) esperada, condicional al conjunto de información disponible al finalizar el período t , Ω_t ; $i_{t,t+k}^*$ la tasa de interés externa para un título con maduración en $t+k$, $(i_{t,t+k} - i_{t,t+k}^*)$ el *spread* de tasas de interés construido con base en títulos que vencen k períodos adelante, $\rho_{k,t}$ la prima de riesgo asociada a dichos títulos y β_0 , β_1 , y β_2 son parámetros cuyos valores esperados, bajo la hipótesis de paridad descubierta de intereses, son $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ y $\beta_2 = 1$. La expresión (6) se puede re-escribir como:

$$i_{t,t+k} = \alpha_{k0} + \alpha i_{t,t+k,-1} + \alpha_{k1} \Delta \tilde{i}_t + \mu_{kt} \quad (6')$$

donde se espera que $\alpha = 1$. Retrasando (7) un día y resolviendo para $i_{t,t+k,-1}$ se obtiene:

$$i_{t,t+k,-1} = -\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \Delta S_{t,t+1,-1}^E + i_{t,t+k,-1}^* + \frac{\beta_2}{\beta_1} \rho_{k,t,-1} \quad (7')$$

Ahora, reemplazando (7') en (6') se obtiene:

$$i_{t,t+k} = \alpha_{k0} + \alpha \left[-\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \Delta S_{t,t+1,-1}^E + i_{t,t+k,-1}^* + \frac{\beta_2}{\beta_1} \rho_{k,t,-1} \right] + \alpha_{k1} \Delta \tilde{i}_t + \mu_{kt} \quad (8)$$

que es una de las ecuaciones estimadas. Por razones empíricas, que serán evidentes más adelante, se continúa con un desarrollo simple que permite modificar esta especificación. Haciendo, para los títulos que vencen j períodos adelante, el mismo desarrollo que se hizo para los que vencían k períodos adelante, y que permitió llegar a (8) se obtiene:

$$i_{t,t+j} = \alpha_{j0} + \alpha \left[-\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \Delta S_{t,t+1,-1}^E + i_{t,t+j,-1}^* + \frac{\beta_2}{\beta_1} \rho_{j,t,-1} \right] + \alpha_{j1} \Delta \tilde{i}_t + \mu_{jt} \quad (9)$$

y restando (9) de (8) se obtiene una expresión para el *spread* que permite verificar el efecto de las intervenciones del BR controlando por la hipótesis de paridad descubierta. Esto es:

$$i_{t,t+k} - i_{t,t+j} = (\alpha_{k0} - \alpha_{j0}) + \alpha [i_{t,t+k,-1}^* - i_{t,t+j,-1}^*] + \frac{\beta_2}{\beta_1} [\rho_{k,t,-1} - \rho_{j,t,-1}] + [\alpha_{k1} - \alpha_{j1}] \Delta \tilde{i}_t + [\mu_{kt} - \mu_{jt}] \quad (10)$$

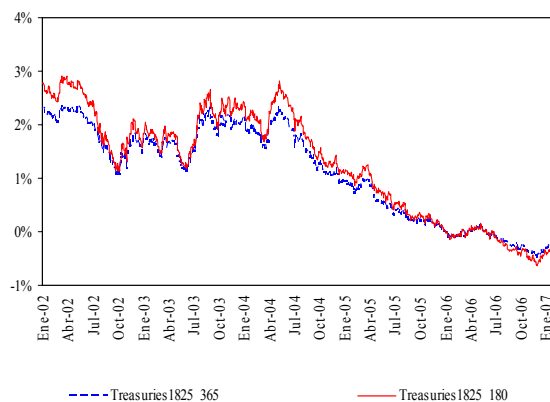
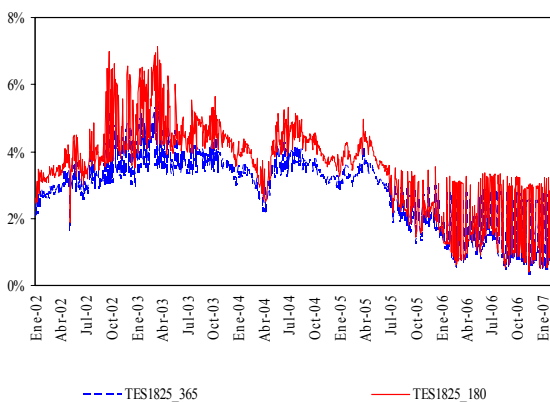
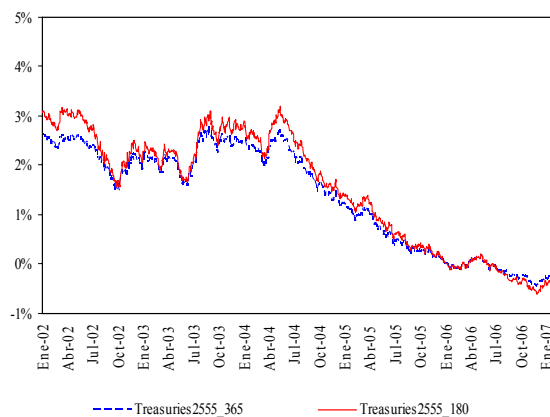
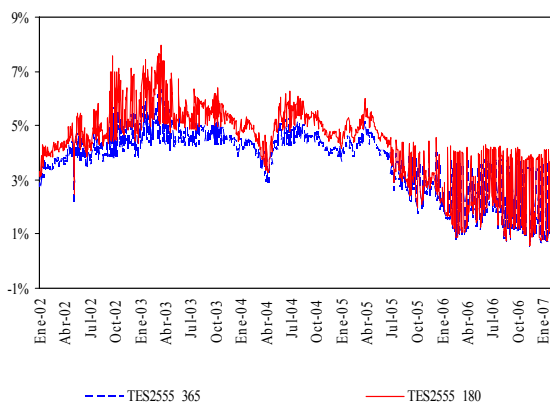
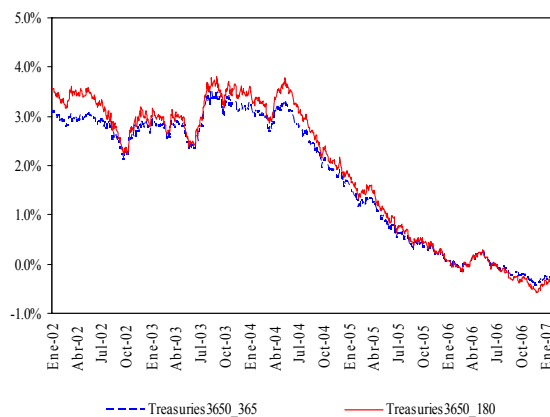
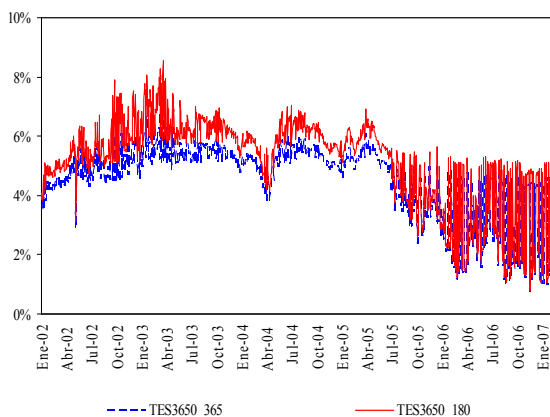
que es la otra expresión que se estima más adelante. En este trabajo se consideran como plazos largos (k), en días, los siguientes: 3650, 2555 y 1825 y como plazos cortos (j): 365 y 180. En la Figura 4 se observa el comportamiento de los diferenciales de tasas de interés internos y externos, destacándose la alta volatilidad de las tasas internas frente a las tasas correspondientes de Estados Unidos.

Para estimar la ecuación (8) se requiere la serie de expectativas de devaluación del día anterior, $\Delta S_{t,t+1,-1}^E$. Para estimar esa variable –no observable en frecuencia diaria para el período muestral de este trabajo– se utilizarán tres alternativas diferentes: en primer lugar, se utiliza la serie de tasa de devaluación esperada que se deriva del mercado a plazo del dólar (en la Figura 5 se denomina “Mercado *forward*”). En segundo lugar, se genera una serie suponiendo que los agentes esperan que la devaluación entre t y $t+1$ es igual a la devaluación que se presentó entre $t-1$ y t ; este mecanismo se designa devaluación vencida (DEV_VENCIDA/MES). Finalmente, se utiliza un mecanismo de devaluación que se construye como un promedio móvil centrado de 241 días de la tasa de devaluación vencida que se identifica como mecanismo de promedio móvil (DEV_MA/MES).

Figura 4. Spread de tasas de interés domésticas y externas

Títulos de endeudamiento doméstico

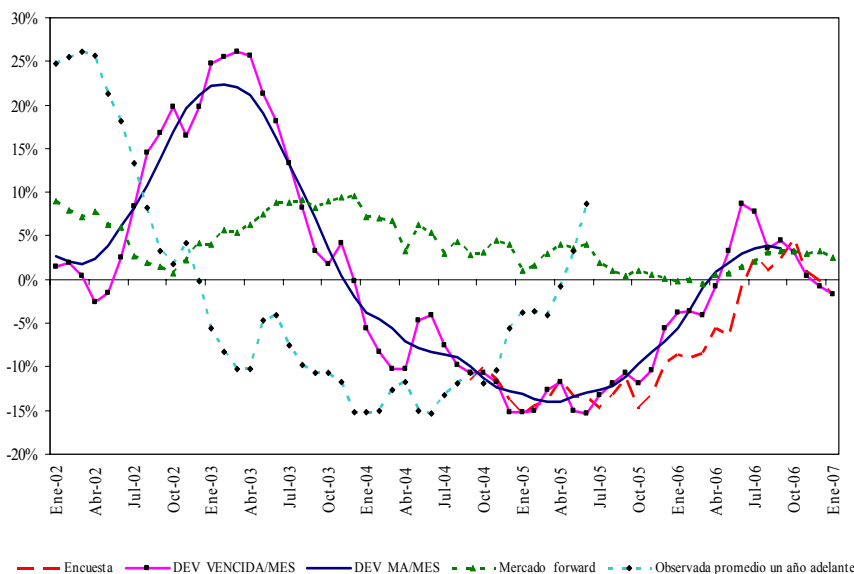
Títulos de endeudamiento externo



Fuente: Bloomberg (I025 index) y Banco de la República.

La Figura 5, además de estos mecanismos de expectativas de devaluación, presenta también las expectativas que se derivan de la encuesta que realiza en BR mensualmente –desde el año 2003- a un grupo de instituciones nacionales (sobre la devaluación esperada); esta variable se denomina *Encuesta*. Finalmente, la Figura 5 también incluye la devaluación observada un año adelante²⁵.

Figura 5. Tasas de devaluación esperadas y observada



Nota: Encuesta son las expectativas de devaluación construidas a partir de la encuesta de expectativas del BR; DEV_VENCIDA/MES supone que la devaluación esperada entre t y $t+1$ es igual a la que se presentó entre $t-1$ y t ; DEV_MA/MES representa la devaluación esperada construida como el promedio móvil centrado de 241 días; mercado *forward* representa la serie de devaluación implícita en las negociaciones de divisas realizadas en el mercado *forward*. Todas las variables están situadas un año adelante.

De acuerdo con la Figura 5, desde el momento en que se tienen expectativas de devaluación un año adelante de la encuesta del BR (septiembre de 2004), se observa la alta correspondencia entre las mismas y los mecanismos de devaluación vencida (DEV_VENCIDA/MES) y de media móvil (DEV_MA/MES). Sin embargo, las tres series se apartan tanto de las expectativas de devaluación derivadas del mercado *forward* como de la devaluación observada. Inclusive, estas dos últimas son muy diferentes entre sí.

5. Enfoque teórico y resultados empíricos

Las estimaciones de este trabajo se hicieron utilizando variables tanto en frecuencia diaria como semanal. A continuación se presentan los resultados obtenidos.

²⁵ Un punto importante acá es que la serie se genera originalmente en frecuencia diaria, pero para realizar la comparación y construir las series que aparecen en la Figura 4 se calcula el promedio mensual de Mercado *forward*, DEV_VENCIDA y DEV_MA.

5.1. Resultados en frecuencia diaria

En primera instancia, se hace referencia a la estimación de la ecuación (8) que ahora se renumera como (8') por el cambio que significa trabajar con $\rho_{t,-1}$, que para nuestro caso será el *embi*-Colombia, en lugar de $\rho_{k,t,-1}$, ya que no se dispone de una prima de riesgo asociada a cada período de vencimiento de los títulos. Esto es:

$$i_{t,t+k} = \alpha_{k0} + \alpha \left[-\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \Delta S_{t,t+1,-1}^E + i_{t,t+k,-1}^* + \frac{\beta_2}{\beta_1} \rho_{t,-1} \right] + \alpha_{k1} \Delta \tilde{i}_t + \mu_{kt} \quad (8')$$

Seguindo las prácticas usuales, para verificar las hipótesis de interés, $H_o : \alpha_{k1} = 0$ y $H_o : \alpha \beta_2 / \beta_1 = 1$, se utilizan tanto las tasas de interés *spot* como las *forward* del mercado colombiano. Para efectos empíricos se utilizaron los datos de la curva cero cupón estimados, por el método de Nelson y Siegel (1987), para el caso de las tasas domésticas, y la serie I025 *index* de Bloomberg que identifica tasas *spot*, cero cupón, del mercado de Estados Unidos.

Dado que se obtuvo evidencia de que las series pertinentes de la ecuación (8'), es decir, $i_{t,t+k}$, $i_{t,t+k,-1}^*$ y $\rho_{t,-1}$ son variables $I(1)$, se utilizó un enfoque de cointegración. En particular, la expresión (8') fue estimada mediante el método de estimación de mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (*FMOLS*) de Phillips y Hansen (1990) para sistemas cointegrados (véase Hamilton, 1994, página 613). Los resultados se complementan con la prueba de cointegración de Shin (1994).

De acuerdo con los resultados obtenidos, no hay evidencia de cointegración bajo ninguno de los mecanismos de expectativas ni en frecuencia diaria ni en frecuencia semanal. Tampoco hay evidencia del cumplimiento de la hipótesis de paridad descubierta de intereses. Por tal razón, se continúa con el contraste empírico modificando la especificación de la ecuación a estimar. Ahora el trabajo se concentra en la ecuación (10) donde el *spread* doméstico está explicado por el *spread* externo, el diferencial de riesgo entre los períodos k y j y las intervenciones del BR.

Dicha ecuación requiere de la construcción de primas de riesgo asociadas a cada período de vencimiento, ρ_k donde $k = 3650, 2555, 1825$, y ρ_j donde $j = 365$ y 180 . Para efectuar esa construcción se utiliza la ecuación:

$$\rho_{k,t,-1} = \beta_0 / \beta_2 + \beta_1 / \beta_2 [i_{t,t+k,-1} - i_{t,t+k,-1}^*] - 1 / \beta_2 \Delta S_{t,t+1,-1}^E \quad (7'')$$

la cual se obtiene de la ecuación (7'); en este caso, la prima de riesgo resulta endogenizada, aunque predeterminada por estar rezagada. Las primas fueron estimadas imponiendo las restricciones teóricas de la hipótesis de paridad descubierta de intereses (i.e., $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ y $\beta_2 = 1$). Observemos que la ecuación (7'') utiliza las expectativas de devaluación, las cuales nosotros hemos aproximado por las tres vías mencionadas antes: el implícito en el mercado *forward*, la devaluación vencida y un promedio móvil. La Figura 6 presenta las primas de riesgo correspondientes al plazo de 3650 días que resultan de utilizar cada uno de los tres mecanismos de expectativas. Con ellas se presenta la prima de riesgo *embi+*.

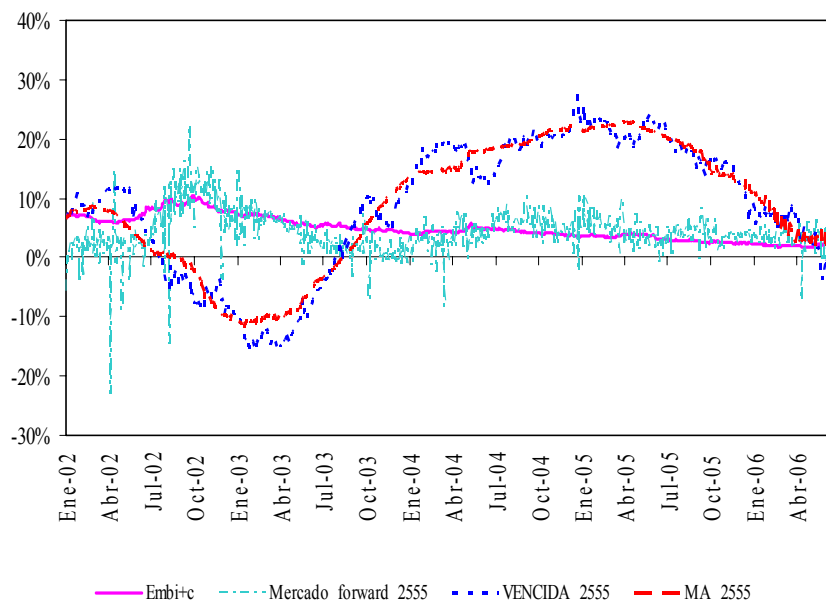
De nuevo se obtuvo evidencia de que las series $i_{t,t+k} - i_{t,t+j}$, $[i_{t,t+k,-1}^* - i_{t,t+j,-1}^*]$ y $[\rho_{k,t,-1} - \rho_{j,t,-1}]$ son $I(1)$. En concordancia con la estimación de la ecuación (8), se utilizan mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (*FMOLS*) de Phillips y Hansen (1990) para sistemas cointegrados.

La Tabla 3 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (10) en frecuencia diaria. Allí se destacan varios hechos. En primer lugar, la construcción de las primas de riesgo utilizando la ecuación (7'') hace inocuo el mecanismo de expectativas de devaluación utilizado para estimar las primas de riesgo ya que al tomar la diferencia de las ecuaciones para k y j las expectativas de devaluación desaparecen; esto es:

$$\rho_{k,t,-1} - \rho_{j,t,-1} = [i_{t,t+k,-1} - i_{t,t+k,-1}^*] - \Delta S_{t,t+1,-1}^E - [i_{t,t+j,-1} - i_{t,t+j,-1}^*] + \Delta S_{t,t+1,-1}^E \quad (11)$$

Por ello, es indiferente estimar la ecuación (10) con cualquiera de los tres mecanismos de expectativas de devaluación; en consecuencia la Tabla 3 no distingue los mecanismos de expectativas vencidas del derivado del mercado *forward* y los resultados son idénticos. Para el caso de las primas calculadas con base en las expectativas de devaluación de media móvil, los resultados son diferentes simplemente porque el período muestral cambia; se dispone de 120 observaciones menos que en los otros dos mecanismos.

Figura 6. Primas de riesgo estimadas dada una tasa de devaluación esperada



Nota: Embi+c identifica la prima de riesgo que lleva dicho nombre; VENCIDA_2555 es la prima de riesgo implícita cuando las expectativas el mecanismo de devaluación es el vencido; MA_2555 representa la prima de riesgo implícita cuando las expectativas de devaluación se construyen como el promedio móvil centrado de 241 días; y, Mercado_forward_ identifica la prima de riesgo estimada cuando las expectativas de devaluación son derivadas del mercado *forward* de divisas.

En segundo lugar, en relación con los *spread* de tasas de interés externas, los coeficientes estimados son positivos, significativos y bastante cercanos a la unidad lo cual es un síntoma del cumplimiento de la hipótesis de paridad descubierta de intereses²⁶. Así mismo, los coeficientes del diferencial de primas de riesgo son positivos y significativos.

²⁶ Por el álgebra y la manipulación realizada podría decirse que lo único que se está verificando es que las tasas de interés interna y externa tienen raíz unitaria. Sin embargo, aún para que esto fuera cierto se requeriría que $\beta_2/\beta_1 = 1$, lo cual, igualmente, es síntoma del cumplimiento de la hipótesis de paridad descubierta de intereses.

Finalmente, los coeficientes asociados a la variación en las tasas de interés de intervención no son significativos y no tienen el signo (negativo) que se ajustaría a la teoría²⁷. Sugieren, por tanto, dichos coeficientes que los movimientos en la tasa de intervención del BR no logran generar reacción contemporánea alguna en las tasas de mercado. Sin embargo, llama la atención que la respuesta (aun cuando no significativa) es siempre superior para los *spreads* calculados con base en 365 días que para los calculados con base en 180 días; es decir, en la cuarta columna de coeficientes, $[\alpha_{3650} - \alpha_{180}] > [\alpha_{3650} - \alpha_{365}]$, ambos asociados, desde luego, a la variable $\Delta \tilde{i}_t$, lo cual es síntoma de que la reacción es mayor en las tasas de títulos a 365 que en las de títulos a 180 días, lo cual es contrario a lo que predice la teoría.

Tabla 3. Estimación de la ecuación (10) en frecuencia diaria con tasas *spot*

	$k-j$	Variable				Prueba de cointegración Shin (1994)	
		Constante	$[i_{t,t+k,-1}^* - i_{t,t+j,-1}^*]$	$[\rho_{k,t,-1} - \rho_{j,t,-1}]$	$\Delta \tilde{i}_t$	H_0 : cointegración	
Mecanismo de expectativas Mercado <i>forward</i> y vencida	3650 – 365	0.0078 (0.0015)	0.9291 (0.0310)	0.7656 (0.7656)	0.4569 (0.5594)	L4 0.347 L8 0.294 L12 0.217***	
	3650 – 180	0.0074 (0.0017)	0.9557 (0.0321)	0.7946 (0.0405)	0.6784 (0.6715)	L4 0.224*** L8 0.201*** L12 0.161***	
	2555 – 365	0.0045 (0.0012)	0.9732 (0.0323)	0.8248 (0.0398)	0.5142 (0.5033)	L4 0.180*** L8 0.170*** L12 0.144**	
	2555 – 180	0.0043 (0.0014)	0.9891 (0.0348)	0.8515 (0.0389)	0.6767 (0.6246)	L4 0.115* L8 0.116* L12 0.104*	
	1825 – 365	0.0025 (0.0009)	0.9848 (0.0321)	0.8714 (0.0372)	0.4523 (0.4248)	L4 0.107* L8 0.110* L12 0.100*	
	1825 – 180	0.0026 (0.0011)	0.9952 (0.0354)	0.8887 (0.0362)	0.5781 (0.5531)	L4 0.091* L8 0.098* L12 0.090*	
Mecanismo de expectativas Media móvil, MA(241)	3650 – 365	0.0055 (0.0015)	0.9465 (0.0305)	0.8374 (0.0396)	0.2916 (0.4993)	L4 0.206*** L8 0.181*** L12 0.147**	
	3650 – 180	0.0054 (0.0017)	0.9646 (0.0317)	0.8555 (0.0393)	0.4472 (0.6054)	L4 0.119* L8 0.115* L12 0.100*	
	2555 – 365	0.0033 (0.0012)	0.9796 (0.0314)	0.8777 (0.0378)	0.3397 (0.4489)	L4 0.095* L8 0.096* L12 0.086*	
	2555 - 180	0.0032 (0.0013)	0.9877 (0.0343)	0.8924 (0.0368)	0.4585 (0.5653)	L4 0.069** L8 0.076* L12 0.069*	
	1825 – 365	0.0019 (0.0009)	0.9850 (0.0311)	0.9067 (0.0346)	0.3047 (0.3791)	L4 0.066* L8 0.074* L12 0.068*	
	1825 - 180	0.0020 (0.0010)	0.9921 (0.0353)	0.9149 (0.0340)	0.4031 (0.5061)	L4 0.067* L8 0.077* L12 0.070*	

Nota: errores estándar en paréntesis. ***, ** y * se utilizan para denotar significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente, de los parámetros asociados a la hipótesis nula de cointegración en la prueba de Shin (1994).

²⁷ El análisis de los resultados de las estimaciones de la ecuación (8) permite afirmar que la falta de significancia estadística de los coeficientes de los movimientos en las tasas de intervención del BR no son producto de movimientos horizontales en los retornos de los títulos a distintos vencimientos.

La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación del coeficiente asociado a los cambios en la tasa de interés de intervención adelantado y rezagado cuatro días procurando capturar algún resultado sintomático de las expectativas de movimientos de la misma o de alguna reacción retardada en el mercado. Sin embargo, como se evidencia en la Tabla 4, dichos coeficientes no resultaron significativos.

Los ejercicios de estimación que aparecen en las Tablas 3 y 4 también fueron realizados utilizando la tasa *forward*, en lugar de la tasa *spot*, que se deriva de la curva cero cupón. Sin embargo, los resultados (no mostrados) no cambian: las intervenciones del BR no se traducen en ningún movimiento en las tasas de mercado a ninguno de los plazos considerados. Los demás resultados se mantienen. Se concluye, entonces, parcialmente, que las intervenciones del BR en el mercado de dinero a través de modificaciones a la tasa de expansión de subastas no tienen impactos significativos estadísticamente.

Como en las regresiones tipo CH analizadas en la sección anterior, la falta de validez empírica de nuestro enfoque se puede deber: *i*) a una alta credibilidad del BR durante el período de análisis dada la estrategia de inflación objetivo, *ii*) a que los cambios en la tasa de intervención son descontados (o tenidos en cuenta) antes (después) de cuatro días, *iii*) a que no se cumple la teoría de expectativas (en lo que tiene que ver con los tramos intermedio y largo de la curva) y que en el corto plazo no hay ninguna conexión entre las tasas de intervención y las tasas del mercado secundario de deuda pública; o, *iv*) finalmente, a que la frecuencia diaria no es la adecuada para verificar el impacto de los cambios de postura de política en las tasas de mercado. Por esta razón, se realiza el ejercicio anterior utilizando los datos en frecuencia semanal, en cuyo caso las observaciones muestrales caen de 1243 a 266.

Tabla 4. Estimación de la ecuación (10) con la variable de intervención adelantada y rezagada. Frecuencia diaria con tasas *spot*

<i>k-j</i>	Días antes del movimiento (+ <i>n</i>)				Días después del movimiento (- <i>n</i>)			
	1	2	3	4	4	3	2	1
Expectativas de devaluación vencidas y mercado <i>forward</i>								
3650 – 365	0.1386 (0.5624)	0.2922 (0.5617)	0.4883 (0.5568)	0.5285 (0.5555)	0.2792 (0.5643)	-0.2587 (0.5661)	0.7161 (0.5558)	-0.0953 (0.5618)
3650 – 180	0.3841 (0.6756)	0.5136 (0.6745)	0.7020 (0.6685)	0.7872 (0.6662)	0.5986 (0.6757)	-0.1695 (0.6819)	1.0314 (0.6647)	0.0259 (0.6755)
2555 – 365	0.2887 (0.5065)	0.3716 (0.5058)	0.5101 (0.5012)	0.8227 (0.6185)	0.4439 (0.5069)	-0.1333 (0.5114)	0.7862 (0.4977)	0.0312 (0.5063)
2555 – 180	0.4813 (0.6282)	0.5398 (0.6272)	0.6725 (0.6223)	0.6091 (0.4988)	0.7129 (0.6270)	-0.1034 (0.6356)	1.0482 (0.6157)	0.0961 (0.6288)
1825 – 365	0.3256 (0.4270)	0.3508 (0.4263)	0.4374 (0.4231)	0.5692 (0.4199)	0.4796 (0.4263)	-0.0938 (0.4321)	0.7119 (0.4184)	0.0575 (0.4274)
1825 – 180	0.4874 (0.5552)	0.48980 (0.5542)	0.5706 (0.5513)	0.7553 (0.5468)	0.7148 (0.5526)	-0.0964 (0.5625)	0.9339 (0.5435)	0.0897 (0.5565)
Expectativas de móviles de devaluación MA(241)								
3650 – 365	0.3176 (0.4986)	0.0756 (0.5010)	0.2773 (0.5003)	0.5313 (0.4962)	0.4101 (0.5012)	-0.1112 (0.5045)	0.4907 (0.4980)	0.1771 (0.5001)
3650 – 180	0.5532 (0.6032)	0.2396 (0.6075)	0.4296 (0.6065)	0.7563 (0.6000)	0.7049 (0.6042)	-0.0398 (0.6126)	0.7378 (0.6023)	0.2940 (0.6071)
2555 – 365	0.4154 (0.4471)	0.1684 (0.4507)	0.3053 (0.4500)	0.5836 (0.4442)	0.5114 (0.4480)	-0.0054 (0.5726)	0.5550 (0.4466)	0.2264 (0.4502)
2555 – 180	0.6198 (0.5615)	0.3006 (0.5668)	0.4255 (0.5663)	0.7811 (0.5581)	0.7761 (0.5607)	-0.0402 (0.4545)	0.7633 (0.5607)	0.3062 (0.5671)
1825 – 365	0.4234 (0.3764)	0.1900 (0.3799)	0.2684 (0.3798)	0.5398 (0.3739)	0.5224 (0.3760)	-0.0239 (0.3838)	0.5161 (0.3760)	0.1997 (0.3801)
1825 – 180	0.6101 (0.5014)	0.3057 (0.5063)	0.3720 (0.5066)	0.7208 (0.4987)	0.7688 (0.4992)	-0.0074 (0.5122)	0.7015 (0.5007)	0.2588 (0.5073)

Nota: errores estándar en paréntesis.

5.2. Resultados en frecuencia semanal

Como se acaba de señalar, uno de los factores que puede estar impidiendo la observación de algún efecto de las tasas de intervención en las tasas de mercado de los títulos de deuda pública es la alta volatilidad que suelen exhibir los datos en frecuencia diaria. Por tal razón, se estima la ecuación (10) en frecuencia semanal tanto con la tasa de intervención del BR como con la tasa interbancaria (TIB), respectivamente, dada la evidencia de la estrecha asociación entre ambas (Huertas, *et al.*, 2005 y Melo y Becerra, 2006). Los resultados sugieren que ni las variaciones de las tasas de intervención del BR (ver Tabla 5) ni de la TIB (no mostrados por razones de espacio) afectan las tasas de mercado.

Tabla 5. Estimación de la ecuación (10) en frecuencia semanal con tasas *spot*

	$k-j$	Variable				Prueba de cointegración Shin (1994)	
		Constante	$[i_{t,t+k,-1}^* - i_{t,t+j,-1}^*]$	$[\rho_{k,t,-1} - \rho_{j,t,-1}]$	$\Delta \tilde{i}_t$	H_0 : cointegración	
Mercado <i>forward</i> y vencida	3650 – 365	0.0049 (0.0021)	0.9649 (0.0371)	0.8441 (0.0585)	0.0322 (0.2944)	L4 0.045* L8 0.050* L12 0.041*	
	3650 – 180	0.0043 (0.0022)	0.9855 (0.0359)	0.8734 (0.0558)	0.1200 (0.3419)	L4 0.049* L8 0.045* L12 0.038*	
	2555 – 365	0.0025 (0.0015)	0.9954 (0.0343)	0.8948 (0.0516)	0.0868 (0.2453)	L4 0.047* L8 0.042* L12 0.035*	
	2555 - 180	0.0022 (0.0015)	1.0063 (0.0331)	0.9148 (0.0452)	0.1511 (0.2788)	L4 0.044* L8 0.039* L12 0.033*	
	1825 – 365	0.0012 (0.0009)	1.0012 (0.0284)	0.9320 (0.0395)	0.1051 (0.1755)	L4 0.042* L8 0.036* L12 0.031*	
	1825 - 180	0.0011 (0.0009)	1.0071 (0.0279)	0.9450 (0.0339)	0.1568 (0.2048)	L4 0.043* L8 0.038* L12 0.033*	
Media móvil, MA(241)	3650 – 365	0.0032 (0.0016)	0.9763 (0.0293)	0.8985 (0.0444)	0.0422 (0.2127)	L4 0.038* L8 0.041* L12 0.041*	
	3650 - 180	0.0029 (0.0017)	0.9890 (0.2473)	0.9162 (0.0418)	0.1207 (0.2473)	L4 0.039* L8 0.036* L12 0.034*	
	2555 – 365	0.0017 (0.0011)	0.9958 (0.0264)	0.9316 (0.0378)	0.0913 (0.1752)	L4 0.037* L8 0.033* L12 0.032*	
	2555 - 180	0.0015 (0.0011)	1.0025 (0.0259)	0.9435 (0.0332)	0.1568 (0.2010)	L4 0.037* L8 0.033* L12 0.030*	
	1825 – 365	0.0008 (0.0007)	1.0001 (0.0217)	0.9573 (0.0284)	0.1057 (0.1243)	L4 0.036* L8 0.033* L12 0.031*	
	1825 – 180	0.0008 (0.0007)	1.0043 (0.0223)	0.9637 (0.0252)	0.1599 (0.1507)	L4 0.040* L8 0.037* L12 0.034*	

Nota: errores estándar en paréntesis. ***, ** y * se utilizan para denotar significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente, de los parámetros asociados a la hipótesis nula de cointegración en la prueba de Shin (1994).

Los resultados presentados en la Tabla 5 no constituyen evidencia a favor de la hipótesis de que las variaciones en las tasas de intervención del BR afectan las tasas de retorno de los títulos de deuda pública y que, por tanto, son un canal verificado “del paso” de tasas de los préstamos a un día que realiza el BR a las tasas de mercado vistas a través de esta fracción del mismo. Estos resultados no sorprenden a juzgar por la información que se desprende de la Figura 4. Sin embargo, cuando la ecuación (10) se estima adelantando y rezagando la variable de intervención los resultados varían según observa en la Tabla 6. Acá se observa claramente una reacción de las tasas de mercado entre 1 y 3 semanas antes del movimiento y tres semanas después del mismo.

Tabla 6. Estimación de la ecuación (10) con la variable de intervención adelantada y rezagada. Frecuencia semanal con tasas *spot*

<i>k-j</i>	Semanas antes del movimiento (+ <i>n</i>)				Semanas después del movimiento (- <i>n</i>)			
	1	2	3	4	4	3	2	1
Expectativas de devaluación y mercado <i>forward</i>								
3650 – 365	0.7404* (0.2706)	-0.0091 (0.3000)	0.4746*** (0.2674)	-0.0158 (0.2664)	-0.1448 (0.2957)	0.5044*** (0.2792)	0.2050 (0.2891)	0.3572 (0.2868)
3650 – 180	0.9330* (0.3109)	0.1155 (0.3462)	0.6798** (0.3002)	0.0162 (0.3082)	-0.2158 (0.3479)	0.7000** (0.3189)	0.2794 (0.3358)	0.4533 (0.3307)
2555 – 365	0.6763* (0.2249)	0.0900 (0.2491)	0.5155** (0.2147)	0.0068 (0.2202)	-0.1809 (0.2506)	0.5347** (0.2289)	0.2023 (0.2419)	0.3205 (0.2388)
2555 – 180	0.8004* (0.2550)	0.1772 (0.2812)	0.6080** (0.2374)	0.0117 (0.2498)	-0.2806 (0.2804)	0.7003* (0.2540)	0.2460 (0.2732)	0.3866 (0.2706)
1825 – 365	0.5112* (0.1631)	0.1214 (0.1774)	0.4923* (0.1499)	-0.0041 (0.1559)	-0.2147 (0.1775)	0.4902* (0.1609)	0.1617 (0.1731)	0.2789 (0.1719)
1825 – 180	0.6246* (0.1907)	0.1816 (0.2066)	0.6570* (0.1743)	-0.0197 (0.1845)	-0.3276 (0.2054)	0.6444* (0.1861)	0.1894 (0.2031)	0.2940 (0.2023)
Expectativas de móviles de devaluación MA(241)								
3650 – 365	0.4272** (0.1999)	0.1606 (0.2121)	0.3453*** (0.2050)	-0.0388 (0.2167)	-0.0635 (0.2124)	0.3336 (0.2040)	0.2221 (0.2052)	0.2113 (0.2078)
3650 – 180	0.5465** (0.2322)	0.2909 (0.2448)	0.5264** (0.2320)	-0.0260 (0.2523)	-0.1367 (0.2500)	0.4876 (0.2342)	0.2843 (0.2389)	0.2658 (0.2415)
2555 – 365	0.3883* (0.1662)	0.2240 (0.1744)	0.4052** (0.1643)	-0.0230 (0.1791)	-0.1205 (0.1771)	0.3805** (0.1654)	0.2093 (0.1692)	0.1856 (0.1716)
2555 – 180	0.4855* (0.1905)	0.3300 (0.1995)	0.5734* (0.1856)	-0.0282 (0.2064)	-0.2124 (0.2029)	0.5238** (0.1875)	0.2528 (0.1952)	0.2239 (0.1981)
1825 – 365	0.3114* (0.1198)	0.2283*** (0.1246)	0.3996* (0.1162)	-0.0332 (0.1280)	-0.1647 (0.1257)	0.3758* (0.1167)	0.1682 (0.1211)	0.1431 (0.1231)
1825 – 180	0.3981* (0.1454)	0.3168** (0.1510)	0.5508* (0.1402)	-0.0567 (0.1559)	-0.2654*** (0.1520)	0.5124* (0.1407)	0.2021 (0.1481)	0.1688 (0.1503)

Nota: errores estándar en paréntesis. *, ** y *** denotan significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Es importante mencionar algunos puntos. En los casos en que los coeficientes asociados a las variaciones en las tasas de intervención son significativos, las variables están cointegradas. En segundo término, los coeficientes que resultaron significativos estadísticamente tienen el signo contrario al previsto por la teoría: en todos los casos son positivos para los dos períodos de estimación que se desprenden de los mecanismos de expectativas empleados. Este empinamiento²⁸ de la curva significa que la reacción de las tasas de mercado en forma anticipada o rezagada es mayor cuanto mayor es el vencimiento de los títulos asociados a las

²⁸ El fenómeno del empinamiento de la curva en lugar de un aplanamiento ya se había observado por algunos analistas locales (e.g., Porvenir, 2006).

mismas. Esto se hace aún más evidente al analizar los coeficientes estimados. Por ejemplo, para el caso de los *spreads* 3650-365 y 3650-180 los coeficientes estimados para cuatro semanas antes del movimiento de tasas de intervención bajo los mecanismos de expectativas del mercado *forward* (o vencida), 0.7404 y 0.9330 respectivamente, sugieren que las reacciones son mayores para vencimientos a 365 días que para 180 días. De igual forma, sucede con los *spreads* 3650-365 y 2555-365, 0.7404 y 0.6763: es mayor la reacción del retorno de títulos que vencen 3650 días adelante que del retorno títulos que vencen en 2555 días. Todo lo anterior es contrario a la teoría bajo credibilidad de la autoridad monetaria.

La Tabla 7 contiene una información similar a la de la Tabla 6 pero las estimaciones se hicieron con la TIB en lugar de la tasa de subastas de expansión. Las tasas de mercado se mueven con claridad en todos los plazos. Esto debería ser un buen síntoma en cuanto a la habilidad del BR para transmitir de manera adecuada la intención que tiene en materia de política de tasas de interés dada la información macroeconómica de la que dispone y la probabilidad de alcanzar la meta de inflación. Sin embargo, el signo del coeficiente es positivo lo cual sugiere un empinamiento de la curva de rendimientos, lo cual deja muy poco espacio a la hipótesis de alta credibilidad del BR.

Tabla 7. Estimación de la ecuación (10) con la variable TIB adelantada y rezagada.
Frecuencia semanal con tasas *spot*

<i>k-j</i>	Semanas antes del movimiento				Semanas después del movimiento			
	1	2	3	4	4	3	2	1
Expectativas de devaluación y mercado <i>forward</i>								
3650 – 365	0.5352** (0.2661)	-0.0677 (0.2885)	0.5320** (0.2516)	0.1292 (0.2485)	-0.0798 (0.2785)	0.2737 (0.2735)	0.2508 (0.272)	0.2428 (0.2760)
3650 – 180	0.7070** (0.3055)	0.0120 (0.3343)	0.7205** (0.2829)	0.1951 (0.2857)	-0.1099 (0.3271)	0.4075 (0.3157)	0.3382 (0.3141)	0.2997 (0.3189)
2555 – 365	0.5151** (0.2206)	0.0023 (0.2401)	0.5432* (0.2022)	0.1384 (0.2040)	-0.0983 (0.2358)	0.3159 (0.2270)	0.2481 (0.2260)	0.2057 (0.2304)
2555 – 180	0.6402** (0.2490)	0.0488 (0.2710)	0.7153* (0.2242)	0.1856 (0.2299)	-0.1542 (0.2651)	0.4273 (0.2533)	0.3127 (0.2549)	0.2397 (0.2612)
1825 – 365	0.4199* (0.1582)	0.0264 (0.1701)	0.4990* (0.1420)	0.1155 (0.1434)	-0.1232 (0.1676)	0.3001*** (0.1604)	0.2087 (0.1614)	0.1484 (0.1658)
1825 – 180	0.5313* (0.1844)	0.0549 (0.1981)	0.6531* (0.1657)	0.1451 (0.1691)	-0.1883 (0.1949)	0.4027** (0.1858)	0.2608 (0.1891)	0.1664 (0.1947)
Expectativas de móviles de devaluación MA(241)								
3650 – 365	0.2835 (0.1957)	0.0847 (0.2041)	0.4220** (0.1922)	0.1071 (0.2016)	-0.0153 (0.2001)	0.1565 (0.1983)	0.2626 (0.1922)	0.1152 (0.1994)
3650 – 180	0.3946*** (0.2268)	0.1680 (0.2369)	0.5910* (0.2178)	0.1578 (0.2332)	-0.0519 (0.2351)	0.2592 (0.2299)	0.3375 (0.2225)	0.1373 (0.2319)
2555 – 365	0.2867*** (0.1614)	0.1195 (0.1681)	0.4511** (0.1543)	0.1099 (0.1654)	-0.0555 (0.1666)	0.2071 (0.1626)	0.2495 (0.1572)	0.0891 (0.1648)
2555 – 180	0.3797** (0.1845)	0.1894 (0.1926)	0.6089** (0.1752)	0.1470 (0.1894)	-0.1058 (0.1912)	0.3016 (0.1851)	0.3135*** (0.1810)	0.1006 (0.1901)
1825 – 365	0.2504** (0.1151)	0.1190 (0.1193)	0.4190* (0.1102)	0.0857 (0.1175)	-0.0856 (0.1183)	0.2201*** (0.1149)	0.2139*** (0.1123)	0.0594 (0.1178)
1825 – 180	0.2879** (0.1325)	0.1716 (0.1447)	0.5602* (0.1332)	0.1071 (0.1426)	-0.1418 (0.1434)	0.3103** (0.1388)	0.2695** (0.1371)	0.0599 (0.1437)

Nota: errores estándar en paréntesis. *, ** y *** denotan significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La evidencia presentada en este documento sugiere que las intervenciones del BR pueden afectar la estructura a plazo dependiendo de la frecuencia en la que se observen los datos. En frecuencia diaria no parece haber ningún efecto ni contemporáneo, ni con algunos días de

rezago o de adelanto. En frecuencia semanal, es clara una reacción anticipada de los mercados entre una y tres semanas antes y alrededor de tres semanas después del movimiento en la tasa de intervención. Sin embargo, es muy probable que esta última se pueda estar confundiendo con el movimiento siguiente esperado en las tasas de intervención.

Independientemente de la frecuencia analizada, la evidencia sobre los comovimientos entre las tasas de interés locales y externas parece clara. En tal sentido, a movimientos en la curva *spot* externa el día anterior corresponden movimientos en la curva doméstica en el mismo sentido. Esto, de acuerdo con nuestra especificación, es síntoma del cumplimiento de la hipótesis de paridad descubierta de intereses. De igual forma, diferencias en las primas de riesgo del día anterior, se ven reflejadas en la curva de rendimientos. Cuanto mayor sea la diferencia en las primas de riesgo entre los períodos $t+j$ y $t+k$, mayor será la tasa de largo plazo (k) en relación con la de corto (j) en el mercado secundario de deuda.

6. Conclusiones

Ampliando el enfoque original de Cook y Hahn (1989) con la hipótesis de paridad descubierta, para considerar el efecto de los movimientos de capital explicado por los diferenciales de tasas de interés que afectan la composición de los portafolios, se verificó la hipótesis de que las variaciones de la tasa de subastas de expansión del Banco de la República afectan la estructura a plazo de las tasas de interés.

La muestra, en frecuencia diaria, comprende el periodo entre enero 2 de 2002 y enero 31 de 2007. En frecuencia semanal se tienen 266 semanas. Durante dicho período se registraron 18 movimientos en la tasa de expansión de subastas que es la tasa que ha venido utilizando el Banco en la ejecución de la política.

Dadas las propiedades de estacionaridad de las series se utilizó un enfoque de cointegración (Phillips y Hansen, 1990). Se utilizaron tres especificaciones de las expectativas de devaluación. Con todas ellas se verifica el cumplimiento de la hipótesis de paridad descubierta de intereses. Esto es equivalente a señalar, que la curva de rendimientos en Colombia se mueve por cambios en la curva de Estados Unidos. Este es un hallazgo de la mayor importancia.

Los resultados en frecuencia diaria no muestran impacto ninguno en la curva de rendimientos construida con base en el método de Nelson y Siegel (1987). Este resultado se mantiene no solo cuando se analiza de manera contemporánea sino también cuando se consideran hasta cuatro días antes y cuatro días después de la intervención del Banco de la República.

Cuando se utilizan los datos en frecuencia semanal no se puede aceptar la hipótesis de que Banco de la República puede alterar las tasas de retorno del mercado secundario de deuda. Este resultado, conjuntamente con los que se obtienen en frecuencia diaria, podría estar sugiriendo que la autoridad monetaria goza de credibilidad en el mercado, interpretación ésta que se vería reforzada por los resultados que se obtienen cuando las estimaciones se hacen considerando una, dos, tres o cuatro semanas antes o después de la adopción de la medida, puesto que allí sí se observan reacciones en el *spread* de tasas de interés domésticas. Es decir, se verifica el hecho de que el Banco de la República puede afectar las tasas de retorno del mercado secundario de deuda ya que los agentes pueden anticipar las medidas que adoptará la autoridad. Por lo tanto, el Banco de la República sí tiene capacidad de afectar las expectativas inflacionarias y el valor de los activos de la economía Colombiana.

Sin embargo, los signos de los coeficientes estimados riñen con la anterior interpretación, ya que son contrarios a los esperados de acuerdo con la teoría de las expectativas racionales; es

decir, la curva se empina ante aumentos en las tasas de intervención. La curva se mueve una y tres semanas antes de la adopción de la medida pero con reacciones muy fuertes en los plazos largos en relación con los cortos.

Recordemos que Roley y Sellon (1995) plantean que un empinamiento de la curva es posible cuando los agentes continúan esperando que la autoridad monetaria realice aumentos posteriores de la tasas de interés de intervención (Diagrama 3). Esto a su vez es compatible con la interpretación de Romer y Romer (2000) si se cree que la autoridad monetaria fue sorprendida con nueva información sobre la trayectoria probable de la inflación futura. En cualquier caso, la posibilidad de tener una mayor inflación en el futuro puede ser aceptada.

Nuestra interpretación de los resultados es que es posible que el Banco de la República no haya sido lo suficientemente transparente (y coherente), como lo requiere el esquema de inflación objetivo, para construir una credibilidad que le permita lograr reacciones en el mercado como las que sugieren los Diagramas 1 y 2. Una segunda posibilidad es que no se esté cumpliendo la hipótesis de expectativas. Sin embargo, si este fuera el caso, la propia explicación podría estar en las acciones poco creíbles emprendidas por la autoridad monetaria. Finalmente, una tercera posibilidad, es que exista un canal distinto al de expectativas.

En cualquier caso, dados el nivel de desarrollo de nuestro mercado, el conocimiento de la estrategia de inflación objetivo, la estrategia de comunicación del Banco de la República y el tamaño muestral, los resultados de este trabajo son necesariamente provisionales y requieren la búsqueda de evidencia adicional que soporte o contradiga estos hallazgos.

De todas maneras, apegados a nuestra interpretación de falta de transparencia y, por ende, de credibilidad, de la autoridad monetaria en Colombia, queremos plantear como tema de discusión la posibilidad de que los pronósticos del BR sobre inflación sean entregados a los analistas pasado un tiempo, al igual que las minutas de las deliberaciones que se realizan en el seno de la Junta Directiva del BR en materia de inflación. Dos puntos que merecen especial atención son el período y los términos de su divulgación.

De igual forma, el BR no debe abandonarse el propósito de enviar señales claras al público no solo mediante los comunicados posteriores a las Juntas periódicas sino también mediante las acciones que en distintas materias toma la autoridad monetaria.

Referencias

- Amaya, C.A., 2006, Interest Rate Setting and the Colombian Monetary Transmission Mechanism, *Ensayos sobre Política Económica*, No. 50, 49-97.
- Anderson, B. and J. Moore, 1979, *Optimal Filtering*, Englewood Clis, NJ: Prentice Hall.
- Arango, L.E., L.F. Melo y D. M. Vásquez, 2003, Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia, *Coyuntura Económica* (Fedesarrollo) Vol. XXXIII, No 1, 51-76.
- Arango, L.E. y L.A. Flórez, 2005, Tramo corto de la curva de rendimientos, cambio de régimen inflacionario y expectativas de inflación en Colombia, *El Trimestre Económico*, próximo a aparecer.
- Bank of England, Monetary Policy Committee, 2003, *The transmission mechanism of monetary policy*. Bank of England, *Quarterly Bulletin*, May.

- Betancourt, R., H. Vargas y N. Rodríguez, 2006, Interest rate pass-through in Colombia: a micro-banking perspective, *Borradores de Economía*, No. 407, Banco de la República.
- BIS, 2005, *BIS Working Party on Monetary Policy in Latin America*.
- Blejer, M. Ize, A. Leone, A. y Werlang, S., 2000, *Inflation Targeting in Practice strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*, International Monetary Fund.
- Blinder, A.S., 2000, Central-Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It?, *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, 1421-1431.
- Jacob, B., M. Richardson, y R. Whitelaw, 2005, The Information in Long-Maturity Forward Rates: Implications for Exchange Rates and the Forward Premium Anomaly, *NBER, Working Paper* 11840.
- Cook, T. y T. Hahn, 1988, The information of discount rate announcement and their effect on market interest rate, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 20, No. 2, 167-180.
- Cook, T. y T. Hahn, 1989, The effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s, *Journal of Monetary Economics*, 24, 331-351.
- Dale, S, 1993, The effect of Official Interest Rate Changes on Market Rates since 1987, Bank of England, *Working Paper Series* No 10.
- De Haan, J. Eijffinger, S.C.W. y Rybiński, K., 2007, Central Bank Transparency and Central Bank Communication: Editorial Introduction, *European Journal of Political Economy*, No 23, pp. 1-8.
- Demiralp, S. y J. Óscar, 2004, The Response of Term Rates to Fed Announcements, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 3, 387-405.
- Escobar, J.F. y C.E. Posada, 2004, Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica, un modelo del caso colombiano (1994:I - 2003:IV), *Borradores de Economía*, No. 303, Banco de la República.
- Fabozzi, F.J., 2000, *Bond Markets, Analysis and Strategies*, Fourth Edition, New Jersey: Prentice Hall.
- Federal Reserve Bank of St. Louis, 2004, *Inflation Targeting: Prospects and problems*, The Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 86, No 4.
- Galeano, P. y D. Peña, 2004, A Note on Prediction and Interpolation Errors in Time Series, *Statistics & Probability Letters*, Vol. 73, 1, 71-78.

- Gómez V., A. Maravall, y D. Peña, 1994, Estimation, prediction and interpolation for nonstationary time series with the Kalman filter, *Journal of the American Statistical Association*, 89, 611-624.
- Gómez V., A. Maravall, y D. Peña, 1996, Programs TRAMO and SEATS, Instructions for the users, *Working Paper* No. 9628, Banco de España.
- Gómez V., A. Maravall, y D. Peña, 1997, Missing observations in ARIMA models, *Working Paper* No 9701, Banco de España.
- Gómez V., A. Maravall, y D. Peña, 1998, Missing observations in ARIMA models: skipping approach versus additive outlier approach, *Journal of Econometrics*, 88, No. 2, 341-363.
- Haldane, A. y V. Read, 2003, Monetary policy and the yield curve, Bank of England, *Quarterly Bulletin*, May.
- Haldane, A. y V. Read, 2003, Monetary policy surprises and the yield curve, *Bank of England, Working Paper Series* No. 106.
- Hamilton, J.D., 1994, *Time Series Analysis*, New Jersey, Princeton.
- Huertas, C.A, M.A. Jalil, S. Olarte y J.V. Romero, 2005, Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y las transmisión de las tasas de interés en Colombia, *Borradores de Economía*, No. 351, Banco de la República.
- Isard, P., 1996, Uncovered Interest Parity, *IMF Working Paper*, 06/96.
- Julio, J., 2001, Relación entre la tasa de intervención del Banco de la República y las tasas del mercado: una exploración empírica, *Borradores de Economía*, No. 188, Banco de la República.
- Kuttner, K. N., 2001, Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market, *Journal of Monetary Economics*, 47, No. 3, 523-544.
- MaCallum, B.T., 1994, A reconsideration of the uncovered interest parity relationship, *Journal of Monetary Economics*, 33, 105-132.
- Lyziak, T. Mackiewicz, J. y Stanisławska, E., Central Bank Transparency and Credibility: the Case of Poland, 1998-2004, *European Journal of Political Economy*, No 23, pp. 67-87.
- Mehra, Y.P., 1994, An Error-Correction Model of the Long-Term Bond Rate, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 80, 4, 49-68.
- Mehra, Y.P., 1996, Monetary Policy and Long-Term Interest Rates, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 82, 3, 27-49.

Melo, L.F. y O.R. Becerra, 2006, Una aproximación a la dinámica de las tasas de interés de corto plazo en Colombia a través de modelos GARCH multivariados, *Borradores de Economía*, No. 366, Banco de la República.

Mishkin, S. F., 1995, Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 3-10.

Nelson, C.R. y A.F. Siegel, 1987, Parsimonious modelling of yield curves, *Journal of Business*, 60, 473-489.

Phillips y Hansen, 1990, Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economic Studies*, 53, 473-95.

Porvenir, 2006, Inclinación en la curva de TES y la Tasa del Banco de la República, Gerencia de Investigaciones Económicas.

Roley, V. y G. Sellon, 1995, Monetary policy Actions and Long-Term Interest rates, *Federal Reserve Bank of Kansas Economic Review*, Q IV, 73-89.

Romer, C.D. y Romer, D.H., 2000, Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates, *The American Economic Review*, Vol. 90 No 3, 429-457.

Seppälä, J. y P. Viertiö, 1996, The term structure of interest rates: estimation and interpretation. *Bank of Finland, Discussion papers*, 19/96.

Shin Y., 1994, A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration, *Econometric Theory*, 10, 91.115.

Woodford, M., 2003, *Interest & Prices*, New Jersey, Princeton.

Anexo 1. Método TRAMO de interpolación

La información disponible para la realización de los cálculos y estimaciones del trabajo es diaria y generada en su mayoría para los días hábiles del calendario colombiano. No obstante, en algunas ocasiones, debido, por un lado a los métodos de cálculo de las series ó por otro, al escaso número de transacciones, no se lograban construir bases de datos completamente alineadas a nuestro calendario. Por tal motivo se interpolaron los datos faltantes, a fin de conseguir una base de datos que fuese equi-espaciada en concordancia a los días hábiles en Colombia. Este proceso de interpolación se realiza mediante el método TRAMO (*Time series regression with Arima Noise, Missing observations and outliers*).

TRAMO es un programa desarrollado por Gómez y Maravall (1994, 1996, 1997, 1998) utilizado para predecir, estimar e interpolar modelos de regresión con datos faltantes y errores de tipo ARIMA, en presencia de datos atípicos. El proceso de estimación permite el uso de variables exógenas como herramientas auxiliares para pronosticar valores faltantes. El modelo utilizado en este proceso se basa en las siguientes ecuaciones:

Sea Z un vector de observaciones que puede incluir datos no observados:

$$Z = (z_1, \dots, z_T)$$

Como etapa inicial se ajusta el siguiente modelo de regresión:

$$Z_t = y_t' \beta + x_t$$

Donde $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)'$ es un vector de coeficientes de regresión, $y_t' = (y_{1t}, \dots, y_{nt})$ es un vector de n variables exógenas y x_t se asume como un proceso ARIMA, de manera que:

$$\phi(B)\delta(B)x_t = \theta(B)a_t$$

Siendo B el operador de rezago; $\phi(B)$, $\delta(B)$ y $\theta(B)$ polinomios finitos en B y $a_t \sim i.i.d.(0, \sigma_a^2)$.

El polinomio $\delta(B)$ contiene las raíces asociadas con la diferencia de la serie (tanto regulares como estacionales), $\phi(B)$ contiene las raíces estacionarias autorregresivas y $\theta(B)$ corresponde al polinomio de media móvil, el cual es invertible. $\phi(B)$ y $\theta(B)$ contienen polinomios asociados a comportamientos estacionales y no estacionales. Por lo tanto:

$$\delta(B) = (1 - B)^d (1 - B^s)^D$$

$$\phi(B) = (1 + \phi_1 B + \dots + \phi_p B^p)(1 + \Phi_1 B^s + \dots + \Phi_p B^{sp})$$

$$\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q)(1 + \Theta_1 B^s + \dots + \Theta_Q B^{sQ})$$

La estimación de los valores faltantes de x_t se realiza con base en la información observada disponible. El interpolador o dato faltante se obtiene como el valor esperado de la serie en este período, dado el conjunto de información del resto de la muestra y corresponde al estimador que minimiza el error cuadrático medio.

La estimación de los datos faltantes es obtenida mediante estimaciones por máxima verosimilitud de procesos ARMA expresados en estado-espacio. El interpolador se obtiene a partir de algoritmos de suavización, tal como el suavizador de punto fijo de Anderson y Moore (1979).

La metodología TRAMO se aplica a las tasas spot de los TES denominados en pesos y calculadas a partir de la técnica de *splines* cúbicos y Nelson Siegel para todos los vencimientos considerados en este documento. El procedimiento TRAMO también se utiliza para el *embi+* y para las tasas *forward* de los TES denominados en pesos y obtenidas a partir de *splines* cúbicos.

Como resultado de TRAMO se obtiene una serie de datos de periodicidad diaria equiespaciada, esto quiere decir que se interpolaron aquellas fechas no correspondientes a sábados, domingos o festivos para las cuales no existían datos disponibles²⁹. Este procedimiento se realiza para la muestra comprendida entre el 2 de enero de 2002 y el 31 de enero de 2007. En total se interpolaron 14 datos para las tasas y 23 para el *embi+*. Es importante señalar que en la interpolación de las tasas *spot* y *forward* se utilizan las intervenciones del Banco de la República como variable exógena.

²⁹ Para el caso de las tasas spot, este hecho puede derivarse de la inexistencia de operaciones, o que el número de operaciones realizados sea inferior al mínimo necesario para calcular la curva, para nuestro caso menos de 4 operaciones.