



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 003 | 2007

Estimación del tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica: periodo 1991-2006

Carlos Mora G.
Carlos Torres G.

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

Estimación del tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica: periodo 1991-2006*

Carlos Mora G.[†], Carlos Torres G.[‡]

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

En el documento se estima el tipo de cambio real de equilibrio de corto y mediano plazo para Costa Rica con datos trimestrales del periodo 1991-2006, según el “Modelo de Comportamiento del Tipo de Cambio Real” (Behavioral Equilibrium Exchange Rate- BEER).

La evidencia empírica muestra que la evolución del BEER se explica por el comportamiento de los siguientes fundamentales: absorción fiscal, términos de intercambio, productividad media del trabajo en el sector transable y no transable de la economía y posición de activos externos netos.

Al igual que en tres trabajos previos realizados internamente, las nuevas estimaciones continúan apuntando a una subvaluación real del colón a partir del 2004.

Palabras clave: Tipo de cambio real de equilibrio, BEER, Desalineamientos cambiarios, Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos, DOLS, Cointegración multivariada, VECM.

Clasificación JEL: C5, C8, F31.

* Documento preparado en el marco del proyecto conjunto de variables no observables coordinado por el CEMLA y algunos bancos centrales iberoamericanos.

[†] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. moragc@bccr.fi.cr

[‡] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. torresgc@bccr.fi.cr

Estimating the Real Equilibrium Exchange Rate for Costa Rica (1991 - 2006)

Carlos Mora G.[§], Carlos Torres G.^{**}

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Key words: Real exchange rate of equilibrium, BEER, Foreign exchange misalignments, Dynamic Minimum Ordinary Squares, DOLS, Multivariate cointegration, VECM.

JEL codes: C5, C8, F31.

[§] Department of Economic Research. Email address. moragc@bccr.fi.cr

^{**} Department of Economic Research. Email address. torresgc@bccr.fi.cr

Tabla de Contenido

RESUMEN	1
1. INTRODUCCIÓN	2
2. ENFOQUE TEÓRICO	3
3. METODOLOGÍA	6
4. EVIDENCIA EMPÍRICA	7
4.1 TEORÍA DE LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA (PPC)	7
4.2 ESTIMACIÓN DEL BEER DE CORTO PLAZO	8
4.2.1 Estimación mediante DOLS	8
4.2.2 Estimación mediante VECM	10
4.3 ESTIMACIÓN DEL BEER DE MEDIANO PLAZO	15
4.4 CÁLCULO DEL DESALINEAMIENTO CAMBIARIO REAL	17
5. CONSIDERACIONES FINALES	18
6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	19
ANEXO 1: DESCRIPCIÓN DE VARIABLES UTILIZADAS	22
ANEXO 2: GRADO DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES	23
ANEXO 3: PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN	24
ANEXO 4: PRUEBAS DE WALD Y DE RAÍZ UNITARIA (PPC)	27
ANEXO 5: GRÁFICO DE LAS VARIABLES UTILIZADAS	28
ANEXO 6: MODELOS DOLS	29
ANEXO 7: GRADO DE AJUSTE DE LAS REGRESIONES	33
ANEXO 8: MODELOS VECM	34
ANEXO 9: PRUEBA DE NORMALIDAD MULTIVARIADA Y AUTOCORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS	40
ANEXO 10: GRÁFICO DE LOS FUNDAMENTALES DEL TIPO DE CAMBIO REAL	43
ANEXO 11: DESALINEAMIENTO CAMBIARIO	44

1. Introducción

La economía costarricense aplicó diferentes regímenes de tipo de cambio en los últimos treinta años y recientemente migró de un esquema cambiario reptante a uno de flotación acotada. Hasta finales de la década de los setenta el tipo de cambio se mantuvo fijo, con ocasionales devaluaciones. A inicios de los años ochenta, en medio de la crisis de deuda externa que enfrentó el país, coexistió un sistema de tipos de cambio múltiples y un mercado informal de moneda extranjera que, en algunos períodos, mantuvo un margen considerable en relación con el tipo de cambio oficial.

El esquema de minidevaluaciones se aplicó desde noviembre de 1983, inicialmente basado en fijación y centralización de divisas en el Banco Central de Costa (BCCR). A partir de marzo de 1992 se permitió una mayor participación de agentes privados, en un contexto de apertura de la cuenta de capitales de la Balanza de Pagos, sin embargo, en junio de ese mismo año la Autoridad Monetaria retoma el control del mercado cambiario manteniendo la libre movilidad de capitales. De esta manera, el BCCR continuó influyendo de manera directa e indirecta en el valor de la divisa con el objetivo de preservar la competitividad externa de los sectores domésticos que producen para el mercado mundial y de impedir deterioros en la posición del sector externo.

Como parte de la evolución hacia un sistema monetario de metas de inflación y con el fin de otorgarle al mercado una mayor participación en la determinación del precio de la divisa y con ello coadyuvar a fortalecer la efectividad de la política monetaria, el BCCR sustituyó a partir de octubre del 2006 el esquema cambiario de minidevaluaciones por uno de bandas cambiarias de tipo deslizante y de amplitud inicial moderada pero creciente. Durante la aplicación de este último régimen, el tipo de cambio ha permanecido prácticamente fijo en el nivel de la banda inferior, en un contexto de importante ingreso de capitales privados externos, que se ha prolongado por varios años.

En el contexto de estos importantes cambios en el accionar del BCCR, una parte importante de la atención de los agentes económicos últimamente ha estado centrada en el comportamiento del tipo de cambio nominal; con la ventaja de que esta variable es observable directamente. En efecto, el BCCR publica diariamente los tipos de cambio nominales de las instituciones financieras autorizadas a participar en el mercado cambiario y calcula el tipo de cambio promedio que se utiliza como referencia para las transacciones cambiarias. El tipo de cambio real, por el contrario, es una variable no observable de difícil cuantificación y su estimación representa un reto teórico y metodológico importante, que no está exento de crítica.

A pesar de esto, es conveniente tener una idea de cuál es su valor de equilibrio de corto y mediano plazo, para evitar las consecuencias de un tipo de cambio real prolongadamente desalineado, como pueden ser: auge o bajo crecimiento económico, desequilibrios importantes en la cuenta corriente de la balanza de pagos y eventuales crisis cambiarias.

Para responder a lo anterior, el presente documento tiene como objetivo estimar el tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica, en el ámbito del proyecto conjunto para la estimación de variables económicas no observables², coordinado por bancos centrales latinoamericanos, el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA) y la Red de Investigadores de Bancos Centrales Iberoamericanos.

Con respecto a otros trabajos internos previos sobre el tema³, el valor agregado de la presente investigación es: el tratamiento explícito del tipo de cambio real desde un enfoque que incluye solo el país interno y otro que también toma en cuenta el país externo; la consideración de variables trimestrales de productividad de los sectores transables y no transables de la economía y la estimación del tipo de cambio real mediante la técnica alternativa de cointegración multivariada, la cual es muy utilizada en la literatura empírica de tipo de cambio real

El documento se estructura de la siguiente manera: en la segunda parte se menciona brevemente el enfoque teórico que sustenta la estimación empírica. En la tercera parte se comenta la metodología utilizada, incluidas las técnicas de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos y de Cointegración Multivariada. En la cuarta parte se estudia el cumplimiento de la teoría de la Paridad de Poder de Compra (*PPC*) para Costa Rica y se estiman empíricamente los modelos de tipo de cambio real de equilibrio de corto y mediano plazo. Asimismo, se calcula el desalineamiento cambiario real. La quinta parte contiene las principales consideraciones finales.

2. Enfoque Teórico

El tipo de cambio real (Q) se define como el precio relativo de los bienes transables (P_T) respecto al precio de los bienes no transables (P_N); definición que corresponde al tipo de cambio real interno según la literatura económica:

$$(1) \quad Q = \frac{P_T}{P_N}$$

De esta forma, el tipo de cambio real⁴ constituye un importante macro precio en una economía abierta, ya que determina los incentivos para la asignación de recursos y gasto entre los sectores transable y no transable de la economía.

Operacionalmente, se aproxima el precio de los bienes transables con los índices de precios al productor de los socios comerciales del país, expresados en moneda local y ponderados por su participación en el comercio del país. Lo anterior, bajo los supuestos de que el país no tiene suficiente poder de mercado para afectar los precios de los bienes que comercia

² Entre ellas, la tasa de interés real natural de la economía, el producto potencial y el tipo de cambio real de equilibrio.

³ Véase por ejemplo León Méndez y Prado (2003), Mora y Torres (2005) y Torres (2007).

⁴ De la definición (1) se infiere una apreciación (depreciación) real como una disminución (aumento) de Q .

internacionalmente y que la “*ley del único precio*”⁵ se aplica a los bienes transables. Por su parte, el precio de los bienes no transables se aproxima con el índice de precios al consumidor local.

El cálculo del tipo de cambio real mediante los índices señalados esta asociado a la *PPC*, la cual se ha considerado tradicionalmente como un modelo de tipo de cambio real de largo plazo, donde la razón de índices de precios provee una medida de la competitividad relativa del sector transable de la economía.

En su versión absoluta, dicha teoría establece una relación entre el nivel de precios interno, externo y el tipo de cambio nominal, la cual se puede expresar en logaritmos como:

$$(2) \quad e_t = p_t - p_t^*$$

Donde:

E_t Tipo de cambio nominal.

P_t Índice de precios doméstico.

P_t^* Índice de precios externo.

Los estudios más recientes de la *PPC* consideran que el tipo de cambio real de equilibrio más que una constante debe ser una serie estacionaria, es decir, debe retornar a su media en el largo plazo, luego de un disturbio que la aleje transitoriamente de ésta. De esta forma, la *PPC* concibe al tipo de cambio real de equilibrio como una media fija. Estos estudios también han mostrado que la *PPC* no se cumple en muchos países en desarrollo, razón por la que otros enfoques teóricos del tipo de cambio real han tomado auge en los últimos años.

Uno de estos enfoques alternativos es el modelo *BEER* (Obstfeld y Rogoff, 1996, y Clark y MacDonald, 2000), en el cual se estima un tipo de cambio real de equilibrio según el comportamiento de sus fundamentales, mediante una ecuación en forma reducida. Otros autores⁶ han aplicado este tipo de modelos, los cuales, al igual que el modelo de Obstfeld y Rogoff op. cit., están basados en microfundamentos que incluyen un agente económico representativo que maximiza su función de utilidad intertemporal, en una economía con dos sectores.

⁵ Dicha ley se cumple cuando los costos de transacción son nulos, no existen barreras al comercio, la economía opera en pleno empleo y el sistema de precios es eficiente. Así, el arbitraje internacional permitiría que el precio de un bien transable sea el mismo entre los países al expresarlo en una moneda común. De esta manera, si P_t^* es el precio del bien transable en los mercados internacionales y E_t el tipo de cambio, se debe cumplir que $P_t = E_t P_t^*$.

⁶ Entre ellos, Edwards (1994), Montiel (1999) y Lane y Milesi-Ferretti (2004).

No obstante las diferentes hipótesis en las que se basan los modelos, estos presentan dos características en común. Primero, están basados en un enfoque uniecuacional, a partir del cual se puede derivar una forma reducida del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo. Segundo, el tipo de cambio real de equilibrio es función de un conjunto de variables internas y externas (fundamentales), entre ellas, los flujos de activos externos, los diferenciales de productividad sectoriales (*Efecto Balassa-Samuelson*), los términos de intercambio y el gasto del gobierno.

La extensión del modelo utilizada por Calderón (2002), supone que existen dos países, el doméstico y el externo, donde cada uno posee un sector transable y no transable. Además, el precio de los bienes transables se determina de manera competitiva en los mercados mundiales y el sector no transable presenta una estructura monopólica en la producción. El gobierno consume fundamentalmente bienes no transables.

Una vez resuelto el problema de optimización intertemporal del agente representativo, que maximiza su función de utilidad sujeto a su restricción presupuestaria, se derivan las condiciones de primer orden (ecuaciones de Euler) de este problema de control óptimo, obteniéndose una ecuación para el precio de los bienes transables relativo al de los no transables. Luego, se utiliza la ecuación (1) para obtener el tipo de cambio real, el cual puede ser estimado empíricamente, según se tome en cuenta tanto el país interno como el foráneo, mediante las siguientes cuatro ecuaciones alternativas⁷:

País interno:

$$(3) \quad q_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \beta_2 Y_{Tt} + \beta_3 Y_{Nt} + \beta_4 t_t + \beta_5 G_t + \varepsilon_t^1$$

$$(4) \quad q_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \beta_2 \left(\frac{Y_T}{Y_N} \right)_t + \beta_3 t_t + \beta_4 G_t + \varepsilon_t^2$$

País interno y foráneo

$$(5) \quad q_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \beta_2 \left(\frac{y_T}{y_T^*} \right)_t + \beta_3 \left(\frac{Y_N}{Y_N^*} \right)_t + \beta_4 t_t + \beta_5 \left(\frac{G}{G^*} \right)_t + \varepsilon_t^3$$

$$(6) \quad q_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \beta_2 \left(\frac{Y_T}{Y_T^*} / \frac{Y_N}{Y_N^*} \right)_t + \beta_3 t_t + \beta_4 \left(\frac{G}{G^*} \right)_t + \varepsilon_t^4$$

Donde las letras minúsculas denotan la aplicación de logaritmo natural:

F_t	Posición de activos externos netos como porcentaje del PIB.
$(Y_T)_t, (Y_N)_t$	Productividad media del trabajo en el sector transable (no transable) de la economía.

⁷ Un planteamiento y solución al problema que enfrenta el agente representativo, puede consultarse en Alfaro (2006).

$\left(\frac{Y_T}{Y_N}\right)_t$	Productividad media del trabajo en el sector transable, relativo al sector no transable en el país propio.
$\left(\frac{Y_T}{Y_T^*}\right)_t, \left(\frac{Y_N}{Y_N^*}\right)_t$	Productividad media del trabajo en el sector transable (no transable) del país interno, relativa a la del país foráneo.
tt_t	Términos de intercambio internacionales.
$G_t, \left(\frac{G}{G^*}\right)_t$	Absorción fiscal del país interno y de éste relativa a la del país externo, respectivamente.
ε_t^i	Término de error aleatorio con media cero y varianza constante, correspondiente a cada modelo $\forall i = 1, \dots, 4$.

El modelo teórico *BEER* predice valores negativos para los coeficientes beta de los fundamentales, excepto para el asociado a la productividad media del trabajo en el sector no transable, tanto desde la perspectiva del país interno como la relativa al país foráneo.

La teoría económica señala que un incremento en la posición de activos externos netos de la economía permite sostener mayores déficit comerciales de balanza de pagos y, consecuentemente, se pueden acceder a mayores niveles de gasto en bienes y servicios transables y no transables, lo cual presiona particularmente el precio de estos últimos y lleva a la apreciación real.

El efecto de la productividad relativa de los dos sectores de la economía sobre el tipo de cambio real (*Efecto Balassa-Samuelson*), está asociado al aumento generalizado de los salarios, ante un incremento en la productividad del sector transable. Como en el sector no transable el aumento del salario no corresponde a una mejora en la productividad, es de esperar que suba el precio de los bienes producidos por este sector y, por lo tanto, ocurra una apreciación real.

Una mejora de los términos de intercambio produce un aumento en el poder de compra interno, cuando el efecto ingreso supera al efecto sustitución, lo que produce un incremento de la demanda de bienes transables y no transables y una apreciación del tipo de cambio real. Finalmente, existen factores de demanda que también pueden afectar el tipo de cambio real en el largo plazo. Bajo la hipótesis de que el gasto gubernamental es relativamente intensivo en bienes no transables, un aumento de la absorción fiscal presionaría los precios de estos bienes, lo que resultaría en una reducción del tipo de cambio real.

3. Metodología

La metodología utilizada para estimar el tipo de cambio real de equilibrio parte estudiando si la *PPC* se cumple para el caso del país. Para ello se estima económicamente la ecuación (2), tanto en su versión absoluta como relativa.

Previamente se hace un estudio del grado de integración de las variables (Anexo 2) y de una prueba de hipótesis para verificar si éstas cointegran (Anexo 3).

Para modelar el tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo con base en el comportamiento observado de los fundamentales del *BEER*, se ajustan las ecuaciones (3) a (6) mediante las técnicas de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (*DOLS*) (Stock y Watson, 1993)⁸ y de Cointegración Multivariada (*VECM*) (Johansen, 1988 y Johansen y Juselius, 1990)⁹.

Luego, se estima el *BEER* de mediano plazo, tomando en cuenta los coeficientes estimados en la etapa anterior, pero incorporando el valor estimado de largo plazo de sus fundamentales. Finalmente, se compara esta última variable con la estimación del tipo de cambio real multilateral para estimar el desalineamiento cambiario real.

4. Evidencia Empírica

Para justificar la estimación del tipo de cambio real de equilibrio mediante el enfoque *BEER*, previamente se somete a verificación empírica el cumplimiento de la *PPC* para Costa Rica, en la medida en que esta es una teoría de tipo de cambio real de largo plazo.

4.1 Teoría de la Paridad de Poder de Compra (*PPC*)

Como el tipo de cambio nominal (E_t)¹⁰ y los índices de precios domésticos (P_t)¹¹ y externos (P_t^*)¹² son series no estacionarias (Anexo 2), para que la versión absoluta de la *PPC* se cumpla para el país se requiere que, una vez que se estime económicamente la ecuación (2), sea unitario el valor del coeficiente asociado a la diferencia de los niveles de precios internos y externos y que el residuo de regresión sea una serie estacionaria. Con datos trimestrales del periodo 1991-2006, se estimó dicha ecuación en logaritmos para el caso de Costa Rica, en forma bilateral con Estados Unidos:

$$(7) \quad e_t = \underset{(337.63)}{6.4116} + \underset{(38.62)}{1.0139} * (p - p^*)_{t-1} + \hat{u}_t$$

⁸ Esta técnica incorpora adelantos y rezagos de las diferencias de las variables explicativas, para controlar por la posible correlación entre los choques de los fundamentales y los del tipo de cambio real, así como para enfrentar eventual autocorrelación en los errores de regresión y probable simultaneidad entre las variables (Calderón, 2004).

⁹ Se identifican los vectores de cointegración de largo plazo y se estudia el ajuste de corto plazo del modelo mediante el mecanismo de corrección de error. Posteriormente, se simulan innovaciones en los fundamentales, con el fin de analizar su efecto sobre el tipo de cambio real de equilibrio en el corto plazo.

¹⁰ Tipo de cambio del dólar estadounidense.

¹¹ Índice de precios al consumidor de Costa Rica (IPC).

¹² Índice de precios al consumidor de Estados Unidos.

Aunque no se rechazó la hipótesis nula de que dicho coeficiente fuera unitario, el error de regresión no fue estacionario, lo que invalida dicha teoría para el caso del país en ese periodo¹³. Además, se aplicó la prueba de cointegración de Gregory-Hansen (1996) para la versión absoluta y relativa de la *PPC*, concluyéndose que se rechaza la hipótesis de cointegración con cambio estructural entre los niveles o las tasas de variación del tipo de cambio y los precios internos y externos en el lapso estudiado (Anexo 4). Esto sugiere la existencia de otros determinantes del tipo de cambio real, además de las diferencias de precios relativos entre el país doméstico y el extranjero. Ello justifica la estimación de dicha variable mediante otros enfoques, lo cual se efectúa en la siguiente sección.

4.2 *Estimación del BEER de corto plazo*

Con base en una muestra de 64 observaciones trimestrales para el periodo 1991-2006 se estimó el tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo para Costa Rica. Todas las variables son integradas de orden 1 (Anexo 2) y su comportamiento gráfico se presenta en el Anexo 5.

4.2.1 *Estimación mediante DOLS*

Las ecuaciones (3) a (6) de las consideraciones teóricas, fueron estimadas mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (*DOLS*). En el siguiente cuadro se muestran los resultados (el Anexo 6 presenta un mayor detalle):

¹³ No obstante, en el Modelo Monetario de Inflación de largo plazo estimado por Madrigal y Muñoz (2004) no se rechazó la aplicación de la *PPC* con datos de baja frecuencia (anuales) y un periodo más amplio (1982 – 2003).

Cuadro 1. BEER de corto plazo para Costa Rica
Técnica de estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS)
Periodo 1991.q1-2006.q4

Variable dependiente: q				
Variables Explicativas	Ecuación			
	(3)	(4)	(5)	(6)
C		6.9045 (10.48)	21.2312 (26.58)	8.2219 (6.36)
F	-0.1455 (-2.34)	-0.1180 (-3.04)	-1.7548 (-11.66)	-1.0350 (-2.49)
Y_T	-0.1333 (-5.19)			
Y_N	0.5609 (7.66)			
$\left(\frac{Y_T}{Y_N}\right)$		-0.2325 (-9.65)		
$\left(\frac{Y_T}{Y_T^*}\right)$			2.0818 ** (38.23)	
$\left(\frac{Y_N}{Y_N^*}\right)$			-1.7579 ** (-38.31)	
$\left(\frac{Y_T/Y_N}{Y_T^*/Y_N^*}\right)$				-0.8269 (-4.36)
tt	-0.0374 * (-0.21)	-0.3739 (-2.73)	-4.9996 (-32.67)	-1.2499 (-4.39)
G	-4.7415 (-4.62)	-5.2660 (-8.88)		
$\left(\frac{G}{G^*}\right)$			-0.9575 (-28.56)	-0.2947 (-6.31)
R ² ajustado	0.736	0.812	0.935	0.832
Error de regresión	0.0265	0.0211	0.0129	0.0207

Los modelos 3 y 6 (4 y 5) se especifican con tres (cuatro) adelantos y rezagos de las diferencias de las variables explicativas (fundamentales). Se incorporan variables dummy a los modelos (4), (5) y (6). Se presentan solo los coeficientes de regresión estimados de largo plazo. Estadísticos t entre paréntesis, corregidos con el procedimiento de Hamilton (1994) (pp. 605). () Coeficiente no significativo. (**) Signo contrario al esperado teóricamente.*

Fuente: Elaboración propia.

El análisis de las regresiones muestra que para las ecuaciones (4) y (6) los signos de los coeficientes de los fundamentales del tipo de cambio real son correctos, de acuerdo con el modelo teórico y son estadísticamente significativos. En el Anexo 7, se muestra gráficamente la bondad del ajuste de estas dos ecuaciones.

Por su parte, en las regresiones de las ecuaciones (3) y (5) algunos coeficientes estimados no son significativos y muestran un signo contrario a lo esperado. En la regresión (3) no resultó significativo el coeficiente de los términos de intercambio y en la ecuación (5), tanto la productividad relativa al país externo del sector transable como del sector no transable muestran

un coeficiente con el signo contrario a las predicciones del modelo teórico. Debido a lo anterior, se excluyeron ambas regresiones del análisis posterior.

Como se muestra en la evidencia empírica del Cuadro 1, incrementos en la posición de activos externos netos de la economía respecto al PIB aprecian el tipo de cambio real. La estimación de (4) y (6) muestra que un aumento de 1% en esa razón disminuye el tipo de cambio real en 0.12 y 1.04 puntos porcentuales, respectivamente.

La estimación de (4) muestra que un aumento en la productividad relativa del sector transable, respecto al no transable de la economía, aprecia el tipo de cambio real. Por su parte, en la estimación de (6), un incremento en la productividad relativa de los sectores transables internos y externos, respecto a los sectores no transables del país y del exterior también aprecian el tipo de cambio real. Efectivamente, un incremento de 1 punto porcentual en la productividad relativa del sector transable interno (productividad relativa de los sectores transables internos y externos) reduce el tipo de cambio real en 0.23 (0.83) puntos porcentuales. Estos resultados son coherentes con el *Efecto Balassa-Samuelson*, según el cual países con más rápido crecimiento de la productividad del sector transable tienden a la apreciación real.

Las mejoras en los términos de intercambio aprecian el tipo de cambio real. Un aumento de 1% en el índice de términos de intercambio en las regresiones (4) y (6) disminuyen el tipo de cambio real en 0.37% y 1.25%, en ese orden. Asimismo, incrementos de 1 punto porcentual en la razón de absorción fiscal a PIB (absorción fiscal interna relativa a la externa) aprecian el tipo de cambio real en 5.27 (0.29) puntos porcentuales.

4.2.2 Estimación mediante VECM

Las ecuaciones (3) a (6) también se estimaron mediante la técnica de Cointegración Multivariada (*VECM*). En el cuadro adjunto se muestran los resultados de dos especificaciones alternativas que toman en cuenta solo el país interno (Anexo 8), en vista que los modelos que incluyen el país externo (ecuaciones (5) y (6)) no resultaron apropiados en términos econométricos:

*Cuadro 2. BEER de corto plazo para Costa Rica
Técnica de estimación: Cointegración Multivariada (VECM)
Periodo 1991q1-2006q4.*

Variable dependiente: q		
Variables explicativas:	Modelo de largo plazo (Ecuación de cointegración)	
	(3a)	(4a)
C	-4.7200	9.0782
F	-0.0154	-0.1135
Y_T	-0.0913	
Y_N	0.9624	
$\left(\frac{Y_T}{Y_N}\right)$		-0.1586
tt	-0.1903	-0.7598
G	-3.6783	-8.1786
Corrección de error (-1)	-0.4441 (-7.58)	-0.2432 (-4.89)

Se especifican los vectores de cointegración con tres rezago, con intercepto y sin tendencia en la ecuación de cointegración y en el VAR. Para estimar el vector de cointegración de largo plazo se incluyeron como variables exógenas estacionarias la variación del tipo de cambio nominal $-D(le)$ - y el cambio en el índice de devaluaciones o revaluaciones de las monedas de los socios comerciales del país con respecto al dólar estadounidense $-D(q_{usa})$ -. El modelo (4a) incluye una variable dummy que toma el valor de 1 a partir del segundo trimestre del 2003 para capturar el incremento observado en q a partir de esa fecha. Estadísticos t entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

Ambos modelos cumplen propiedades deseables desde el punto de vista econométrico¹⁴. Los signos de los coeficientes estimados de largo plazo asociados a los fundamentales son los esperados teóricamente. En particular, la evidencia empírica mostrada en la ecuación de cointegración refleja que el *BEER* de corto plazo se aprecia (reduce) ante, *ceteris paribus*, aumentos de la posición de activos externos netos, incrementos de la productividad del sector transable interno y de este relativo al no transable doméstico, ganancias de términos de intercambio y aumentos de la absorción fiscal. Mientras que se deprecia ante incrementos de la productividad del sector no transable interno.

¹⁴ El contraste de la traza, incluida en la prueba de cointegración de Johansen, indica la existencia de al menos un vector de cointegración entre las variables de los modelos, respectivamente, por lo que éstas cointegran (Anexo 2). Lo anterior minimiza la posibilidad de que las relaciones funcionales establecidas sean espurias. Los residuos de ambos modelos se distribuyen como densidad de probabilidad normal multivariada y no están autocorrelacionados (Anexo 8). Los términos de error rezagados en las ecuaciones en diferencia del tipo de cambio real son negativos y significativos y se cumple la exogeneidad débil, en la medida en que los errores rezagados de las restantes ecuaciones en diferencia de los modelos no fueron significativos.

Los efectos transitorios de los fundamentales y de otras variables adicionales sobre el tipo de cambio real se recogen en los modelos de corrección de error de corto plazo (Anexo 8). En dichos modelos se obtienen signos y significancias estadísticas esperados de ambos términos de error rezagados (corrección de error) de -0.44 y -0.24, respectivamente. Así, cuando ocurre un *shock* inesperado sobre el *BEER*, que lo desvía transitoriamente de su trayectoria de equilibrio, el modelo (3a) contribuye en poco menos de 45% a restaurar el equilibrio en cada trimestre, con lo cual, *ceteris paribus*, la variable retornaría a su senda de equilibrio de largo plazo luego de poco más de medio año de ocurrido el *shock*. En el caso del modelo (4a), la contribución es de alrededor de 25% y la recuperación del equilibrio tomaría 1 año.

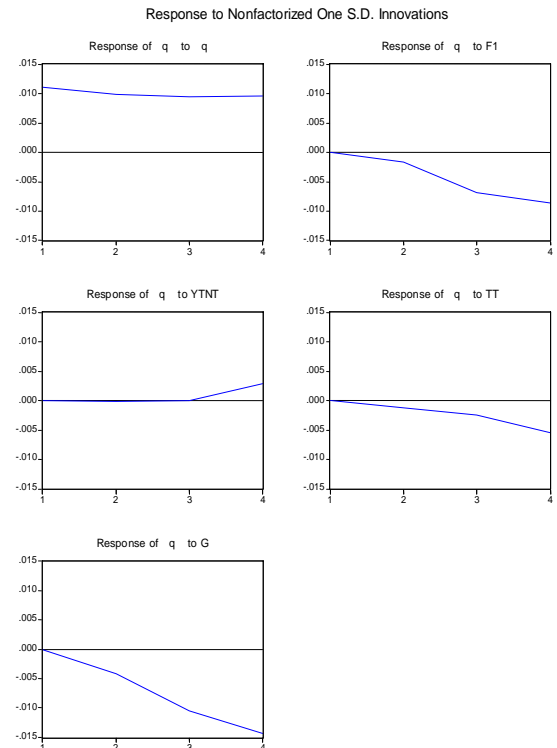
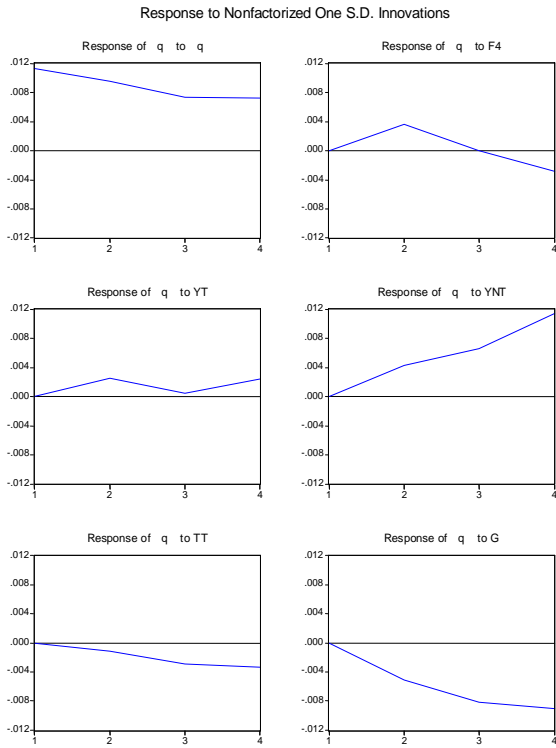
Destaca la evidencia de que, en el corto plazo, cuando se supone la existencia de rigideces a la baja en precios y salarios nominales en la economía (*sticky prices*), es posible que las variables nominales afecten transitoriamente el *BEER*. En efecto, en los modelos de corrección de errores de ambas estimaciones (Anexo 8) resultaron significativos los cambios del tipo de cambio nominal, $D(le)$ y el movimiento relativo (revaluaciones o devaluaciones) de las monedas de los socios comerciales del país, con respecto al dólar estadounidense, $D(q_usa)$. En particular, aumentos pasados de la devaluación nominal y del cambio en el índice de monedas (apreciaciones respecto al dólar) incrementan el *BEER* en el corto plazo.

Al observar el efecto de los fundamentales sobre el *BEER* de corto plazo, es más importante analizar su efecto conjunto sobre este último, para no ignorar la dinámica de corto plazo implícita en el modelo de corrección de error, en donde cada variable afecta a otras y estas, a su vez, modifican el *BEER* (Lutkepohl, 1993). Por esta razón se analizan las funciones de impulso respuesta (*FIR*) de los modelos a un horizonte de 1 año (Figura 1):

Figura 1. FIR del BEER de equilibrio de corto plazo ante innovaciones en las variables de los modelos

Ecuación (3a)

Ecuación (4a)



Para ambos modelos estimados, los resultados de las *FIR* sugieren efectos teóricos esperados del tipo de cambio real de equilibrio ante innovaciones transitorias de sus fundamentales; con excepción del efecto de la productividad media del trabajo en el sector transable. Cuando se simulan *shocks* (aumentos) transitorios de una desviación estándar en los residuos de las ecuaciones de la posición de activos externos netos, de los términos de intercambio y de la absorción fiscal, *ceteris paribus*, la *FIR* estándar (*shocks* ortogonales) a un horizonte de un año muestra apreciaciones esperadas del *BEER*. Por su parte, las innovaciones sobre la productividad del sector no transable muestran las depreciaciones reales esperadas. No obstante, *shocks* sobre la productividad absoluta y relativa del sector transable imprevistamente deprecian el *BEER* a lo largo de ese horizonte, aunque a un plazo más largo (año y medio después del *shock*) si se muestra la depreciación real esperada.

El signo negativo mostrado por la productividad relativa en el vector de cointegración de largo plazo de ambos modelos, contrasta con el efecto contraintuitivo de la productividad sobre el *BEER* en la *FIR* y tiene su explicación en la dinámica de retroalimentación de corto plazo que ocurre entre variables en el modelo de corrección de error, en donde las diferencias rezagadas de la productividad ponderan con signo positivo en la ecuación del cambio en el tipo de cambio real (Cuadro 2).

4.3 *Estimación del BEER de mediano plazo*

El cálculo del tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo según este enfoque parte de la estimación empírica de los coeficientes de los fundamentales del *BEER* obtenidos en los cuadros 1 y 2, pero sustituye los valores contemporáneos de los fundamentales por sus valores sostenibles o de tendencia.

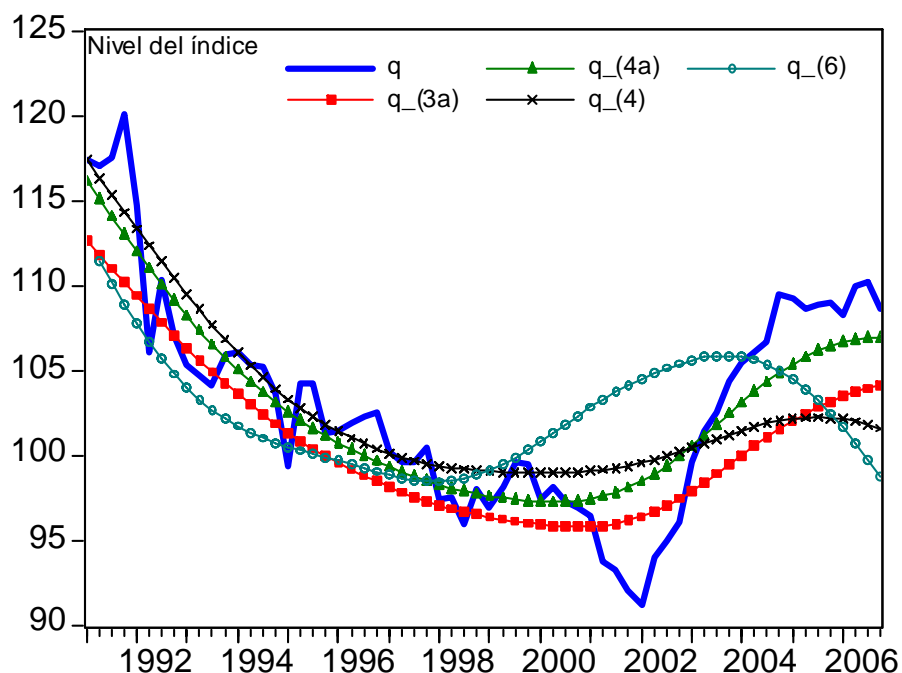
En ausencia de un modelo de equilibrio general, de estudios o juicios de experto que profundicen en el conocimiento sobre tales niveles, se recurre a la técnica estadística. Se obtienen los componentes de tendencia de los fundamentales del tipo de cambio real mediante el filtro de Hodrick-Prescott¹⁵.

Además, se requiere identificar un momento o periodo durante el cual se juzgue que el tipo de cambio real y sus fundamentales estuvieron en equilibrio, para tomarlo como base de referencia en el término constante de los modelos. Sin embargo, dada la ausencia de información mencionada en el párrafo anterior, se corrigen los interceptos de regresión mediante la consideración de los valores medios de las variables a lo largo del periodo de estudio.

Una vez efectuados los pasos anteriores, se genera el siguiente conjunto de estimaciones del *BEER* de mediano plazo, de acuerdo con los modelos considerados (Gráfico 1).

¹⁵ Para minimizar la distorsión del filtrado de series en los extremos de éstas (*end point problem*), se generan pronósticos ocho pasos fuera de muestra (*priors*), con el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (*MMPT*) del BCCR y con modelos ARIMA.

Gráfico 1. Costa Rica: q multilateral y estimaciones del $BEER$ de mediano plazo.
Período 1991.q1 – 2006.q4



Del comportamiento de los valores sostenibles de los fundamentales durante el periodo en estudio (Gráficos del Anexo 10) se infiere que la apreciación del $BEER$ de mediano plazo que se observa durante la mayor parte de la década de los años 90 se explicaría, en buena medida, por los incrementos de productividad media del trabajo en el sector transable de la economía, respecto del no transable, por el incremento en la posición de activos externos netos que se experimentó hasta 1996 y por las ganancias de términos de intercambio que se disfrutaron hasta 1997.

En el 2000 se empezó a revertir esa situación¹⁶ y el $BEER$ de mediano plazo comenzó a depreciarse mayormente como consecuencia del agotamiento y posterior reducción de las ganancias de términos de intercambio, la menor absorción fiscal a partir del 2003 y la disminución de los flujos de capital hasta mediados del 2004¹⁷.

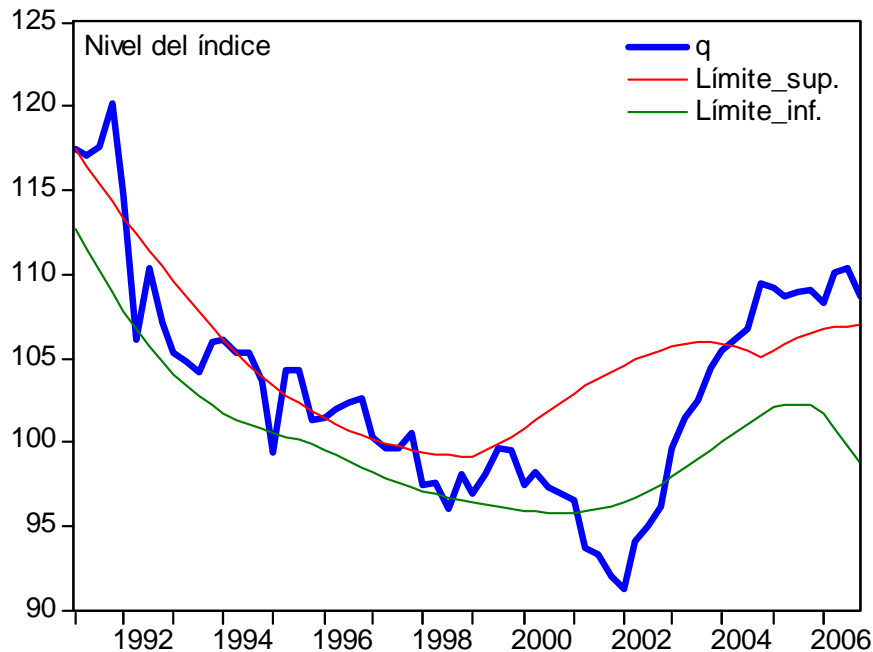
¹⁶ En la estimación $q_{(6)}$, dicha reversión ocurrió antes, particularmente como consecuencia de la caída en la productividad relativa interna respecto a la externa entre 1998-2000.

¹⁷ En la estimación $q_{(6)}$ la depreciación real fue más breve debido a que fue finalmente contrarrestada por la constante acumulación de activos externos (reservas) desde 1998, la cual presionaba permanentemente la apreciación real.

4.4 Cálculo del desalineamiento cambiario real

Se calcula el desalineamiento cambiario real como la desviación porcentual del tipo de cambio real multilateral (q) respecto de la envolvente de las cuatro estimaciones individuales ($q_{(.)}$) del *BEER* de mediano plazo, la cual definiría límites superior e inferior que delimitarían su intervalo de confianza (Gráfico 2)¹⁸.

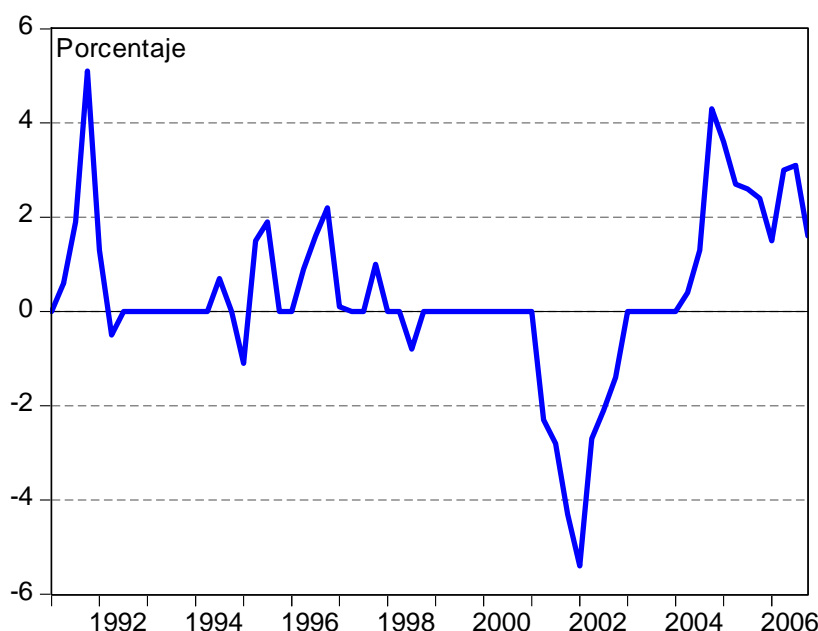
Gráfico 2. Costa Rica: Intervalo de confianza del *BEER* de mediano plazo.
Período 1991.q1 – 2006.q4



¹⁸ En los trabajos previos de Mora y Torres op. cit. y Torres op.cit. se estimó un intervalo de confianza en torno a la única estimación del tipo de cambio real de tendencia. No obstante y para evitar confusión por el hecho de estar trabajando simultáneamente con cuatro estimaciones, se calculó el intervalo de confianza de q de equilibrio de mediano plazo como la envolvente de las estimaciones individuales.

De esta forma, si $q > q_*(.)$ (el desalineamiento es positivo), se concluye que la moneda nacional está subvaluada y viceversa. El resultado se muestra en el Gráfico 3.

Gráfico 3. Costa Rica: Cálculo del desalineamiento de q multilateral respecto de la estimación del BEER de mediano plazo. Período 1991.q1 – 2006.q4



El desalineamiento calculado muestra una subvaluación real del colón de 2.3% en promedio en el 2006 y de 1.6% en el cuarto trimestre de ese año (Cuadro 11A del Anexo 11).

5. Consideraciones Finales

La presente investigación se planteó como objetivo estimar el tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo para Costa Rica en el periodo 1991-2006. Inicialmente se evaluó la aplicabilidad de la teoría de la *PPC* para el caso del país, concluyéndose que esta no se cumple en el periodo estudiado, lo que llevó a probar empíricamente otro tipo de modelos de tipo de cambio real.

El enfoque alternativo utilizado fue el “Modelo de Comportamiento del Tipo de Cambio Real” (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate-BEER*), el cual relaciona el tipo de cambio real directamente con sus fundamentales mediante una ecuación en forma reducida.

La estimación de dicha ecuación permitió identificar que la evolución del **tipo de cambio real** se explica por el comportamiento de los siguientes fundamentales: absorción fiscal, términos de intercambio internacionales, productividad relativa del sector transable y posición de activos externos netos. Este resultado está acorde con los hallazgos de trabajos internos precedentes y

refuerza la afirmación teórica de que la variación del tipo de cambio nominal y la tasa de interés de política del banco central no determinan el comportamiento de largo plazo de esta variable, sino que lo influyen solo en el corto plazo, cuando existen rigideces en precios y salarios nominales en la economía.

La estimación del *BEER* de mediano plazo permitió inferir que esta variable experimentó una apreciación importante durante la década de los años 90, explicada fundamentalmente por las ganancias de términos de intercambio hasta 1997, los incrementos de productividad relativa del sector transable de la economía y el incremento de los flujos de capital desde el exterior que experimentó hasta 1996.

En el 2000 la trayectoria del *BEER* empezó a revertirse, experimentándose una depreciación real mayormente explicada por el agotamiento y posterior reducción de las ganancias de términos de intercambio, la menor absorción fiscal a partir del 2003 y la disminución de los flujos de capital hasta mediados del 2004.

A partir de la trayectoria del *BEER* y de la evolución del tipo de cambio real multilateral, se estimó el desalineamiento cambiario real, el cual muestra una subvaluación del colón de 2.3% en promedio en el 2006 y de 1.6% en el cuarto trimestre de ese año.

En general, la evidencia empírica proporcionada en esta investigación permite concluir que el colón está subvaluado en términos reales desde el 2004 y que el *BEER* de mediano plazo se ubicaría al final del periodo estudiado entre los niveles de 98.8 y 107.0.

6. Referencias Bibliográficas

- Alfaro (2006) “*Estimación trimestral del desalineamiento cambiario en Costa Rica durante el periodo 1991-2005*”. Tesis para optar por el grado académico de Magíster en Economía, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, diciembre.
- Calderón (2002), “*Real Exchange Rates in the Long and Short Run: a Panel Cointegration Approach*”, Working Paper No. 153, Banco Central de Chile.
- Calderón (2004) “*Un análisis del comportamiento del tipo de cambio real en Chile*”, Economía Chilena, Volumen 7, No. 1, Abril 2004.
- Clark y MacDonald (2000) “*Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition*”. IMF Working Paper No 144, Agosto.
- Edwards (1994), “*Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries*”, editado en Williamson J.: Estimating Equilibrium Exchange Rates, Institute for International Economic.

- Gregory y Hansen (1996), “*Residual based test for cointegration in models with regime and trend shifts*”, Oxford Bulletin of Economics & Statistics. Vol 58, August.
- Hamilton (1994) “*Time Series Analysis*”. Princeton University Press, pág. 608.
- Johansen (1988) “*Statistical Analysis of Cointegration Vectors*”, Journal of Economic Dynamics and Control, No. 12.
- Johansen y Juselius (1990), “*Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Application for the Demand of Money*”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics N. 52.
- Lane y Milesi-Ferretti (2004), “*The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates*”, The Review of Economics and Statistics Vol. 86.
- 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.
- Lutkepohl (1993), “*Introduction to Multiple Time Series Analysis*”, 2nd Edition, Springer – Verlag, Berlin.
- Madrigal y Muñoz (2004), “*Estrategias de mediano plazo para reducir la inflación*”, Departamento Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica.
- Montiel (1999), “*Determinants of the Long Run Equilibrium Real Exchange Rates: An Analytical Model*”, Editado en Hinkle L.E. y Montiel P.J.: Exchange Rates Misalignment: Concept and Measurement for Developing Countries, Oxford University Press.
- Mora y Torres (2005) “*Nuevas estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica*”, División Económica, Banco Central de Costa Rica, mimeo.
- Obstfeld y Rogoff (1996), “*Foundations of International Macroeconomics*”, MIT Press (Cambridge), NO. 32.
- Sanarrusia (2007), “*Indicadores del Mercado de trabajo: Elasticidad y productividad del empleo en el periodo 1987-2005*”, Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Stock y Watson (1993) “*A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated System*”, Econometrica, Vol. 61, No. 4, pp. 783-820, July.
- Torres (2007), “*Estimación del tipo de cambio real de equilibrio y de tendencia para Costa Rica: periodo 1991 – 2006*”, Departamento Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, mimeo.

moragc@bccr.fi.cr
torresgc@bccr.fi.cr

Anexos

Anexo 1: Descripción de variables utilizadas

Descripción de los fundamentales del Tipo de Cambio Real de Equilibrio

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>
Tipo de Cambio Real multilateral	Logaritmo del Índice de tipo de cambio real efectivo multilateral, base 1997. Utiliza los Índices de Precios al Productor de los socios comerciales del país, expresados en moneda local y ponderados por su participación en el comercio del país, como aproximación de los precios de los bienes transables, e incorpora el Índice de Precios al Consumidor como medida de precios de bienes no transables.
Posición de activos externos netos como porcentaje del PIB	Se emplearon dos medidas alternativas: “f1” corresponde a los activos externos netos como porcentaje del PIB. Por su parte, “f3” se refiere a los activos de reserva netos como proporción del Producto Interno Neto.
Productividad media del trabajo en el sector transable (no transable) de la economía	La producción del sector transable tomó en cuenta el valor agregado real de los sectores: Agricultura, Silvicultura Caza y Pesca, Explotación de Minas y Canteras e Industria Manufacturera. La producción del sector no transables se aproximó como el valor agregado del resto de sectores de actividad económica. La serie de empleo trimestral por rama de actividad fue proporcionada por Sanarrusia (2007), en donde se ajustan los datos (se estandarizan y homogenizan) para neutralizar efectos de cambios muestrales, temáticos y metodológicos de la recolección de datos.
Productividad media del trabajo en el sector transable (no transable) del país interno, relativa a la del país foráneo	La producción y empleo por sector de actividad económica internos corresponde a los anteriores. La producción del sector transable externo tomó en cuenta el valor agregado real de los sectores: Agricultura, Silvicultura Caza y Pesca, Minería y Manufactura. La producción del sector no transables se contabilizó como el valor agregado del resto de sectores de actividad económica (Fuente: <i>Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce</i> : http://www.bea.gov/industry/gpotables/gpo_action.cfm). La serie de empleo trimestral por rama de actividad fue tomada de las estadísticas de <i>U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics</i> (http://stats.bls.gov).
Términos de intercambio internacionales.	Logaritmo del Índice de Términos de Intercambio calculado por el Departamento de Estadísticas Macroeconómicas del Banco Central de Costa Rica.
Absorción fiscal del país interno y de éste relativa a la del país externo.	Gasto del Consumo Final del Gobierno como porcentaje del PIB, calculado por el Departamento de Estadísticas Macroeconómicas del Banco Central de Costa Rica. La absorción fiscal del país externo utilizo el Consumo Final del Gobierno estadounidense como porcentaje del Producto Nacional Bruto (Fuente: <i>Federal Reserve Economic Data</i> : http://research.stlouisfed.org/fred2/).

Anexo 2: Grado de integración de las series

Cuadro 3
Análisis del grado de integración de las variables. Prueba ADF

Variable	Opción	Probabilidad	Variable	Opción	Probabilidad
tcr	ccct	0.7931	g	ccct	0.0723
	ccst	0.2528		ccst	0.0483
	scst	0.4951		scst	0.8050
D(tcr)	ccct	0.0000	D(g)	ccct	0.2689
	ccst	0.0000		ccst	0.0945
	scst	0.0000		scst	0.0096
f3	ccct	0.2318	ytnt	ccct	0.8810
	ccst	0.1176		ccst	0.1880
	scst	0.8852		scst	0.0775
D(f3)	ccct	0.0000	D(ytnt)	ccct	0.0000
	ccst	0.0000		ccst	0.0000
	scst	0.0000		scst	0.0000
yt	ccct	0.3961	yf5	ccct	0.1665
	ccst	0.8841		ccst	0.8056
	scst	0.9998		scst	0.9404
D(yt)	ccct	0.0000	D(yf5)	ccct	0.0000
	ccst	0.0000		ccst	0.0000
	scst	0.0000		scst	0.0000
ynt	ccct	0.9998	yf6	ccct	0.3212
	ccst	0.8292		ccst	0.5055
	scst	0.8938		scst	0.1372
D(ynt)	ccct	0.0073	D(yf6)	ccct	0.0000
	ccst	0.0337		ccst	0.0000
	scst	0.0035		scst	0.0000
tt	ccct	0.5263	f4	ccct	0.0000
	ccst	0.8599		ccst	0.3347
	scst	0.3624		scst	0.7622
D(tt)	ccct	0.0346	D(f4)	ccct	0.0000
	ccst	0.0111		ccst	0.0000
	scst	0.0009		scst	0.0000
f1	ccct	0.7626	yf4	ccct	0.0514
	ccst	0.7019		ccst	0.0101
	scst	0.8605		scst	0.0700
D(f1)	ccct	0.0001	D(yf4)	ccct	0.0000
	ccst	0.0000		ccst	0.0000
	scst	0.0000		scst	0.0000
q_usa1	ccct	0.9867	D(q_usa1)	ccct	0.0000
	ccst	0.2842		ccst	0.0000
	scst	0.0074		scst	0.0000
e	ccct	0.9507	D(p)	ccct	0.0000
	ccst	0.8325		ccst	0.2289
	scst	1.0000		scst	0.4532
D(e)	ccct	0.0009	P*	ccct	0.3171
	ccst	0.0001		ccst	0.9961
	scst	0.0332		scst	0.9999
P	ccct	1.0000	D(p*)	ccct	0.0243
	ccst	1.0000		ccst	0.0076
	scst	1.0000		scst	0.3599

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 3: Pruebas de Cointegración

Ecuación (3)

Date: 09/13/07 Time: 15:54
 Sample (adjusted): 1992Q1 2006Q4
 Included observations: 60 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend
 Series: TCR F1 YT YNT TT G
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.448650	99.92641	83.93712	0.0022
At most 1 *	0.342152	64.20327	60.06141	0.0215
At most 2	0.270555	39.07642	40.17493	0.0643
At most 3	0.223042	20.14817	24.27596	0.1520
At most 4	0.072209	5.006038	12.32090	0.5667
At most 5	0.008449	0.509089	4.129906	0.5384

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ecuaciones (4) y (4a)

Date: 09/13/07 Time: 16:00
 Sample (adjusted): 1992Q1 2006Q4
 Included observations: 60 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: TCR F1 YTNT TT G
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.395311	79.68061	76.97277	0.0306
At most 1	0.309559	49.49816	54.07904	0.1204
At most 2	0.189710	27.27265	35.19275	0.2753
At most 3	0.152603	14.65086	20.26184	0.2471
At most 4	0.075586	4.715688	9.164546	0.3160

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ecuación (5)

Date: 09/13/07 Time: 16:08

Sample (adjusted): 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: TCR F3 YF5 YF6 TT GG

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.621689	157.4674	117.7082	0.0000
At most 1 *	0.527590	99.14508	88.80380	0.0073
At most 2	0.336748	54.15058	63.87610	0.2498
At most 3	0.212026	29.51458	42.91525	0.5311
At most 4	0.151512	15.21716	25.87211	0.5565
At most 5	0.085447	5.359168	12.51798	0.5456

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ecuación (6)

Date: 09/13/07 Time: 16:16

Sample (adjusted): 1992Q2 2006Q4

Included observations: 59 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: TCR F3 YF4 TT GG

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.468265	98.72948	76.97277	0.0005
At most 1 *	0.412140	61.46444	54.07904	0.0095
At most 2	0.214995	30.11969	35.19275	0.1591
At most 3	0.143769	15.83784	20.26184	0.1821
At most 4	0.107049	6.680174	9.164546	0.1443

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ecuación (3a)

Date: 09/14/07 Time: 11:36

Sample (adjusted): 1991Q4 2006Q4

Included observations: 61 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: TCR F4 YT YNT TT G

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.483472	123.1959	103.8473	0.0014
At most 1 *	0.471645	82.89773	76.97277	0.0164
At most 2	0.316017	43.98055	54.07904	0.2886
At most 3	0.160067	20.81141	35.19275	0.6746
At most 4	0.102868	10.17097	20.26184	0.6230
At most 5	0.056525	3.549305	9.164546	0.4834

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Anexo 4: Pruebas de Wald y de raíz unitaria (PPC)

Prueba de restricción de coeficientes de Wald para coeficiente α

Wald Test:

Equation: PPP1

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.279174	(1, 61)	0.5992
Chi-square	0.279174	1	0.5972

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	0.013870	0.026250

Restrictions are linear in coefficients.

Pruebas de raíz unitaria para el error de la PPC

Variable	ADF			DF-GLS		Ng-Perrón (MZt)	
	ccct	ccst	scst	ccct	ccst	ccct	ccst
Error_ppc1	-3.427	-3.191	-3.198	-1.664	-1.037	-1.364	-0.866
D(error_ppc1)	-7.346	-7.157	-7.148	-7.235	-7.218	-3.87	-3.92

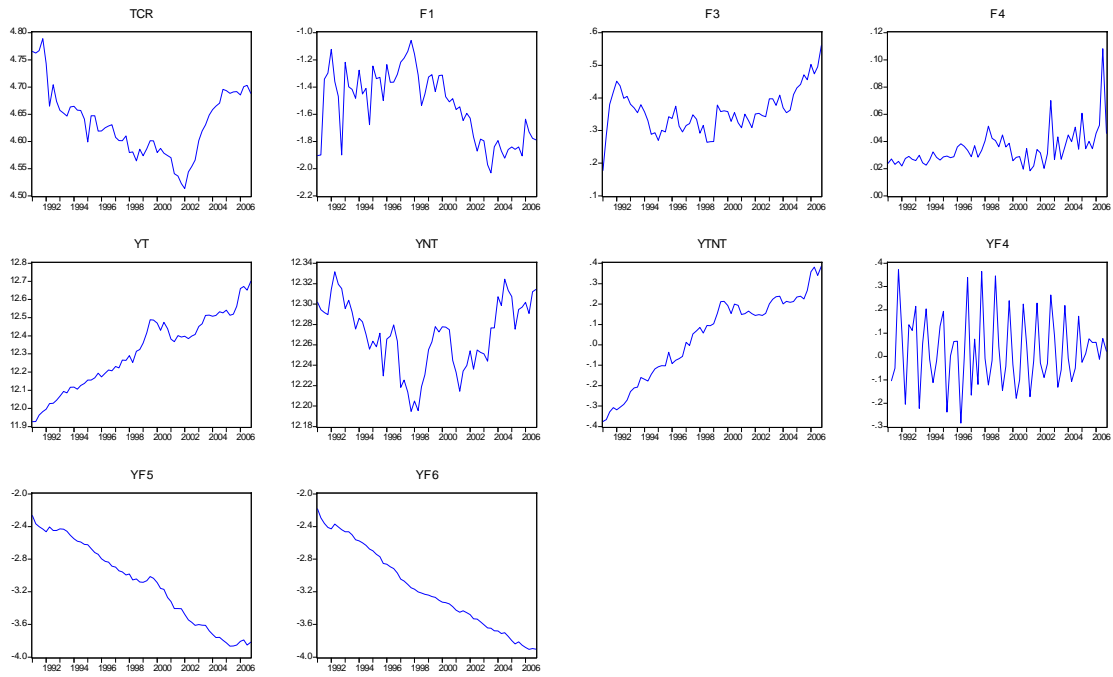
* (**) (***) No se rechaza la hipótesis nula de de raíz unitaria al 1% (5%) (10%). En otro caso, se rechaza dicha hipótesis.

Fuente: Elaboración propia.

Prueba de cointegración con cambio estructural de Gregory-Hansen (1996)

PPP absoluta	PPP relativa
Gregory-Hansen Cointegration Tests Variables: LE, LP, LPX Full Structural Break Including 4 Lags of Difference Selected by Truncation at Longest Lag with P-value< 0.10000 Minimum T-Statistic -4.14097 at 1997:03 Critical Values are 1% -5.97 and 5% -5.50	Gregory-Hansen Cointegration Tests Variables: DE, DP, DPX Full Structural Break Including 3 Lags of Difference Selected by Truncation at Longest Lag with P-value< 0.10000 Minimum T-Statistic -4.95279 at 2004:04 Critical Values are 1% -5.97 and 5% -5.50
Con 4 rezagos, se rechaza hipótesis de cointegración con cambio estructural	Con 3 rezagos, se rechaza hipótesis de cointegración con cambio estructural

Anexo 5: Gráfico de las variables utilizadas



*Anexo 6: Modelos DOLS***Ecuación (3)**

Dependent Variable: TCR					
Method: Least Squares					
Date: 09/12/07 Time: 09:36					
Sample (adjusted): 1992Q1 2006Q2					
Included observations: 58 after adjustments					
					58
					40
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	t corregido
F1	-0.14548	0.099811	-1.457553	0.1622	-2.336493
YT	-0.133302	0.041177	-3.237266	0.0046	-5.18941634
YNT	0.560892	0.117386	4.778181	0.0002	7.65954066
TT	-0.037401	0.279842	-0.133649	0.8952	-0.21424261
G	-4.741454	1.645298	-2.88182	0.0099	-4.61962774
DF1(-3)	0.026173	0.051344	0.50975	0.6164	
DF1(-2)	0.067317	0.05703	1.180377	0.2532	
DF1(-1)	0.125404	0.064394	1.947454	0.0673	
DF1	0.147229	0.088658	1.660643	0.1141	
DF1(1)	0.015059	0.079928	0.188414	0.8527	
DF1(2)	0.099332	0.061143	1.62459	0.1216	
DF1(3)	0.022106	0.027696	0.79814	0.4352	
DYT(-3)	0.037455	0.25527	0.146727	0.885	
DYT(-2)	0.022878	0.263214	0.086917	0.9317	
DYT(-1)	-0.064189	0.321024	-0.199951	0.8438	
DYT	-0.152243	0.30874	-0.49311	0.6279	
DYT(1)	-0.485593	0.335339	-1.448064	0.1648	
DYT(2)	-0.668311	0.310637	-2.151422	0.0453	
DYT(3)	-0.204603	0.341043	-0.599933	0.556	
DYNT(-3)	-0.065133	0.475763	-0.136903	0.8926	
DYNT(-2)	-0.086218	0.43954	-0.196155	0.8467	
DYNT(-1)	-0.008364	0.421892	-0.019824	0.9844	
DYNT	0.054691	0.370393	0.147658	0.8843	
DYNT(1)	0.352701	0.452016	0.780283	0.4454	
DYNT(2)	0.368217	0.390147	0.943792	0.3578	
DYNT(3)	0.602276	0.370603	1.625123	0.1215	
DTT(-3)	0.031912	0.236023	0.135205	0.8939	
DTT(-2)	-0.030129	0.250165	-0.120435	0.9055	
DTT(-1)	0.119237	0.254571	0.468383	0.6451	
DTT	0.231127	0.219198	1.054424	0.3056	
DTT(1)	0.335396	0.303352	1.10563	0.2834	
DTT(2)	0.183031	0.252392	0.725183	0.4777	
DTT(3)	0.088295	0.233435	0.378242	0.7097	
DG(-3)	-1.214258	1.946413	-0.623844	0.5406	
DG(-2)	0.665975	1.817566	0.366411	0.7183	
DG(-1)	-1.574101	1.91242	-0.823094	0.4212	
DG	-1.147004	2.532322	-0.452946	0.656	
DG(1)	-4.630926	2.473457	-1.872249	0.0775	
DG(2)	-3.042236	2.077061	-1.464683	0.1603	
DG(3)	-3.268695	1.833493	-1.782769	0.0915	
R-squared	0.916585	Mean dependent var		4.623138	
Adjusted R-squared	0.735853	S.D. dependent var		0.051583	
S.E. of regression	0.026511	Akaike info criterion		-4.213274	
Sum squared resid	0.012651	Schwarz criterion		-2.792279	
Log likelihood	162.185	Durbin-Watson stat		1.12979	

Ecuación (4)

Dependent Variable: TCR

Method: Least Squares

Date: 09/12/07 Time: 10:31

Sample (adjusted): 1992Q2 2006Q1

Included observations: 56 after adjustments

56

42

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	t corregido
C	6.904481	1.862991	3.706126	0.0023	10.4796914
F1	-0.117989	0.109809	-1.074493	0.3008	-3.03830875
YTNT	-0.232493	0.068101	-3.413929	0.0042	-9.65345548
TT	-0.373932	0.386946	-0.96637	0.3503	-2.73257287
G	-5.26595	1.677404	-3.139344	0.0072	-8.87702045
D04Q2	0.085737	0.036168	2.370538	0.0327	6.70309284
DF1(-4)	0.068114	0.043484	1.566419	0.1396	
DF1(-3)	0.041548	0.044826	0.926866	0.3697	
DF1(-2)	0.055649	0.062031	0.897118	0.3848	
DF1(-1)	0.110247	0.081109	1.359246	0.1956	
DF1	0.116877	0.089279	1.30911	0.2116	
DF1(1)	0.038853	0.075989	0.511303	0.6171	
DF1(2)	0.01194	0.063629	0.187645	0.8538	
DF1(3)	0.056748	0.082938	0.684227	0.505	
DF1(4)	-0.00098	0.018628	-0.052603	0.9588	
DYTNT(-4)	0.430755	0.201258	2.140311	0.0504	
DYTNT(-3)	0.229991	0.234027	0.982753	0.3424	
DYTNT(-2)	0.076274	0.240057	0.317734	0.7554	
DYTNT(-1)	0.056555	0.254316	0.222382	0.8272	
DYTNT	0.207564	0.231354	0.89717	0.3848	
DYTNT(1)	-0.147311	0.277618	-0.530624	0.604	
DYTNT(2)	-0.33999	0.287342	-1.183222	0.2564	
DYTNT(3)	-0.646022	0.249785	-2.586309	0.0215	
DYTNT(4)	-0.536515	0.2151	-2.494258	0.0258	
DTT(-4)	-0.232258	0.19222	-1.20829	0.2469	
DTT(-3)	0.264862	0.192942	1.372754	0.1914	
DTT(-2)	0.104865	0.211154	0.496628	0.6272	
DTT(-1)	0.025848	0.193977	0.133252	0.8959	
DTT	0.171536	0.205958	0.832869	0.4189	
DTT(1)	-0.30629	0.351982	-0.870187	0.3989	
DTT(2)	-0.073613	0.326574	-0.225409	0.8249	
DTT(3)	0.109915	0.253075	0.434317	0.6707	
DTT(4)	0.028035	0.191035	0.146752	0.8854	
DG(-4)	-2.253438	1.580187	-1.426058	0.1758	
DG(-3)	2.841921	1.715053	1.657045	0.1197	
DG(-2)	1.732577	1.687061	1.02698	0.3218	
DG(-1)	2.629204	1.853891	1.418208	0.178	
DG	-0.268462	1.852974	-0.144882	0.8869	
DG(1)	-6.510145	2.806833	-2.319392	0.036	
DG(2)	-7.355404	2.27462	-3.233684	0.006	
DG(3)	-2.803862	2.009871	-1.395046	0.1847	
DG(4)	-2.0358	1.780727	-1.143241	0.2721	
R-squared	0.952218	Mean dependent var		4.619606	
Adjusted R-squared	0.812284	S.D. dependent var		0.04871	
S.E. of regression	0.021104	Akaike info criterion		-4.765004	
Sum squared resid	0.006235	Schwarz criterion		-3.24599	
Log likelihood	175.4201	F-statistic		6.80477	
Durbin-Watson stat	1.757389	Prob(F-statistic)		0.00019	

Ecuación (5)

Dependent Variable: TCR					
Method: Least Squares					
Date: 09/12/07 Time: 10:59					
Sample (adjusted): 1992Q2 2006Q4					
Included observations: 59 after adjustments					59
					52
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	t corregido
C	21.23116	4.089677	5.191403	0.0013	26.5792557
F3	-1.75481	0.770239	-2.278266	0.0568	-11.6644026
YF5	2.08175	0.278828	7.466062	0.0001	38.2251909
YF6	-1.757864	0.234912	-7.483069	0.0001	-38.3122644
TT	-4.999632	0.78343	-6.38172	0.0004	-32.6735119
GG	-0.957463	0.171662	-5.57761	0.0008	-28.5565814
D94Q3	0.114674	0.024115	4.755366	0.0021	24.3468074
DF3(-4)	-0.494592	0.11338	-4.362271	0.0033	
DF3(-3)	-0.454014	0.20756	-2.18739	0.0649	
DF3(-2)	-0.14139	0.279546	-0.505785	0.6285	
DF3(-1)	-1.070633	0.345464	-3.099117	0.0173	
DF3	-0.641786	0.468019	-1.37128	0.2126	
DF3(1)	-1.98206	0.318789	-6.217463	0.0004	
DF3(2)	-1.579749	0.236693	-6.674255	0.0003	
DF3(3)	-0.811629	0.173772	-4.670642	0.0023	
DF3(4)	-0.590746	0.127939	-4.617393	0.0024	
DYF5(-4)	-0.16673	0.173125	-0.963063	0.3676	
DYF5(-3)	0.292025	0.192599	1.516231	0.1732	
DYF5(-2)	0.463005	0.240186	1.927695	0.0952	
DYF5(-1)	-1.326685	0.251494	-5.275221	0.0012	
DYF5	-0.453153	0.203369	-2.228232	0.0611	
DYF5(1)	2.067428	0.291153	7.100833	0.0002	
DYF5(2)	1.14402	0.230272	4.968122	0.0016	
DYF5(3)	0.920709	0.173513	5.306274	0.0011	
DYF5(4)	1.026864	0.185474	5.536444	0.0009	
DYF6(-4)	0.52057	0.206356	2.522686	0.0397	
DYF6(-3)	0.483445	0.180668	2.675882	0.0317	
DYF6(-2)	0.448595	0.223617	2.006088	0.0849	
DYF6(-1)	0.797836	0.213418	3.738365	0.0073	
DYF6	1.613139	0.313078	5.152512	0.0013	
DYF6(1)	-0.708337	0.177861	-3.982522	0.0053	
DYF6(2)	-0.191466	0.18725	-1.022517	0.3406	
DYF6(3)	1.369051	0.25098	5.454814	0.001	
DYF6(4)	-0.142057	0.180414	-0.787399	0.4569	
DTT(-4)	0.217673	0.17179	1.267089	0.2456	
DTT(-3)	1.407378	0.274982	5.118067	0.0014	
DTT(-2)	2.467348	0.43599	5.659188	0.0008	
DTT(-1)	2.908524	0.483538	6.015083	0.0005	
DTT	3.529567	0.570637	6.185316	0.0005	
DTT(1)	-1.612963	0.282953	-5.70046	0.0007	
DTT(2)	-1.776587	0.247618	-7.174699	0.0002	
DTT(3)	-0.922229	0.185369	-4.97542	0.0016	
DTT(4)	-0.777264	0.173943	-4.468508	0.0029	
DGG(-4)	0.438484	0.307134	1.427666	0.1964	
DGG(-3)	1.306824	0.413199	3.162697	0.0159	
DGG(-2)	-1.343347	0.469471	-2.861407	0.0243	
DGG(-1)	-0.759183	0.411331	-1.845673	0.1074	
DGG	-3.075248	0.457338	-6.724235	0.0003	
DGG(1)	-2.520138	0.454569	-5.544011	0.0009	
DGG(2)	-1.655502	0.436884	-3.789337	0.0068	
DGG(3)	-1.395452	0.350486	-3.981476	0.0053	
DGG(4)	0.019836	0.170887	0.116075	0.9109	
R-squared	0.992111	Mean dependent var		4.623562	
Adjusted R-squared	0.93463	S.D. dependent var		0.050491	
S.E. of regression	0.012909	Akaike info criterion		-6.230654	
Sum squared resid	0.001167	Schwarz criterion		-4.399604	
Log likelihood	235.8043	F-statistic		17.26003	
Durbin-Watson stat	1.785403	Prob(F-statistic)		0.000319	

Ecuación (6)

Dependent Variable: TCR

Method: Least Squares

Date: 09/12/07 Time: 14:18

Sample (adjusted): 1992Q2 2006Q4

Included observations: 59 after adjustments

59

34

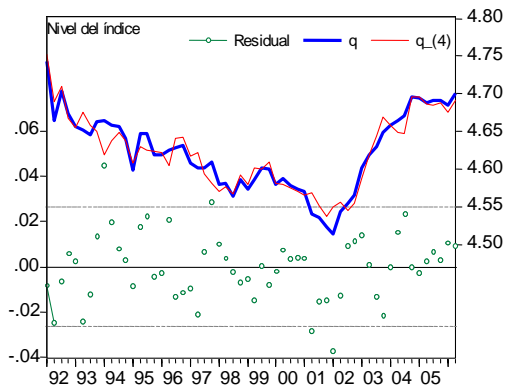
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	t corregido
C	8.221931	1.521022	5.405532	0	6.36317488
F3	-1.035014	0.489548	-2.114224	0.0446	-2.48877947
YF4	-0.82694	0.223313	-3.703053	0.0011	-4.35908507
TT	-1.249867	0.335416	-3.726318	0.001	-4.38647169
GG	-0.294688	0.054978	-5.360058	0	-6.30964472
D01Q2_02Q2	-0.119261	0.018485	-6.451776	0	-7.59477124
DF3(-3)	0.258073	0.187903	1.373435	0.1818	
DF3(-2)	0.456018	0.249393	1.828513	0.0794	
DF3(-1)	0.898657	0.324502	2.769345	0.0104	
DF3	0.935707	0.390212	2.397947	0.0243	
DF3(1)	-0.059115	0.152075	-0.388726	0.7008	
DF3(2)	0.20441	0.136273	1.500008	0.1461	
DF3(3)	0.173656	0.141157	1.230233	0.2301	
DYF4(-3)	0.008429	0.05179	0.162759	0.872	
DYF4(-2)	0.050891	0.10739	0.473891	0.6397	
DYF4(-1)	0.144293	0.149624	0.964367	0.3441	
DYF4	0.294855	0.175685	1.678316	0.1057	
DYF4(1)	-0.36202	0.125226	-2.890925	0.0078	
DYF4(2)	-0.168615	0.091262	-1.847591	0.0765	
DYF4(3)	-0.047611	0.051529	-0.92396	0.3643	
DTT(-3)	0.485438	0.158461	3.063457	0.0052	
DTT(-2)	0.503272	0.151649	3.318663	0.0028	
DTT(-1)	0.688425	0.194409	3.541111	0.0016	
DTT	0.862912	0.246147	3.50568	0.0017	
DTT(1)	-0.388984	0.208067	-1.86951	0.0733	
DTT(2)	-0.029193	0.149116	-0.195773	0.8464	
DTT(3)	-0.020546	0.143509	-0.143168	0.8873	
DGG(-3)	-0.222078	0.284272	-0.781216	0.442	
DGG(-2)	0.307216	0.354576	0.866431	0.3945	
DGG(-1)	1.039255	0.338946	3.066137	0.0051	
DGG	0.575559	0.335883	1.713568	0.099	
DGG(1)	0.960039	0.437923	2.192255	0.0379	
DGG(2)	0.261558	0.234475	1.115503	0.2752	
DGG(3)	-0.109048	0.223387	-0.488158	0.6297	
R-squared	0.927798	Mean dependent var		4.623562	
Adjusted R-squared	0.832492	S.D. dependent var		0.050491	
S.E. of regression	0.020665	Akaike info criterion		-4.626884	
Sum squared resid	0.010676	Schwarz criterion		-3.429659	
Log likelihood	170.4931	F-statistic		9.734896	
Durbin-Watson stat	1.785229	Prob(F-statistic)		0	

Anexo 7: Grado de Ajuste de las regresiones

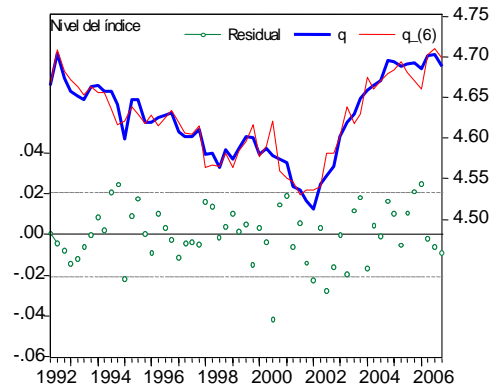
Modelos DOLS

*Figura 7.1. Estimación del BEER de corto plazo para Costa Rica
Técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS)
Ajuste de regresión según modelo*

Ecuación (4)



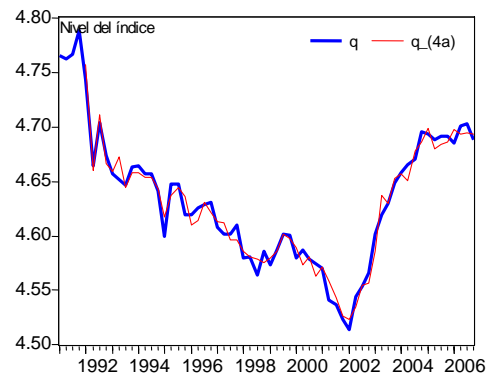
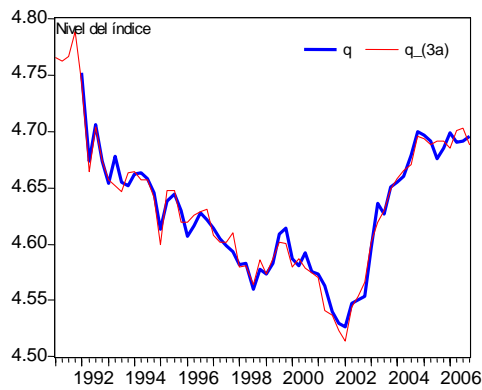
Ecuación (6)



Modelos VECM

*Figura 7.2. Estimación del BEER de corto plazo para Costa Rica
Técnica de cointegración multivariada (VECM)
Ajuste de regresión según modelo*

Ecuación (3a)



*Anexo 8: Modelos VECM***Ecuación (3a)**

Vector Error Correction Estimates

Date: 09/13/07 Time: 09:49

Sample (adjusted): 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1					
TCR(-1)	1.000000					
F4(-1)	0.015407 (0.71656) [0.02150]					
YT(-1)	0.091330 (0.03019) [3.02557]					
YNT(-1)	-0.962411 (0.15598) [-6.17013]					
TT(-1)	0.190327 (0.12421) [1.53235]					
G(-1)	3.678266 (0.86991) [4.22835]					
C	4.720033 (2.62181) [1.80030]					
Error Correction:	D(TCR)	D(F4)	D(YT)	D(YNT)	D(TT)	D(G)
CointEq1	-0.444138 (0.05857) [-7.58271]	0.074428 (0.06729) [1.10610]	0.065249 (0.13058) [0.49970]	0.157424 (0.08083) [1.94760]	0.254924 (0.16193) [1.57432]	-0.070220 (0.02018) [-3.47890]
D(TCR(-1))	0.284630 (0.09172)	-0.042678 (0.10536)	0.171455 (0.20447)	-0.019359 (0.12657)	-0.059241 (0.25355)	0.035912 (0.03161)

	[3.10338]	[-0.40506]	[0.83855]	[-0.15295]	[-0.23365]	[1.13623]
D(TCR(-2))	0.117614 (0.08988) [1.30856]	-0.078323 (0.10325) [-0.75854]	0.088073 (0.20037) [0.43954]	-0.155645 (0.12403) [-1.25486]	-0.212661 (0.24848) [-0.85585]	-0.024341 (0.03097) [-0.78586]
D(TCR(-3))	0.209232 (0.10333) [2.02496]	-0.128761 (0.11870) [-1.08475]	-0.181749 (0.23035) [-0.78902]	0.183263 (0.14259) [1.28525]	-0.356637 (0.28565) [-1.24851]	0.012772 (0.03561) [0.35868]
D(F4(-1))	0.281672 (0.14297) [1.97021]	-0.821648 (0.16424) [-5.00275]	0.288170 (0.31872) [0.90415]	-0.012582 (0.19729) [-0.06378]	0.104811 (0.39523) [0.26519]	0.005025 (0.04927) [0.10200]
D(F4(-2))	-0.015294 (0.21515) [-0.07109]	-0.384198 (0.24716) [-1.55445]	0.318166 (0.47963) [0.66335]	0.036809 (0.29690) [0.12398]	-0.073886 (0.59478) [-0.12422]	0.070937 (0.07414) [0.95678]
D(F4(-3))	-0.203941 (0.19299) [-1.05672]	-0.297810 (0.22171) [-1.34323]	0.257254 (0.43025) [0.59792]	0.179551 (0.26633) [0.67417]	0.363001 (0.53354) [0.68037]	0.088940 (0.06651) [1.33729]
D(YT(-1))	0.141617 (0.06839) [2.07077]	-0.042242 (0.07856) [-0.53767]	0.124667 (0.15246) [0.81770]	0.052633 (0.09438) [0.55770]	0.097870 (0.18906) [0.51766]	-0.044549 (0.02357) [-1.89027]
D(YT(-2))	-0.109296 (0.06810) [-1.60495]	0.178904 (0.07823) [2.28682]	-0.022797 (0.15182) [-0.15016]	0.170319 (0.09398) [1.81236]	-0.295983 (0.18826) [-1.57218]	0.012710 (0.02347) [0.54158]
D(YT(-3))	-0.030674 (0.07745) [-0.39607]	-0.012535 (0.08897) [-0.14089]	-0.112247 (0.17265) [-0.65013]	-0.130573 (0.10687) [-1.22173]	0.040930 (0.21410) [0.19117]	0.068789 (0.02669) [2.57744]
D(YNT(-1))	-0.153995 (0.12951) [-1.18906]	0.005052 (0.14878) [0.03396]	0.167678 (0.28872) [0.58076]	0.128815 (0.17872) [0.72076]	0.028245 (0.35803) [0.07889]	-0.038644 (0.04463) [-0.86587]
D(YNT(-2))	-0.188704 (0.10758) [-1.75411]	-0.042895 (0.12359) [-0.34709]	0.245392 (0.23983) [1.02320]	0.138680 (0.14846) [0.93414]	-0.266923 (0.29740) [-0.89751]	-0.123275 (0.03707) [-3.32523]
D(YNT(-3))	-0.100237 (0.11908) [-0.84174]	0.144778 (0.13680) [1.05830]	-0.692671 (0.26548) [-2.60916]	-0.094485 (0.16433) [-0.57495]	-0.260984 (0.32921) [-0.79276]	-0.049379 (0.04104) [-1.20327]
D(TT(-1))	0.046506	0.077352	-0.050595	-0.082763	-0.507095	0.033915

	(0.06876)	(0.07900)	(0.15330)	(0.09489)	(0.19010)	(0.02370)
	[0.67631]	[0.97919]	[-0.33005]	[-0.87216]	[-2.66752]	[1.43123]
D(TT(-2))	0.027532	0.001739	-0.228697	-0.216794	-0.342551	0.003713
	(0.06184)	(0.07105)	(0.13787)	(0.08534)	(0.17097)	(0.02131)
	[0.44518]	[0.02448]	[-1.65879]	[-2.54026]	[-2.00359]	[0.17422]
D(TT(-3))	0.119382	-0.038721	-0.210263	-0.028201	-0.456768	-0.007962
	(0.06821)	(0.07836)	(0.15205)	(0.09412)	(0.18856)	(0.02350)
	[1.75031]	[-0.49417]	[-1.38281]	[-0.29962]	[-2.42242]	[-0.33873]
D(G(-1))	0.340357	0.651311	-2.503417	0.409798	-1.933785	-0.138533
	(0.45932)	(0.52767)	(1.02398)	(0.63386)	(1.26981)	(0.15829)
	[0.74100]	[1.23432]	[-2.44479]	[0.64652]	[-1.52290]	[-0.87520]
D(G(-2))	-0.224686	-0.269842	-1.277233	-1.103612	0.281603	-0.395758
	(0.35782)	(0.41106)	(0.79770)	(0.49379)	(0.98921)	(0.12331)
	[-0.62793]	[-0.65645]	[-1.60114]	[-2.23499]	[0.28468]	[-3.20950]
D(G(-3))	-0.129007	0.547712	-3.630073	0.316119	-1.102786	-0.147263
	(0.41351)	(0.47504)	(0.92185)	(0.57064)	(1.14316)	(0.14250)
	[-0.31198]	[1.15298]	[-3.93781]	[0.55397]	[-0.96468]	[-1.03343]
DLE	0.806278	-0.074255	0.231114	-0.272779	-0.347038	0.064938
	(0.10047)	(0.11541)	(0.22397)	(0.13864)	(0.27774)	(0.03462)
	[8.02545]	[-0.64338]	[1.03190]	[-1.96752]	[-1.24951]	[1.87568]
DQ_USA1	1.000508	0.304046	-0.476578	-0.044670	0.401926	0.025338
	(0.23296)	(0.26762)	(0.51934)	(0.32148)	(0.64402)	(0.08028)
	[4.29482]	[1.13611]	[-0.91766]	[-0.13895]	[0.62409]	[0.31562]
D03_06	0.020009	0.000345	-0.002571	-0.008342	-0.020396	0.003570
	(0.00533)	(0.00613)	(0.01189)	(0.00736)	(0.01474)	(0.00184)
	[3.75196]	[0.05637]	[-0.21629]	[-1.13354]	[-1.38343]	[1.94232]
R-squared	0.808722	0.572974	0.474038	0.487051	0.478996	0.668915
Adj. R-squared	0.703016	0.336987	0.183375	0.203580	0.191072	0.485947
Sum sq. resids	0.004903	0.006471	0.024369	0.009338	0.037474	0.000582
S.E. equation	0.011359	0.013049	0.025324	0.015676	0.031403	0.003915
F-statistic	7.650661	2.427983	1.630885	1.718165	1.663622	3.655907
Log likelihood	197.2299	188.9068	149.1277	177.9054	136.2176	261.1505
Akaike AIC	-5.840998	-5.563560	-4.237591	-5.196846	-3.807252	-7.971683
Schwarz SC	-5.073072	-4.795633	-3.469665	-4.428920	-3.039326	-7.203757
Mean dependent	-0.001678	0.000343	0.011970	0.000413	-0.001604	0.000202
S.D. dependent	0.020844	0.016026	0.028023	0.017565	0.034915	0.005460

Determinant resid covariance (dof adj.) 2.72E-23

Determinant resid covariance	1.75E-24
Log likelihood	1130.208
Akaike information criterion	-33.04027
Schwarz criterion	-28.18837

Ecuación (4a)

Vector Error Correction Estimates

Date: 09/12/07 Time: 16:36

Sample (adjusted): 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
TCR(-1)	1.000000				
F1(-1)	0.113528 (0.05849) [1.94112]				
YTNT(-1)	0.158649 (0.03325) [4.77207]				
TT(-1)	0.759753 (0.18432) [4.12199]				
G(-1)	8.178620 (1.29831) [6.29946]				
C	-9.078239				
Error Correction:	D(TCR)	D(F1)	D(YTNT)	D(TT)	D(G)
CointEq1	-0.243193 (0.04975) [-4.88848]	0.207296 (0.56420) [0.36742]	-0.138067 (0.11836) [-1.16652]	0.205016 (0.14809) [1.38441]	-0.050342 (0.01682) [-2.99306]
D(TCR(-1))	0.143094 (0.08612) [1.66164]	-1.511371 (0.97666) [-1.54749]	0.302579 (0.20488) [1.47683]	-0.374379 (0.25635) [-1.46043]	0.023594 (0.02912) [0.81038]
D(TCR(-2))	0.131950 (0.08533)	1.474958 (0.96779)	0.220206 (0.20302)	-0.284586 (0.25402)	0.014017 (0.02885)

	[1.54627]	[1.52405]	[1.08463]	[-1.12032]	[0.48584]
D(TCR(-3))	0.123873 (0.08796) [1.40827]	-0.585176 (0.99758) [-0.58660]	-0.307928 (0.20927) [-1.47142]	-0.478327 (0.26184) [-1.82679]	0.017031 (0.02974) [0.57269]
D(F1(-1))	0.014318 (0.01226) [1.16755]	-0.511570 (0.13908) [-3.67833]	0.015239 (0.02918) [0.52231]	-0.001363 (0.03650) [-0.03734]	0.013873 (0.00415) [3.34608]
D(F1(-2))	-0.011000 (0.01148) [-0.95779]	-0.092570 (0.13025) [-0.71071]	0.004158 (0.02732) [0.15217]	0.028914 (0.03419) [0.84575]	0.000273 (0.00388) [0.07043]
D(F1(-3))	-0.001589 (0.01161) [-0.13687]	-0.324134 (0.13169) [-2.46142]	0.015801 (0.02763) [0.57197]	-0.007468 (0.03456) [-0.21607]	-0.000119 (0.00393) [-0.03026]
D(YTNT(-1))	0.037086 (0.05544) [0.66896]	1.096756 (0.62872) [1.74442]	-0.058659 (0.13189) [-0.44474]	0.006634 (0.16502) [0.04020]	-0.051241 (0.01874) [-2.73387]
D(YTNT(-2))	-0.009781 (0.06242) [-0.15669]	1.062111 (0.70794) [1.50028]	-0.259277 (0.14851) [-1.74581]	-0.120562 (0.18582) [-0.64882]	0.000251 (0.02110) [0.01188]
D(YTNT(-3))	0.091612 (0.06080) [1.50687]	0.547215 (0.68950) [0.79364]	0.171748 (0.14464) [1.18739]	0.003724 (0.18098) [0.02058]	0.022578 (0.02055) [1.09844]
D(TT(-1))	0.146886 (0.06512) [2.25560]	-0.291216 (0.73854) [-0.39431]	0.242168 (0.15493) [1.56306]	-0.605973 (0.19385) [-3.12601]	0.029272 (0.02202) [1.32954]
D(TT(-2))	0.115418 (0.06272) [1.84033]	-1.129619 (0.71127) [-1.58817]	0.142772 (0.14921) [0.95684]	-0.472302 (0.18669) [-2.52985]	0.039735 (0.02120) [1.87395]
D(TT(-3))	0.026795 (0.06058) [0.44233]	-0.989265 (0.68702) [-1.43993]	-0.109498 (0.14412) [-0.75974]	-0.499362 (0.18033) [-2.76920]	0.034527 (0.02048) [1.68582]
D(G(-1))	0.855830 (0.44934) [1.90466]	-5.244271 (5.09596) [-1.02910]	-1.765267 (1.06904) [-1.65126]	-2.023367 (1.33757) [-1.51272]	0.203802 (0.15192) [1.34154]
D(G(-2))	-0.110107	3.639170	0.497327	0.852671	-0.300545

	(0.38286)	(4.34209)	(0.91089)	(1.13970)	(0.12944)
	[-0.28759]	[0.83811]	[0.54598]	[0.74816]	[-2.32183]
D(G(-3))	-0.432182	3.742441	-3.366132	-0.978243	-0.052536
	(0.38721)	(4.39138)	(0.92123)	(1.15263)	(0.13091)
	[-1.11615]	[0.85223]	[-3.65395]	[-0.84870]	[-0.40131]
C	-0.025494	-0.067467	0.006202	0.004764	0.000806
	(0.00390)	(0.04428)	(0.00929)	(0.01162)	(0.00132)
	[-6.52890]	[-1.52351]	[0.66758]	[0.40990]	[0.61040]
DLE	1.214216	0.908327	0.342693	-0.414054	-0.004915
	(0.14746)	(1.67238)	(0.35083)	(0.43896)	(0.04986)
	[8.23409]	[0.54313]	[0.97679]	[-0.94326]	[-0.09859]
DQ_USA1	1.068575	0.604686	-0.189801	0.235228	-0.059609
	(0.17665)	(2.00336)	(0.42027)	(0.52583)	(0.05972)
	[6.04925]	[0.30184]	[-0.45162]	[0.44734]	[-0.99809]
R-squared	0.803999	0.611083	0.435783	0.381013	0.673450
Adj. R-squared	0.717950	0.440339	0.188077	0.109263	0.530087
Sum sq. resids	0.005024	0.646227	0.028439	0.044521	0.000574
S.E. equation	0.011070	0.125545	0.026337	0.032953	0.003743
F-statistic	9.343498	3.578945	1.759279	1.402071	4.697513
Log likelihood	196.4982	50.79218	144.4935	131.0478	261.5643
Akaike AIC	-5.916607	-1.059739	-4.183115	-3.734927	-8.085478
Schwarz SC	-5.253398	-0.396530	-3.519906	-3.071718	-7.422269
Mean dependent	-0.001678	-0.008226	0.011557	-0.001604	0.000202
S.D. dependent	0.020844	0.167818	0.029229	0.034915	0.005460
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.28E-17			
Determinant resid covariance		1.91E-18			
Log likelihood		798.3748			
Akaike information criterion		-23.27916			
Schwarz criterion		-19.78859			

Anexo 9: Prueba de normalidad multivariada y autocorrelación de los residuos**Ecuación (3a)****Prueba de normalidad multivariada de los residuos**

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Covariance (Urzua)
 H0: residuals are multivariate normal
 Sample: 1991Q1 2006Q4
 Included observations: 60

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.217791	0.523805	1	0.4692
2	0.963348	10.24844	1	0.0014
3	0.105994	0.124067	1	0.7247
4	-0.160161	0.283274	1	0.5946
5	-0.044835	0.022198	1	0.8816
6	-0.102985	0.117122	1	0.7322
Joint		11.31891	6	0.0790
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.231863	8.924111	1	0.0028
2	3.552756	1.356956	1	0.2441
3	1.233523	8.906371	1	0.0028
4	1.602199	5.404563	1	0.0201
5	1.125602	10.09607	1	0.0015
6	1.099035	10.40037	1	0.0013
Joint		45.08844	6	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	9.447916	2	0.0089	
2	11.60540	2	0.0030	
3	9.030438	2	0.0109	
4	5.687837	2	0.0582	
5	10.11827	2	0.0064	
6	10.51749	2	0.0052	
Joint	182.2275	182	0.4813	

Prueba de autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM
Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 09/13/07 Time: 17:13

Sample: 1991Q1 2006Q4

Included observations: 60

Lags	LM-Stat	Prob
1	42.98310	0.1970
2	32.11483	0.6540
3	35.36490	0.4986
4	35.09950	0.5112

Probs from chi-square with 36 df.

Ecuación (4a)**Prueba de normalidad multivariada de los residuos**

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Residual Covariance (Urzua)

H0: residuals are multivariate normal

Date: 09/13/07 Time: 17:14

Sample: 1991Q1 2006Q4

Included observations: 60

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.238791	0.629691	1	0.4275
2	-0.051539	0.029334	1	0.8640
3	0.439422	2.132334	1	0.1442
4	-0.000374	1.55E-06	1	0.9990
5	0.057457	0.036456	1	0.8486
Joint		2.827816	5	0.7265

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.084200	10.57227	1	0.0011
2	1.194639	9.326430	1	0.0023
3	2.044342	2.352400	1	0.1251
4	1.440864	6.829913	1	0.0090
5	1.331163	7.894249	1	0.0050

Joint	36.97526	5	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	11.20196	2	0.0037
2	9.355764	2	0.0093
3	4.484735	2	0.1062
4	6.829915	2	0.0329
5	7.930705	2	0.0190
Joint	101.1046	105	0.5894

Prueba de autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 09/13/07 Time: 17:14

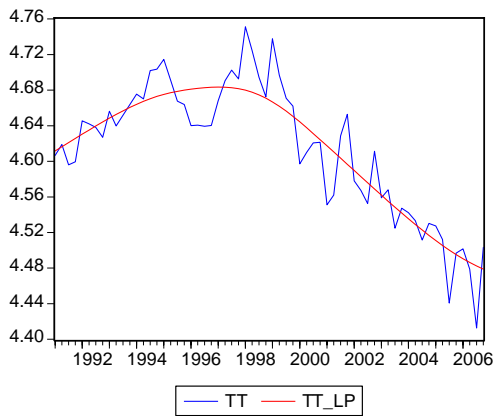
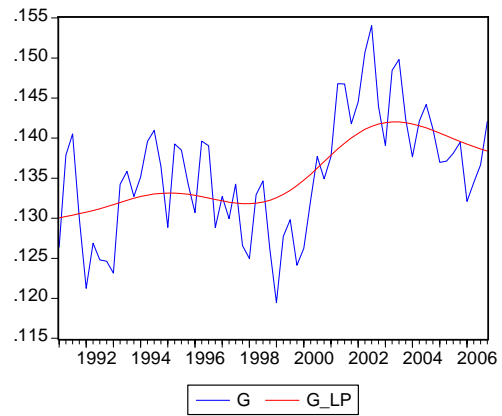
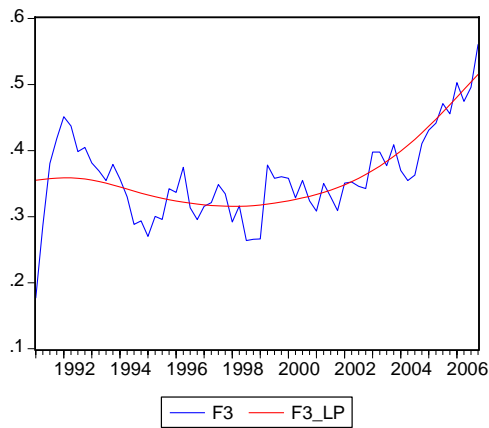
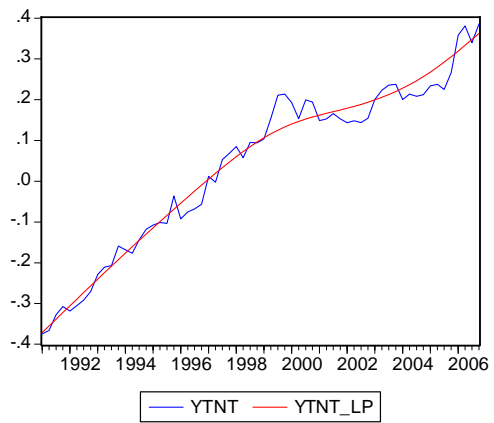
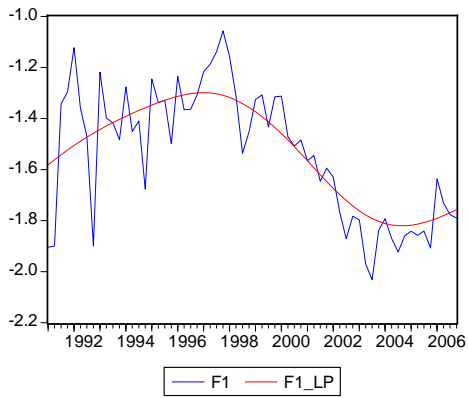
Sample: 1991Q1 2006Q4

Included observations: 60

Lags	LM-Stat	Prob
1	30.31162	0.2128
2	17.89791	0.8467
3	30.48113	0.2068
4	22.24940	0.6213

Probs from chi-square with 25 df.

Anexo 10: Gráfico de los fundamentales del tipo de cambio real



Anexo 11: Desalineamiento cambiario

Cuadro 11A
Costa Rica: estimación del desalineamiento cambiario real
Periodo 1991.q1 2006.q4

Periodo	q	Tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo según modelo				Límites q de equilibrio de mediano plazo		Desalineamiento
		q_(4)	q_(6)	q_(3a)	q_(4a)	Mínimo	Máximo	
1991Q1	117.42	117.41		112.65	116.17	112.65	117.41	0.0%
1991Q2	117.06	116.38	111.51	111.85	115.12	111.51	116.38	0.6%
1991Q3	117.56	115.36	110.20	111.04	114.09	110.20	115.36	1.9%
1991Q4	120.18	114.35	108.95	110.25	113.06	108.95	114.35	5.1%
1992Q1	114.81	113.36	107.78	109.45	112.05	107.78	113.36	1.3%
1992Q2	106.14	112.39	106.70	108.67	111.06	106.70	112.39	-0.5%
1992Q3	110.40	111.43	105.71	107.89	110.09	105.71	111.43	0.0%
1992Q4	107.08	110.48	104.83	107.13	109.16	104.83	110.48	0.0%
1993Q1	105.35	109.55	104.04	106.38	108.25	104.04	109.55	0.0%
1993Q2	104.80	108.63	103.35	105.66	107.39	103.35	108.63	0.0%
1993Q3	104.22	107.75	102.74	104.96	106.57	102.74	107.75	0.0%
1993Q4	106.01	106.90	102.22	104.28	105.80	102.22	106.90	0.0%
1994Q1	106.11	106.09	101.77	103.64	105.07	101.77	106.09	0.0%
1994Q2	105.36	105.33	101.39	103.02	104.38	101.39	105.33	0.0%
1994Q3	105.31	104.62	101.06	102.44	103.75	101.06	104.62	0.7%
1994Q4	103.66	103.96	100.78	101.89	103.15	100.78	103.96	0.0%
1995Q1	99.40	103.36	100.54	101.37	102.60	100.54	103.36	-1.1%
1995Q2	104.32	102.81	100.32	100.89	102.09	100.32	102.81	1.5%
1995Q3	104.30	102.31	100.12	100.43	101.62	100.12	102.31	1.9%
1995Q4	101.39	101.85	99.92	100.00	101.18	99.92	101.85	0.0%
1996Q1	101.44	101.44	99.73	99.59	100.77	99.59	101.44	0.0%
1996Q2	102.02	101.07	99.52	99.21	100.39	99.21	101.07	0.9%
1996Q3	102.35	100.73	99.31	98.85	100.03	98.85	100.73	1.6%
1996Q4	102.60	100.43	99.10	98.51	99.69	98.51	100.43	2.2%
1997Q1	100.23	100.16	98.90	98.18	99.38	98.18	100.16	0.1%
1997Q2	99.66	99.92	98.73	97.88	99.08	97.88	99.92	0.0%
1997Q3	99.60	99.72	98.59	97.60	98.80	97.60	99.72	0.0%
1997Q4	100.51	99.55	98.51	97.35	98.55	97.35	99.55	1.0%
1998Q1	97.49	99.41	98.50	97.11	98.32	97.11	99.41	0.0%
1998Q2	97.59	99.30	98.55	96.91	98.11	96.91	99.30	0.0%
1998Q3	96.00	99.22	98.68	96.72	97.93	96.72	99.22	-0.8%
1998Q4	98.08	99.16	98.88	96.56	97.77	96.56	99.16	0.0%
1999Q1	96.92	99.11	99.16	96.41	97.63	96.41	99.16	0.0%
1999Q2	98.17	99.07	99.50	96.28	97.52	96.28	99.50	0.0%
1999Q3	99.61	99.04	99.90	96.17	97.43	96.17	99.90	0.0%
1999Q4	99.58	99.02	100.36	96.06	97.36	96.06	100.36	0.0%
2000Q1	97.48	99.02	100.86	95.97	97.32	95.97	100.86	0.0%
2000Q2	98.21	99.02	101.37	95.90	97.30	95.90	101.37	0.0%
2000Q3	97.36	99.04	101.88	95.85	97.32	95.85	101.88	0.0%
2000Q4	96.94	99.08	102.39	95.83	97.38	95.83	102.39	0.0%
2001Q1	96.53	99.13	102.88	95.84	97.48	95.84	102.88	0.0%
2001Q2	93.74	99.21	103.34	95.91	97.64	95.91	103.34	-2.3%
2001Q3	93.34	99.31	103.77	96.02	97.86	96.02	103.77	-2.8%
2001Q4	92.09	99.44	104.18	96.20	98.15	96.20	104.18	-4.3%
2002Q1	91.22	99.60	104.55	96.43	98.51	96.43	104.55	-5.4%
2002Q2	94.07	99.79	104.89	96.73	98.94	96.73	104.89	-2.7%
2002Q3	95.01	100.01	105.19	97.08	99.43	97.08	105.19	-2.1%
2002Q4	96.14	100.25	105.44	97.50	99.98	97.50	105.44	-1.4%
2003Q1	99.66	100.50	105.66	97.95	100.57	97.95	105.66	0.0%
2003Q2	101.44	100.76	105.82	98.45	101.20	98.45	105.82	0.0%
2003Q3	102.55	101.02	105.91	98.97	101.85	98.97	105.91	0.0%
2003Q4	104.41	101.27	105.93	99.51	102.50	99.51	105.93	0.0%
2004Q1	105.45	101.51	105.86	100.06	103.15	100.06	105.86	0.0%
2004Q2	106.14	101.73	105.69	100.59	103.78	100.59	105.69	0.4%
2004Q3	106.75	101.92	105.42	101.11	104.37	101.11	105.42	1.3%
2004Q4	109.50	102.08	105.03	101.61	104.92	101.61	105.03	4.3%
2005Q1	109.25	102.20	104.54	102.07	105.41	102.07	105.41	3.6%
2005Q2	108.67	102.26	103.96	102.49	105.85	102.26	105.85	2.7%
2005Q3	108.97	102.28	103.28	102.88	106.21	102.28	106.21	2.6%
2005Q4	109.05	102.25	102.52	103.22	106.50	102.25	106.50	2.4%
2006Q1	108.36	102.17	101.68	103.52	106.72	101.68	106.72	1.5%
2006Q2	110.04	102.04	100.78	103.77	106.86	100.78	106.86	3.0%
2006Q3	110.29	101.86	99.82	103.98	106.94	99.82	106.94	3.1%
2006Q4	108.67	101.65	98.81	104.16	106.95	98.81	106.95	1.6%

Fuente: Elaboración propia