

**BANCO CENTRAL DE COSTA RICA  
DEPARTAMENTO INVESTIGACIONES ECONÓMICAS  
DEPARTAMENTO MONETARIO  
DIE-DM-07-2005-NT  
NOTA TECNICA  
DICIEMBRE 2005**

**NUEVAS ESTIMACIONES DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE  
EQUILIBRIO PARA COSTA RICA**

**Carlos Mora G.  
Carlos Torres G.**

Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica, elaborado conjuntamente por los  
Departamentos de Investigaciones Económicas y Monetario

Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad de los autores y no necesariamente  
representan la opinión del Banco Central de Costa Rica

## TABLA DE CONTENIDO

I.	ANTECEDENTES Y OBJETIVO .....	2
II.	ASPECTOS TEÓRICOS.....	4
III.	ESTIMACIÓN EMPÍRICA .....	6
3.1.	Estimación del BEER .....	6
IV.	CONSIDERACIONES FINALES .....	12
V.	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	13
	ANEXOS.....	15
	Anexo 1.....	16
	Anexo 2.....	17
	Anexo 3.....	18

**NUEVAS ESTIMACIONES DEL TIPO DE CAMBIO REAL  
DE EQUILIBRIO PARA COSTA RICA**

**RESUMEN**

*En el documento se utilizan datos trimestrales del periodo 1991.Q1-2005.Q3 para estimar el tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica mediante un modelo uniecuacional, en forma reducida, según la metodología BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate). A partir de esa estimación y de un cálculo del tipo de cambio real multilateral que propone el uso de precios al consumidor interno como medida de bienes no transables, se derivan los probables desalineamientos cambiarios para la muestra considerada.*

---

*Clasificación JEL C5, C8, F31*

*Palabras claves: Tipo de cambio real de equilibrio; desalineamientos cambiarios; déficit en cuenta corriente, método de estimación DOLS.*

## ***I. ANTECEDENTES Y OBJETIVO***

La política cambiaria aplicada en Costa Rica en las últimas dos décadas ha estado basada en un esquema de minidevaluaciones, de forma que el ajuste del tipo de cambio nominal compense el diferencial entre la tasa de inflación del país y la de sus principales socios comerciales, con el fin de ubicar la tasa cambiaria real alrededor de cierto nivel usando como referencia un índice de tipo de cambio efectivo real. De esta manera, la Autoridad Monetaria interviene en el mercado cambiario para evitar desalineamientos significativos del tipo de cambio real respecto a su valor de equilibrio o de largo plazo.

El empleo de una pauta de ajuste promedio diario del tipo de cambio nominal creciente, permitió, entre otros factores, una depreciación real de la moneda nacional en el trienio 2002-2004, luego de que el indicador de tipo de cambio real efectivo (ITCER) mostrara una tendencia decreciente desde finales de 1991. La apreciación real del colón observada en los años noventa y a principios de la década actual pudo estar determinada por los ingresos de capitales producto de la apertura de la cuenta de capitales de la balanza de pagos en 1992; por las reformas de la Ley Orgánica del Banco Central de Costa Rica, las cuales eliminaron la centralización del manejo de divisas en la Autoridad Monetaria y permitieron una reducción del encaje a favor de los pasivos bancarios en moneda extranjera; por el incremento de la inversión extranjera directa reflejado en el establecimiento gradual de empresas multinacionales; por los inlfujos de divisas procedentes de las importantes colocaciones de bonos soberanos en las plazas internacionales y por el deterioro de los términos de intercambio a raíz del aumento de los precios de varios bienes básicos importados y el descenso de algunos precios de exportación.

Una serie de estudios han tratado de calcular un tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica y determinar posibles desalineamientos del ITCER calculado por el Banco Central. Así, Orozco (1995) estudió la evolución del tipo de cambio real de Costa Rica para el período comprendido entre enero de 1970 y agosto de 1995. Los resultados concluyeron que la trayectoria del tipo de cambio durante el lapso analizado no obedeció mayoritariamente a lo señalado por la teoría de la paridad de poder de compra.

Segura (1995) examinó el enfoque de la paridad de poder de compra y los modelos “multipaíses” y de economía pequeña para la determinación del tipo de cambio real de la economía costarricense en el período 1985:4-1995:2. Las conclusiones señalaron que el tipo de cambio real estuvo determinado por los fundamentales mencionados. La Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (2003) calculó para los países centroamericanos el tipo de cambio real de equilibrio mediante datos anuales para el lapso 1970-2002. Los resultados para Costa Rica mostraron una tendencia hacia la depreciación del tipo de cambio real a partir de 1983 para luego estabilizarse en el 2000 alrededor del nivel de referencia.

Paiva (2001) realizó estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica con observaciones anuales para el lapso 1991-2000 utilizando dos metodologías alternativas. Uno de los métodos empleados concluyó que el colón registraba una sobrevaluación en términos reales de alrededor del 12% a fines de 1999. La segunda metodología mostró una sobrevaluación de aproximadamente 7% de la moneda nacional.

Finalmente, León, Méndez y Prado (2002) realizaron aproximaciones del tipo de cambio real de equilibrio de la economía costarricense mediante el enfoque BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) que estima la trayectoria del tipo de cambio real con base en los fundamentales económicos y el enfoque FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) que aproxima el sendero de la tasa cambiaria real bajo condiciones de equilibrio macroeconómico sostenible en el más largo plazo. Los resultados de estas estimaciones muestran una tendencia hacia la depreciación en términos reales de la moneda nacional a partir del 2002, luego de la apreciación real observada en la década de los noventa, sin embargo, muestran evidencias de subvaluaciones de la moneda nacional del orden del 4% en el 2002.

Como lo muestran los resultados de los estudios mencionados anteriormente, las estimaciones del tipo de cambio real son sensibles al método de estimación utilizado y al período de estudio escogido, por lo que los cálculos de los niveles de equilibrio y las estimaciones de los desalineamientos pueden diferir entre las distintas investigaciones. Además, el tipo de cambio real de equilibrio no es directamente observable y su estimación es particularmente complicada, pues hay problemas en la calidad y disponibilidad de datos estadísticos y existen distintas teorías, ninguna de ellas clara y suficientemente avalada por la evidencia empírica (Banco Central de Chile, 2003; Dunaway y Li, 2005).

En vista de lo anterior, en este documento no se adoptan posiciones ortodoxas en cuanto a la estimación del tipo de cambio real sino que se consideran antecedentes para abordar el tema, aunque procedan de distintas escuelas de pensamiento económico. En esta óptica, el objetivo del presente trabajo es incorporar las cifras trimestrales más recientes para estimar el tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica, según el enfoque *BEER* (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate*, el cual explica los desvíos de la paridad con base en fundamentales económicos) Así mismo, se pretende determinar eventuales desalineamientos con respecto a un cálculo del tipo de cambio real multilateral que utiliza como denominador el índice de precios al consumidor doméstico, como medida de precios de los bienes no transables. En una investigación complementaria posterior se pretende también estimar el tipo de cambio real mediante el enfoque *DEER* (*Desired Equilibrium Exchange Rate*, el cual es condicionado a medidas de mediano plazo de los fundamentales) y simular comportamientos del tipo de cambio real congruentes con ciertos escenarios para el déficit en cuenta corriente de la balanza de pagos. Tales objetivos surgen como complemento del Proyecto de Flexibilización Cambiaria, en el cual se había anticipado una importante subvaluación real del colón en el periodo 2002-2003 (León, Méndez y Prado, 2003).

El documento se estructura de la siguiente forma: en la segunda parte se mencionan brevemente los principales aspectos teóricos; en la tercera parte se detallan los resultados de la estimación empírica del *BEER* y se calculan los probables desalineamientos cambiarios y en la cuarta parte se mencionan algunas consideraciones finales.

## ***II. ASPECTOS TEÓRICOS<sup>1</sup>***

El tipo de cambio real (*TCR*) se define como el precio relativo de los bienes transables internacionalmente con respecto a los bienes no transables. En ese sentido, constituye uno de los macro precios más importantes en una economía pequeña y abierta, pues determina en gran medida los incentivos para la asignación de los recursos y el gasto entre los sectores transables y no transables de la economía.

El Banco Central de Costa Rica (BCCR) calcula un tipo de cambio efectivo real multilateral (*ITCER multilateral*) como un cociente entre el promedio geométrico de los índices de precios al productor de los socios comerciales (expresados en la moneda del país de referencia), ponderados por su participación en el comercio y el índice de precios al productor industrial interno. De esta forma, el *ITCER multilateral* no refleja la relación de precios de los bienes transables respecto a los bienes no transables del país. Para subsanar lo anterior y al igual que en León et. al, en el presente estudio se utiliza el indicador de tipo de cambio real que computa en el numerador los índices de precios al productor de los socios comerciales en moneda doméstica, ponderados por la participación comercial, como aproximación de los precios de los bienes transables, y en el denominador el índice de precios al consumidor costarricense, como medida de los precios de los bienes no transables.

Aunque el Banco Central puede alterar el tipo de cambio nominal, en el largo plazo el *TCR* es determinado por los fundamentales de la economía. Sin embargo, se suele suponer que la existencia de rigideces nominales en los mercados permite que el tipo de cambio nominal afecte en el corto plazo al *TCR*, siendo posible inducir transitoriamente su convergencia hacia el valor de equilibrio de largo plazo. De esta forma, las distintas definiciones de *TCR* de equilibrio implícitamente consideran la *sostenibilidad*, como una condición para el equilibrio del *TCR*, por lo que su naturaleza es de largo plazo.

En esta óptica, ocurrirá un desalineamiento cambiario en la medida en que exista diferencia entre el *TCR* observado y el tipo de cambio real de equilibrio. Específicamente, la moneda estará sobrevaluada (subvaluada) en términos reales, si el *TCR* actual se encuentra por debajo (por encima) del *TCRE*.

En la práctica, los estudios de tipo de cambio real se han basado inicialmente en el enfoque de la paridad del poder de compra (*PPC*), el cual predice, tanto en su versión absoluta como relativa, que el Tipo de Cambio Real de Equilibrio (*TCRE*) es constante. Sin embargo, la *PPC* presenta no solo problemas teóricos sino también empíricos, al encontrar los investigadores desviaciones importantes y persistentes de la paridad del poder de compra.

---

<sup>1</sup> Esta sección sigue de cerca el trabajo de León, Méndez y Prado (2003).

Ante la incapacidad de la *PPC* para pronosticar el equilibrio del tipo de cambio real en el mediano y largo plazo, se desarrollaron enfoques alternativos conocidos como “enfoque de la paridad del poder de compra extendido”, el cual está basado en el supuesto de que la *PPC* se cumple en el largo plazo, pero el corto y mediano plazo hay factores que interactúan y no permiten que el *TCR* converja a la *PPC*. Esto implica que el *TCRE* variaría en el tiempo y este cambio estaría asociado a la evolución de fundamentos económicos del *TCR*. Entre estos “fundamentos económicos” del tipo de cambio real se encuentran los cambios en la productividad de los sectores transable y no transable de la economía, la posición de activos externos netos, los términos de intercambio, las tarifas a las importaciones, la apertura financiera del país, el crecimiento del producto, la tasa de interés interna y externa y el gasto de gobierno, entre otros (Calderón, 2004).

Paralelamente al desarrollo del enfoque de la paridad del poder de compra extendida, nace el enfoque macroeconómico del *TCR*, el cual define el tipo de cambio real de equilibrio como aquel consistente con el equilibrio en la balanza de pagos. Este equilibrio macroeconómico puede ser definido en dos vías: a) como la situación donde los flujos netos de capital son iguales al balance de la cuenta corriente; b) cuando el balance de cuenta corriente de la balanza de pagos es igual al balance estructural de ahorro – inversión (Dunaway y Li, 2005).

A partir de estos enfoques para determinar el *TCRE*. Se han desarrollado principalmente dos estrategias de modelación: el modelo de comportamiento del tipo de cambio de equilibrio, *BEER* y el tipo de cambio de equilibrio fundamental, *FEER*. El primer modelo estima una ecuación utilizando los fundamentales económicos del *TCR*, no incluyendo elementos normativos como la determinación de equilibrio externo. En este caso, el valor de tendencia resultante se puede utilizar para evaluar las fluctuaciones del *TCR* y determinar las desviaciones con respecto al valor de equilibrio.

El enfoque *FEER* para estimar el *TCR* de equilibrio modela la cuenta corriente de la balanza de pagos mediante la estimación de dos ecuaciones:

- i. La cuenta corriente estructural, estimada con base en especificaciones de exportaciones e importaciones o directamente con las elasticidades de comercio.
- ii. La cuenta corriente objetivo, que es aquella que aún cuando no se encuentre en equilibrio, se halla en un nivel sostenible en el mediano plazo.

El cálculo del *TCRE* mediante el enfoque *FEER* involucra la formulación de juicios normativos en torno a las condiciones económicas ideales. Así, este *TCRE* puede variar a medida que se eligen diferentes condiciones para el equilibrio de mediano y largo plazo de la economía, dando origen al enfoque de tipo de cambio de equilibrio deseado, *DEER*. La principal diferencia entre los enfoques *DEER* y *FEER* está en la definición de la cuenta corriente de la balanza de pagos objetivo. El enfoque *DEER* establece una cuenta corriente objetivo con base en una trayectoria de política “deseada”, donde el *TCR* debe ser consistente con ciertos niveles óptimos de cuenta corriente de la balanza de pagos.

### III. ESTIMACIÓN EMPÍRICA

#### 3.1. Estimación del BEER

En esta sección se estima directamente el comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio (BEER), mediante un modelo uniecuacional en forma reducida, el cual toman en cuenta los siguientes determinantes fundamentales de largo plazo que resultaron significativos estadísticamente: términos de intercambio internacionales, absorción del gobierno; inversión extranjera directa y tasa de interés real interna<sup>2</sup>.

El modelo se estimó econométricamente por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (*DOLS*), propuesto por Stock y Watson (1993)<sup>3</sup>, con base en una muestra de datos trimestrales del periodo 1991.Q1-2005.Q3.

La escogencia del método obedeció principalmente a la necesidad de controlar la dinámica presente en el modelo<sup>4</sup>, la cual es contrarrestada para evitar el sesgo en la estimación de los parámetros de regresión debido a posibles efectos de retroalimentación (endogeneidad) en las variables<sup>5</sup>. Para ello, se incluyeron igual cantidad de rezagos y de adelantos de las diferencias de los determinantes fundamentales mencionados y de las diferencias de dos variables adicionales que influyen en el comportamiento de corto plazo del tipo de cambio real: un índice del valor de las monedas de los principales socios comerciales y el tipo de cambio nominal (devaluación nominal de la moneda doméstica frente al dólar estadounidense). Estas últimas variables se incorporan a la dinámica de corto plazo del modelo porque las devaluaciones o revaluaciones de las monedas de los principales socios comerciales del país, con respecto al dólar estadounidense, afectan indirectamente la competitividad de las exportaciones nacionales en los mercados externos y porque la

---

<sup>2</sup> También se tomaron en cuenta los siguientes determinantes fundamentales pero no resultaron significativos estadísticamente: arancel de importaciones; índice de precios implícito de importaciones y de exportaciones; precio internacional del petróleo; premio de tasa de interés por invertir domésticamente; tasa de interés real externa; resultado primario del gobierno y del sector público global; reservas internacionales netas; tasa de crecimiento real del PIB doméstico y de EE.UU y tendencia determinística en los datos, entre otros. En una muestra más reducida (debido a la ausencia de datos trimestrales observados de la balanza de pagos para el periodo 1991-1998) también se estudió el efecto de los siguientes determinantes: inversión extranjera directa neta; flujos de capital de largo plazo; posición de activos externos netos; efecto neto (ingresos y egresos de divisas) por la actividad turística; etc.

<sup>3</sup> El método de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (*DOLS*) fue sugerido inicialmente por Stock y Watson en 1993, aunque también ha sido abordado por otros autores, tales como Saikkonen (1991) y Phillips y Loretan (1991).

<sup>4</sup> La dinámica fue evidente en ensayos que incluyeron la variable dependiente rezagada como explicativa, la cual resultó altamente significativa.

<sup>5</sup> Por otra parte, según Hoffmaister, Kikut, Odio y Villalobos (2001), Experimentos de Monte Carlo han demostrado que “los estimadores *DOLS* tienen la ventaja de que son asintóticamente equivalentes a los estimadores de máximo verosimilitud, propuestos por Johansen (1988). Además, sus propiedades empíricas en muestras pequeñas son tales que superan a las de los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (*MCO*). Esto se debe a que el método *DOLS* introduce correcciones a *MCO* para compensar los errores asociados a la endogeneidad de los regresores y a la autocorrelación serial de los residuos de la estimación”.

existencia de rigideces nominales de corto plazo en la economía ocasionan que la devaluación nominal del colón afecte transitoriamente la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio real.

La relación funcional estimada empíricamente fue:

$$\begin{aligned}
 litceripc_t = & \beta_0 + \beta_1 * ltt_t + \beta_2 * cg\_y\_sa_t + \beta_3 * ied\_pasivo\_y\_sa_t + \beta_4 * tbreal_t + \\
 & \sum_{j=-k}^{j=k} \lambda_j * Dltt_{t-j} + \sum_{j=-k}^{j=+k} \phi_j * Dcg\_sa_{t-j} + \sum_{j=-k}^{j=+k} \gamma_j * Died\_pasivo\_y\_sa_{t-j} + \\
 & \sum_{j=-k}^{j=+k} \eta_j * Dtbreal_{t-j} + \sum_{j=-k}^{j=+k} \psi_j * Dlmoney\_index_{t-j} + \sum_{j=-k}^{j=+k} \delta_j Dev\_t_{t-j} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (1)$$

Donde:

$litceripc_t$	Logaritmo del índice del tipo de cambio real multilateral utilizando el IPC costarricense en el denominador, como medida del precio de los bienes no transables.
$ltt_t$	Logaritmo de los términos de intercambio internacionales <sup>6</sup> .
$cg\_y\_sa_t$	Gasto de consumo del gobierno como proporción del PIB, ambos en millones de colones corrientes de cada año (serie desestacionalizada).
$ied\_pasivo\_y\_sa_t$	Inversión extranjera directa desde el exterior (pasivo con no residentes) <sup>7</sup> en moneda doméstica, como proporción del PIB, en millones de colones corrientes de cada año (serie desestacionalizada).
$tbreal_t$	Tasa de interés real doméstica, calculada como la tasa de interés básica nominal ajustada por inflación observada adelantada dos trimestres.
$Dlmoney\_index_t$	Índice del valor de las monedas de los principales socios comerciales respecto al dólar estadounidense <sup>8</sup> .
$Dev\_t_t$	Tasa de variación trimestral del tipo de cambio nominal del colón frente al dólar estadounidense (devaluación nominal) <sup>9</sup> .

<sup>6</sup> Según razón del índices de precios de exportaciones e importaciones.

<sup>7</sup> Debido a la ausencia de datos trimestrales observados de la inversión de residentes en el exterior (activo de residentes en el exterior), no fue posible considerar el efecto neto de esta variable, sin embargo, es claro el predominio de la inversión de no residentes en el país (pasivo con no residentes), lo cual ha marcado históricamente el comportamiento de esta variable en el tiempo.

<sup>8</sup> Indica las devaluaciones o revaluaciones de las monedas de los principales socios comerciales del país frente al dólar estadounidense.

<sup>9</sup> Diferencial logarítmico del promedio trimestral de compra y venta de divisas del BCCR en el mercado cambiario.

$$\sum_{j=-k}^{j=k}$$

Sumatoria de adelantos y rezagos de la diferencia de la variable de referencia;  $\forall k = 2$

$D$

Operador de diferencia trimestral de la variable de referencia.

$\varepsilon_t$

Error de estimación.

Los parámetros  $\beta$  del primer bloque del lado derecho de la ecuación (1) denotan los coeficientes de largo plazo de la regresión, los cuales son filtrados de la dinámica de corto plazo contenida en el resto de parámetros de la ecuación.

Previo a la estimación del modelo (1) se observó gráficamente el comportamiento de las variables y se examinó su grado de integración, hallándose que todas son integradas de orden 1, excepto la razón de inversión extranjera directa, la tasa de interés real doméstica y el índice de monedas, las cuales fueron estacionarias (Anexo 1)<sup>10</sup>. Luego se verificó la cointegración de las variables en sentido de Johansen-Juselius (1990), no rechazándose la hipótesis de existencia de al menos seis vectores de cointegración (Anexo 2), lo cual sugiere la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas. Finalmente se estimó el modelo (1), cuyos parámetros de largo plazo resultantes se muestran a continuación (errores estándar entre paréntesis)<sup>11</sup>:

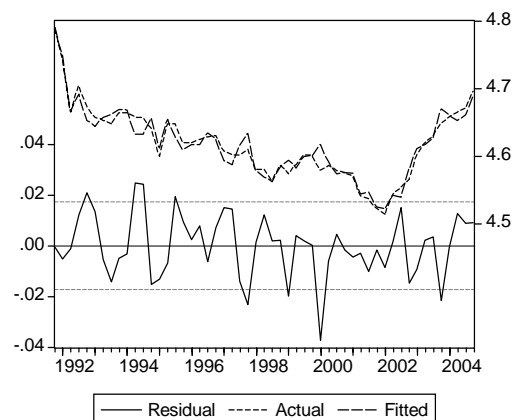
$$\begin{aligned} \text{litceripc}_t = & 6.76 - 1.40 * \text{ltt}_t - 15.77 * \text{cg\_y\_sa}_t \\ & \text{(0.14)} \quad \text{(0.13)} \quad \text{(1.09)} \\ & - 3.90 * \text{ied\_pasivo\_y\_sa}_t - 0.54 * \text{tbreal}_t \\ & \text{(0.51)} \end{aligned} \quad (2)$$

Error estándar de regresión: 0.0173

F estadístico (prob.): 0.0000

El modelo posee un bajo error estándar de regresión, el cual evidencia un buen ajuste de regresión, como se muestra en el Gráfico 1. Los coeficientes de largo plazo estimados son estadísticamente significativos y tienen el signo teórico o empírico esperado. En particular, manteniendo todo lo demás constante, una mejora de 1% en los términos de intercambio internacionales aprecia el tipo de cambio real en 1.4%; un aumento de 1 punto porcentual en la razón del consumo de gobierno a PIB ocasiona una apreciación real de 0.16%; un aumento de 1

Gráfico 1  
Modelo de tipo de cambio real



<sup>10</sup> El método *DOLS* permite que tanto variables estacionarias como no estacionarias conformen una relación de equilibrio de largo plazo.

<sup>11</sup> El bloque de la dinámica de corto plazo del modelo excluyó adelantos y rezagos no significativos de las variables.

punto porcentual en la razón de inversión extranjera directa aprecia el tipo de cambio real en 0.04% y un incremento de 1 punto porcentual en la tasa de interés real interna aprecia el tipo de cambio real en 0.005%.

Estos resultados no son directamente comparables con los obtenidos por León et. al., puesto que en esa investigación se consideró separadamente los componentes de los términos de intercambio (precios de exportación y precio del petróleo) y agregadamente el diferencial de tasas de interés internas y externas<sup>12</sup> (premio por invertir en moneda local). Aunque la diferencia de metodologías es relevante, indirectamente se puede inferir congruencia en los resultados de ambas investigaciones, puesto que mejoras en los términos de intercambio aprecian el tipo de cambio real, sea que (*ceteris paribus*) provengan de un aumento del precio de las exportaciones (relación negativa con el tipo de cambio real hallada por León et. al.) o de una reducción del precio del petróleo (relación positiva encontrada con el tipo de cambio real).

En cuanto al efecto del diferencial de tasas de interés internas y externas, si habría divergencia en los hallazgos de ambos trabajos, puesto que en nuestros resultados, cuando todo lo demás permanece constante, incrementos en la tasa de interés real interna<sup>13</sup> inducen una apreciación real esperada, al incrementar el premio y fomentar el ingreso de capitales. No obstante, en León et. al. el incremento del premio inesperadamente deprecia el tipo de cambio real<sup>14</sup>.

Tampoco son directamente comparables estos resultados con los de Cubero (2005). Aunque las metodologías econométricas poseen algunas similitudes, el autor utiliza un modelo de dos sectores para Costa Rica y una muestra de datos anuales del periodo 1970-1999. A pesar de lo anterior, hay coincidencia en la consideración de los términos de intercambio internacionales; del consumo de gobierno y de la inversión extranjera directa (ambos como proporción del PIB) como determinantes fundamentales de largo plazo del tipo de cambio real del país:

Cubero también encuentra efectos negativos de las razones de consumo de gobierno e inversión extranjera directa sobre el tipo de cambio real. Pero obtiene una relación directa entre éste y los términos de intercambio, lo cual contrasta con éste y otros estudios empíricos para Costa Rica, los cuales suelen encontrar una relación inversa entre ambas variables (Paiva, 2001<sup>15</sup> y León et. al.). El autor sugiere que esto se justifica en la preponderancia de los efectos en producción o en demanda, en relación con el efecto ingreso de un *shock* de términos de intercambio.

---

<sup>12</sup> Corregido por la variación cambiaria.

<sup>13</sup> Ajustada por devaluación.

<sup>14</sup> Los autores lo justifican sugiriendo que bajo abundancia de fondos externos y altas entradas de capitales que aprecian el tipo de cambio real, el premio puede reducirse sin afectar el ingreso de capitales, mientras que el premio debe elevarse para atraer financiamiento externo durante escasez de recursos externos, con tendencia a la depreciación del tipo de cambio real.

<sup>15</sup> Citado por Cubero (2005).

Por otra parte, a partir de los resultados de la ecuación (2), se estimó empíricamente el tipo de cambio real de equilibrio (*TCRE*), bajo la premisa de que éste es un parámetro de largo plazo, por lo que no se utilizaron valores observados de sus determinantes fundamentales, sino sus valores de equilibrio de largo plazo, aproximados por sus componentes permanentes (tendencias), obtenidos mediante un filtro estadístico<sup>16</sup>. La estimación también requirió un ajuste al intercepto de regresión<sup>17</sup>: y una transformación exponencial para expresarla en niveles del índice. La fórmula de cálculo fue:

$$\begin{aligned}
 ITCRE = \exp\{ & [6.76 + @mean(ltt) + @mean(cg\_y\_sa) \\
 & + @mean(ied\_pasivo\_y\_sa) + @mean(tbreal)] \\
 & -1.40*ltt\_hp_t - 15.77*cg\_y\_sa\_hp_t \\
 & -3.90*ied\_pasivo\_y\_sa_t - 0.54*tbreal\_hp_t \}
 \end{aligned} \tag{3}$$

Donde el comando *@mean()* calcula el promedio de la variable indicada y la extensión *\_hp* denota el componente permanente de la serie respectiva.

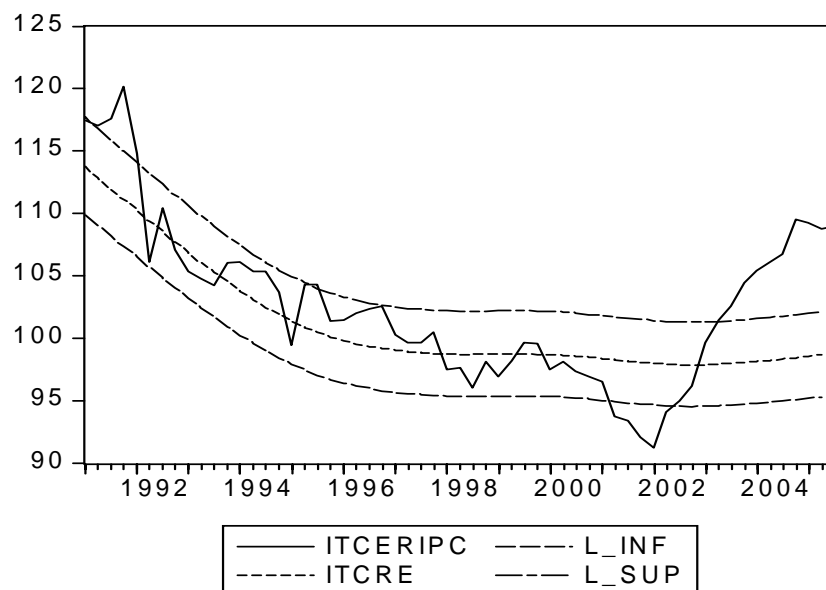
A la ecuación anterior se le incorporaron límites al 95% de confianza<sup>18</sup>, para considerar la incertidumbre estadística asociada. De esta forma, la estimación del tipo de cambio real de equilibrio y su banda de confianza se muestra en el Gráfico 2:

<sup>16</sup> En rigor, es deseable un juicio de experto para la determinación de los niveles de equilibrio de largo plazo de los determinantes fundamentales, pero a falta de estimaciones confiables para estas variables se recurrió a la técnica estadística. En cuanto a la técnica de filtrado, León et. al. también utilizó este procedimiento para el caso de Costa Rica y Edwards y Savastano (1999) mencionan esta práctica en otros estudios a nivel internacional. Para aislar el componente permanente de los determinantes se utilizó el filtro *Hodrick- Prescott*, con un parámetro de suavidad de 6400, para contrarrestar la crítica de que este filtro tiende a sobredimensionar los valores extremos. En otras estimaciones empíricas, este parámetro de suavidad más alto (en relación con el usual de 1400 para datos trimestrales) ha obtenido resultados similares a los del filtro *Baxter-King*.

<sup>17</sup> Se incorporan los promedios de cada uno de los determinantes fundamentales del tipo de cambio real.

<sup>18</sup> Los límites de confianza en torno al valor estimado consideran el error estándar de regresión.

*Gráfico 2*  
*Tipo de cambio real multilateral y su estimación de*  
*equilibrio en el largo plazo*  
*Periodo 1991-2005*



A partir de la ecuación (3) y de acuerdo con la inferencia estadística, hay una probabilidad del 95% de que la estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo esté entre esa banda de confianza y en la medida en que el tipo de cambio real multilateral (que utiliza el IPC interno en el denominador) esté dentro de ella, se puede rechazar la hipótesis de desalineamiento cambiario a ese nivel de probabilidad. Precisamente esa consideración permite advertir pequeños desalineamientos cambiarios no mayores al  $\pm 1.5\%$  anual, en promedio, en la mayor parte de la muestra. No obstante, se estiman desalineamientos mayores en el 2004 y en la primera mitad del 2005 (subvaluación del colón de 5.2% y 6.8% en promedio en ambos años, respectivamente) (Cuadro 1A del Anexo 3).

No obstante, conviene considerar con precaución los porcentajes estimados anteriormente, dada la naturaleza “no observable” del tipo de cambio real de equilibrio y dado el amplio rango de resultados que se suelen dar aún para un mismo país, como lo demuestra la experiencia reciente del caso de China, documentado por Dunaway y Li (2005). Los autores justifican la variedad de resultados al uso de distintas metodologías y variables explicativas en los modelos y a la inestabilidad de las relaciones económicas subyacentes, usual en las economías emergentes más propensas a *shocks* externos.

Por otra parte, también influye la dificultad para comprobar empíricamente la bondad de las estimaciones, pues no es posible recurrir a los métodos usuales como el grado de ajuste de las regresiones dentro de la muestra o la capacidad del modelo para proyectar. Sin embargo, puede ser de utilidad establecer una comparación con otras investigaciones<sup>19</sup>.

Por lo menos, los presentes resultados están en línea con los de León et. al,<sup>20</sup> quienes también estiman desvíos cambiarios poco importantes en la mayor parte del periodo estudiado e indicios de una subvaluación importante del colón desde mediados del 2002; la cual estiman en 4% (Gráfico no. 3 y página 42).

#### ***IV. CONSIDERACIONES FINALES***

Con la metodología DOLS seleccionada e incorporando los datos trimestrales más recientes, el presente documento estimó el comportamiento tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica según el enfoque BEER.

Los términos de intercambio internacionales, la absorción del gobierno, la inversión extranjera directa y la tasa de interés real interna fueron los determinantes fundamentales de largo plazo que, en conjunto con la política de corto plazo del tipo de cambio nominal y la mayor volatilidad de las monedas de los principales socios comerciales a partir del 2001, explicaron la apreciación del tipo de cambio real hasta el 2001 y su posterior depreciación.

A partir del BEER y del cálculo del tipo de cambio real multilateral utilizando el IPC costarricense en el denominador, como medida del precio de los bienes no transables, se estimaron subvaluaciones y sobrevaluaciones reales del colón no mayores al 1.5% en la mayor parte de la muestra y una subvaluación de la moneda de 5.2% y 6.8%, en promedio, en el 2004 y en la primera mitad del 2005, respectivamente.

Si bien se mencionaron motivos para considerar con precaución estos resultados, una subvaluación del colón a partir del 2002 ya había sido documentada también en una investigación interna precedente, la cual utilizó determinantes fundamentales adicionales; una metodología más sencilla y una muestra de datos menos reciente.

---

<sup>19</sup> Otra posibilidad es contrastar las aproximaciones empíricas del desalineamiento cambiario con la historia macroeconómica del país y analizar si las grandes sobrevaluaciones estimadas corresponden a empeoramientos de la posición externa (Montiel, 2003, citado por León et. al), sin embargo, este procedimiento no se hace por ahora en esta investigación.

<sup>20</sup> Cubero op. cit, no estima desalineamientos del tipo de cambio real para Costa Rica, por lo que no es posible usar este trabajo como referencia en este punto específico.

Aunque también puede ser útil complementar estos resultados con un estudio de la historia macroeconómica del país y analizar si las grandes sobrevaluaciones estimadas corresponden a empeoramientos de la posición externa<sup>21</sup>, por ahora esta posibilidad no se explora en el presente documento. En todo caso, si de momento se concita algún grado de acuerdo con la idea general de la existencia de una posible subvaluación de la moneda al final de periodo, las implicancias de política monetaria serían relevantes no solo para la presión inflacionaria en el corto plazo, vía el efecto traspaso de eventuales modificaciones en la política cambiaria, sino también para dar elementos de juicio para evaluar el tipo de cambio real de partida, al intentar otorgar una mayor flexibilidad al sistema cambiario prevaleciente.

## V. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Banco Central de Chile (2003) *“Modelos macroeconómicos y proyecciones del Banco Central de Chile 2003”*.

Cubero-Brealey, R. (2005), *“The Macroeconomic Effects of Inward Foreign Direct Investment: A Two-sector Analysis for Costa Rica”*, University of Oxford, thesis for the degree of Doctor of Philosophy in Economics.

Dunaway y Li (2005), *“Estimating China’s “Equilibrium” Real Exchange Rate”*, IMF Working Paper WP/05/202, October

Hoffmaister, A.; Kikut, A.; Odio, J. y Villalobos, L. (2001) *“Demanda privada de deuda pública y de otros activos financieros”*, Nota de Investigación No 03-01.

Johansen y Juselius (1990) *“Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration –with Applications to the Demand for Money”*, Oxford Bulletin of economic and Statistic, 52, 169-210

León, Méndez y Prado (2003), *“El tipo de cambio real de equilibrio en Costa Rica”*, Documento de Investigación, DIE-DM-10-2003-DI, Banco Central de Costa Rica, Diciembre.

Orozco, N. (1995). *“Evaluación de la Paridad del Poder de Compra en Costa Rica”*. Banco Central de Costa Rica. Departamento de Investigaciones Económicas. DIE-EC-32-95. Diciembre.

Paiva, Claudio (2001). *“Competitiveness and the Equilibrium Exchange Rate in Costa Rica”*. IMF Working Paper WP\*01-23. Febrero.

---

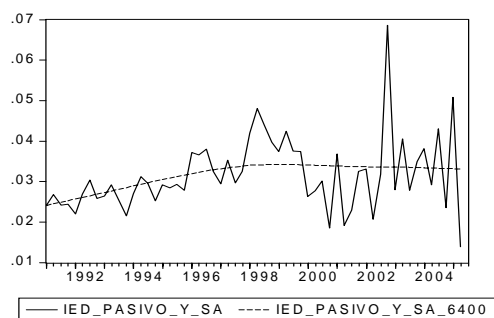
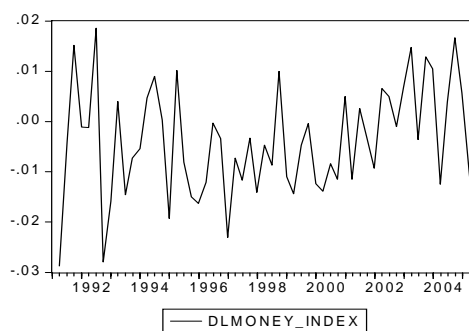
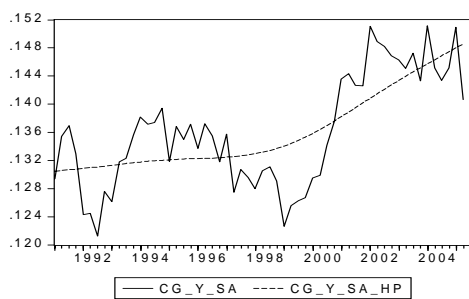
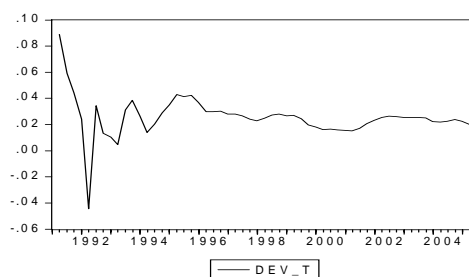
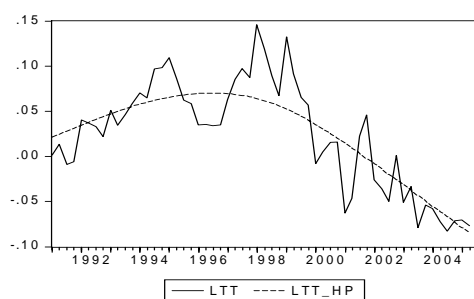
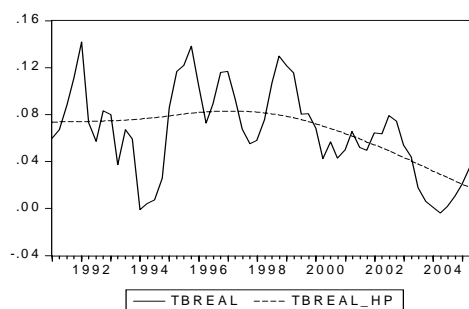
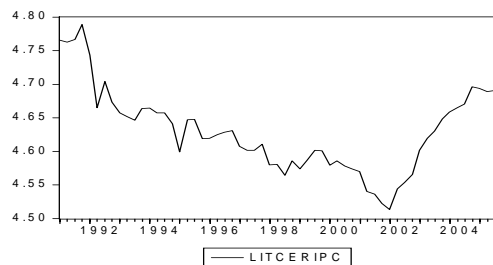
<sup>21</sup> Esta es una recomendación de Montiel (2003); según se cita en León et. Al.

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (2003). “Estimación del tipo de cambio real de equilibrio en Centroamérica”. Julio.

Stock y Watson (1993) “*A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated System*”, *Econometría*, Vol. 61, No. 4, pp. 783-820, July.

## **ANEXOS**

## Anexo 1: Gráfico de las variables del modelo y grado de integración de las series



Variable	ADF (niveles)
$litceripc_t$	-2.110143
$ltt_t$	-2.601865
$cg\_y - sa_t$	-2.021706
$ied\_pasivo\_y\_sa_t$	-7.055460
$tbreal_t$	-3.001049
$Dlmoney\_index_t$	-7.319434
$Dev\_t_t$	-2.485951

## Anexo 2: Prueba de Cointegración de Johansen

Date: 12/22/05 Time: 12:14

Sample(adjusted): 1992:2 2005:2

Included observations: 53 after adjusting endpoints

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LITCERIPC LTT CG\_Y\_SA IED\_PASIVO\_Y\_SA TBREAL LMONEY\_INDEX DEV\_T

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 **	0.841006	239.9048	124.24	133.57
At most 1 **	0.686632	142.4436	94.15	103.18
At most 2 **	0.535521	80.94358	68.52	76.07
At most 3	0.319411	40.30113	47.21	54.46
At most 4	0.203735	19.90688	29.68	35.65
At most 5	0.092830	7.832239	15.41	20.04
At most 6	0.049106	2.668669	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.841006	97.46122	45.28	51.57
At most 1 **	0.686632	61.50004	39.37	45.10
At most 2 **	0.535521	40.64245	33.46	38.77
At most 3	0.319411	20.39425	27.07	32.24
At most 4	0.203735	12.07464	20.97	25.52
At most 5	0.092830	5.163570	14.07	18.63
At most 6	0.049106	2.668669	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

### Anexo 3: Estimación del TCR de equilibrio según método DOLS

*Cuadro IA*  
*Estimación del tipo de cambio real de equilibrio y desalineamientos cambiarios*  
*Periodo 1994.Q1-2005.Q2*

Fecha	ITCERIPC	L INF	ITCRE	L SUP	Desalineamiento	Desalineamiento medio anual
I 91	117.42	109.87	113.74	117.75	0%	1.5%
II	117.06	109.02	112.86	116.83	0.2%	
III	117.56	108.17	111.98	115.92	1.4%	
IV	120.18	107.33	111.11	115.02	4.5%	
I 92	114.81	106.50	110.25	114.13	0.6%	0.1%
II	106.13	105.67	109.39	113.24	0%	
III	110.39	104.85	108.54	112.36	0%	
IV	107.08	104.03	107.69	111.48	0%	
I 93	105.34	103.22	106.85	110.62	0%	0.0%
II	104.80	102.43	106.04	109.77	0%	
III	104.22	101.66	105.24	108.95	0%	
IV	106.01	100.92	104.48	108.15	0%	
I 94	106.10	100.22	103.75	107.40	0%	0.0%
II	105.36	99.56	103.07	106.69	0%	
III	105.31	98.95	102.43	106.04	0%	
IV	103.65	98.39	101.85	105.44	0%	
I 95	99.40	97.88	101.32	104.89	0%	0.1%
II	104.29	97.42	100.85	104.41	0%	
III	104.32	97.02	100.44	103.98	0.3%	
IV	101.38	96.68	100.08	103.61	0%	
I 96	101.44	96.38	99.77	103.29	0%	0.0%
II	101.99	96.13	99.51	103.02	0%	
III	102.33	95.92	99.30	102.80	0%	
IV	102.58	95.75	99.13	102.62	0.0%	
I 97	100.24	95.62	98.99	102.47	0%	0.0%
II	99.64	95.52	98.88	102.36	0%	
III	99.61	95.44	98.80	102.28	0%	
IV	100.50	95.39	98.75	102.22	0%	
I 98	97.48	95.36	98.71	102.19	0%	0.0%
II	97.59	95.34	98.70	102.17	0%	
III	95.99	95.34	98.69	102.17	0%	
IV	98.08	95.34	98.70	102.17	0%	
I 99	96.91	95.35	98.71	102.18	0%	0.0%
II	98.16	95.35	98.71	102.19	0%	
III	99.60	95.35	98.71	102.18	0%	
IV	99.58	95.33	98.69	102.16	0%	
I 00	97.48	95.30	98.65	102.13	0%	0.0%
II	98.09	95.24	98.60	102.07	0%	
III	97.35	95.17	98.52	101.99	0%	
IV	96.94	95.08	98.43	101.90	0%	
I 01	96.52	94.99	98.33	101.79	0%	-1.4%
II	93.73	94.89	98.23	101.69	-1.2%	
III	93.34	94.79	98.12	101.58	-1.5%	
IV	92.07	94.70	98.03	101.48	-2.8%	
I 02	91.23	94.62	97.95	101.40	-3.6%	-1.0%
II	94.07	94.56	97.89	101.34	-0.5%	
III	95.00	94.52	97.85	101.30	0%	
IV	96.12	94.51	97.84	101.28	0%	
I 03	99.65	94.52	97.85	101.30	0%	1.0%
II	101.43	94.56	97.89	101.33	0.1%	
III	102.55	94.61	97.94	101.39	1.1%	
IV	104.41	94.68	98.01	101.46	2.9%	
I 04	105.44	94.76	98.10	101.55	3.8%	5.2%
II	106.13	94.85	98.19	101.65	4.4%	
III	106.74	94.95	98.30	101.76	4.9%	
IV	109.49	95.06	98.41	101.87	7.5%	
I 05	109.24	95.17	98.52	101.99	7.1%	6.8%
II	108.72	95.28	98.63	102.10	6.5%	