

**SPREAD DE TASAS REALES:**  
**Un estudio empírico para Uruguay**  
**Diciembre 2005**

**División Estudios Económicos de República AFAP:**

Ec. Martín Larzabal  
Ec. Sofia Laporta

**Abstract**

Este trabajo constituye una primera aproximación al análisis de los determinantes del diferencial de tasas de interés reales entre Uruguay y Estados Unidos en el largo plazo mediante la técnica de VAR con Modelo de Corrección de Error.

Si bien el tema ha tenido amplia cobertura en la literatura económica tanto a nivel de países desarrollados como emergentes, en Uruguay el abordaje empírico ha sido escaso, generando la necesidad de investigar para entender la dinámica del incipiente mercado de títulos a tasa real.

La hipótesis de partida fue que el diferencial de tasas reales entre Uruguay y EEUU estaba determinado por un premio por riesgo país, un premio por expectativas de tipo de cambio real y un premio por riesgo cambiario.

Los resultados permiten afirmar que para el período analizado (enero 1998 a setiembre 2005) existe una relación de largo plazo entre el diferencial de tasas reales, el riesgo país y la variación esperada de tipo de cambio real. Sin embargo, la variable que aproxima al riesgo cambiario queda excluida de la ecuación de cointegración, interviniendo como determinante solamente en la dinámica de corto plazo.

A efectos de analizar las regularidades empíricas del mercado en UI se construyó el **IBI** (Índice de Bonos Indexados) que mide el spread promedio de los títulos del sector público nominados en UI respecto a sus pares estadounidenses. Los hallazgos de este trabajo permitirían extraer una aproximación a las expectativas de tipo de cambio real del mercado a partir de la combinación del IBI con un índice de riesgo país.

**Agradecemos la colaboración de Bibiana Lanzilotta y Paula Garda (CINVE)**

<b>1. Introducción .....</b>	<b>3</b>
<b>2. Revisión Bibliográfica .....</b>	<b>4</b>
<b>3. Un marco analítico simple .....</b>	<b>9</b>
<b>4. Presentación de las series .....</b>	<b>12</b>
4.1 Diferencial de tasas reales: $r_{UY} - r_{USA}$ .....	12
4.2 Variación esperada del TCR bilateral con EEUU: $(\pi^* - \pi + \Delta S^e)$ .....	14
4.3 Premio riesgo moneda: $(i_{UY}^{\$} - i_{UY}^{US\$} - \Delta S^e)$ .....	17
4.4 Riesgo País: UBI .....	18
<b>5. Estimación del modelo .....</b>	<b>18</b>
5.1 Contraste de raíces unitarias .....	19
5.2 Relaciones de cointegración .....	20
5.3 Exogeneidad débil y dinámica de corto plazo .....	22
<b>6. Interpretación de los resultados econométricos .....</b>	<b>22</b>
<b>7. Regularidades Empíricas: Creación y desarrollo del mercado en UI .....</b>	<b>24</b>
7.1 Punto de partida .....	24
7.2 Desarrollo del mercado en UI .....	25
7.3 Termómetro del mercado en UI: Evolución del IBI .....	26
7.4 Una aplicación práctica .....	31
<b>8. Conclusiones .....</b>	<b>33</b>
<b>ANEXO I: Anexo Econométrico .....</b>	<b>36</b>
<b>ANEXO II – Definición y metodología del cálculo del Índice de Bonos Indexados (IBI) .....</b>	<b>46</b>
<b>Bibliografía .....</b>	<b>48</b>

## **1. INTRODUCCIÓN**

El objetivo del presente trabajo es identificar los determinantes del diferencial de tasas reales entre Uruguay y Estados Unidos. Para ello se parte de la descomposición del diferencial de tasas bajo la condición de paridad descubierta para el arbitraje \$/US\$, dada la inexistencia de un mercado de futuros desarrollado. A partir de esta descomposición, se espera responder si el riesgo país, las expectativas de tipo de cambio real bilateral con EEUU y el premio por riesgo cambiario explican adecuadamente ese diferencial en el período analizado (enero 1998 a setiembre 2005).

En las últimas dos décadas, la movilidad de capitales ha crecido en forma exponencial y una de las implicancias más importante de este fenómeno es que, en teoría, esto debería forzar un mayor grado de paridad de tasas de interés entre los distintos países. Sin embargo, en un mundo de tipos de cambio flexibles y agentes aversos al riesgo, estos movimientos también dependen de las expectativas cambiarias y otros factores como el riesgo país.

El diferencial de tasas de interés es una variable clave para los países emergentes en la medida que enfrentan spreads positivos y esto implica un mayor costo del capital que en los países desarrollados. Este diferencial de tasas varía a lo largo del tiempo, sube cuando hay turbulencias y baja en momentos de mayor tranquilidad. Los menores spreads se asocian con menores costos tanto para el sector público como el privado, lo que, manteniendo todo lo demás constante, resultaría en un mayor crecimiento económico.

El tema planteado en este trabajo toma particular relevancia en Uruguay considerando la reciente creación de un mercado de instrumentos indexados a la inflación. Conocer los factores que explican la diferencia entre las tasas de interés reales de Uruguay y el resto del mundo (aproximado por EEUU), ofrece una primera aproximación a la dinámica de este nuevo mercado. Dada la escasez de literatura en la materia para Uruguay, este trabajo pretende contribuir a la discusión del tema.

A los efectos de analizar la evolución del mercado de títulos en UI se creó el Índice de Bonos Indexados, **IBI**<sup>1</sup>. Este índice se construyó a partir del diferencial de tasas entre los instrumentos en Unidades Indexadas emitidos por el Tesoro y el Banco Central del Uruguay y los bonos del Gobierno de EEUU indexados a la inflación (TIPS<sup>2</sup>). Si bien por su corta historia no pudo utilizarse para el análisis econométrico en este trabajo, constituye un aporte para futuros estudios.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2 se resume la revisión bibliográfica; en la sección 3 se detalla el marco analítico del trabajo; en la sección 4 se describen las series utilizadas; en la sección 5 se presenta la estimación del modelo; en la sección 6 se interpretan los resultados econométricos; en la sección 7 se presentan las regularidades empíricas del mercado en UI de Uruguay y finalmente en la sección 8 se resumen las principales conclusiones.

## **2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA**

Dentro de las primeras aproximaciones a este tema aparece el trabajo de Mishkin (1982)<sup>3</sup> en el cual se realizan tests empíricos para evaluar el cumplimiento de la paridad de tasas de interés reales y, junto con esto, el cumplimiento de la paridad descubierta de tasas de interés y la paridad de los poderes de compra. El estudio es hecho para 8 países de la OCDE en el período 1967-1979. Las pruebas estadísticas hechas por Mishkin rechazan en forma significativa la igualdad de tasas de interés reales en la muestra considerada. Por otra parte, dado que la paridad de tasas de interés reales incorpora la paridad descubierta de tasas de interés y la paridad de poderes de

---

<sup>1</sup> El IBI, Índice de Bonos Indexados, fue desarrollado por la División Estudios Económicos del Departamento de Inversiones de República AFAP. Este indicador mide el spread promedio de los títulos del sector público uruguayo nominados en UI con respecto a bonos del gobierno de EEUU indexados a la inflación (ver anexo II).

<sup>2</sup> Treasury Inflation Protected Securities

<sup>3</sup> "Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions", National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1048

compra, testea el cumplimiento de estas paridades en forma independiente, las que sorprendentemente no son rechazadas<sup>4</sup>.

Una de las conclusiones del trabajo de Mishkin es que la existencia de un diferencial de tasas de interés reales entre países no implica que los agentes sean irracionales o que existan oportunidades de arbitraje no explotadas, si no que dado que existen agentes aversos al riesgo es de esperar que existan primas de riesgo que varían entre países y a lo largo del tiempo y que los costos de transacción y la imperfecta sustitución de bienes o activos financieros también pueden contribuir a estas diferencias.

Por otra parte, Frankel y Mac Arthur (1987) descomponen el diferencial de tasas de interés reales intentando responder si la movilidad de capitales entre países es alta y si esto se relaciona con el grado de desarrollo económico. Para ello trabajan con un grupo de 24 países y utilizan la paridad cubierta de tasas de interés.

Partiendo del diferencial de tasas de interés reales:

$$r - r^* = (i - \pi) - (i^* - \pi^*)$$

donde  $r$  es la tasa de interés real,  $i$  es la tasa de interés nominal y  $\pi$  es la inflación esperada (los asteriscos representan las mismas variables pero internacionales), plantean la siguiente descomposición:

$$r - r^* = (i - i^* - fd) + (fd - \Delta s^e) + (\Delta s^e - \pi + \pi^*)$$

---

<sup>4</sup> Esto se explica analizando los términos de error de las regresiones. El término de error de la paridad descubierta de interés es el error de predicción del tipo de cambio mientras que el de la paridad de poderes de compra incorpora el error de predicción de la inflación y del tipo de cambio. Dado que el tipo de cambio tiene una gran volatilidad esto implicaría que la varianza de ambos errores es muy grande y por lo tanto los tests serían de bajo poder y sería muy difícil rechazar la hipótesis nula incluso si no fuera cierta. Sin embargo, cuando las dos paridades son testeadas en conjunto los términos de error se restan, cancelándose el término que incorpora el tipo de cambio y por lo tanto la volatilidad del término de error proviene exclusivamente de la inflación. La menor volatilidad del término de error aumenta el poder del test conjunto y de ahí que sea rechazada la hipótesis nula.

donde  $fd$  es el premio o descuento forward<sup>5</sup> y  $\Delta s^e$  es la tasa de depreciación esperada de la moneda doméstica. El primer término del lado derecho de la igualdad, es la paridad cubierta de tasas de interés. La diferencia en esta paridad, en ausencia de costos de transacción e información y sin control de capitales, podría denominarse “premio político” o “premio país”. Los otros dos términos de la derecha serían el “premio por riesgo de tipo de cambio” y la depreciación real esperada respectivamente. En función de lo anterior el diferencial de tasas de interés reales podría provenir tanto de la imperfección del mercado de bienes como del mercado de capitales o por una combinación de ambas.

De acuerdo al análisis hecho por Frankel y Mac Arthur, si bien el “premio político” tiene algo de poder explicativo sobre el diferencial de tasas de interés, no es muy fuerte y disminuye si se excluye de la muestra a México cuyo riesgo político o país había aumentando en forma considerable a partir de 1982 a raíz de la crisis de la deuda. Sin embargo sí habría una relación fuerte con el “premio moneda”, el cual se puede descomponer en “premio por riesgo tipo de cambio” y la expectativa de depreciación del tipo de cambio real. Es este último el factor que tiene mayor peso a la hora de explicar el diferencial de tasas de interés reales y, por lo tanto, la integración imperfecta del mercado de bienes tendría un mayor impacto que la del mercado de capitales a la hora de explicar este diferencial.

Más adelante, Frankel y Okongwu (1995) buscan explicar la no convergencia de las tasas de interés de la mayoría de los países emergentes a los niveles mundiales y arriban a conclusiones similares a las mencionadas previamente por Frankel y Mac Arthur ya que nuevamente el “premio moneda” tiene un mayor poder explicativo que el “premio político” o “premio país”.

Estos autores realizan una descomposición adicional del diferencial de tasas de interés para economías en las que hay tasas de interés locales en dólares que permite obtener una medida del premio por riesgo país y del premio por riesgo cambiario:

---

<sup>5</sup>  $fd = (F - S)/S$ , donde S es el tipo de cambio spot y F el tipo de cambio forward

$$i_L^P - i_{US}^{\$} = \Delta s^e + (i_L^P - i_L^{\$} - \Delta s^e) + (i_L^{\$} - i_{US}^{\$})$$

donde  $i_L^P$  es la tasa de interés local en moneda doméstica;  $i_L^{\$}$  es la tasa de interés local en dólares;  $i_{US}^{\$}$  es la tasa de interés en dólares de EEUU y  $\Delta s^e$  es la expectativa de depreciación de la moneda doméstica frente al dólar.

El segundo término del lado derecho de la igualdad es el premio por riesgo moneda, o sea la compensación por mantener una moneda que es percibida como más riesgosa frente al dólar y el tercer término es el premio por riesgo país, es decir la compensación por ser acreedor de un país percibido como más riesgoso que EEUU.

Por su parte, Das Gupta y Das Gupta (1994) utilizan la paridad de tasas de interés reales para testear la integración de los mercados de capitales. Para ello, a la paridad de tasas de interés reales, suman y restan la expectativa de depreciación de la moneda ( $\Delta s^e$ ) y llegan a la siguiente relación:

$$r - r^* = (i - i^* - \Delta s^e) - (\pi - \pi^* - \Delta s^e)$$

El primer término de la derecha es la paridad descubierta de tasas de interés y el segundo término es la paridad de poderes de compra. En función de lo anterior, los autores plantean que el diferencial de tasas de interés reales entre países puede provenir tanto del mercado de bonos como del mercado de bienes. Con respecto al primero de estos mercados afirman que el desvío de la paridad descubierta de tasas de interés se debería principalmente al “riesgo país”, mientras que el alejamiento de la PPP sería causado en el corto plazo por las expectativas de tipo de cambio real. De acuerdo a este planteo la ecuación anterior puede igualarse a lo siguiente:

$$r - r^* = (i - i^* - \Delta s^e) - (\pi - \pi^* - \Delta s^e) = dCR + zCAB$$

donde CR es el riesgo país y CAB es el saldo de la cuenta corriente, que los autores identifican como el principal factor observable para las expectativas de tipo de cambio real y “d” y “z” son coeficientes distintos de cero. Por otra parte,

Das Gupta y Das Gupta incorporan otras variables como ser la tasa de descuento del banco central y el crecimiento del crédito doméstico<sup>6</sup>. Los resultados arrojan que para los países en desarrollo el riesgo país es significativo mientras que el coeficiente asociado a la cuenta corriente no lo es. Con respecto a las variables asociadas a la política monetaria interna, la tasa de descuento del banco central es significativa aunque tiene un impacto cuantitativo leve y las políticas de crédito son significativas pero con el signo contrario al esperado lo que implicaría que el aumento del crédito lleva a un aumento en las tasas de interés domésticas, sugiriendo una falta de credibilidad en la política monetaria de corto plazo.

Siguiendo una metodología similar a la de Das Gupta y Das Gupta, Giaconi (1995) buscó un conjunto de variables que permitieran explicar el diferencial de tasas de interés reales entre Chile y el resto del mundo para el período 1985 – 1993. La hipótesis de este estudio es que de estar la economía chilena integrada financieramente con el mundo y con perfecta sustitución de activos, no existiría un set de información que pueda explicar el diferencial de tasas, por lo tanto, las desviaciones respecto a la paridad descubierta de tasas no pasarían de ser sólo ruido blanco. En caso contrario, es decir, sin perfecta integración y con imperfecta sustitución de activos sí existiría un conjunto de factores que permitiría explicar dicho diferencial. El estudio concluye que es posible identificar un set de información que es significativo y que explica la desviación respecto a la paridad de tasas de interés reales. Al analizar cuáles son las variables que aparecen como significativas, aquellas relacionadas con la política monetaria interna ocupan un lugar destacado. Por otra parte, la relación entre el saldo de la balanza comercial (incluyendo servicios no financieros) y el PBI también fue significativa reforzando la influencia de las variables internas en la determinación de las tasas de interés.

En la misma línea, Rojas (1997) estudia la información contenida en el diferencial de tasas de interés entre Chile y el extranjero entre los años 1992 y 1996. En este caso, el foco de la investigación es identificar los premios por riesgo país y por riesgo cambiario más las expectativas de devaluación de la descomposición del diferencial de tasas de interés. El autor compara las series

---

<sup>6</sup> El riesgo país es tomado como una variable dummy, que toma el valor 1 cuando está presente y 0 cuando no lo está.

obtenidas con medidas alternativas de riesgo país y expectativas de devaluación<sup>7</sup> de forma de establecer si la información contenida en el diferencial de tasas refleja adecuadamente el riesgo país y el riesgo cambiario. Los resultados de la comparación señalan que las series de riesgo país y riesgo cambiario construidas bajo la paridad descubierta poseen una mayor correlación con las medidas alternativas utilizadas que bajo paridad cubierta.

Por último, dentro de la literatura relacionada con tasas de interés reales en nuestro país se destaca el trabajo de Blejer y Gil Díaz (1986). Estos autores analizan los determinantes de la tasa de interés real en Uruguay estudiando el comportamiento de esta variable para el período agosto 1977 – agosto 1981. Intentan establecer la importancia relativa de dos tipos de factores: externos, como las tasas de interés internacionales y los precios de los bienes transables, e internos, como el tipo de cambio y el nivel de precios de los bienes no transables. La conclusión central a la que arriban es que las autoridades tienen poco o nulo control sobre la tasa de interés real, la cual estaría básicamente determinada por los factores externos mencionados previamente.

### **3. UN MARCO ANALÍTICO SIMPLE**

En función de lo expuesto previamente, se desarrolla el marco analítico utilizado para estudiar los determinantes del diferencial de tasas de interés reales entre Uruguay y EEUU.

La paridad de tasas de interés reales implica que los movimientos internacionales de capitales igualen estas tasas entre países. Para el caso de estudio planteado  $r_{UY}$  debería ser igual a  $r_{USA}$  siendo  $r_{UY}$  la tasa de interés real en Uruguay y  $r_{USA}$  la tasa de interés real en EEUU.

---

<sup>7</sup> Las medidas alternativas para el riesgo país son: 1) el spread cobrado en los créditos financieros externos de corto plazo contraídos a tasa Libor y 2) la razón de reservas netas sobre importaciones. Para el premio por riesgo cambiario y expectativas de devaluación: 1) devaluación nominal efectiva y 2) expectativas de devaluación a partir de los datos publicados en Consensus Forecast Latin America (proyecciones de distintos agentes).

De acuerdo a la paridad de Fisher:

$$r_{UY} = (i_{UY}^{\$} - \pi_{UY}^e) \quad (1)$$

y

$$r_{USA} = (i_{USA} - \pi_{USA}^e) \quad (2)$$

donde  $r_{UY}$  es la tasa de interés real en Uruguay;  $r_{USA}$  la tasa de interés real en EEUU;  $i_{UY}^{\$}$  es la tasa de interés nominal local en moneda doméstica;  $i_{USA}$  es la tasa de interés nominal en dólares de EEUU;  $\pi_{UY}^e$  es la inflación esperada en Uruguay y  $\pi_{USA}^e$  es la inflación esperada en EEUU.

En función de lo anterior el diferencial de tasas de interés reales se define como:

$$r_{UY} - r_{USA} = (i_{UY}^{\$} - \pi_{UY}^e) - (i_{USA} - \pi_{USA}^e) \quad (3)$$

Siguiendo a Das Gupta y Das Gupta, sumando y restando la variación esperada del tipo de cambio nominal y reordenando términos se llega a la siguiente ecuación:

$$r_{UY} - r_{USA} = (i_{UY}^{\$} - i_{USA} - \Delta s^e) + (\pi_{USA}^e - \pi_{UY}^e + \Delta s^e) \quad (4)$$

En la ecuación (4), el primer término de la derecha es la paridad descubierta de tasas de interés (PDT) y el segundo es la paridad de poderes de compra (PPC). Esto implica que el cumplimiento de la paridad de tasas de interés reales requiere que se cumpla la paridad descubierta de tasas de interés y la paridad de poderes de compra, de forma de que ambos términos del lado izquierdo de la ecuación sean 0. En definitiva, el diferencial de tasas reales entre Uruguay y Estados Unidos debería provenir del no cumplimiento de alguna o ambas de estas paridades.

El incumplimiento de la PDT proviene del mercado de bonos mientras que el de la PPC del mercado de bienes. En este último caso, los términos de intercambio se verían afectados por las expectativas de variación del tipo de cambio real. En el caso de la desviación de la PDT, si se asumiera que las

expectativas de variación del tipo de cambio son perfectamente observables la desviación de la PDT debería responder a un premio país que incorporaría el riesgo de default, costos de transacción e información y control de capitales. Suponiendo que no existen costos de transacción e información ni control de capitales, el premio país correspondería solamente al riesgo default y podría aproximarse a un premio por “riesgo país”. Por otra parte, si suponemos que las expectativas de tipo de cambio no son exactamente observables la desviación de la PDT también incorporaría un premio por riesgo cambiario.

Para obtener una medida del premio por riesgo país y el premio cambiario se utiliza una descomposición alternativa del diferencial de tasas de interés planteada por Frankel y Okongwu<sup>8</sup> para economías en las que existen tasas de interés locales en dólares. Esta descomposición es aplicable a Uruguay ya que no sólo existen tasas de interés locales en dólares sino que dado el alto grado de dolarización de la economía y en particular del sistema financiero, las mismas son la principal referencia para el mercado.

Para llegar a la descomposición de Frankel y Okongwu se suma y se resta la tasa de interés nominal local en dólares  $i_{UY}^{US\$}$  en la ecuación (4). Reordenando términos se obtiene la siguiente relación:

$$r_{UY} - r_{USA} = (i_{UY}^{US\$} - i_{USA}) + (i_{UY}^{\$} - i_{UY}^{US\$} - \Delta S^e) + (\pi_{USA}^e - \pi_{UY}^e + \Delta S^e) \quad (5)$$

donde:

$(i_{UY}^{US\$} - i_{USA})$  es el premio por riesgo país es decir la compensación exigida por los inversores por ser acreedores de un país percibido como más riesgoso que EEUU.

$(i_{UY}^{\$} - i_{UY}^{US\$} - \Delta S^e)$  es el premio por riesgo moneda o cambiario, o sea la compensación que exige el inversionista por asumir pérdidas de capital por depreciación de la moneda doméstica no contempladas en las expectativas de devaluación.

---

<sup>8</sup> Ver revisión bibliográfica

$(\pi^e_{USA} - \pi^e_{UY} + \Delta S^e)$  es la variación esperada del tipo de cambio real.

En función de lo anterior se denomina **y** al diferencial de tasas de interés reales *ex ante* entre Uruguay y Estados Unidos, **RP** al premio por riesgo país, **RC** al premio por riesgo cambiario y **E( $\Delta$  TCR)** a la variación esperada de TCR y se plantea la siguiente ecuación:

$$y = \alpha RP + \beta RC + \delta E(\Delta TCR)$$

A partir de la expresión anterior se estudió si esos tres factores determinan el diferencial de tasas de interés reales entre Uruguay y EEUU.

A diferencia de la mayoría de los estudios del tema, se trabaja con tasas de interés reales *ex ante* y no se supone previsión perfecta de los agentes. Tal como se explicará en la próxima sección, dado que las series de tasa real *ex ante*, variación esperada de TCR y premio por riesgo cambiario no son observables, fue necesario estimarlas a partir de la construcción de modelos econométricos. La única variable observable es el riesgo país.

Se tomó el año 1998 como punto de partida para el estudio por tratarse del momento a partir del cual los bonos soberanos de Uruguay ganaron en liquidez a través de sucesivas emisiones efectuadas por la Tesorería en el mercado internacional. De esta manera, se asegura que el índice de riesgo país refleje adecuadamente la percepción de los inversores locales y del exterior.

#### **4. PRESENTACIÓN DE LAS SERIES**

##### **4.1 Diferencial de tasas reales: $r_{UY} - r_{USA}$**

El diferencial de tasas reales entre Uruguay y EEUU constituye la variable de interés en este trabajo.

Como fuera mencionado previamente, dada la inexistencia en nuestro país de un mercado desarrollado de títulos de deuda indexados a la inflación para el

período completo sujeto a análisis (enero 1998 – setiembre 2005), fue necesario construir una serie de retornos reales *ex ante*. Para ello se tomó como referencia la tasa media activa bancaria<sup>9</sup> nominal en moneda nacional y en base a un modelo de predicción de inflación<sup>10</sup> se llegó a la serie de tasas reales *ex ante* de Uruguay. Hubiera sido deseable trabajar con tasas soberanas, pero la falta de emisiones regulares de títulos en moneda nacional en el período bajo análisis determinó que se recurriera a tasas bancarias<sup>11</sup>.

Con respecto a los datos de EEUU, si bien desde 1997 el tesoro norteamericano emite regularmente títulos de deuda indexados a la inflación<sup>12</sup> los mismos tienen un plazo mínimo de emisión de 5 años lo cual dificulta la comparación con la serie de tasas reales sintética construida para Uruguay (plazo promedio inferior al año). Por consiguiente, fue necesario también para EEUU la elaboración de una serie de tasas reales *ex ante* de plazo comparable a la serie de tasas de Uruguay, tomando como referencia en este caso la serie de tasas nominales de bonos corporativos con calificación A<sup>13</sup> y utilizando las expectativas de inflación recogidas en encuestas para la economía norteamericana<sup>14</sup>.

---

<sup>9</sup> Fuente BCU:Costo promedio del fondeo a empresas a plazos menores a un año. Para el trabajo se supuso que el plazo promedio era de 6 meses.

<sup>10</sup> Ver anexo econométrico

<sup>11</sup> Las tasas de interés bancarias activas en moneda nacional pueden estar afectadas por elementos no contemplados en el análisis. De acuerdo a un estudio realizado por Lorenzo y Tolosa acerca de los determinantes de los márgenes de intermediación bancaria, los bancos privados reaccionan ajustando el margen de intermediación en moneda nacional ante modificaciones de las variables que afectan su rentabilidad. En particular, el nivel de equilibrio del margen de intermediación en moneda nacional es el determinante fundamental de las tasas de interés activas en moneda nacional y la política de estabilización de la década de 1990 se tradujo en un aumento importante de ese nivel de equilibrio y por lo tanto en un incremento de las tasas de interés activas en moneda nacional.

<sup>12</sup> En enero de 1997 el tesoro de EEUU emitió las primeras series de Treasury Inflation Protected Securities (TIPs).

<sup>13</sup> Para la selección de la tasa de referencia en EEUU se eligió la serie de tasas de bonos corporativos que presentara la mayor correlación con las tasas en Uruguay en el período sujeto a estudio. El resultado de la búsqueda determinó que las tasas de los corporativos con calificación de riesgo A de EEUU son los que presentan el mayor grado de ajuste con las tasas activas medias del mercado uruguayo.

<sup>14</sup> Las expectativas de inflación corresponden a la encuesta mensual de la Universidad de Michigan obtenidas de la Reserva Federal de St. Louis.

## 4.2 Variación esperada del TCR bilateral con EEUU: $(\pi_{USA}^e - \pi_{UY}^e + \Delta s^e)$

El cumplimiento estricto de la teoría de Paridad de Poder de Compra (PPC) implicaría que los movimientos de precios nominales de equilibrio de largo plazo entre dos economías estén determinados fundamentalmente por perturbaciones monetarias o cambiarias.

Estudios empíricos efectuados para Uruguay sobre la verificación de la PPC con EEUU concluyen prácticamente de manera generalizada que en el mediano plazo la teoría no se cumple<sup>15</sup>.

En particular, Fernández et al. (2005) testean el cumplimiento de la PPC en Uruguay y realizan el análisis en dos horizontes de tiempo: largo plazo con el empleo de datos anuales para el período 1913-2004 y mediano plazo, utilizando datos mensuales para el período 1980:01- 2005:04. Concluyen que el TCR fluctúa alrededor de un nivel de equilibrio en el largo plazo, y que, en el ajuste de más corto plazo inciden en su trayectoria los TCR de Argentina y Brasil.

Tomando como hipótesis de partida la relación encontrada por Fernández et al. para describir la trayectoria del TCR doméstico en el mediano plazo, se procedió a verificar la existencia de una relación de cointegración<sup>16</sup> entre el TCR de Uruguay, Argentina y Brasil para el período sujeto a análisis. Se trabajó con las series de precios minoristas para Uruguay, Argentina, Brasil y EEUU y se tomaron en consideración los tipos de cambio nominales oficiales de los tres países del MERCOSUR<sup>17</sup>.

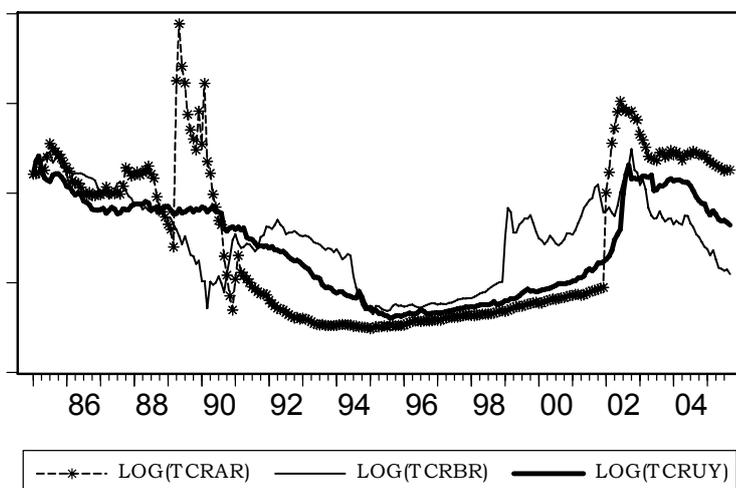
---

<sup>15</sup> Rodríguez, Urrestarazu y Goyeneche (1999) analizan la vigencia de la PPC entre Argentina, Brasil, Uruguay y EEUU utilizando datos trimestrales para el período 1973-1998. Los autores encuentran que a mediano plazo los tipos de cambio reales bilaterales con EEUU de Argentina, Brasil y Uruguay no cumplen la PPC. Canelo, Fernández y Rodríguez (1999), también discuten la hipótesis de paridad de poder de compra y llegan a la misma conclusión.

<sup>16</sup> Cointegración implica que a pesar de que las series son no estacionarias, hay una combinación lineal de ellas que sí lo es. Intuitivamente significa que a pesar de que las series individuales pueden experimentar shocks permanentes, estos shocks afectan a todas las variables de la misma forma y la relación entre ellas permanece inalterada. La relación de largo plazo entre variables cointegradas es estacionaria y se llama ecuación de cointegración.

<sup>17</sup> El TCR bilateral con EEUU se definió de la siguiente forma:  $TCR_{EEUU/país i} = (P_{EEUU} * TCN) / P_{país i}$

La inspección visual de las series de TCR bilaterales con EEUU de Argentina, Brasil y Uruguay permite presumir que las mismas no son estacionarias en media.



En el siguiente cuadro se presenta el resultado de las pruebas de contraste de raíces unitarias<sup>18</sup> las que confirman que todas las series analizadas son integradas de orden 1.

Variable	Definición	Estadístico Dickey-Fuller Aumentado (1)		Orden de Integración
		Nivel	Primer diferencia	
log TCRuy	TCR bilateral entre Uruguay y EEUU	-1,87	-9,76***	1
log TCRar	TCR bilateral entre Argentina y EEUU	-1,69	-4,51***	1
log TCRbr	TCR bilateral entre Brasil y EEUU	-1,90	-4,96***	1

Nota: (1) Sólo se presenta el resultado de la prueba incluyendo constante y sin tendencia cuando las variables están en nivel, y sin constante y sin tendencia con las variables en diferencia. Se puso a prueba la hipótesis de raíz unitaria bajo las otras especificaciones sin que en ningún caso se pudiera rechazar la hipótesis al 95% de confianza en niveles. El número de rezagos óptimos se determinó a partir del criterio de información de Akaike.

\*, \*\*, \*\*\*, implica rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 90%, 95% y 99% de confianza respectivamente.

Siguiendo la metodología propuesta por Johansen<sup>19</sup> (1988, 1992, 1994) para el análisis de variables no estacionarias se procedió a indagar la existencia de una relación de equilibrio entre las series de TCRUY, TCRAR y TCRBR a

<sup>18</sup> Los tests de raíces unitarias (Augmented Dickey Fuller, 1981 y Phillips Perron, 1988) indican la no estacionariedad de las variables endógenas al sistema.

<sup>19</sup> Este método permite contrastar empíricamente la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables consideradas. Al mismo tiempo, permite estimar el mecanismo de ajuste de cada una de las variables endógenas que asegura el restablecimiento del equilibrio a largo plazo.

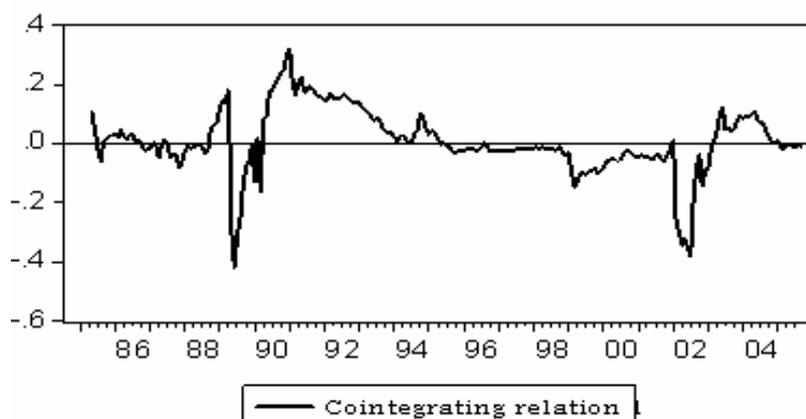
efectos de estimar la variación esperada de TCR por los agentes en cada momento del tiempo a partir de la relación encontrada<sup>20</sup>.

Sample(adjusted): 1985:05 2005:09  
 Included observations: 245 after adjusting endpoints  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: LOG(TCRUY) LOG(TCRAR) LOG(TCRBR)  
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

**Unrestricted Cointegration Rank Test**

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.165983	58.72732	34.91	41.07
At most 1	0.034372	14.25949	19.96	24.60
At most 2	0.022958	5.690349	9.24	12.97

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

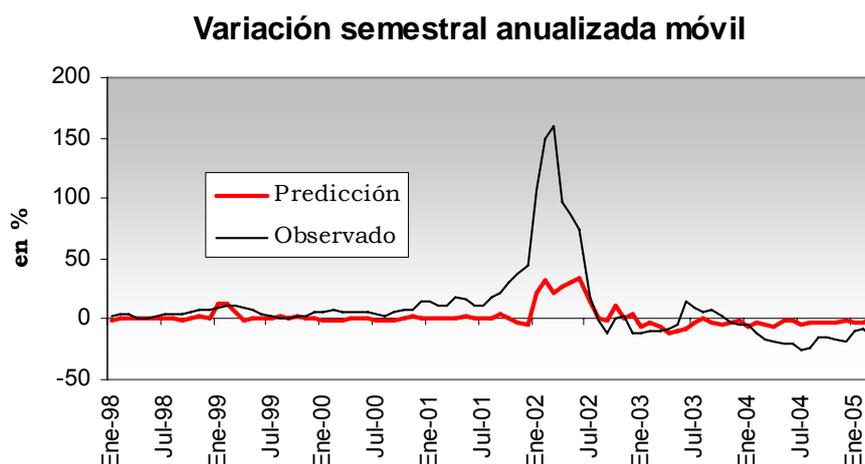


**Ecuación de cointegración:**

$$\log(\text{TCRUY}) = 0,70 + 0,52 \log(\text{TCRAR}) + 0,30 \log(\text{TCRBR})$$

El modelo se estimó para el período 1985:01-2005:09 y se ajustaron predicciones móviles semestrales de variación de TCR a partir de enero de 1998 y hasta cubrir el lapso completo de interés.

<sup>20</sup> En el anexo econométrico se presenta la estimación completa del VECM, así como los resultados de los contrastes de exclusión y exogeneidad débil.



#### 4.3 Premio riesgo moneda: $(i_{UY^{\$}} - i_{UY^{US\$}} - \Delta S^e)$

La cuantificación del premio por riesgo cambiario queda condicionada a que se tenga una medida insesgada e independiente de la variación del tipo de cambio nominal.

Dado que la varianza del tipo de cambio varía en el tiempo, se utilizó un modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH<sup>21</sup>), permitiendo estimar directamente el premio por riesgo cambiario como una función de la volatilidad del tipo de cambio.

Agentes aversos al riesgo van a requerir compensación por mantener un activo riesgoso en sus portafolios. Dado que el riesgo de un activo puede ser medido por la varianza de sus retornos, el premio por riesgo cambiario se estimó a partir de una función creciente de la varianza condicional<sup>22</sup> de sus retornos.

A efectos de mantener la consistencia de las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios, se utilizó una matriz de varianzas y covarianzas concebida a través del método desarrollado por Bollerslev y Wooldridge<sup>23</sup> (1992).

<sup>21</sup> Engle (1982); Bollerslev (1986)

<sup>22</sup> Condicional a la información disponible en cada momento del tiempo.

<sup>23</sup> Covarianzas y desvíos estándar consistentes con la heterocedasticidad

Para la estimación de la varianza se utilizó un modelo GARCH(1,0), lo que estaría implicando que la volatilidad del tipo de cambio hoy es explicada por una función lineal del cuadrado de las innovaciones pasadas<sup>24</sup>:

$$\sigma_{\tau}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{\tau-1}^2 + v_{\tau}$$

#### **4.4 Riesgo País: UBI**

El riesgo país de Uruguay se recoge a través del UBI (Uruguay Bond Index) calculado por República AFAP. Este índice refleja el diferencial promedio<sup>25</sup> de tasas entre los bonos soberanos en dólares de Uruguay y los de Estados Unidos.

### **5. ESTIMACIÓN DEL MODELO**

Se estimó un modelo econométrico multiecuacional construido a partir de la aplicación de técnicas multivariantes de cointegración desarrolladas por Johansen. Como se señalara anteriormente, este tipo de procedimiento permite contrastar empíricamente la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables consideradas. Al mismo tiempo, permite estimar el mecanismo de ajuste de cada una de las variables endógenas que asegura el restablecimiento del equilibrio a largo plazo.

En la estimación del modelo se consideraron las series mensuales de las cuatro variables de interés en el período 1998:01-2005:09:

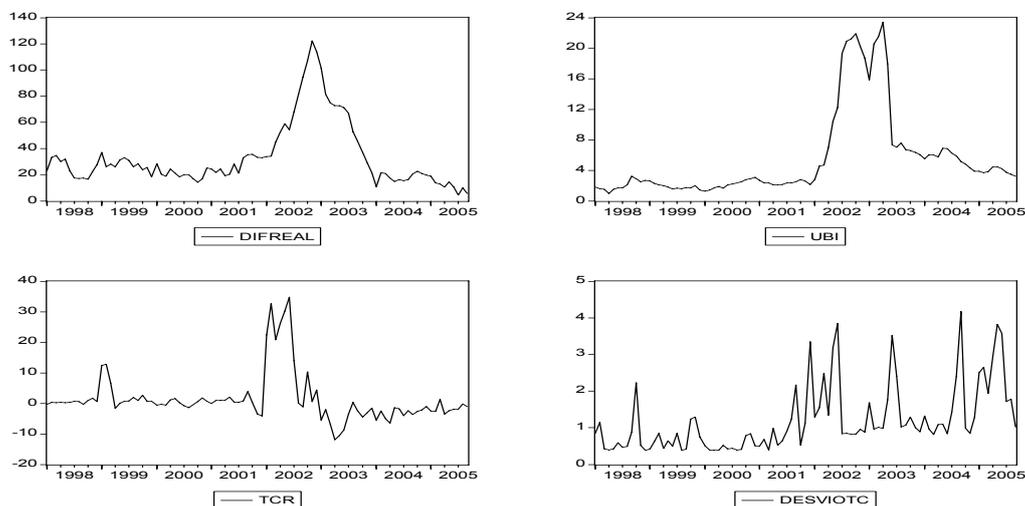
- diferencial de tasas reales entre Uruguay y EEUU
- riesgo país
- variación esperada de TCR
- volatilidad condicional de TC

---

<sup>24</sup> Los resultados de las estimaciones se pueden encontrar en el anexo econométrico

<sup>25</sup> Es un promedio ponderado por capitalización de mercado. Las condiciones para que un bono soberano uruguayo forme parte del UBI son: ser global, emitido en dólares y con circulante mayor a US\$ 100 millones ([www.rafap.com.uy](http://www.rafap.com.uy))

## 5.1 Contraste de raíces unitarias



La inspección visual de las series presentadas en los gráficos anteriores permite presumir que solamente la serie de TCR es estacionaria en media. En el siguiente cuadro se presenta el resultado de las pruebas de contraste de raíces unitarias las que determinan el orden de integración de cada serie.

Variable	Definición	Estadístico Dickey-Fuller Aumentado (1)		Orden de Integración
		Nivel	Primer diferencia	
DIFREAL	Diferencial de tasas reales Uy-USA	-1,86	-4,80***	1
UBI	Riesgo país	-2,08	-5,83***	1
TCR	Variación esperada de TCR- modelo VECM	-3,53***		0
DesvioTC	Desvío condicional TC- modelo GARCH	-3,14**	-7,55***	0-1

Nota: (1) Sólo se presenta el resultado de la prueba incluyendo constante y sin tendencia cuando las variables están en nivel, y sin constante y sin tendencia con las variables en diferencia. Se puso a prueba la hipótesis de raíz unitaria bajo las otras especificaciones sin que en ningún caso se pudiera rechazar la hipótesis al 95% de confianza en niveles. El número de rezagos óptimos se determinó a partir del criterio de información de Akaike.

\*, \*\*, \*\*\*, implica rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 90%, 95% y 99% de confianza respectivamente.

El test determina que las variables diferencial de tasas, riesgo país y volatilidad condicional del TC son integradas de orden 1 a un nivel de confianza del 99%. Por otra parte, la variación esperada del TCR es estacionaria a una significación del 1%, en tanto que a un nivel de confianza del 95% la volatilidad cambiaria también resulta integrada de orden cero.

## 5.2 Relaciones de cointegración

Luego de haber realizado los contrastes de raíces unitarias, se procede a la determinación del número de relaciones de cointegración que presentan las series a partir del método de Johansen.

Simultáneamente se determinó el número de rezagos a incluir en el modelo, de forma que los residuos cumplan con las propiedades deseables. La decisión sobre el número de rezagos óptimo se tomó de acuerdo al Criterio de Información de Akaike<sup>26</sup>.

Rezagos	Criterio de Akaike
1	13,48957
<b>2</b>	<b>13,11406</b>
3	13,26774

De acuerdo con este criterio, un modelo con dos rezagos es el más adecuado.

La realización de la prueba de cointegración de Johansen determina la existencia de una relación de equilibrio significativa tanto al 1% como al 5%, de acuerdo a los estadísticos de traza y de máximo valor propio.

Sample(adjusted): 1998:04 2005:09  
 Included observations: 90 after adjusting endpoints  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: DIFREAL UBI TCR DESVIOTC  
 Exogenous series: D(FE>=199901) D(FE>=200201) D(FE=200202)  
 D(FE>=200207) D(FE>=200211) D(FE>=200301) D(FE>=200302)  
 D(FE>=200304) D(FE>=200305)  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

### Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.389199	68.30538	53.12	60.16
At most 1	0.155059	23.93682	34.91	41.07
At most 2	0.085041	8.772840	19.96	24.60
At most 3	0.008563	0.774003	9.24	12.97

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized	Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
--------------	-----------	-----------	-----------

<sup>26</sup> Se elige el número de rezagos que brinde el menor valor del estadístico de AKAIKE

No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.389199	44.36857	28.14	33.24
At most 1	0.155059	15.16398	22.00	26.81
At most 2	0.085041	7.998837	15.67	20.20
At most 3	0.008563	0.774003	9.24	12.97

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Por otra parte, se impusieron restricciones sobre los parámetros de la relación de cointegración para determinar si alguna de las variables podía ser excluida de la misma.

### Prueba de exclusión de variables en la relación de cointegración

Estadístico Chi-cuadrado			
Difreal	UBI	TCR	DesvíoTC
10,14***	6,02**	64,30***	2,34

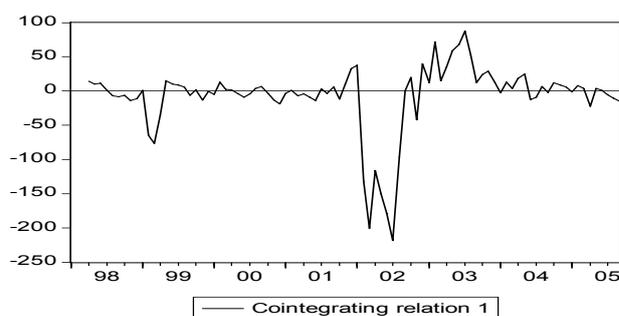
Nota: \*, \*\*, \*\*\*; rechazo la hipótesis nula al 90%, 95% y 99% de confianza respectivamente.

Los resultados de los contrastes de exclusión respecto de las variables que integraban el vector de cointegración permitieron concluir que la variable que representa el premio por riesgo cambiario (desvío estándar condicional del TC) no forma parte de la relación de cointegración, verificándose sí la no exclusión de las demás variables consideradas a un nivel de confianza del 95%.

Cabe señalar que resultó significativo el término independiente de la ecuación de cointegración, por lo que la relación de largo plazo a la que se arriba luego de depurarla de las variables que resultaron excluidas es la siguiente:

$$\text{Difreal} = 15,09 + 3,15 \text{ UBI} + 6,31 \text{ TCR}$$

$$\text{t-stat} \quad (-3,03) \quad (-4,59) \quad (-11,45)$$



### 5.3 Exogeneidad débil y dinámica de corto plazo

Para probar que alguna de las variables que entra en la relación de cointegración es débilmente exógena con respecto a las demás es necesario probar que esa variable no se ajusta a los desequilibrios o, lo que es igual, probar que el coeficiente de ajuste de esa variable es nulo.

#### Prueba de nulidad de los coeficientes de ajuste

Estadístico Chi-cuadrado		
Difreal	UBI	TCR
13,12***	60,19***	0,005

Nota: \*, \*\*, \*\*\*, rechazo la hipótesis nula al 90%, 95% y 99% de confianza respectivamente.

El test de nulidad determinó que a un nivel de significación del 1% no se podría descartar que tanto el diferencial real de tasas como el riesgo país sean endógenas a la relación de largo plazo estimada. Sin embargo, el coeficiente de ajuste de la variación esperada del tipo de cambio real no rechazaría la hipótesis nula por lo que esta variable resultaría débilmente exógena al modelo.

En el anexo econométrico se presenta la estimación completa del modelo vectorial de corrección de errores (VECM).

## 6. INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Los resultados permiten afirmar que existe una relación de largo plazo entre el diferencial de tasas reales entre Uruguay y EEUU, el riesgo país y la variación esperada de TCR.

La variable que aproxima al riesgo cambiario (volatilidad condicional del TC) queda excluida de la ecuación de cointegración, interviniendo como determinante solamente en la dinámica de corto plazo actuando de manera exógena con dos rezagos.

Los signos de la ecuación de cointegración están en línea con los postulados de la teoría económica: la sensibilidad del diferencial de tasas reales ante cambios en el riesgo país y variación esperada de TCR es positiva. Un aumento de la percepción de riesgo país medida a través del spread de bonos en dólares debería incrementar el diferencial de tasas reales, en tanto que una depreciación real esperada del peso uruguayo debería venir acompañada de un aumento en la prima de tasas reales a efectos de compensar los menores retornos esperados medidos en la moneda estadounidense. De la misma forma, una baja del riesgo país debería descomprimir el spread real de tasas al tiempo que una apreciación real esperada debería determinar un incremento de los retornos esperados en dólares y por consiguiente provocar un ajuste a la baja de la prima real.

Por otra parte se comprobó que la variación esperada del TCR resulta débilmente exógena, lo que implica que el diferencial de tasas reales no incide sobre esta variable. Sin embargo no se pudo descartar que el diferencial de tasas reales y el riesgo país fueran endógenas a la relación de largo plazo estimada por lo que estos comportamientos estarían determinando una relación de causalidad biunívoca desde la variación esperada de TCR hacia el riesgo país y el diferencial de tasas reales.

De acuerdo a lo que indica la estimación del mecanismo de corrección de error, el ajuste del diferencial de tasas reales al equilibrio no es inmediato. El coeficiente de esta variable es  $-0,08$ , lo que supone un ajuste de 8% por mes, lo cual implica que como máximo en un año el diferencial de tasas reales volvería al equilibrio.

La significación del término independiente en la ecuación de cointegración podría estar recogiendo efectos de variables no explicitadas en el modelo.

Por otra parte, se encontró una mayor significación del coeficiente asociado a la variación esperada de TCR que el correspondiente al riesgo país, aunque en ambos casos es elevada.

## **7. REGULARIDADES EMPÍRICAS: CREACIÓN Y DESARROLLO DEL MERCADO EN UI**

### **7.1 Punto de partida**

Uruguay ha tenido una extendida historia inflacionaria y ausencia de buenos “hedges” contra la inflación lo que determinó la estructura dolarizada de los activos y pasivos de los agentes económicos, con el riesgo de descalce que esto implica. En economías con historial de tasas de inflación altas y volátiles, la introducción de un mercado líquido y establecido de instrumentos financieros indexados a la inflación contribuye a mejorar la estructura de riesgos de la economía y a mejorar la eficiencia de los portafolios de inversión. En definitiva, la introducción de instrumentos indexados puede ser vista como una forma de “completar” los mercados financieros y aumentar el bienestar de la economía, ya que en ausencia de indexación la inflación inesperada es no diversificable, mientras que con la ayuda de la indexación este riesgo es eliminado o “diversificado”<sup>27</sup>.

Es ampliamente aceptado que uno de los roles que se le asignan al Estado es la provisión de bienes públicos. El efecto demostración que puede dar el Estado acerca de los beneficios de la creación de nuevos mercados e instrumentos financieros es verdaderamente un bien público. El costo de crear un nuevo mercado y de informar a los inversores podría ser tan alto como para inhibir la creación espontánea de instrumentos indexados por parte de los inversionistas privados<sup>28</sup>. En ese sentido, la emisión de bonos indexados por parte del gobierno elimina los costos de iniciación por parte del sector privado.

Por otra parte, una condición necesaria pero no suficiente para el desarrollo de un mercado de instrumentos indexados es la existencia de una unidad de cuenta indexada con liquidación diaria. Si bien previo al año 2002 en Uruguay existían unidades de cuenta indexadas como la Unidad Reajutable (indexada al Índice Medio de Salarios) ninguna contaba con liquidación diaria.

---

<sup>27</sup> Larzabal y Valdés – “Indexación Financiera, hacia un mercado de capitales “sano”, División Estudios Económicos de República AFAP, Noviembre 2000.

<sup>28</sup> Idem nota 27

En junio de 2002 se creó en Uruguay la Unidad Indexada (UI), unidad de cuenta con liquidación diaria que varía en función del Índice de Precios al Consumo del mes anterior. Este fue el puntapié inicial para la creación de un mercado de instrumentos en moneda nacional indexada inexistente hasta ese momento.

## **7.2 Desarrollo del mercado en UI**

El 22 de agosto de 2002, prácticamente a un mes del feriado bancario vivido a fines de julio de ese año, el Banco Central del Uruguay (BCU) realizó la primera licitación de instrumentos de deuda en Unidades Indexadas. Se licitaban letras de regulación monetaria (LRM) a tres años de plazo con un cupón de 8% y el rango de tasas de las ofertas presentadas estaba entre 15% y 40% cubriendo 85% del monto propuesto. La autoridad monetaria decidió declarar desierta la licitación y al mes siguiente, el 25 de setiembre, licitó una nueva serie, a tres años de plazo esta vez con un cupón de 10% por un monto de UI 50 millones (US\$ 2 millones). En este caso el BCU tomó UI 45,5 millones (91% del monto licitado) a una tasa de corte de 13,32%, constituyendo la primera emisión de deuda indexada en UI del país. Luego de esta primera incursión, el Banco Central suspendió las emisiones hasta abril de 2003.

El Gobierno Central, en tanto, también incorporó a la unidad indexada en su menú de financiamiento en ese año, licitando entre diciembre de 2002 y abril de 2003 Letras de Tesorería en unidades indexadas por un monto total de UI 550 millones (aproximadamente 24 millones de dólares), a un plazo de 180 días y con una tasa promedio del 23%.

Cabe señalar que en noviembre de 2002, producto del canje voluntario de deuda que efectuó el Gobierno Central a las Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional, la Tesorería emitió el primer Bono del Tesoro a largo plazo en Unidades Indexadas (vencimiento 2012 con cupón de 7%)<sup>29</sup>.

---

<sup>29</sup> A través de esta operación las AFAP canjearon depósitos y ONs de bancos suspendidos, bonos y letras del tesoro con vencimiento 2002-2004 y efectivo a cambio de un bono en UI a 10 años de plazo.

En el mes de abril de 2003 y en medio de los anuncios del canje voluntario de deuda del Gobierno, el Banco Central del Uruguay retomó las licitaciones de las LRM en UI. A partir de ese momento el BCU primero y luego la Tesorería comienzan con programas de emisión semanales de títulos en UI que se han mantenido vigentes de manera prácticamente ininterrumpida hasta la fecha. Mientras el BCU licitó instrumentos de regulación monetaria a 1, 3, 5 y 10 años, el gobierno licitó letras y notas de tesorería a 5 y 10 años.

EMISOR	Emitido entre abr 03 y oct 05		Circulante al 31/10/2005	
	Millones de UI	Millones de dólares de c/momento	Millones de UI	Millones de dólares (31/10/05)
<b>GOBIERNO</b>	<b>5.915</b>	<b>346</b>	<b>5.915</b>	<b>381</b>
<b>BCU</b>	<b>9.690</b>	<b>507</b>	<b>8.536</b>	<b>550</b>
<b>TOTAL</b>	<b>15.605</b>	<b>853</b>	<b>14.451</b>	<b>931</b>

En lo que respecta al sector privado, desde la creación de la Unidad Indexada solamente se han realizado dos emisiones en esta moneda: Obligaciones Negociables de FANAPEL Serie M y Fideicomiso Financiero “Fondo de Financiamiento del Transporte Colectivo Urbano de Montevideo”. El primero de estos instrumentos fue emitido en junio de 2003 a 6 años de plazo por un total de 126 millones de UI (equivalente a unos U\$S 6 millones), mientras que el segundo se emitió en noviembre de 2005 por un monto aproximado de 351 millones de UI (equivalente a U\$S 22,5 millones de dólares).

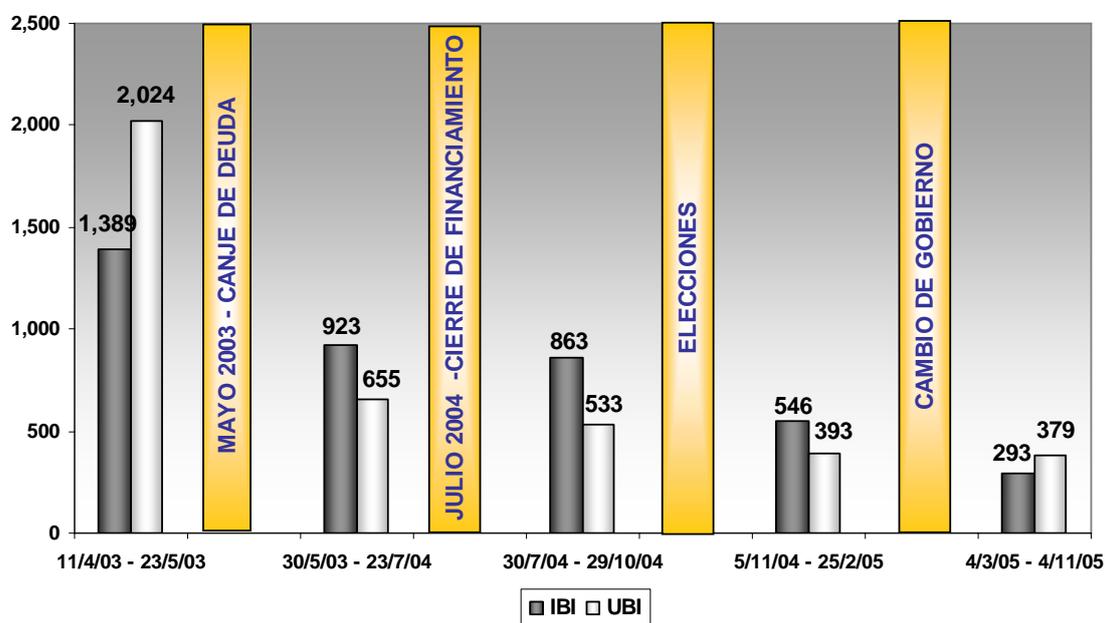
### **7.3 Termómetro del mercado en UI: Evolución del IBI**

Si bien el mercado de instrumentos en UI dista de ser un mercado desarrollado, contando con baja profundidad y escasa liquidez, el mismo ha evolucionado en forma considerable desde la primera emisión a la fecha (circulante aproximado de U\$S 1.000 millones al 31/10/2005). En este contexto, se estimó relevante la construcción de un índice de spread para los bonos soberanos a tasa real, **IBI** (Índice de Bonos Indexados), a efectos de brindar a la comunidad financiera un “termómetro” de este nuevo mercado.

La metodología del **IBI** se presenta en el Anexo II y fue calculado en forma semanal desde abril de 2003<sup>30</sup>. El **IBI** no puede considerarse un índice de riesgo país en UI ya que tal como fuera visto en el análisis del modelo, el diferencial de tasas reales entre Uruguay y EEUU se conforma por dos componentes: prima país y variación esperada de TCR.

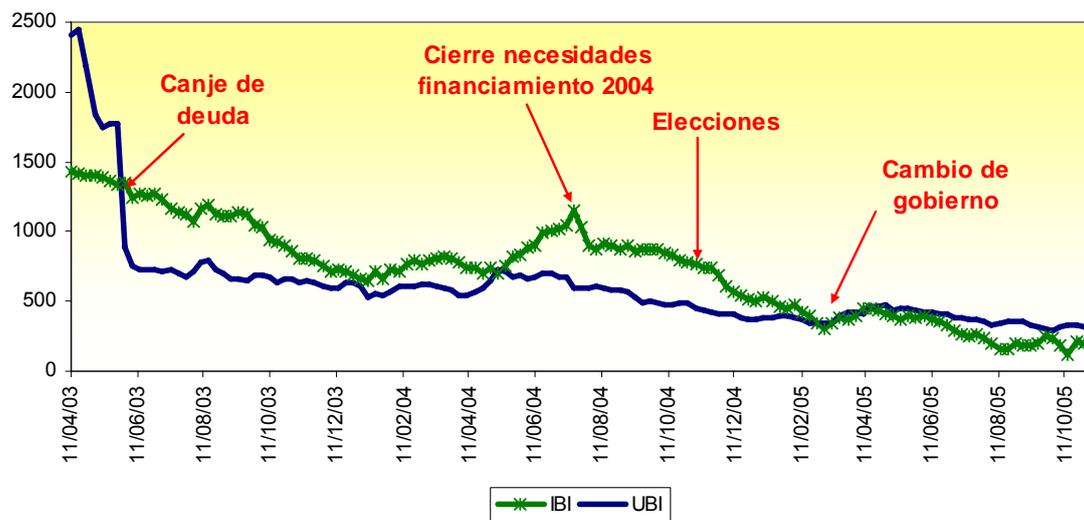
A pesar de que la historia del **IBI** es relativamente corta, se trata de un período marcado por hechos económicos y políticos internos significativos que permiten analizar la interacción de los componentes del diferencial de tasas. De este modo, para ordenar el análisis se dividió el período de cobertura del **IBI** en cinco sub períodos marcados por los siguientes eventos: canje de deuda (mayo 2003), cierre de necesidades financiamiento por parte del gobierno en julio de 2004, elecciones de octubre de 2004 y cambio de gobierno en marzo de 2005.

#### VALORES PROMEDIO DE LOS ÍNDICES EN CADA PERÍODO



<sup>30</sup> La fecha de inicio coincide con el comienzo de licitaciones semanales de instrumentos en UI. La frecuencia de cálculo es semanal ya que el escaso desarrollo y la falta de profundidad y liquidez del mercado de instrumentos en unidades indexadas dificultan el cálculo diario del índice. Cabe señalar que semanalmente se dispone de la referencia de las licitaciones que efectúa el sector público, asegurando al menos un precio pactado con volumen.

## EVOLUCION SEMANAL DEL IBI Y EL UBI (ABRIL 03 – OCTUBRE 05)



*Primer período: 11/4/2003 – 23/5/2003* – Este es el período más corto y abarca desde el inicio de la historia del **IBI** hasta el canje voluntario de deuda. En ese lapso el **IBI** cayó 6% punta a punta mientras que el UBI bajó 27% y se verificó una depreciación real de la moneda cercana al 1%. La caída del UBI refleja la disminución de la incertidumbre acerca del canje de deuda que estaba próximo a concretarse, aunque el mercado de cambios mostraba todavía cierto nerviosismo reflejado en la presión alcista del dólar. En función de lo anterior, el spread en UI disminuyó básicamente por una caída en el riesgo país. Otro elemento que probablemente contribuyó a la disminución del spread en UI es el “aprendizaje” del mercado ante la presencia de un nuevo instrumento.

*Segundo período: 30/5/2003 – 23/7/2004* – El segundo período es el más extenso y va hasta el momento en el cual el gobierno cierra sus necesidades de financiamiento para el año 2004, en julio de ese año. Mientras que el UBI registró una caída de casi 1200 puntos básicos (67%)<sup>31</sup> en poco más de un año, el **IBI** bajó 23% punta a punta y se verificó una inflación en dólares de 10%.

Al interior de este período cabe efectuar algunas puntualizaciones respecto a la evolución del **IBI** y el UBI. En abril de 2004 datos económicos mejores a los esperados en EEUU avivaron las expectativas de un aumento de las tasas de interés en EEUU, subió el precio del petróleo y comenzaron a existir rumores

<sup>31</sup> El UBI pasó de 1770 puntos básicos el 23/5/03 a 596 puntos básicos el 23/7/2004

sobre una eventual intervención del gobierno chino para enfriar la economía. Esto provocó una salida de capitales de los mercados emergentes, fenómeno que en Uruguay también se verificó. Estos factores externos incidieron solamente de manera transitoria en el UBI, retomando en cuestión de días este indicador la tendencia descendente. Sin embargo en el caso del **IBI** el impacto negativo tuvo mayor permanencia, retomando recién a fines de julio la trayectoria a la baja, una vez que el gobierno cerrara sus necesidades de financiamiento del año. Además de los factores externos incidió en el repunte del IBI el rumor que corría en esos días de una eventual emisión internacional del gobierno en UI, lo que contrajo la demanda en las licitaciones semanales de títulos a tasa real en los meses de junio y prácticamente todo julio. Sobre fines de julio el gobierno concretó la emisión en el mercado internacional saliendo con un bono nominado en pesos con protección cambiaria a un año y medio de plazo por un monto equivalente a U\$S 250 millones. De este modo, el equipo económico adelantó el cierre de las necesidades de financiamiento del año, determinando un cambio favorable en las expectativas de los agentes, que se evidenció en la baja de spreads y el desplome de la cotización del dólar.

*Tercer período: 30/7/2003 – 29/10/2004* - El tercer período abarca desde la emisión internacional en pesos hasta las elecciones presidenciales nacionales de octubre de 2004. En ese período el **IBI** cayó cerca de 24% mientras que el UBI bajó 17%. La caída del riesgo país se relaciona con el cierre de las necesidades financieras del gobierno y con la tendencia general de los mercados emergentes. Pero, si bien esto contribuyó también a la baja del **IBI**, la caída fue provocada básicamente por las expectativas de apreciación de la moneda doméstica y por la recomposición de la demanda de instrumentos en UI que estaba retraída. Estas expectativas de apreciación se incrementaban en la medida que se acercaban las elecciones y el mercado de cambios se mantenía tranquilo sin ruidos políticos. El Banco Central del Uruguay había completado las compras de dólares anunciadas para todo el año 2004 en el mes de julio de forma de evitar presiones en el mercado cambiario en los meses previos a las elecciones en los que se preveía que habría cierta volatilidad. Por otra parte el ingreso de capitales seguía aumentando y parte de esos capitales se canalizaron a la compra de títulos en UI, presionando al alza sus precios y a la baja el dólar.

El dólar en este periodo cayó 8,2% (en 3 meses) y la inflación en dólares considerando la evolución de la UI fue cercana a 12%.

*Cuarto periodo: 5/11/2004 – 25/2/2005* - En el cuarto período que va desde las elecciones al cambio de gobierno, tanto el **IBI** como el UBI continuaron su tendencia decreciente y tuvieron caídas muy importantes. En esos 4 meses el **IBI** cayó 56%, duplicando la baja experimentada por el UBI. Por otra parte la inflación en dólares en ese lapso alcanzó 6%. Nuevamente las fuertes expectativas de apreciación de la moneda doméstica presionaron al alza los precios de los títulos en UI llevando al **IBI** muy cerca del UBI.

*Quinto Período: 4/3/2005 – 4/11/2005*: - El comienzo de esta última etapa fue fijada con el cambio de gobierno, el 1ero de marzo de 2005. Era la primera vez que iba a asumir un gobierno de izquierda, el mercado aún no conocía los nombres del equipo económico completo y había que alcanzar un nuevo acuerdo con el FMI que permitiera una amortización ordenada de los importantes vencimientos de deuda. La realidad terminó mostrando que el mercado ya tenía descontado el cambio de gobierno por lo que la evolución de los títulos de deuda en este período estuvo vinculada más bien a la evolución y perspectivas de las tasas internacionales. Al comienzo del período, el **IBI** pasa a estar por debajo del UBI por primera vez desde el canje de deuda. Ambos índices registraron una suba como consecuencia de un aumento generalizado de los spreads de los mercados emergentes, debido al cambio de expectativas de los inversores con respecto a la futura evolución de las tasas de interés de EEUU. En abril de 2005, sin embargo, el descenso de precios no estuvo asociado exclusivamente a la tónica general que presentaron los mercados emergentes sino que también incidió la intención del gobierno uruguayo de salir a los mercados internacionales con una emisión a 12 años que finalmente suspendió. En el mes de mayo los papeles públicos lograron revertir parte del terreno perdido en marzo y abril, al impulso de la entrada de capitales que experimentaron los mercados emergentes. A partir de allí se mantuvo la tendencia a la baja de los spreads tanto de los instrumentos en UI como en dólares. La inflación en dólares en este período fue muy importante alcanzando al 14%.

## 7.4 Una aplicación práctica

Los hallazgos de este trabajo permitirían obtener una aproximación a las expectativas de tipo de cambio real del mercado a partir de la combinación del IBI con un índice de riesgo país.

Retomando la descomposición presentada por Das Gupta y Das Gupta (ecuación 4, Sección 3),

$$r_{UY} - r_{USA} = (i_{UY} - i_{USA} - \Delta S^e) + (\pi^e_{USA} - \pi^e_{UY} + \Delta S^e)$$

y aproximando estos términos de la siguiente manera,

$$IBI = UBI + E(\Delta TCR)$$

y despejando la variación esperada de TCR se llega a :

$$E(\Delta TCR) = IBI - UBI$$

Si bien la interpretación de esta igualdad no es lineal<sup>32</sup>, tiene como contrapartida el fácil acceso a la información y permite interpretar en forma rápida las señales del mercado. De todos modos, cabe realizar una puntualización adicional y es que con este razonamiento se está suponiendo que los títulos soberanos en UI y en dólares tienen el mismo riesgo de crédito, lo cual no necesariamente debería ser así<sup>33</sup>.

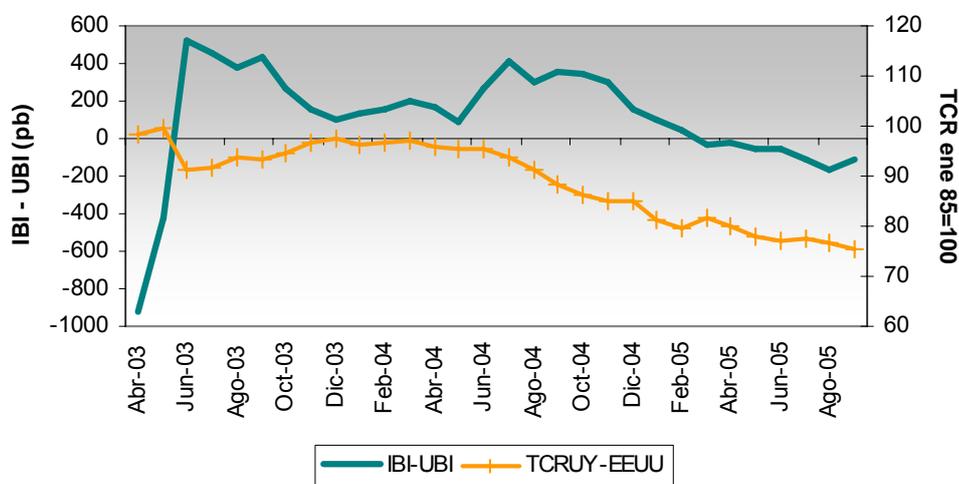
En términos generales se pueden distinguir dos situaciones:

	Spread real		Riesgo país		Variación esperada TCR		Expectativa implícita
Situación 1	IBI	>	UBI	----->	E(ΔTCR)	> 0	depreciación de TCR
Situación 2	IBI	<	UBI	----->	E(ΔTCR)	< 0	apreciación de TCR

<sup>32</sup> Los índices tienen diferente madurez. Mientras que la madurez del UBI a octubre de 2005 era de 15 años, la del IBI era de 5 años. Por este motivo se pueden concluir solamente tendencias sin cuantificar la variación esperada de TCR.

<sup>33</sup> Existen diferentes visiones en torno a este tema y la evidencia empírica es diversa.

En el gráfico siguiente se presenta la evolución de la diferencia entre el índice en UI (IBI) y el riesgo país (UBI) y el índice de TCR bilateral observado con EEUU.



Como se puede observar, hasta el canje de deuda, el IBI fue menor al UBI. En una primera instancia podría interpretarse que los agentes en ese momento esperaban una apreciación real adicional del peso uruguayo. Sin embargo, es necesario aclarar que entre abril y mayo de 2003 la cotización de los bonos en dólares estaba afectada por la incertidumbre acerca del éxito del canje de deuda anunciado, mientras que los bonos en UI no estaban incluidos en dicha reestructura. Luego de concretado el canje el riesgo país se desplomó y las expectativas devaluatorias se disiparon, determinando una abrupta baja de la prima exigida a los títulos en UI, aunque manteniéndose por encima del spread de los bonos en dólares. Entre mayo de 2003 y fines del 2004, este diferencial de tasas en favor de los bonos en UI no debería interpretarse como una depreciación real adicional esperada por los agentes, sino que refleja las características propias de un mercado en formación. Este desarbitraje atrajo inversores del exterior aumentando la demanda por los títulos en UI y presionando al alza su precio, con la consiguiente disminución del spread. A partir de principios de 2005 el UBI supera por primera vez desde el canje de deuda al IBI, mostrando que el mercado está previendo una apreciación real adicional para los próximos años.

## 8. CONCLUSIONES

Este trabajo constituye una primera aproximación al análisis de los determinantes del diferencial de tasas de interés reales entre Uruguay y Estados Unidos en el largo plazo mediante la técnica de Vectores Autorregresivos con restricciones de cointegración y su dinámica de ajuste de corto plazo a través del Modelo Vectorial de Corrección de Errores.

La hipótesis de partida para el trabajo fue que el diferencial de tasas de interés reales *ex ante* entre Uruguay y EEUU estaba determinado por un premio por riesgo país, aproximado por el UBI, un premio por expectativas de tipo de cambio real y un premio por riesgo cambiario.

Los resultados permiten afirmar que existe una relación de largo plazo entre el diferencial de tasas reales entre Uruguay y EEUU, el riesgo país y la variación esperada de TCR. Sin embargo, la variable que aproxima al riesgo cambiario queda excluida de la ecuación de cointegración, interviniendo como determinante solamente en la dinámica de corto plazo actuando de manera exógena.

Los signos de la ecuación de cointegración están en línea con los postulados de la teoría económica: la sensibilidad del diferencial de tasas reales ante cambios en el riesgo país y variación esperada de TCR es positiva. Un aumento de la percepción de riesgo país medida a través del spread de bonos en dólares debería incrementar el diferencial de tasas reales, en tanto que una depreciación real esperada del peso uruguayo debería venir acompañada de un aumento en la prima de tasas reales a efectos de compensar los menores retornos esperados medidos en la moneda estadounidense. De la misma forma, una baja del riesgo país debería descomprimir el spread real de tasas al tiempo que una apreciación real esperada debería determinar un incremento de los retornos esperados en dólares y por consiguiente provocar un ajuste a la baja de la prima real.

Por otra parte se comprobó que la variación esperada del TCR resulta débilmente exógena, lo que implica que el diferencial de tasas reales no incide sobre esta variable. La independencia de la variación esperada de TCR

respecto al diferencial de tasas no parecería convalidar la realidad actual<sup>34</sup> en la que los altos niveles de tasas reales de Uruguay han provocado un importante ingreso de capitales al país.

La significación del término independiente en la ecuación de cointegración podría estar recogiendo efectos de variables no explicitadas en el modelo.

De acuerdo a lo que indica la estimación del mecanismo de corrección de error, el ajuste del diferencial de tasas reales al equilibrio no es inmediato. El coeficiente de esta variable es -0,08, lo que supone un ajuste de 8% por mes, lo cual implica que como máximo en un año volvería al equilibrio.

Coincidiendo con estudios para otros países, el análisis econométrico para Uruguay parecería mostrar que las expectativas de variación del tipo de cambio real tienen una mayor significación que el “riesgo país” a la hora de explicar el diferencial de tasas de interés reales con Estados Unidos. Pero a diferencia de estos la significación del riesgo país es elevada.

Es posible que el hecho de que el premio por riesgo moneda haya quedado excluido de la relación de cointegración se relacione con la existencia de un sistema cambiario de “crawling peg” hasta junio de 2002, prácticamente durante la mitad del período bajo análisis. Este sistema fue establecido en 1992 por lo que en 1998 ya contaba con la credibilidad necesaria para que los agentes formaran sus expectativas de evolución de tipo de cambio nominal con la información incorporada en las bandas.

Por último, una aplicación práctica de las relaciones encontradas es la de obtener las expectativas de tipo de cambio real implícitas en el diferencial entre el **IBI** y el **UBI**. Si bien la interpretación de este diferencial no es lineal<sup>35</sup>, tiene como contrapartida el fácil acceso a la información y permite interpretar en forma rápida las señales del mercado. De todos modos, cabe realizar una puntualización adicional y es que con este razonamiento se está suponiendo que los títulos soberanos en UI y en dólares tienen el mismo riesgo de crédito, lo cual no necesariamente debería ser así. El análisis de este punto podría ser

---

<sup>34</sup> El contexto internacional se ha caracterizado en estos últimos años por bajas tasas de interés e importantes niveles de liquidez.

<sup>35</sup> Idem nota 31

objeto de un estudio posterior en la medida en que el mercado de deuda en UI alcance un nivel de desarrollo similar al de dólares.

## **ANEXO I: ANEXO ECONOMÉTRICO**

### **1. INFLACIÓN ESPERADA: MODELO ARIMA**

Dado que la inflación esperada no constituye una variable observable fue necesario adoptar algún supuesto para su consideración.

La inflación esperada puede ser especificada de varias formas. Una manera es utilizar el tradicional modelo de expectativas adaptativas, en donde se asume que la inflación esperada es una función de las tasas pasadas. Una generalización empírica a esta aproximación es asumir que la inflación sigue un proceso autorregresivo y usar los valores estimados como proxy de la inflación esperada.

Otros métodos posibles incluyen la utilización de encuestas o modelos que permiten recoger no solo la influencia de las tasas pasadas sino también los efectos de otras variables económicas en el proceso de formación de expectativas.

También se podría asumir que la inflación actual y la esperada son las mismas, lo que implicaría una forma estricta de expectativas racionales<sup>36</sup>.

Edwards (1997) señala que no existe ninguna razón teórica para preferir un método sobre otro, por lo que a su juicio la opción termina siendo en última instancia empírica.

En este trabajo se utilizó un enfoque de expectativas adaptativas, empleando un modelo ARIMA siguiendo la metodología de Box-Jenkins.

Los pasos recomendados en la metodología Box-Jenkins consisten en el examen del correlograma y del correlograma parcial buscando las similitudes entre los resultados de la muestra considerada y patrones teóricos de modelos conocidos (de las FAC y FACP<sup>37</sup>). Luego, para el modelo tentativo, se estiman los parámetros y se evalúa si el modelo estimado tiene propiedades estadísticas que concuerdan con las hipótesis del modelo teórico de referencia.

---

<sup>36</sup> Previsión perfecta.

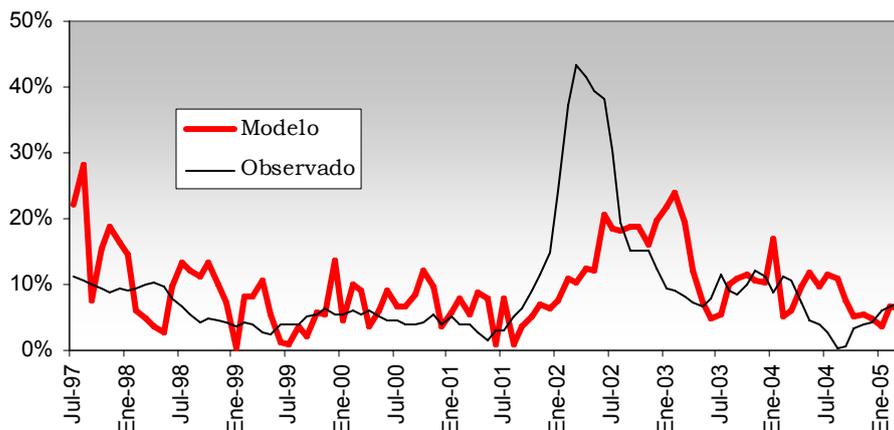
<sup>37</sup> Función de autocorrelación y función de autocorrelación parcial.

La hipótesis fundamental de un modelo ARIMA es que los residuos (las estimaciones de las innovaciones) deben ser ruido blanco<sup>38</sup>.

Como es habitual en el análisis de series temporales, se han considerado como atípicas las observaciones cuyos residuos se apartan en más de tres desviaciones típicas del valor esperado (cero). Para el tratamiento de las anomalías se han incluido en el modelo variables cualitativas adaptadas a las características de cada caso.

El modelo se estimó para el período 1992:12-2005:09 y luego se fueron ajustando a partir de enero de 1998 predicciones móviles semestrales de inflación hasta cubrir el lapso completo de interés.

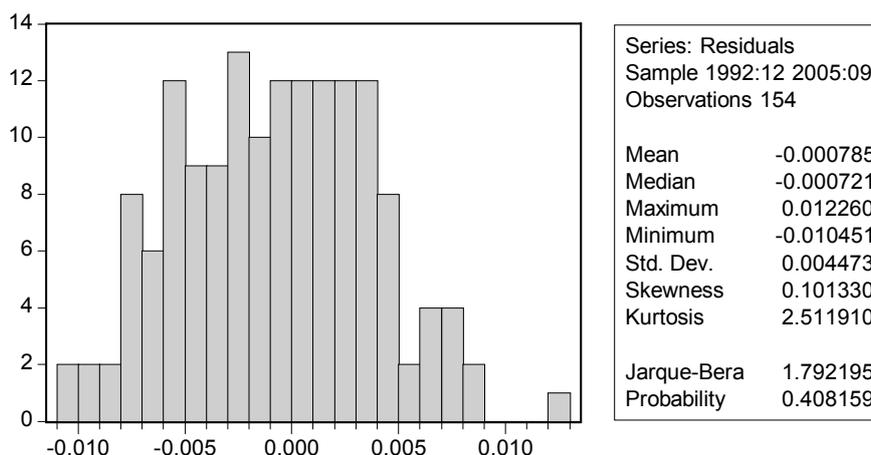
**Ajuste modelo inflación- predicción semestres  
móviles anualizados**



<sup>38</sup> Los residuos deben ser independientes entre sí, normales y seguir una distribución con media nula y varianza constante.

Dependent Variable: DLOG(IPC,1,12)  
 Method: Least Squares  
 Sample: 1992:12 2005:09  
 Included observations: 154  
 Convergence achieved after 17 iterations  
 Backcast: 1991:11 1992:11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FE>=199307,1,12)	-0.011369	0.004159	-2.733652	0.0070
D(FE>=199310,1,12)	-0.010731	0.004146	-2.588101	0.0106
D(FE>=199402,1,12)	-0.013033	0.004123	-3.160750	0.0019
D(FE>=200207,1,12)	0.030806	0.004407	6.989826	0.0000
D(FE>=200208,1,12)	0.042381	0.004493	9.432943	0.0000
D(FE>=200209,1,12)	0.018146	0.004362	4.160293	0.0001
D(FE>=200401,1,12)	0.013188	0.004114	3.205479	0.0017
AR(1)	0.962135	0.016361	58.80483	0.0000
MA(1)	-0.471438	0.065044	-7.247971	0.0000
SMA(12)	-0.921825	0.016729	-55.10312	0.0000
R-squared	0.833488	Mean dependent var	-0.002745	
Adjusted R-squared	0.823081	S.D. dependent var	0.011131	
S.E. of regression	0.004682	Akaike info criterion	-7.827545	
Sum squared resid	0.003156	Schwarz criterion	-7.630340	
Log likelihood	612.7210	Durbin-Watson stat	2.061050	



## 2. VARIACIÓN ESPERADA DE TCR: MODELO VECM

Luego de haber realizado los contrastes de raíces unitarias a las series endógenas, se procedió a la determinación del número de relaciones de cointegración que presentan las series a partir del método de Johansen.

Simultáneamente se determinó el número de rezagos a incluir en el sistema VAR, de forma que los residuos cumplan con las propiedades deseables. La

decisión sobre el número de rezagos óptimo se tomó de acuerdo al Criterio de Información de Akaike.

Rezagos	Criterio de Akaike
2	10,51498
<b>3</b>	<b>10,46729</b>
4	10,49386

Nota: se elige el número de rezagos que brinde un menor valor del estadístico de Akaike

De acuerdo con el Criterio de Información de Akaike, la formulación VAR(3) es la más adecuada.

Una vez encontrada la ecuación de cointegración, se procedió a efectuar los contrastes de exclusión correspondientes que indicaron que ninguna de las variables quedaba fuera de la relación de largo plazo.

En lo que respecta a los contrastes de exogeneidad débil, los resultados de los mismos indicaron que tanto el TCRAR como el TCRBR son débilmente exógenos respecto de la relación de cointegración, lo que implica que el TCRUY queda determinado por el TCRAR y TCRBR.

A continuación se presentan los resultados de la estimación del vector autorregresivo con mecanismo de corrección de error (VECM). El mismo habilita, además de identificar la relación de cointegración o equilibrio entre estas variables, a determinar el ajuste y la dinámica en el corto plazo.

Vector Error Correction Estimates  
Sample(adjusted): 1985:05 2005:09  
Included observations: 245 after adjusting endpoints  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

Cointegration Restrictions:  
 $B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0,$   
Convergence achieved after 3 iterations.  
Restrictions identify all cointegrating vectors  
LR test for binding restrictions (rank = 1):  
Chi-square(2)            5.849762  
Probability                0.053671

---

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(TCRUY(-1))	1.000000
LOG(TCRAR(-1))	-0.520058 (0.04990) [-10.4222]
LOG(TCRBR(-1))	-0.304823 (0.08482) [-3.59357]

	C	-0.700757 (0.27799) [-2.52082]		
Error Correction:	D(LOG(TCR UY))	D(LOG(TCR AR))	D(LOG(TCR BR))	
CointEq1	-0.059130 (0.01211) [-4.88405]	0.000000 (0.00000) [ NA ]	0.000000 (0.00000) [ NA ]	
D(LOG(TCRUY(-1)))	0.228150 (0.05480) [ 4.16326]	0.124587 (0.11094) [ 1.12306]	0.106965 (0.11648) [ 0.91828]	
D(LOG(TCRUY(-2)))	-0.067159 (0.04518) [-1.48651]	-0.169990 (0.09146) [-1.85870]	0.071196 (0.09603) [ 0.74137]	
D(LOG(TCRUY(-3)))	0.081307 (0.05044) [ 1.61203]	0.157835 (0.10210) [ 1.54585]	0.320163 (0.10721) [ 2.98630]	
D(LOG(TCRAR(-1)))	-0.020705 (0.01458) [-1.41999]	0.456970 (0.02952) [ 15.4818]	-0.149146 (0.03099) [-4.81220]	
D(LOG(TCRAR(-2)))	0.021440 (0.01558) [ 1.37651]	0.248132 (0.03153) [ 7.86973]	0.143338 (0.03311) [ 4.32950]	
D(LOG(TCRAR(-3)))	0.000702 (0.01227) [ 0.05719]	-0.096339 (0.02483) [-3.87989]	-0.021928 (0.02607) [-0.84105]	
D(LOG(TCRBR(-1)))	0.060357 (0.03014) [ 2.00284]	0.009863 (0.06100) [ 0.16168]	0.298138 (0.06406) [ 4.65427]	
D(LOG(TCRBR(-2)))	-0.006168 (0.02733) [-0.22574]	-0.001666 (0.05532) [-0.03012]	-0.151588 (0.05808) [-2.60983]	
D(LOG(TCRBR(-3)))	0.036114 (0.02442) [ 1.47885]	-0.012567 (0.04943) [-0.25422]	-0.032020 (0.05191) [-0.61686]	
D(FE=198904)	0.020865 (0.01319) [ 1.58251]	0.893734 (0.02669) [ 33.4846]	-0.032555 (0.02803) [-1.16157]	
D(FE=198905)	0.056934 (0.01558) [ 3.65501]	0.716937 (0.03153) [ 22.7360]	0.105316 (0.03311) [ 3.18074]	
D(FE=198911)	0.013196 (0.01009) [ 1.30777]	-0.137851 (0.02043) [-6.74859]	-0.033509 (0.02145) [-1.56228]	
D(FE=199001)	0.019326 (0.01457) [ 1.32675]	-0.272133 (0.02949) [-9.22905]	-0.073804 (0.03096) [-2.38371]	

D(FE>=199002)	0.009226 (0.02016) [ 0.45774]	0.088675 (0.04080) [ 2.17333]	-0.106538 (0.04284) [-2.48673]
D(FE>=199003)	-0.018303 (0.01570) [-1.16597]	-0.524799 (0.03178) [-16.5149]	-0.077186 (0.03337) [-2.31324]
D(FE>=199009)	-0.065168 (0.01440) [-4.52565]	-0.139691 (0.02915) [-4.79221]	-0.026003 (0.03061) [-0.84954]
D(FE>=199101)	-0.004116 (0.01488) [-0.27654]	0.240561 (0.03013) [ 7.98459]	0.013270 (0.03164) [ 0.41947]
D(FE=199103)	-0.018296 (0.01026) [-1.78307]	-0.111331 (0.02077) [-5.35969]	0.004348 (0.02181) [ 0.19935]
D(FE>=199110)	0.016905 (0.01418) [ 1.19181]	0.000390 (0.02871) [ 0.01359]	0.049433 (0.03015) [ 1.63951]
D(FE>=199901)	0.008202 (0.01408) [ 0.58265]	-0.003285 (0.02850) [-0.11528]	0.253224 (0.02992) [ 8.46264]
D(FE>=199902)	-0.022971 (0.01596) [-1.43954]	-0.000779 (0.03230) [-0.02411]	0.092018 (0.03392) [ 2.71289]
D(FE>=200201)	0.012328 (0.01439) [ 0.85674]	0.520559 (0.02913) [ 17.8706]	0.008513 (0.03059) [ 0.27831]
D(FE>=200207)	0.160433 (0.01486) [ 10.7998]	-0.100118 (0.03007) [-3.32933]	0.035313 (0.03158) [ 1.11834]
D(FE>=200208)	0.046100 (0.01743) [ 2.64528]	-0.034185 (0.03528) [-0.96901]	-0.003607 (0.03704) [-0.09737]
D(FE>=200210)	-0.104449 (0.01754) [-5.95579]	-0.013442 (0.03550) [-0.37862]	0.012494 (0.03728) [ 0.33515]
D(FE>=200211)	0.002050 (0.01607) [ 0.12754]	-0.041955 (0.03253) [-1.28967]	-0.159324 (0.03416) [-4.66418]
D(FE>=200306)	-0.077828 (0.01445) [-5.38738]	0.009577 (0.02924) [ 0.32747]	-0.023148 (0.03071) [-0.75384]
R-squared	0.678849	0.913622	0.523959
Adj. R-squared	0.638890	0.902875	0.464728
Sum sq. residues	0.042792	0.175360	0.193345
S.E. equation	0.014043	0.028427	0.029849

F-statistic	16.98867	85.00819	8.846023
Log likelihood	712.3098	539.5259	527.5659
Akaike AIC	-5.586202	-4.175721	-4.078089
Schwarz SC	-5.186058	-3.775578	-3.677945
Mean dependent	-0.001290	1.88E-05	-0.002555
S.D. dependent	0.023369	0.091216	0.040799
<hr/>			
Determinant Residual Covariance		1.37E-10	
Log Likelihood		1780.878	
Log Likelihood (d.f. adjusted)		1738.859	
Akaike Information Criteria		-13.47640	
Schwarz Criteria		-12.21880	

### 3. PREMIO POR RIESGO MONEDA: MODELO GARCH

Dependent Variable: DLOG(TC)

Method: ML - ARCH (Marquardt)

Sample: 1994:01 2005:09

Included observations: 141

Failure to improve Likelihood after 35 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

MA backcast: 1993:08 1993:12, Variance backcast: ON

GARCH = C(16) + C(17)\*RESID(-1)^2 + C(18)\*FE=199408 + C(19)

\*FE>=200206

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.011843	0.001385	8.548796	0.0000
D(FE>=199410)	-0.067402	0.001845	-36.52689	0.0000
D(FE=200009)	-0.010485	0.002816	-3.723412	0.0002
D(FE=200106)	0.039146	0.004213	9.291727	0.0000
D(FE=200112)	0.054524	0.006675	8.168902	0.0000
D(FE>=200206)	0.096669	0.009599	10.07075	0.0000
D(FE>=200207)	0.291817	0.007125	40.95406	0.0000
D(FE>=200208)	0.126510	0.005117	24.72170	0.0000
D(FE>=200209)	-0.080328	0.004662	-17.23108	0.0000
D(FE>=200301)	0.037784	0.002927	12.91082	0.0000
D(FE>=200304)	-0.053078	0.015364	-3.454606	0.0006
D(FE>=200412)	-0.084707	0.015184	-5.578764	0.0000
AR(1)	0.455523	0.062236	7.319264	0.0000
AR(2)	0.142230	0.054320	2.618392	0.0088
MA(5)	0.169703	0.051776	3.277663	0.0010
<hr/>				
Variance Equation				
C	1.50E-05	4.48E-06	3.358735	0.0008
RESID(-1)^2	0.952675	0.275190	3.461878	0.0005
FE=199408	0.000664	1.47E-05	45.12264	0.0000
FE>=200206	5.02E-05	2.00E-05	2.511149	0.0120
<hr/>				
R-squared	0.876677	Mean dependent var		0.011793
Adjusted R-squared	0.858482	S.D. dependent var		0.034853
S.E. of regression	0.013111	Akaike info criterion		-6.505162
Sum squared resid	0.020973	Schwarz criterion		-6.107812
Log likelihood	477.6139	F-statistic		48.18180
Durbin-Watson stat	1.966572	Prob(F-statistic)		0.000000

#### 4. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE PARIDAD DE TASAS: VECM

Vector Error Correction Estimates  
 Sample(adjusted): 1998:04 2005:09  
 Included observations: 90 after adjusting endpoints  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, A(3,1)=0$$

Convergence achieved after 2 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.005002

Probability 0.943617

Cointegrating Eq:	CoIntEq1
DIFREAL(-1)	1.000000
UBI(-1)	-3.147469 (0.68527) [-4.59305]
TCR(-1)	-6.306798 (0.55059) [-11.4546]
C	-15.08904 (4.98175) [-3.02886]

Error Correction:	D(DIFREAL)	D(UBI)	D(TCR)
CoIntEq1	-0.075273 (0.02132) [-3.53039]	-0.016905 (0.00178) [-9.49952]	0.000000 (0.00000) [ NA ]
D(DIFREAL(-1))	-0.078263 (0.09464) [-0.82692]	-0.004573 (0.00839) [-0.54499]	0.085123 (0.05137) [ 1.65720]
D(DIFREAL(-2))	0.032710 (0.09629) [ 0.33971]	-0.004504 (0.00854) [-0.52751]	0.111473 (0.05226) [ 2.13310]
D(UBI(-1))	-0.976182 (0.48108) [-2.02913]	-0.009964 (0.04266) [-0.23359]	-0.480854 (0.26110) [-1.84166]
D(UBI(-2))	0.766358 (0.44575) [ 1.71927]	-0.185622 (0.03952) [-4.69652]	-0.222106 (0.24192) [-0.91810]
D(TCR(-1))	-0.332367 (0.14165) [-2.34637]	-0.048312 (0.01256) [-3.84656]	0.112118 (0.07688) [ 1.45839]
D(TCR(-2))	-0.362658 (0.13138) [-2.76044]	-0.064184 (0.01165) [-5.50987]	-0.146542 (0.07130) [-2.05524]
D(FE>=199901)	10.07027 (4.89860)	-0.095066 (0.43435)	11.11158 (2.65861)

	[ 2.05574]	[-0.21887]	[ 4.17947]
D(FE>=200201)	5.485680 (5.23157) [ 1.04857]	0.941372 (0.46387) [ 2.02938]	23.88498 (2.83932) [ 8.41221]
D(FE=200202)	-5.892632 (4.05014) [-1.45492]	0.912988 (0.35912) [ 2.54232]	8.655098 (2.19813) [ 3.93749]
D(FE>=200207)	1.338529 (5.84797) [ 0.22889]	4.713434 (0.51853) [ 9.09007]	-20.16682 (3.17386) [-6.35403]
D(FE>=200211)	16.83619 (5.34197) [ 3.15168]	-1.702115 (0.47366) [-3.59354]	-13.41556 (2.89924) [-4.62727]
D(FE>=200301)	-14.69374 (5.35737) [-2.74272]	-3.349795 (0.47502) [-7.05183]	-13.92325 (2.90760) [-4.78858]
D(FE>=200302)	-17.34782 (5.29677) [-3.27517]	5.366858 (0.46965) [ 11.4273]	4.489217 (2.87471) [ 1.56163]
D(FE>=200304)	-1.679905 (5.87178) [-0.28610]	3.249730 (0.52064) [ 6.24184]	0.203692 (3.18678) [ 0.06392]
D(FE>=200305)	2.571530 (5.12057) [ 0.50220]	-4.786169 (0.45403) [-10.5416]	3.064725 (2.77908) [ 1.10279]
D(FE>=200306)	-2.692457 (5.51498) [-0.48821]	-9.371012 (0.48900) [-19.1636]	-1.923986 (2.99314) [-0.64280]
D(FE=200401)	-10.53787 (3.44287) [-3.06078]	-0.532645 (0.30527) [-1.74483]	-3.531950 (1.86854) [-1.89022]
DESVIOTC(-1)	-1.319410 (0.74778) [-1.76443]	0.011693 (0.06630) [ 0.17635]	0.956738 (0.40584) [ 2.35741]
DESVIOTC(-2)	0.778924 (0.72939) [ 1.06791]	-0.067481 (0.06467) [-1.04341]	-0.839078 (0.39586) [-2.11963]
R-squared	0.581136	0.952284	0.810714
Adj. R-squared	0.467444	0.939332	0.759336
Sum sq. resids	1633.171	12.83988	481.0570
S.E. equation	4.830219	0.428284	2.621496
F-statistic	5.111512	73.52652	15.77950
Log likelihood	-258.1356	-40.07805	-203.1324
Akaike AIC	6.180791	1.335068	4.958498
Schwarz SC	6.736304	1.890581	5.514011
Mean dependent	-0.322424	0.019111	-0.013621
S.D. dependent	6.618878	1.738810	5.343722
Determinant Residual Covariance		25.97589	

Log Likelihood	-495.7610
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-529.6860
Akaike Information Criteria	13.19302
Schwarz Criteria	14.97066

#### 4.1 Normalidad de los residuos

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 H0: residuals are multivariate normal  
 Sample: 1998:01 2005:09  
 Included observations: 90

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.094058	0.132704	1	0.7156
2	0.276622	1.147795	1	0.2840
3	-0.133053	0.265547	1	0.6063
Joint		1.546046	3	0.6717

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.892525	4.599381	1	0.0320
2	2.824039	0.116108	1	0.7333
3	2.630814	0.511119	1	0.4747
Joint		5.226608	3	0.1559

Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	4.732085	2	0.0939
2	1.263903	2	0.5316
3	0.776666	2	0.6782
Joint	6.772654	6	0.3424

## **ANEXO II – DEFINICIÓN Y METODOLOGÍA DE CÁLCULO DEL ÍNDICE DE BONOS INDEXADOS (IBI)**

### **1. DEFINICIÓN**

El **IBI** refleja el spread promedio entre el rendimiento de los bonos emitidos en Unidades Indexadas por el Gobierno Uruguayo y el Banco Central del Uruguay y el rendimiento de los TIPS (Treasury Inflation Protected Securities) emitidos por el Gobierno de EEUU.

Cabe destacar que el **IBI** no es un índice de riesgo país en Unidades Indexadas ya que este diferencial de tasas incorpora las expectativas de variación del tipo de cambio real.

El escaso desarrollo y la falta de profundidad y liquidez del mercado de instrumentos en unidades indexadas dificultan el cálculo diario del índice por lo cual la frecuencia del índice es semanal.

### **2. ETAPAS DE LA CONSTRUCCIÓN DEL IBI**

- 1) Definición de rangos: Se definieron cinco rangos de madurez (tiempo que resta para el vencimiento) para clasificar los distintos instrumentos que se incluyen en el índice:

<b>RANGO</b>	<b>Observaciones</b>
0 a 1 año	No se considera en el índice
> 1 año y ≤ 2 años	Incorporado el 31.10.2003
> 2 años y ≤ 5 años	Incorporado el 11.04.2003
> 5 años y ≤ 7.5 años	No se registraron operaciones
> 7,5 años	Incorporado el 24.12.2004 Para Bonos el plazo máximo incorporado es de 15 años y para Letras y Notas 10 años

- 2) Precios y rendimiento: Para obtener el rendimiento diario de cada instrumento se utiliza un precio promedio ponderado por el volumen operado o licitado.
- 3) Cálculo del spread, definido como la diferencia entre el rendimiento de los bonos o letras uruguayos y el rendimiento de los bonos del tesoro

norteamericano. Para cada bono o letra uruguayo se utilizó el bono del tesoro estadounidense indexado a la inflación con vencimiento más próximo.

- 4) Para cada uno de los rangos definidos en el punto 1) se calcula el spread promedio ponderado por montos operados o licitados de todos los instrumentos cuya madurez esté comprendida dentro del rango.
- 5) Se calcula un promedio semanal para cada rango, ponderando los spreads diarios obtenidos de acuerdo al punto 4) por monto operado o licitado.
- 6) El IBI se obtiene ponderando los spreads promedio semanales de cada rango por los circulantes de los instrumentos comprendidos en cada rango.

#### **Consideraciones:**

- El **IBI** comenzó a calcularse en la semana finalizada el 11 de abril de 2003 ya que a partir de esa fecha el BCU comenzó con programas de emisión semanales de instrumentos en UI. Desde el inicio hasta octubre de 2003 el único rango considerado fue el de 2 a 5 años. A partir de la semana finalizada el 31.10.2003 se incorporó el rango de 1 a 2 años y en la semana finalizada el 24.12.2004 el rango de más de 7 años y medio.
- Son excluidos del índice aquellos títulos a los que les reste un año o menos para su vencimiento
- Los diferentes rangos son incorporados al índice a partir de que se registra la primera operación o licitación de instrumentos cuyo plazo quede comprendido dentro de ellos.
- Una vez que un rango es incluido y no se registran operaciones ni licitaciones en una determinada semana para ese rango, se aplica al spread de la semana anterior de dicho rango la misma variación que haya tenido el spread del rango más cercano en el que se hayan registrado operaciones. En caso de que ningún otro rango haya tenido operaciones, se toman los spreads de la semana anterior.

## **BIBLIOGRAFÍA**

**Aboal D. (2002)** - “Tipo de cambio real de equilibrio en Uruguay”, XVII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay

**Ang, A., Bekaert, G., Min, W. (2005)** - “Do macro variables, asset markets or surveys forecast inflation better” - National Bureau of Economic Research, Working Paper 11538.

**Box, G.E.P. y G. M. Jenkins (1976)** - Time Series Analysis: Forecasting and Control, San Francisco, Holden Day, Primera Edición 1970.

**Bevilacqua F. y Daraio, C. (2001)** - “International parity relationships between Germany and US: a multivariate time series analysis for the post Bretton-Woods period” - LEM Working Paper Series, Laboratory of Economics and Management Sant’ Anna School of Advanced Studies, Pisa, Italy

**Blejer, M. y Gil Díaz, J. (1986)** - “Domestic and external factors in the determination of the real interest rate: the case of Uruguay” - Economic Development & Cultural Change Vol.34 Issue 3, p589, University of Chicago

**Camaro, A., Casas, A. y Jiménez E. (2002)** - “Una aproximación empírica a la relación entre las tasas de interés de los TES a tasa fija y el tipo de cambio en Colombia (2001-2004).

**Cheung, Y., Chinn, M. y Fujii, E. (2002)** - “China, Hong Kong and Taiwan: A quantitative assessment of real and financial integration”

**Cumby R. y Mishkin F. (1984)** - “The international linkage of real interest rates: The European – US Connection”, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1423

**Das Gupta, D. y Das Gupta B. (1994)** - “Interest Rate in Open Economies”, Policy Research Working Paper No. 1283, The World Bank.

**Del Castillo, G. (1988)** – “La tasa de interés real y la incertidumbre cambiaria: El caso de Uruguay” – Revista de Economía Vol. III No. 2, Banco Central del Uruguay

**Enders, W. (1995)** – “Applied Econometric Time Series”, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.

**Edwards, S. (1984)** – “Money, the rate of devaluation and interest rates in a semi-open economy: Colombia 1968-1982– National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1380.

**Edwards, S. y Kahn, M. (1985)** – “Interest rate determination in developing countries: a conceptual framework” – National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1531.

**Fernández, A., et al (2005)** – “TCR competitivo y otras soluciones desajustadas”, CINVE.

**Ferreira, A. (2004)** – “Are real interest differentials caused by frictions in goods or assets markets, real or nominal shocks?” – Department of Economics, University of Kent

**Ferreira, A. y León-Ledesma, Miguel A. (2004)** – “Does the real interest parity hypothesis hold? Evidence from developed and emerging markets” – Department of Economics, University of Kent.

**Frankel J. (1982)** – “Quantifying international capital mobility in the 1980s” – National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2856.

**Frankel J. (1992)** – “Measuring international capital mobility: A review”

**Frankel J. y Mc. Arthur A. (1987)** – “Political vs. Currency Premia in international real interest differentials: a study of forward rates for 24 countries” – National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2309.

**Frankel J. y Okongwu C. (1995)** – “Liberalized Portfolio Capital inflows in emerging markets: sterilization, expectations, and the incompleteness of interest rate convergence” – National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5156.

**Giacconi, A. (1995)** – “Diferenciales de tasas de interés entre Chile y el resto del mundo: un estudio empírico 1985 - 1993” – Tesis de Magíster en Economía UC, Octubre 1995.

**Larzabal, M y Valdés, M. (2000)** – “Indexación Financiera: Hacia un mercado de capitales “sano”, División Estudios Económicos de República AFAP.

**Lorenzo, F., Noya, N y Daude, C (2000)** – “Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: La experiencia uruguaya con los socios del MERCOSUR”, CINVE

**Lorenzo, F., Tolosa, G. (2002)** – “Determinantes de los márgenes de intermediación bancaria”, CINVE.

**Mishkin, F (1982)** - “Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions”, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1048

**Mishkin, F (1988)** - “Understanding real interest rates”. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2691

**Noya, N. (1986)** – “Un esquema descriptivo para el análisis de las tasas de interés” – Revista SUMA No.1

**Rodríguez, S., Urrestarazu, I. y Goyeneche J.J. (1999)** – “El comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales entre Argentina, Brasil, Uruguay y Estados Unidos”, Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.

**Rojas, A. (1997)** – “Descomposición del diferencial de tasas de interés entre Chile y el extranjero: 1992 – 1996”, Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile No. 22

**Schmukler S. y Servén L. (2002)** – “Pricing currency risk under currency boards” – Journal of Development Economics No. 69.

**Soto C. y Valdés R. (1999)** – “Exchange rate volatility and risk-premium” – Documentos de trabajo del Banco Central de Chile No. 46.