

ESTRUCTURA A PLAZO, HIPÓTESIS DE EXPECTATIVAS Y PARIDAD DESCUBIERTA DE INTERESES EN COLOMBIA

Juan Camilo Rojas R.

SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO

**No. 46
Julio 2008**

Estructura a plazo, hipótesis de expectativas y paridad descubierta de intereses en Colombia^{*}

Por: Juan Camilo Rojas Rodríguez[†]

Resumen

El desarrollo del mercado financiero en Colombia, ha hecho que la integración con los mercados financieros internacionales sea cada vez más evidente. Es por esto que el estudio del grado de relación de nuestras tasas de interés con las tasas de interés de las tasas internacionales, cobra relevancia. Este estudio, busca evidencia sobre el cumplimiento de la hipótesis de paridad descubierta de intereses y la hipótesis de expectativas racionales, a través del uso de las curvas cero cupón de Colombia y Estados Unidos, siguiendo la metodología derivada del estudio de Bekaert (2002). Se encuentra que el cumplimiento de ambas hipótesis, simultáneamente, no es un hecho común entre los diferenciales de tasas de Colombia y Estados Unidos. Además, en algunos casos, se encuentra que las hipótesis no se cumplen entre las tasas de interés de la misma nacionalidad.

Palabras Clave: Curva de rendimientos cero cupón, tasas de interés, diferenciales, Hipótesis de paridad descubierta, Hipótesis de expectativas racionales

Clasificación JEL: E43, E44, F41, G12.

Abstract

In recent years, the development of the Colombian financial markets have done that the integration with the international markets had been evident. For this reason, the research about the relation level between different interest rates is outstanding. This paper, try to find evidence about the fulfillment of the uncovered interest rate parity (UIP) and expectations hypothesis of the term structure of interest rates (EHTS) through the use of zero-coupon yield curve for Colombia and United States, follow the methodology used for Bekaert (2002). The research concludes that the fulfillment of *EHTS* and *UIP* hypothesis simultaneously is difficult even between rates of the same nationality.

Key Words: Zero-coupon yield curve, spread, Uncovered interest parity, expectations hypothesis of term structure of interest rates.

JEL Classification: E43, E44, F41, G12.

^{*} Agradecimientos a Luis Eduardo Arango, Investigador del Banco de la República quien dirigió esta investigación para ser presentada como tesis en la Maestría de Economía de la Universidad del Rosario. Asimismo, agradezco los comentarios de los jurados Mario Nigrinis Ospina y Hernando Zuleta.

[†] Profesor de la Facultad de Economía, Universidad del Rosario, Bogotá.

1. Introducción

Aunque el desarrollo de los mercados financieros en Colombia se ha venido produciendo de manera relativamente lenta, en los últimos años se han presentado avances importantes; evidencia de ello es que hasta mediados de la década de los noventa la conexión con los sistemas internacionales, era casi inexistente. La emisión de títulos por parte del gobierno se hacía en el mercado local, sin que las negociaciones de esos títulos llegaran a representar volúmenes importantes. Sin embargo, a finales de los noventa el sistema comenzó a ganar profundidad, dinámica y liquidez gracias a la emisión de títulos de deuda pública, tanto en el mercado interno como en los externos.

En el primer lustro de este siglo, y después de “superada” la crisis de finales de los noventa, el sistema financiero comenzó una nueva etapa ya que fortalece su integración con el del resto de países del mundo. Las emisiones de deuda pública externa por medio de títulos del gobierno (TES), comienzan a aumentar de manera importante en el año 2000. Los montos negociados en la Bolsa de Valores de Colombia, que hasta el año 2002 eran muy bajos, comienzan a aumentar, en parte por la entrada de capital extranjero lo que trae como consecuencia, además, la internacionalización de su operación; y aunque el mercado sigue siendo pequeño, ha evolucionado de manera importante.

De igual manera, la llegada de inversión directa al sistema financiero; la compra de instituciones financieras, ha hecho que la conexión con otros mercados financieros, antes inexistente, sea hoy una realidad. Esto, desde luego, ha traído retos importantes, no solamente al sistema sino a la economía en general. Por ejemplo, el hecho de poner a circular bonos de deuda pública por el mundo, implica la actualización y globalización de la política económica. Los efectos que pueden tener las decisiones de política del resto del mundo sobre nuestra economía nos obligan a estar preparados, informados y a investigar sobre los efectos de las diferentes medidas.

Es por esto que este trabajo se centra en investigar las relaciones que existen entre tasas de interés representativas de los mercados nacional e internacional. Así, a través del uso de la curva de rendimientos para las tasas de interés de los bonos colombianos de deuda pública (TES) y sus homólogas en Estados Unidos, se investigará la posibilidad de existencia de paridades entre tasas. Asimismo, se verifica el funcionamiento eficiente de los mercados el cual hace referencia a la correcta valoración de los títulos en los mercados[‡] (que refleje toda la información disponible sobre los precios).

En suma, el objetivo de este trabajo es verificar la eficiencia del mercado de deuda pública en Colombia, teniendo en cuenta no solamente la hipótesis de expectativas racionales, (*expectation hypothesis of the term structure of interest rates, EHTS*) sino la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés, (*uncovered interest rate parity, UIP*), para el periodo comprendido entre mayo de 2000 y diciembre de 2005.

[‡] Por ejemplo, algún tipo de ineficiencia se reflejan en las oportunidades de arbitraje y, también, la concentración de la demanda por cierta clase de bonos (hábitat preferido). Las oportunidades de arbitraje hacen referencia a la posibilidad de encontrar ganancias por medio de la compra, venta ó sustitución de bonos de igual o diferente plazo, sin incurrir en costos.

En el ámbito internacional, la literatura no solamente se ha ocupado de relaciones entre las tasas de interés a diferentes plazos al interior de una economía sino también de la existencia de relaciones de las tasas de interés internas y externas. Además, se busca darle explicación a las posibles desviaciones que se presentan en los diferentes mercados de bonos. Beenstock y Longbottom (1981), analizan el comportamiento de la curva de rendimientos en economías pequeñas y abiertas y cómo en éstas, que cuentan entre sus activos con bonos de economías desarrolladas, la curva de rendimientos puede estar determinada por el comportamiento de la curva de rendimientos de una economía industrializada. Los autores encuentran relación entre la curva de rendimientos del Reino Unido y una curva de rendimiento internacional, construida para los principales socios comerciales de ese país. Sin embargo, en su resultado resaltan el hecho que la relación entre las estructuras a plazo no es contemporánea y presentan evidencia sobre la relación dinámica que exhiben las tasas de interés del Reino Unido y las tasas de interés internacionales.

Más recientemente, Bekaert, Wei y Xing (2002), analizan no solamente la curva de rendimiento basados en la hipótesis de expectativas, sino que tienen en cuenta la hipótesis de paridad de tasas de interés entre tres economías (Estados Unidos, Reino Unido y Alemania). Con esto buscan verificar la posibilidad de existencia de interdependencia de las tasas de interés local y la de los otros dos países. Sus hallazgos se resumen en la evidencia mostrada de la estrecha relación que existe entre las hipótesis de paridad descubierta y la hipótesis de expectativas racionales. Además, en cuanto a la hipótesis de expectativas, encuentran que el cumplimiento de esta no depende del horizonte temporal. Finalmente, y a pesar de tratarse de economías desarrolladas con algunas características comunes, encuentran desviaciones importantes en las tasas de interés atribuidas al manejo monetario en cada país.

En Colombia se han hecho pruebas sobre la eficiencia al interior del mercado de deuda pública, como lo muestra el trabajo de Rey (2005). Sin embargo, estudios sobre eficiencia internacional del mercado en nuestro país todavía no se han desarrollado, dejando sin explicación las posibles relaciones que pueden existir entre los *spreads* de tasas de interés internas con sus homólogos internacionales.

A nivel nacional, los estudios se han preocupado por verificar la capacidad de medición de la curva de rendimientos en materia de expectativas sobre el comportamiento de variables macroeconómicas. Este tipo de relaciones han sido trabajadas por Arango y Flórez (2005); y Arango, Flórez y Arosemena (2005), quienes a partir del comportamiento de la curva de rendimientos intentan predecir el comportamiento de otras variables macroeconómicas, teniendo en cuenta la hipótesis de expectativas. Sin embargo, a diferencia del trabajo de Rey (2005) y de este trabajo, los anteriores no utilizan la curva cero cupón.

El trabajo se desarrolla de la siguiente forma. La sección 2 hace una presentación de la *UIP* como de la *EHTS*; además presenta el modelo utilizado. En la sección 3 se hace una descripción de la base datos utilizados para realizar las diferentes pruebas empíricas. En la sección 4 se presenta la metodología y se analizan los resultados econométricos. Finalmente, en la sección 5 se presentan algunas conclusiones y consideraciones que se derivan del estudio.

2. Hipótesis de paridad descubierta de interés, hipótesis de expectativas y estructura a plazo en una economía abierta.

En economías cerradas, se puede probar eficiencia de los mercados a través de la verificación de la inexistencia de posibilidades de arbitraje por medio de la hipótesis de expectativas. Esta hipótesis plantea que el rendimiento de bonos con vencimiento n periodos adelante del periodo actual (t), deben ser sustituibles por bonos con vencimiento inferior, m periodos adelante (donde $m < n$, y $k = n/m$ es un entero), comprados sucesivamente a su vencimiento. La *EHTS* se expresa de la siguiente manera:

$$i_{t,n} = \frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} i_{t+jm,m} \quad (1)$$

Donde $i_{t+jm,m}$ es la tasa de interés de un bono emitido en el periodo $t+jm$ y vencimiento m periodos adelante.

Por otro lado, en economías abiertas, se puede verificar la eficiencia de los mercados a través de la hipótesis de paridad descubierta de la tasa de interés. Esta trata de verificar la existencia ó no de oportunidades de arbitraje entre bonos de características similares, en cuanto a vencimiento y el agente emisor, pero emitidos en dos países diferentes; así, la hipótesis plantea que éstos bonos deben tener un rendimiento equivalente, tomando en consideración la tasa de cambio esperada. Si la hipótesis se cumple, no habrá oportunidades de arbitraje internacional y el mercado será eficiente.

$$(E_t s_{t+1} - s_t) = i_{t,n} - i_{t,n}^* + \delta_n \quad (2)$$

donde s_t es el logaritmo de la tasa de cambio en el momento t , expresada como moneda local sobre moneda extranjera; $i_{t,n}$ e $i_{t,n}^*$ son observaciones mensuales de las tasas de interés, efectiva anual, doméstica y externa, respectivamente, de los bonos con vencimiento n periodos adelante; δ_n es una prima de riesgo constante; n expresa el plazo, en años, del vencimiento de un bono a largo plazo

La teoría plantea una serie de supuestos que serán de importancia para el estudio de la estructura a plazo en economías abiertas. El cumplimiento de la *UIP* requiere que los títulos bajo análisis, sean sustitutos perfectos y que haya perfecta movilidad de capitales.

Siguiendo el desarrollo hecho por Bekaert et al. (2002), la hipótesis de paridad a corto plazo (m periodos), estará dada por:

$$\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m E_t \Delta s_{t+j} = \alpha_m + i_{t,m} - i_{t,m}^* \quad (3)$$

La hipótesis de expectativas para tasas de interés domésticas y externas, esta dada, respectivamente, por las siguientes relaciones:

$$i_{t,n} = \alpha_n + \frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} E_t(i_{t+jm,m}) \quad (4)$$

$$i_{t,n}^* = \alpha_n^* + \frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} E_t(i_{t+jm,m}^*) \quad (5)$$

donde, como se dijo antes, $k = n/m$ es un entero. Restando (5) de (4) se tiene:

$$i_{t,n} - i_{t,n}^* = \alpha_n - \alpha_n^* + \frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} E_t(i_{t+jm,m} - i_{t+jm,m}^*) \quad (6)$$

donde α_n y α_n^* son primas de riesgo asociadas a cada una de las estructuras a plazo (doméstica y externa).

La ecuación (6) muestra que la hipótesis de paridad descubierta se reduce a probar que los *spread* de la tasa de interés a largo plazo (n periodos), entre la economía doméstica y la externa, son el promedio de los valores esperados, en el periodo actual, de los *spread*[§] de las tasas de interés de corto plazo (m periodos) de bonos emitidos jm periodos adelante, con vencimientos sucesivos; esta relación pone de manifiesto la estrecha relación entre *UIP* y *EHTS*.

Teniendo en cuenta la relación dada por la ecuación (3), la ecuación (6) se puede reescribir, haciendo un tratamiento algebraico, como:

$$\begin{aligned} i_{t,n} - i_{t,n}^* &= \alpha_n - \alpha_n^* + \frac{m}{n} \sum_{j=0}^{\frac{n}{m}-1} E_t(i_{t+jm,m} - i_{t+jm,m}^*) \\ i_{t,n} - i_{t,n}^* &= \alpha_n - \alpha_n^* + \frac{m}{n} (E_t(i_{t,m} - i_{t,m}^*) + E_t(i_{t+m,m} - i_{t+m,m}^*) + \dots + E_t(i_{t+n-m,m} - i_{t+n-m,m}^*)) \\ i_{t,n} - i_{t,n}^* &= \alpha_n - \alpha_n^* + \frac{m}{n} \left(E_t \left(\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m E_t \Delta s_{t+j} - \alpha_m \right) + E_t \left(\frac{1}{m} \sum_{j=m}^{2m} E_t \Delta s_{t+j} - \alpha_m \right) + \dots + E_t \left(\frac{1}{m} \sum_{j=n-m}^n E_t \Delta s_{t+j} - \alpha_m \right) \right) \\ i_{t,n} - i_{t,n}^* &= \alpha_n - \alpha_n^* + \frac{m}{n} \left(\frac{1}{m} E_t ((s_{t+m} - s_t) + (s_{t+2m} - s_{t+m}) + \dots + (s_{t+n} - s_{t+n-m})) - n \alpha_m \right) \\ i_{t,n} - i_{t,n}^* &= \alpha_n - \alpha_n^* - \alpha_m + \frac{m}{n} \left(\frac{1}{m} E_t (s_{t+m} - s_t + s_{t+2m} - s_{t+m} + \dots + s_{t+n} - s_{t+n-m}) \right) \\ i_{t,n} - i_{t,n}^* &= \alpha_n - \alpha_n^* - \alpha_m + \frac{1}{n} (E_t (s_{t+n} - s_t)) \\ i_{t,n} - i_{t,n}^* &= \alpha_n - \alpha_n^* - \alpha_m + \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n E_t \Delta s_{t+j} \quad (7) \end{aligned}$$

[§] Diferencia entre las tasas de interés, doméstica y la externa, de iguales características.

La ecuación (7) muestra una forma equivalente de ver la *UIP* a largo plazo (n periodos). Es importante notar que la hipótesis de expectativas racionales y la hipótesis de paridad descubierta no son dos hechos apartados. Como se muestra en las ecuaciones (6) y (7), la hipótesis de paridad está alimentada por lo que suceda con la hipótesis de expectativas, a través del comportamiento de la tasa de cambio. Por lo tanto, con el uso de la ecuación (6) ó la ecuación (7) se pueden probar simultáneamente tanto la *UIP* como la *EHTS*, aunque la ecuación (7) es una forma más directa de ver la *UIP*.

Para efectos empíricos se deben tener en cuenta varios elementos que se desprenden del marco teórico. La hipótesis de paridad descubierta de la tasa de interés plantea una relación entre las tasas de interés, domésticas y externas, a diferentes plazos. Sin embargo, para que esta igualdad sea operativa, se debe tener en cuenta lo que pase con la tasa de cambio. Es decir, los cambios que presente la tasa de cambio en el periodo de vencimiento de los bonos, que finalmente será de donde se obtengan las tasas de interés.

Las ecuaciones que prueban *UIP* y *EHTS*, se deben reescribir de forma que sean estimables econométricamente. La forma estimable de la ecuación (6) es de la forma:

$$Spi_{t,n} = \beta_0 + \beta_1 \bar{Spi}_{t+m,m} + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde $Spi_{t,n} = i_{t,n} - i_{t,n}^*$, $\bar{Spi}_{t+m,m} = \frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} E_t(i_{t+jm,m} - i_{t+jm,m}^*)$, $\beta_0 = \alpha_n - \alpha_n^*$, ε_t representa otras

desviaciones del equilibrio diferentes a las implícitas en la tasa de cambio, y las inherentes al riesgo país.

Por medio de la ecuación (7) se puede probar *UIP* de forma más directa. Para su estimación se deberá construir la forma econométrica asociada. Bajo el supuesto de previsión perfecta, la ecuación (7) se puede estimar de la siguiente forma:

$$Spi_{t,n} = \varphi_0 + \varphi_1 devaluacion_{t,n} + \tau_t \quad (9)$$

Donde $Spi_{t,n} = i_{t,n} - i_{t,n}^*$; $devaluacion_{t,n} = s_{t+n} - s_t$, bajo previsión perfecta; s_t es el logaritmo de la tasa de cambio *spot* definida como pesos/dólar, y τ_t hace referencia a otras perturbaciones sobre la estructura a plazo.

3. Datos

Siguiendo la definición de la estructura a plazo de la tasa de interés que plantea Julio et al. (2002), "...es la relación entre los rendimientos al vencimiento de bonos distintos (de la misma calidad crediticia con diferente maduración) y su vencimiento", se tomarán datos para construir ésta para Colombia y probar el cumplimiento simultáneo de la hipótesis de paridad descubierta y la hipótesis de expectativas racionales.

La curva cero cupón muestra el conjunto de tasas de interés de descuento de bonos, con único pago al vencimiento y diferente periodo de maduración. En la práctica, la mayoría de los bonos emitidos en un mercado tienen pagos (cupones) durante el periodo de maduración, lo que implica que su tasa de descuento estará influenciada por el tamaño del cupón, haciendo que dos bonos con igual periodo de maduración puedan tener tasas de descuento ó rendimientos distintos. Por esto es importante el uso de la curva cero cupón, para eliminar esa desviación conocida como efecto cupón.

Para poder probar la eficiencia del mercado de deuda pública en Colombia, se deben tener tasas de interés de bonos de deuda comparables internacionalmente. Esto quiere decir que se deben tener tasas de interés de títulos de las mismas características para el mercado financiero y que sean representativos del país. Para esto se tomarán los bonos emitidos por los diferentes gobiernos, en nuestro caso los bonos TES, que son emitidos por el gobierno nacional para financiar su déficit fiscal. En el caso de Estados Unidos, se tomarán las tasas de interés de los bonos emitidos por la Reserva Federal.

Sin embargo, tanto en el caso de Colombia como en el caso de Estados Unidos, los bonos emitidos tienen pagos explícitos (cupones) durante el periodo de maduración. Esto implica que se debe construir la curva cero cupón con base en éstos títulos. Para el caso de Estados Unidos, se toman los datos del índice de la curva cero cupón de los bonos del tesoro (I025), con diferentes vencimientos. Estos datos son construidos por el Federal Open Market Committee (FOMC). Para los títulos colombianos el cálculo no está hecho oficialmente pero se puede estimar utilizando técnicas conocidas.

La construcción de curva cero cupón se hace a partir de las tasas de interés obtenidas en las negociaciones de los títulos de tesorería clase B (TES-B) en el mercado secundario, con los datos del Sistema Electrónico de Negociación (SEN). Con estos datos, y utilizando la técnica de *splines* cúbicos suavizados^{**}, empleada por Julio et al (2002), se construyen las tasas cero cupón de las negociaciones diarias.

A manera de ilustración, se muestra la curva cero cupón correspondiente a 6 de enero de 2005. Los datos de inicio se resumen en la Tabla 1.

**Tabla 1. Datos resumen de la negociación de títulos (TES-B)
6 de enero de 2005**

Fecha de Liquidación 06/01/2005

Nemoteco	Cupón	Emisión	Vencimiento	Precio Sucio
TFIT02090905	9,0%	09/09/2003	09/09/2005	103,46
TFIT02270505	10,0%	27/05/2003	27/05/2005	106,83
TFIT03110305	13,0%	11/03/2002	11/03/2005	111,54
TFIT04091107	12,0%	09/11/2003	09/11/2007	107,31
TFIT05030506	15,0%	03/05/2001	03/05/2006	117,71
TFIT05040205	15,0%	04/02/2000	04/02/2005	114,37
TFIT05100709	12,5%	10/07/2004	10/07/2009	112,32
TFIT05140307	15,0%	14/03/2002	14/03/2007	122,48

^{**} Se agradece a Silvia Juliana Mera, del Banco de la República, el habernos permitido utilizar el código desarrollado por ellos en su trabajo de 2002.

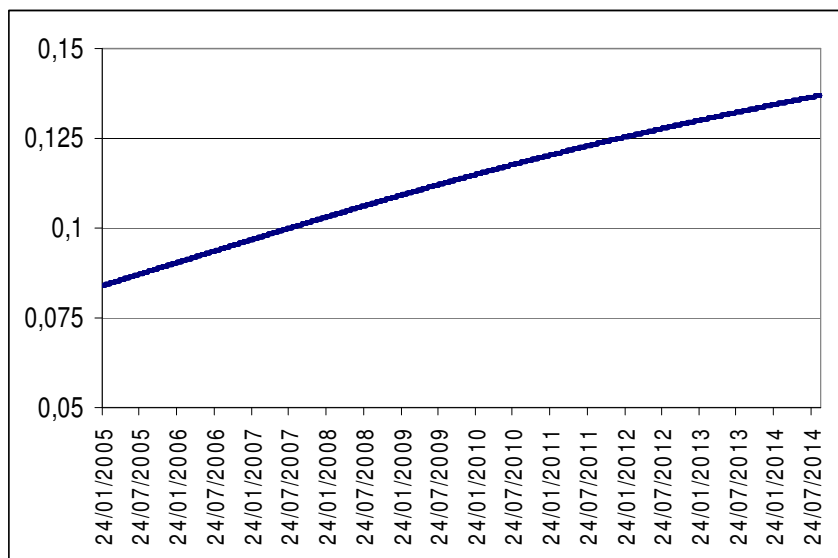
TFIT05250706	15,0%	25/07/2001	25/07/2006	115,59
TFIT06120210	13,0%	12/02/2004	12/02/2010	118,27
TFIT07220808	15,0%	22/08/2001	22/08/2008	118,41
TFIT10120914	13,5%	12/09/2004	12/09/2014	109,61
TFIT10250112	15,0%	25/01/2002	25/01/2012	126,53
TFIT10260412	15,0%	26/04/2002	26/04/2012	123,29

Fuente: Banco de la República

La primera columna de la Tabla 1 muestra la descripción del título que se negoció. En este caso se trata de título de tasa fija, los primeros dos números corresponden al periodo de maduración (en años), y los 6 siguientes número corresponden a la fecha exacta del vencimiento del título (día, mes y año). Así, por ejemplo, TFIT02090905, hace referencia un título de tasa fija, con vencimiento 2 años delante de la fecha de su emisión, la fecha de vencimiento esta dada por las siguientes 6 cifras: 9 de septiembre de 2005. La segunda columna muestra el valor del cupón que se paga sobre el valor del principal (estos cupones son de periodicidad anual). La tercera y cuarta columna muestran las fechas de emisión y vencimiento de cada título (día, mes y año). Finalmente, en la quinta columna muestra el precio del título incluidos los intereses causados a la fecha de liquidación desde el último pago de cupón (precio sucio). La Gráfica 1 muestra la curva cero cupón correspondiente a 6 de enero de 2005.

A partir de los datos obtenidos para las tasas de interés cero cupón, se calculan los *spreads*, a corto y largo plazo, de las tasas de interés de los bonos de deuda, nacionales e internacionales, con igual vencimiento.

**Gráfica 1. Curva Spot (cero cupón) TES-B
6 de enero de 2005**



Fuente: Banco de la República, cálculos propios.

La frecuencia de los datos es mensual^{††}, en el periodo comprendido entre mayo de 2000 y diciembre de 2005, para ambos países. Las tasas de interés que se tendrán en cuenta serán:

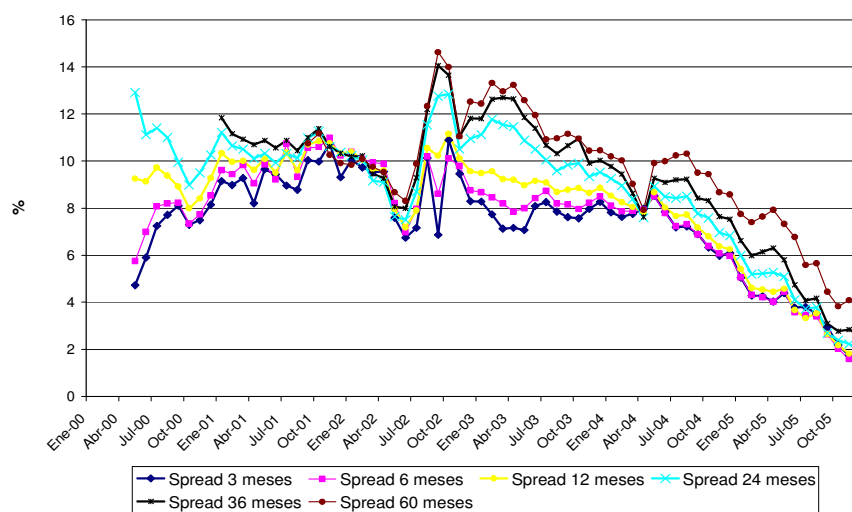
^{††} En el caso de Colombia que se tienen observaciones diarias de la tasa de interés cero cupón. Se tomará su promedio aritmético para obtener las tasas mensuales.

para el corto plazo, las tasas de interés de los bonos con vencimiento a 3 y 6 meses. Las tasas de interés de los bonos con vencimiento a 1, 2, 3 y 5 años, como tasas de interés a largo plazo.

3.1. *Spread* internacional

El *spread* internacional es el diferencial de las tasas de interés de los bonos de deuda, de ambos países, con igual vencimiento. Los *spreads* son contruidos a partir de las tasas de interés de la siguiente forma: tomando los plazos especificados, la tasa de interés cero cupón internacional (para nuestro caso Estados Unidos), es restada de la tasa de interés cero cupón local de igual plazo. Esto es, por ejemplo, para el *spread* de tres meses, a la tasa de interés de tres meses, en algún momento del tiempo, en Colombia ($i_{t,3}$) se le resta la tasa de interés de tres meses, en algún momento del tiempo, en Estados Unidos ($i_{t,3}^*$) ($spread_{t,3} = i_{t,3} - i_{t,3}^*$). En la Gráfica 2 se presentan los *spreads* entre Colombia y Estados Unidos.

**Gráfica 2. *Spread* Colombia Estados Unidos
Mayo 2000 – Diciembre 2005**



Fuente: Banco de la República, FOMC, cálculos propios.

Es interesante ver el movimiento relativamente homogéneo que presentan las variables a todos los plazos. Asimismo, en algunos periodos las diferencias entre los *spread* parecen ser insignificantes. Esto ocurre en los periodos comprendidos entre octubre de 2001 y junio de 2002, en abril de 2004 y hacia el final del periodo muestral donde solamente el *spread* de 60 meses presenta una diferencia apreciable. Sin embargo, este hecho está enmarcado por condiciones económicas y de mercado que están relacionadas con la evolución que ha tenido la economía interna y la de Estados Unidos.

En nuestro país, dos variables importantes han tenido un comportamiento favorable. El crecimiento económico ha venido mejorando sustancialmente desde finales de 2002, periodo en el cual los *spread* comienzan a cambiar de tendencia. Igualmente, la reducción de la inflación lleva a que las tasas disminuyan; además, la recuperación de la confianza en la política monetaria y los objetivos del Banco de la República, hacen que las expectativas de corto y largo plazo disminuyan la tasa de interés a diferentes plazos.

En el caso de Estados Unidos presenta una evolución diferente a la de Colombia. Después de los ataques terroristas las tasas de interés bajaron y a partir de ese momento, la reserva federal ha hecho 17 aumentos sucesivos en la tasa de referencia de esa economía, lo que llevó a las demás tasas a seguir esa tendencia. Unido a esto, el comportamiento del producto no ha sido el mejor por lo que esta economía fuerte ha perdido algo de esa preponderancia.

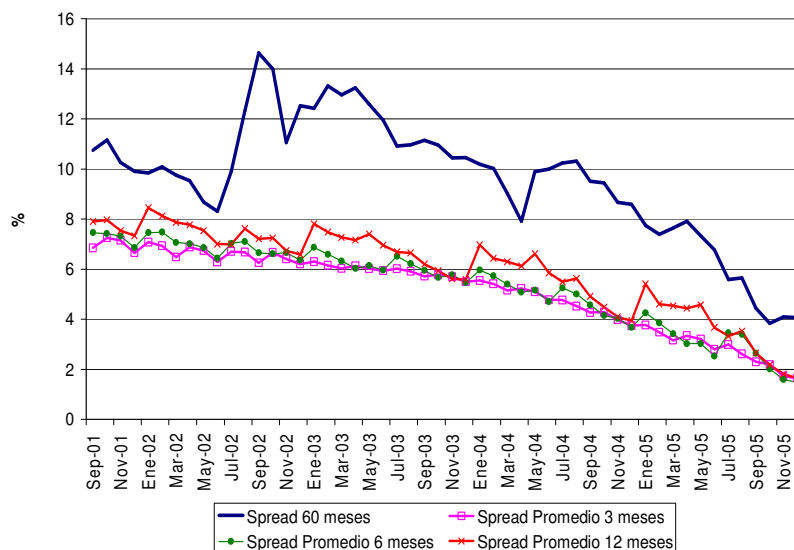
En la Gráfica 3, se presentan los *spreads* promedio construidos a partir de la siguiente ecuación:

$$\bar{S}pi_{t+m,m} = \frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} E_t(i_{t+jm,m} - i_{t+jm,m}^*)$$

3.2. Devaluación observada

Para el cálculo de la ecuación (9), que muestra la curva de rendimientos bajo previsión perfecta, se tomarán datos mensuales observados de la tasa de cambio promedio (TRM promedio), en el periodo enero de 2000 a agosto de 2006. Las variables se construyen de la siguiente forma: Por ejemplo, la devaluación de 12 meses para julio de 2005 será $devaluacion_{julio2005,12meses} = s_{julio2006} - s_{julio2005}$, donde $s_{t,12}$ es el logaritmo de la tasa de cambio observada. Se construirán series de devaluación a 3, 6 y 12 meses, dada la disponibilidad de los datos. En la Gráfica 4 se muestra la evolución de las series de devaluación a 3, 6 y 12 meses. El comportamiento de las tres series de devaluación construidas es similar en tendencia, aunque, en la medida que se toma un periodo de devaluación mas largo, la volatilidad en las series aumenta.

Grafica 3. Spread de 60 meses (largo plazo) vs. spread promedio (de más corto plazo).



Fuente: Banco de la República, FOMC, cálculos propios.

En la serie de 12 meses se aprecian de forma clara los diferentes episodios por los que ha pasado el país recientemente en materia cambiaria. Importantes periodos de devaluación, como el presentado entre abril de 2001 y octubre de 2002, donde la tasa llegó a presentar máximos de hasta 30%; asimismo, la serie también deja ver periodos marcados de revaluación, en el periodo noviembre de 2003 hasta abril de 2005, donde se presentaron revaluaciones de nuestra moneda en valores cercanos a 15%. Tanto al principio de la muestra, como al final, la volatilidad que muestran las tres series es moderada con respecto a lo exhibido en periodos intermedios.

A continuación se presentan pruebas sobre las propiedades estadísticas de las variables utilizadas en cada uno de los modelos.

3.3. Pruebas de Raíz Unitaria

Para las pruebas de estacionariedad, se utilizaron 3 estadísticos diferentes para obtener suficiente evidencia que permitiera sacar las conclusiones del caso, acerca de las series de diferenciales. Estas pruebas son: i) La prueba *ADF* (Augmented Dickey-Fuller); ii) La prueba de *ERS* (Elliot-Rotemberg-Stock); y iii) La prueba *KPSS* (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). Las dos primeras pruebas utilizan la misma hipótesis nula, que hace referencia a que la serie tiene raíz unitaria. La tercera prueba tiene como hipótesis nula que la serie es estacionaria, es decir que no tiene raíz unitaria.

3.3.1. *Spread* Internacional y *spread* promedio

El anexo 1 contiene los resultados obtenidos utilizando las diferentes pruebas. Se puede apreciar que con la prueba *ADF* no se rechaza la hipótesis nula para las 6 series de diferenciales de tasas. Lo contrario sucede con la prueba *ERS*; es decir, que no existe suficiente evidencia para aceptar la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria en las series de diferenciales. Por último, la prueba *KPSS* falla en rechazar la hipótesis nula en 5 de las 6 series. Solamente en la serie de *spread* a 5 años (60 meses) se acepta la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%. Esto indica que existe evidencia para sustentar que las demás series no son estacionarias, lo que implicaría la posible existencia de raíz unitaria.

En casi todos los casos 2 de las 3 pruebas realizadas dan evidencia de la posible existencia de raíz unitaria, por lo que se tomará como cierta la existencia de ésta. Teniendo en cuenta el análisis sobre las series, se puede concluir, además, que son integradas de primer orden $I(1)$, ya que son estacionarias en primera diferencia^{††}.

Para los *spread* promedio, se muestran tres tablas resumen, debido a que el tamaño de las muestras varía, como consecuencia de la disponibilidad de datos para Colombia. Los resultados sugieren que en los tres casos, dos de las tres pruebas proporcionan evidencia acerca de la existencia de raíz unitaria en las series de *spread* promedio. Solamente existe una excepción, cuando se tiene el tamaño de muestra correspondiente a septiembre de 2001 y diciembre de 2005, donde, para el *spread* promedio de 12 meses solamente 1 de las

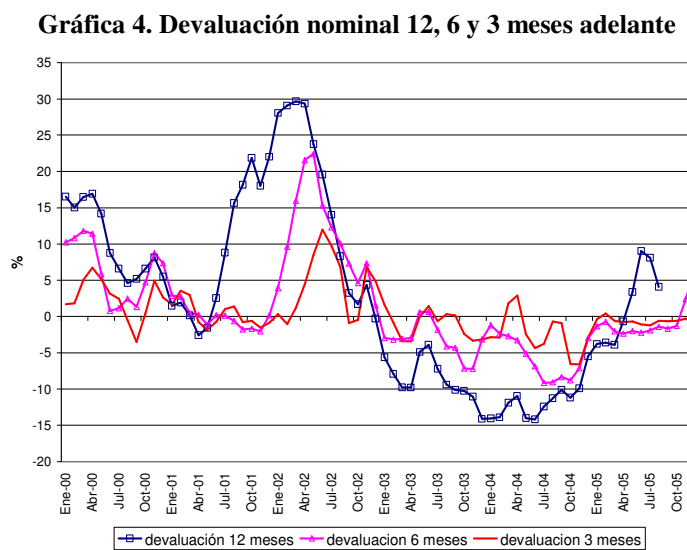
^{††} Correlogramas y pruebas adicionales quedan disponibles a solicitud de los interesados.

pruebas de raíz unitaria es aceptada; sin embargo, se aceptará como cierta la existencia de raíz unitaria.

Por lo tanto, se supone que las series son integradas de primer orden, debido a que son estacionarias en primera diferencia.

3.3.2. Devaluación observada

La serie de devaluación, en todas las versiones construidas (3, 6 y 12 meses), no presenta evidencia de raíz unitaria. En la Gráfica 4, las tres series muestran un comportamiento cíclico, es decir sin una tendencia clara a lo largo del periodo, contrario a lo que ocurre con los *spread* internacionales y promedio. Este comportamiento puede dar indicios de una serie estacionaria fluctuando alrededor de su media, con lo que se podría afirmar que ésta es integrada de orden cero. En el anexo 1, se resume la evidencia encontrada para cada una de las series de devaluación.



El comportamiento de la tasa de cambio podría estar influenciado por intervención de la autoridad monetaria. En mayo de 2000, el Banco de la República intervino el mercado como control de volatilidad. Esto coincide con una disminución en la devaluación observada en todos los plazos. Entre julio y octubre de 2002, la autoridad monetaria intervino activamente el mercado, lo que coincide, de nuevo con una disminución de la devaluación. Durante diciembre de 2004, se da una nueva intervención, con el objetivo de controlar la volatilidad en la tasa de cambio. Esta intervención coincide con una para en la disminución de la revaluación de la moneda.

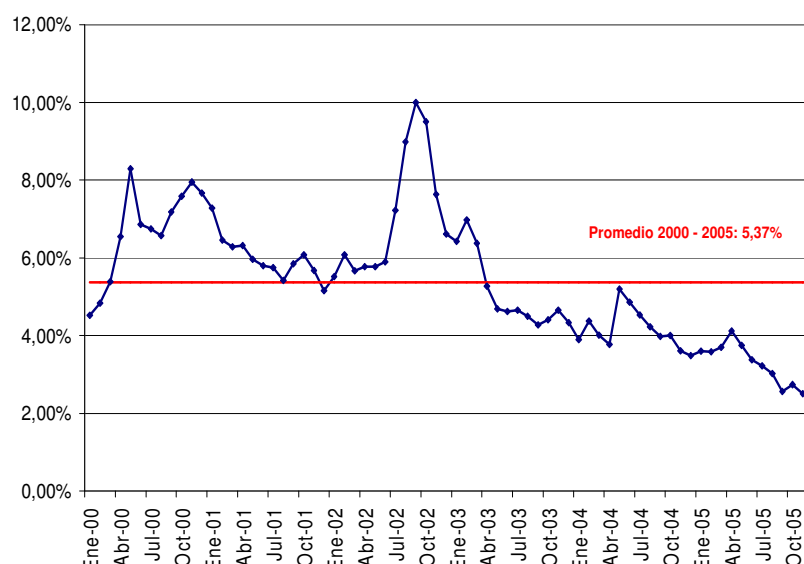
El hecho de no permitir que la tasa de cambio fluctúe naturalmente, de acuerdo a las fuerzas del mercado, puede influir en el comportamiento estacionario que presenta ésta variable.

3.4. Evidencia sobre la prima de riesgo en Colombia

Dentro del marco teórico siempre se ha tenido el supuesto que las primas de riesgo, doméstica y externa, son constantes. Parece claro suponer esto en el caso de Estados Unidos, quien fija a varios países del mundo las primas de riesgo ó, como se conoce en nuestro ambiente, el *riesgo país*.

A continuación, en la gráfica 5, se presentará evidencia gráfica de la evolución de la prima de riesgo en nuestro país, la cual es conocida en los mercados financieros como el EMBI Colombia.

Gráfica 5: Evolución del EMBI Colombia (promedio mensual)



La evidencia gráfica permite constatar que la prima de riesgo en Colombia no ha sido constante durante el periodo. Desde julio de 2002 ha presentado una caída importante, pasando de cerca de 1000 puntos básicos (10%) a ubicarse por debajo de 220 puntos básicos (2,2%). Este resultado representa un valor incluso por debajo del promedio del periodo de estudio (5,37%).

El comportamiento de la prima de riesgo ha estado marcado por varios hechos: El primero de ellos, tiene que ver con la disminución de la inseguridad en nuestro país. El segundo, se debe al cumplimiento del plan de ajuste propuesto por el FMI. El tercero, la recuperación del crecimiento económico y el control de la inflación.

Dentro de estos tres hechos no todos corresponden a la definición teórica de la prima de riesgo. Al definir la prima de riesgo, se tiene en cuenta fenómenos económicos. La disminución de la prima de riesgo se ha visto altamente influenciada por la recuperación de la seguridad, que aunque tiene que ver indirectamente con el desarrollo de la economía, no se tiene en cuenta en la definición usual de la prima de riesgo. Es muy difícil demostrar el efecto que ha tenido este hecho dentro del valor actual de esta prima, pero no se puede

considerar despreciable. Por lo tanto, dentro del documento no se abandonará el supuesto de que la prima de riesgo constante durante el periodo en nuestro país.

4. Enfoque metodológico y resultados

Esta sección estará dedicada a la estimación de las ecuaciones (8) y (9) propuestas en el marco teórico. Como se mostró en la sección anterior, las series de *spread* y *spread* promedio presentan evidencia de raíz unitaria, y más específicamente $I(1)$.

La metodología se basa en la estimación de modelos *VEC*. Partiendo de la definición usual de los modelos *VAR*, la estimación se hará por medio de modelos *VEC* (Vectores de corrección de errores), que permiten trabajar las series en forma estacionaria, es decir $I(0)$.

Teniendo en cuenta que $y_t \sim I(1)$, donde $y_t = (Spi, \bar{Spi})'$, se partirá de la definición usual del modelo *VEC*, que es de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$.

Adicionalmente, se deberá estimar si existe cointegración entre los pares de variables incluidas en cada modelo. Esto con el fin de evitar la estimación de relaciones espúreas entre los *spread* internacionales y los *spread* promedio y entre los *spread* internacionales y la serie de devaluación correspondiente. Por medio de la prueba de cointegración de Johansen se verificará la existencia ó no de relaciones de cointegración. En el anexo 3 se resumen las pruebas de cointegración para las diferentes variables.

4.1. *Spread* internacional vs. *spread* promedio

Teniendo en cuenta lo propuesto en el marco teórico y la metodología, se estimará la ecuación (8), con la que se pretende probar el cumplimiento de *UIP* entre Colombia y Estados Unidos y *EHTS*. En este modelo se tomará la serie de *spread* internacional como dependiente y la serie de *spread* promedio como independiente para cada uno de los plazos. Los *spread* internacionales están definidos para los plazos de 6 meses, 1, 2, 3 y 5 años. Los *spread* promedio están definidos para plazos de 3, 6 y 12 meses^{§§}.

De las 12 posibles relaciones, solamente tres presentan cointegración como lo muestran los resultados en el anexo 3 y, de estas, solamente dos muestran un equilibrio estable en el largo plazo^{***}.

^{§§} Debido a la restricción impuesta sobre la ecuación 8, donde k debe ser igual a un entero, no es posible tener *spreads* promedio para plazos mayores.

^{***} Esto quiere decir que ante un choque exógeno, la variable dependiente converge a un valor de equilibrio con el paso del tiempo.

El primer modelo, relaciona el *spread* internacional de 12 meses con el *spread* promedio de 3 meses. Los resultados del vector de corrección de errores sugieren que la variable que representa el *spread* internacional a un año depende del comportamiento de la variable de *spread* promedio a 3 meses, en el periodo muestral sugerido (octubre de 2000 a diciembre de 2005). Esto muestra que la causalidad se da en una sola vía. Las pruebas corrientes no sugieren la existencia de problemas de autocorrelación y normalidad de los errores^{†††}.

El equilibrio de largo plazo se resume en la Tabla 2.

Tabla 2. Ecuación de cointegración
***Spread* internacional 12 meses vs. *Spread* promedio 3 meses**

Variable	Coefficiente	t-estadístico
$\bar{Spi}_{t+3,3}(-1)$	-2,86543	-16,61210
Tendencia	-0,10372	-8,08553
C	11,72809	
$Spi_{t,12}(-1)$	1,000000	

$$Spi_{t,12} = -11,73 + 2,86\bar{Spi}_{t+3,3} + 0,10t$$

El equilibrio de largo plazo muestra una sobre reacción (*overshooting*) del *spread* internacional a cambios en el *spread* promedio; por un aumento de 100 puntos básicos en el *spread* promedio de 3 meses, en el largo plazo, el cambio en el *spread* internacional de 12 meses es de 286 puntos básicos aproximadamente. Este resultado sugiere claramente que la relación de proporcionalidad uno a uno entre las tasas de interés de Colombia y Estados Unidos no se cumple (ver anexo 4). Sin embargo, debido a la existencia de una relación de largo plazo entre estos dos países, se puede aseverar que la *EHTS* y la *UIP* entre estos dos países se cumple, pero es claro que existen fricciones tales como la movilidad de capitales y la existencia de otras primas de riesgo asociadas a la curva de rendimientos, que hacen que la proporcionalidad entre los *spread* no se mantenga.

También, dentro del equilibrio de largo plazo, hay una variable que muestra un comportamiento tendencial y es significativa. Esto puede estar mostrando evidencia de la existencia de más determinantes dentro de la relación de largo plazo entre las tasas de interés de éstos dos países; determinantes como expectativas de inflación y el comportamiento de otras variables macroeconómicas como la productividad.

En la tabla 3, se muestran los resultados de la dinámica de corto plazo que sigue el modelo en su transición al equilibrio de largo plazo.

Tabla 3. VEC, *Spread* internacional 12 meses vs. *spread* promedio 3 meses

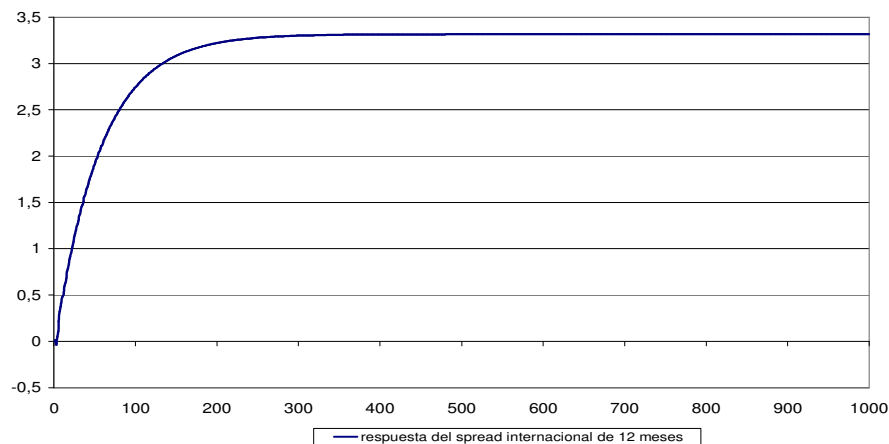
$\Delta Spi_{t,12}$	Periodo muestral	2000:10 – 2005:12
Variable	Coefficiente	t-estadístico
Velocidad de ajuste	-0,912745	-4,68373

^{†††} Estas pruebas quedan a disposición de los interesados previa petición al autor.

$\Delta Spi_{t,12} (-1)$	0,529418	3,13128
$\Delta Spi_{t,12} (-2)$	0,471756	3,15824
$\Delta Spi_{t,12} (-3)$	0,024974	0,16337
$\Delta Spi_{t,12} (-4)$	0,238861	1,5218
$\Delta \bar{Spi}_{t+3,3} (-1)$	-2,452986	-2,35093
$\Delta \bar{Spi}_{t+3,3} (-2)$	-3,16599	-3,16438
$\Delta \bar{Spi}_{t+3,3} (-3)$	-1,726753	-1,98891
$\Delta \bar{Spi}_{t+3,3} (-4)$	-1,500675	-1,38156
C	-0,704212	-3,38468
R^2	0,482096	
R^2 ajustado	0,394151	
F-estadístico	5,481739	

Finalmente, la función de impulso respuesta sobre la variable que representa el *spread* internacional, sugiere un equilibrio diferente al sugerido en la teoría para la *UIP*. En la Gráfica 6 se muestra cómo ante un cambio de un 1% en el *spread* promedio, la respuesta del *spread* internacional lleva a una respuesta cercana a 3%, como se sugiere en la ecuación de cointegración.

Grafica 6. Función Impulso respuesta sobre el *spread* internacional de 12 meses. Impulso: *Spread* promedio de 3 meses



Es importante notar, en la Gráfica 6, que pese a que la velocidad de convergencia hacia un equilibrio, en la dinámica de corto plazo, parece ser bastante rápida (-0,91), cerca de 300 periodos son necesarios para que se llegue al equilibrio sugerido después de un choque exógeno sobre la variable independiente. Además, como ya se dijo, el equilibrio al que se tiende está lejos de ser el que marca movimientos proporcionales entre los *spread*, debido a la posible existencia de primas de riesgo.

El siguiente modelo, evalúa el *spread* internacional de 24 meses contra el *spread* promedio de 6 meses. En la Tabla 4 se resumen los resultados de la ecuación que describe el equilibrio de largo plazo.

Tabla 4. Ecuación de cointegración
***Spread* internacional 24 meses vs. *Spread* promedio 6 meses**

Variable	Coefficiente	t-estadístico
$\bar{Spi}_{t+6,6} (-1)$	-2,958087	-7,63279
Tendencia	-0,152471	-4,70443
C	13,94939	
$Spi_{t,24} (-1)$	1,000000	

$$Spi_{t,24} = -13,95 + 2,95\bar{Spi}_{t+6,6} + 0,15t$$

En cuanto a la relación de largo plazo, se puede ver que, de nuevo, no se cumple la proporcionalidad entre las tasas de interés de Colombia y Estados Unidos para el periodo agosto de 2000 a diciembre de 2005 (ver anexo 4), pese a que se cumplen *EHTS* y *UIP* simultáneamente.

Los resultados muestran un equilibrio de largo plazo en el cual por un aumento de 100 puntos básicos en el *spread* promedio de 6 meses, significa un aumento de cerca de 300 puntos básicos en el *spread* internacional, muy seguramente por la existencia de primas de riesgo asociadas a la curva de rendimientos.

De nuevo, dentro del equilibrio de largo plazo, existe una tendencia significativa. Esta tendencia puede estar simulando el comportamiento de otras variables de la economía, como el comportamiento de la productividad y la inflación, que pueden ser importantes a la hora de describir éste equilibrio. Las hipótesis de paridad y expectativas racionales se cumplen, pero no en el estricto sentido teórico.

En cuanto a la dinámica de corto plazo, a diferencia de lo que sucedía en el caso anterior, en este la causalidad parece ser de doble vía. Es decir, que el *spread* internacional depende del comportamiento del *spread* promedio y lo contrario. Esto hace que el análisis sea un poco más complicado, aunque no es erróneo hacer la evolución sobre la ecuación que teóricamente debe cumplirse, es decir, sobre la ecuación donde el *spread* promedio se toma como variable exógena. Además ese modelo muestra una convergencia hacia un equilibrio estable en el largo plazo, a diferencia del modelo donde la variable exógena es el *spread* internacional. En la Tabla 5 se resumen los resultados obtenidos para ambos modelos.

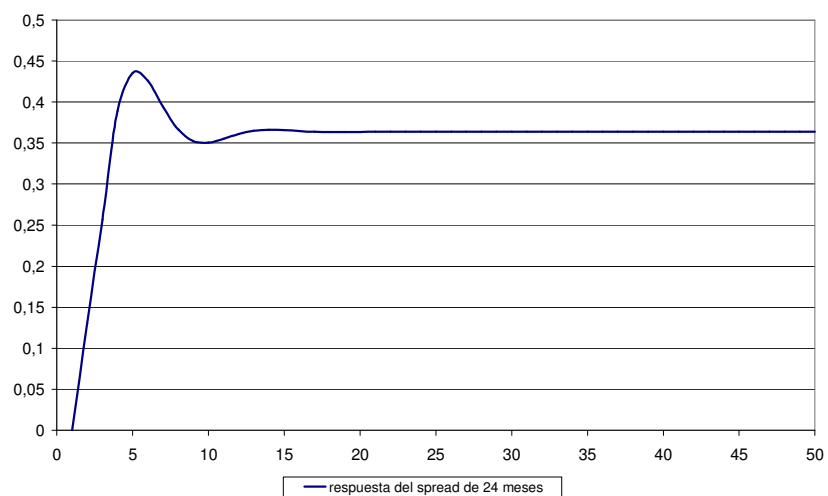
La función de impulso respuesta muestra cómo reacciona el *spread* internacional ante cambios de una desviación estándar en el *spread* promedio de 6 meses. La Gráfica 7 muestra cómo evoluciona la dinámica del *spread* internacional ante cambios inesperados en el *spread* promedio. El equilibrio de largo plazo al que se llega es cercano a 0,35. La convergencia al equilibrio, después de un choque exógeno sobre la variable independiente, tarda cerca de 25 periodos.

Tabla 5. VEC, *Spread* Internacional 24 meses vs. *Spread* promedio 6 meses

$\Delta Spi_{t,24}$	Muestra	2000:8 – 2005:12
Variable	Coefficiente	t-estadístico
Velocidad de ajuste	-0,270744	-2,94818
$\Delta Spi_{t,24} (-1)$	0,349431	2,70697
$\Delta Spi_{t,24} (-2)$	0,021612	0,17507
$\Delta \bar{Spi}_{t+6,6} (-1)$	-0,394904	-1,45349
$\Delta \bar{Spi}_{t+6,6} (-2)$	-0,24472	-0,97307
C	-0,148396	-1,5954
R^2	0,175543	
R^2 ajustado	0,105674	
F-estadístico	2,512456	

$\Delta \bar{Spi}_{t+6,6}$	Coefficiente	t-estadístico
Velocidad de ajuste	0,131740	2,90628
$\Delta Spi_{t,24} (-1)$	-0,00582	-0,09134
$\Delta Spi_{t,24} (-2)$	-0,09063	-1,48736
$\Delta \bar{Spi}_{t+6,6} (-1)$	-0,084598	-0,63082
$\Delta \bar{Spi}_{t+6,6} (-2)$	-0,018538	-0,14934
C	-0,124618	-2,71427
R^2	0,2008	
R^2 ajustado	0,133071	
F-estadístico	2,964759	

Grafica 7. Función Impulso respuesta sobre el *spread* internacional de 24 meses. Impulso: *Spread* promedio de 6 meses



4.2. *Spread* Internacional vs. devaluación observada

Al intentar probar el modelo propuesto en la ecuación (9) del marco teórico, se tienen problemas como que la metodología propuesta no es correcta en este caso ya que las dos variables no son integradas del mismo orden y no presentan algún tipo de equilibrio de largo plazo. Como se mostró en la sección 3, los datos de la tasa de cambio observada no presentan evidencia de raíz unitaria y, por el contrario, parecen ser estacionarias. Además, al ser estacionarias es teóricamente incorrecto intentar hallar una relación de largo plazo entre ésta variable y los *spread* internacionales.

Pese a que teóricamente se observa que es equivalente intentar probar la hipótesis de paridad por medio de esta metodología, los datos no permiten corroborar la existencia de una relación de largo plazo entre los *spread* internacionales y la devaluación observada de la tasa de cambio. Solamente es posible hallar dinámicas de corto plazo, pero sin poder determinar alguna convergencia a un valor determinado.

Sin embargo, como se vio en la sección 3 de este trabajo, el mercado cambiario que intervenido durante el periodo de estudio en mas de cuatro ocasiones, frenando la tendencia natural de ésta variable. Esto implica que la tasa de cambio no esta reflejando el comportamiento del mercado, impidiendo encontrar evidencia de paridad de intereses por esta vía

5. Conclusiones

El objetivo de este estudio fue verificar el cumplimiento de las hipótesis de tasa de interés de paridad descubierta y de expectativas, simultáneamente. En un primer ejercicio, a partir de la construcción de los *spread* internacionales de corto y largo plazo y los *spread* promedio, se calcula la relación que existe entre las tasas de interés de Colombia y Estados Unidos, por medio del uso de modelos que siguen de cerca la metodología utilizada por Bekaert et al (2002). En un segundo ejercicio, se intenta probar de forma más directa la hipótesis de paridad, tomando los datos observados de la tasa de cambio (suponiendo previsión perfecta) y contrastándolos con el *spread* internacional.

La principal conclusión que se deriva del estudio es que no es sencillo el cumplimiento simultáneo de ambas hipótesis. Esto queda claro al observar que de 12 casos posibles solamente se obtuvo evidencia de cointegración, dadas las propiedades de las variables, en 2 de ellos.

En el primer ejercicio, al comparar los *spread* internacionales, con plazo a 24 y 12 meses, con los *spread* promedio, con plazo a 6 y 3 meses respectivamente, los resultados mostraron que aunque se cumplen las hipótesis de paridad (*UIP*) y la hipótesis de expectativas racionales (*EHTS*), las tasas de interés de ambos países no la cumplen en estricto sentido teórico. Esto se puede deber a distorsiones de los mercados como primas de riesgo asociadas a la curva de rendimientos y a la posibilidad de imperfecciones en la movilidad de capitales entre los países. Esto queda demostrado en que la paridad no es uno a uno como se propone en la teoría, sino que por el contrario las reacciones a cambios en

las tasas de Estados Unidos se ven compensados con aumentos mas que proporcionales en las tasas de interés de Colombia. Asimismo, los choques exógenos sobre la estructura a plazo de nuestro país desvían de manera casi permanente las tasas de interés de su equilibrio de largo plazo.

También, es importante resaltar que dentro de los equilibrios de largo plazo analizados se tiene la presencia de una tendencia. Esta tendencia dentro de la literatura se toma como el comportamiento de otras variables macroeconómicas tales como las que están asociadas a la producción y expectativas de inflación. Según Beenstock et al.(1981), esta tendencia hace parte de la formación de expectativas sobre la tasa de cambio a través de la productividad; muestran que un aumento de la productividad aumenta el *spread*, medido como la diferencia entre las tasas locales y externas.

En la ecuación de largo plazo para el equilibrio entre Colombia y Estados Unidos, sugiere que un aumento en las expectativas de inflación aumenta el diferencial de las tasas locales frente a las externas; asimismo, un aumento en la productividad muestra aumentos en los diferenciales de tasas de interés, lo cual es consecuente con la teoría económica. Esto muestra que en la descripción de un equilibrio de largo plazo, para la relación que existe entre las tasas de interés de Colombia y Estados Unidos, existen otras variables relevantes que afectan el comportamiento de la curva de rendimientos y que son importantes para que *UIP* y la *EHTS* se mantengan.

En el segundo tipo de estimación, a través de las series de devaluación de la tasa de cambio observada, los datos no permiten concluir nada acerca de la relación de largo plazo entre las tasas de interés de Colombia y Estados Unidos. Pese a ser una manera directa de probar la *UIP* e implícitamente la *EHTS*, no es posible establecer una relación de largo plazo con estas variables. Este resultado sorprende, debido a que con los *spread* promedio, que tienen una relación directa con la devaluación esperada, se obtuvo evidencia de la existencia de relaciones entre las tasas de interés de Colombia y Estados Unidos.

Sin duda, estos resultados abren la puerta para el estudio de las relaciones entre las tasas de interés de Colombia con otros países; además, la ampliación y propocisión de modelos más elaborados, donde se tengan en cuenta, de forma explícita, distorsiones provenientes de desequilibrios de la política fiscal y monetaria como posibles determinantes. Asimismo, se podría tratar de modelar de manera explícita el comportamiento de la productividad, para ver su real impacto dentro de la relación de las tasas de interés de Colombia y Estados Unidos.

Referencias

Arango L.E y Florez L.A (2005) “El tramo corto de la curva de rendimientos, cambio de régimen inflacionario y expectativas de inflación en Colombia”. Banco de la República. Borradores de Economía # 360.

Arango L.E, L.A Florez y Arosemena A.M (2005) “El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de la actividad económica en Colombia”. Pontificia Universidad Católica de Chile, Cuadernos de Economía Vol. 42 # 125, pp 79 - 102

Arango L.E, Florez L.A (2005) “Expectativas de actividad económica en Colombia y estructura a plazo: un poco mas de evidencia”. Banco de la República. Ensayos sobre Política Económica (ESPE) # 47, pp 126 - 160

Beenstock M. J, A Longbottom (1981) “The Term Structure of Interest Rates In a Small Open Economy”. Journal of Money, Credit and Banking Vol 13 No 1.

Bekaert G, Wei M, Xing Y (2002) “Uncovers Interest Rate Parity and the Term Structure”. National Bureau of Economic Research, Working Paper 8795.

Hamilton J.D (1994). “Time Series Analysis”. Princeton University Press, cap 14

Julio J.M, Mera S.J, Revéiz A. “La Curva Spot (cero cupón). Estimación con splines cúbicos suavizados, usos y ejemplos”. Banco de la República, Mayo 2002

Rey M (2005) “La hipótesis de expectativas en la estructura a plazo de las tasas de interés: una estimación para Colombia”. Universidad del Rosario. Facultad de Economía

.

Anexo 1. Pruebas de Raíz Unitaria para los *spread* entre Colombia y Estados Unidos

Ho: La serie tiene raíz unitaria

ADF	Valor calculado	Valores Críticos			Rezagos	Intercepto	Tendencia	Raíz Unitaria
		1%	5%	10%				
3 meses	-2,41167	-4,10320	-3,47937	-3,16740	1	si	si	si***
6 meses	-2,55623	-4,10320	-3,47937	-3,16740	1	si	si	si***
12 meses	-1,24966	-2,59993	-1,94574	-1,61363	1	no	no	si***
24 meses	-1,76071	-2,59993	-1,94574	-1,61363	0	no	no	si*
36 meses	-1,89254	-4,12427	-3,48923	-3,17311	1	si	si	si***
60 meses	-1,62828	-4,14846	-3,50049	-3,17962	0	si	si	si***

Ho: La serie tiene raíz unitaria

ERS	Valor calculado	Valores Críticos			Rezagos	Intercepto	Tendencia	Raíz Unitaria
		1%	5%	10%				
3 meses	51,8118	4,2344	5,6912	6,7772	1	si	si	no
6 meses	40,0937	4,2344	5,6912	6,7772	0	si	si	no
12 meses	26,3996	4,2344	5,6912	6,7772	0	si	si	no
24 meses	17,4247	4,2344	5,6912	6,7772	0	si	si	no
36 meses	11,2998	4,2344	5,6912	6,7772	1	si	si	no
60 meses	18,7544	4,2344	5,6912	6,7772	0	si	si	no

Ho: La serie es Estacionaria

KPSS	Valor calculado	Valores Críticos			Rezagos	Intercepto	Tendencia	Raíz Unitaria
		1%	5%	10%				
3 meses	0,2267	0,2160	0,1460	0,1190	-	si	si	si
6 meses	0,2371	0,2160	0,1460	0,1190	-	si	si	si
12 meses	0,2462	0,2160	0,1460	0,1190	-	si	si	si
24 meses	0,2301	0,2160	0,1460	0,1190	-	si	si	si
36 meses	0,2373	0,2160	0,1460	0,1190	-	si	si	si
60 meses	0,1999	0,2160	0,1460	0,1190	-	si	si	no*

*Se acepta Ho al nivel de 10%

**Se acepta Ho al nivel de 5%

***Se acepta Ho al nivel de 1%

Anexo 1. Pruebas de Raíz Unitaria para los *Spread* Promedio entre Colombia y Estados Unidos

Muestra: 2001:09 - 2005:12

Ho: La serie tiene Raíz Unitaria

ADF	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread</i> Promedio 3 meses	-0,90920	-2,61403	-1,94782	-1,61249	3	no	no	si***
<i>Spread</i> Promedio 6 meses	2,33045	-3,58474	-2,92814	-2,60223	6	no	si	si***
<i>Spread</i> Promedio 12 meses	-2,40944	-4,14846	-3,50049	-3,17962	0	si	si	si***

Ho: La serie tiene Raíz Unitaria

ERS	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread</i> Promedio 3 meses	282,94160	4,22160	5,71680	6,77080	3	si	si	no
<i>Spread</i> Promedio 6 meses	354,88807	4,22160	5,71680	6,77080	6	si	si	no
<i>Spread</i> Promedio 12 meses	10,29104	4,22160	5,71680	6,77080	0	si	si	no

Ho: La serie es Estacionaria

KPSS	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread</i> Promedio 3 meses	0,25346	0,21600	0,14600	0,11900	-	Si	si	si
<i>Spread</i> Promedio 6 meses	0,25597	0,21600	0,14600	0,11900	-	Si	si	si
<i>Spread</i> Promedio 12 meses	0,20322	0,21600	0,14600	0,11900	-	Si	si	no*

* Se acepta Ho al nivel de significancia de 1%

** Se acepta Ho al nivel de significancia de 5%

*** Se acepta Ho al nivel de significancia de 10%

Muestra: 2001:01 - 2005:12

Ho: La serie tiene Raíz Unitaria

ADF	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread Promedio 3 meses</i>	-1,11526	-2,60691	-1,94676	-1,61306	3	no	no	si***
<i>Spread Promedio 6 meses</i>	2,64914	-3,56002	-2,91765	-2,59669	6	si	no	si**
<i>Spread Promedio 12 meses</i>	-2,13842	-4,12130	-3,48784	-3,17231	0	si	si	si***

Ho: La serie tiene Raíz Unitaria

ERS	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread Promedio 3 meses</i>	315,05069	4,22800	5,70400	6,77400	6	si	si	no
<i>Spread Promedio 6 meses</i>	446,65100	4,22800	5,70400	6,77400	0	si	si	no
<i>Spread Promedio 12 meses</i>	9,32309	4,22800	5,70400	6,77400	0	si	si	no

Ho: La serie es Estacionaria

KPSS	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread Promedio 3 meses</i>	0,24458	0,21600	0,14600	0,11900	-	si	si	si
<i>Spread Promedio 6 meses</i>	0,27734	0,21600	0,14600	0,11900	-	si	si	si
<i>Spread Promedio 12 meses</i>	0,22521	0,21600	0,14600	0,11900	-	si	si	si

* Se acepta Ho al nivel de significancia de 1%

** Se acepta Ho al nivel de significancia de 5%

*** Se acepta Ho al nivel de significancia de 10%

Muestra: 2000:05 - 2005:12

Ho: La serie tiene Raíz Unitaria

ADF	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread Promedio 3 meses</i>	-1,09665	-2,60219	-1,94607	-1,61345	4	no	no	si***
<i>Spread Promedio 6 meses</i>	-1,66383	-2,60342	-1,94607	-1,61345	6	no	no	s**
<i>Spread Promedio 12 meses</i>	-2,07277	-4,10093	-3,47831	-3,16679	0	si	si	si***

Ho: La serie tiene Raíz Unitaria

ERS	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread Promedio 3 meses</i>	493,84460	4,23440	5,69120	6,77720	3	si	si	no
<i>Spread Promedio 6 meses</i>	894,58623	4,23440	5,69120	6,77720	6	si	si	no
<i>Spread Promedio 12 meses</i>	11,98396	4,23440	5,69120	6,77720	0	si	si	no

Ho: La serie es Estacionaria

KPSS	Valor Calculado	Valores Críticos			Rezagos	Tendencia	Intercepto	RU
		1%	5%	10%				
<i>Spread Promedio 3 meses</i>	0,26814	0,21600	0,14600	0,11900	0	si	si	si
<i>Spread Promedio 6 meses</i>	0,30900	0,21600	0,14600	0,11900	0	si	si	si
<i>Spread Promedio 12 meses</i>	0,26848	0,21600	0,14600	0,11900	0	si	si	si

* Se acepta Ho al nivel de significancia de 1%

** Se acepta Ho al nivel de significancia de 5%

*** Se acepta Ho al nivel de significancia de 10%

Pruebas de raíz unitaria para la serie de devaluación
Muestra: 2000:1 – 2005:8

Ho: La serie tiene raíz unitaria

ADF	Valor calculado	Valores Críticos			Rezagos	Intercepto	Tendencia	Raíz Unitaria
		1%	5%	10%				
Devaluación 3 meses	-2.8331	-2.6010	-1.9459	-1.6135	2	no	no	no
Devaluación 6 meses	-2.9869	-2.6005	-1.9458	-1.6136	1	no	no	no
Devaluación 12 meses	-1.9967	-2.6005	-1.9458	-1.6136	1	no	no	no

Ho: La serie tiene raíz unitaria

ERS	Valor calculado	Valores Críticos			Rezagos	Intercepto	Tendencia	Raíz Unitaria
		1%	5%	10%				
Devaluación 3 meses	-2.9869	-2.6005	-1.9458	-1.6136	2	si	no	si**
Devaluación 6 meses	2.0096	1.8988	3.0204	4.0036	1	si	no	si**
Devaluación 12 meses	5.7719	1.8988	3.0204	4.0036	1	si	no	no

Ho: La serie es Estacionaria

KPSS	Valor calculado	Valores Críticos			Rezagos	Intercepto	Tendencia	Raíz Unitaria
		1%	5%	10%				
Devaluación 3 meses	0.0847	0.2160	0.1460	0.1190	-	si	si	no***
Devaluación 6 meses	0.0811	0.2160	0.1460	0.1190	-	si	si	no***
Devaluación 12 meses	0.0994	0.2160	0.1460	0.1190	-	si	si	no***

* Se acepta Ho al nivel de significancia de 1%

** Se acepta Ho al nivel de significancia de 5%

*** Se acepta Ho al nivel de significancia de 10%

Anexo 3. Test de cointegración de Johansen.
Spread internacional 12 meses vs. Devaluación 12 meses

Muestra (ajustada): 2000M08 2005M06

Rezagos (en primera diferencia): 2

Series: $Sp_{i,12}$ devaluacion12

Ho: Número de relaciones de cointegración

Supuesto sobre la tendencia: Tendencia determinística lineal

Test de traza				
Relaciones de Cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor Crítico	Probabilidad
Ninguna*	0,288439	25,04664	25,87211	0,0631
Al menos 1**	0,080776	4,969314	12,51798	0,6008
Test de Máximo valor propio				
Relaciones de Cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor Crítico	Probabilidad
Ninguna*	0,288439	20,07732	19,38704	0,0397
Al menos 1**	0,080776	4,969314	12,51798	0,6008

*Se acepta la hipótesis nula al nivel de 5%

**Se acepta la hipótesis nula

Test de cointegración.
***Spread* internacional 12 meses vs. *Spread* promedio 3 meses**

Muestra (ajustada): 2000M10 2005M12

Rezagos (en primera diferencia): 4

Series: $Spi_{t,12}$ $Spi_{promedio_{t+3,3}}$

H_0 : Número de relaciones de cointegración

Supuesto sobre la tendencia: Tendencia determinística lineal

Test de traza				
Relaciones de Cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor Crítico	Probabilidad
Ninguna*	0.299595	29.80109	25.87211	0.0154
Al menos 1**	0.110359	7.367034	12.51798	0.3078
Test de Máximo valor propio				
Relaciones de Cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor Crítico	Probabilidad
Ninguna*	0.299595	22.43405	19.38704	0.0175
Al menos 1**	0.110359	7.367034	12.51798	0.3078

*Se rechaza la hipótesis nula

**Se acepta la hipótesis nula

Test de cointegración.
Spread internacional 24 meses vs. Spread promedio 6 meses

Muestra (ajustada): 2000M08 2005M12

Rezagos (en primera diferencia): 2

Series: $Spi_{t,24}$ $Spi_{promedio_{t+6,6}}$

H₀: Número de relaciones de cointegración

Supuesto sobre la tendencia: Tendencia determinística lineal

Test de traza				
Relaciones de Cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor Crítico	Probabilidad
Ninguna*	0.307307	28.98828	25.87211	0.0198
Al menos 1**	0.07578	5.122304	12.51798	0.5789
Test de Máximo valor propio				
Relaciones de Cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor Crítico	Probabilidad
Ninguna*	0.307307	23.86598	19.38704	0.0104
Al menos 1**	0.07578	5.122304	12.51798	0.5789

*Se rechaza la hipótesis nula

**Se acepta la hipótesis nula

Anexo 4. Hipótesis de paridad de tasa de interés

Spread internacional 12 meses vs. *Spread* promedio 3 meses

Ho: Se cumple la hipótesis de paridad de interés

t-calculado	t-tabulado ₅₈			UIP
	1%	5%	10%	
10.8147139	(-2,392; 2,392)	(-1,671; 1,671)	(-1,296; 1,296)	No

*Se acepta Ho al nivel de 10%

**Se acepta Ho al nivel de 5%

***Se acepta Ho al nivel de 1%

Spread internacional 24 meses vs. *Spread* promedio 6 meses

Ho: Se cumple la hipótesis de paridad de interés

t-calculado	t-tabulado ₆₀			UIP
	1%	5%	10%	
5.05247581	(-2,392; 2,392)	(-1,671; 1,671)	(-1,296; 1,296)	No

*Se acepta Ho al nivel de 10%

**Se acepta Ho al nivel de 5%

***Se acepta Ho al nivel de 1%