



BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISIÓN ECONÓMICA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA

**Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Costa Rica:
Enfoques BEER y DEER. Periodo 1991-2007**
(Documento para uso interno)

Carlos Mora Gómez
Carlos Torres Gutiérrez

Documento de Investigación
DIE-01-2008-DI, Febrero, 2008

Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica, elaborado por el
Departamento de Investigación Económica

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

TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO PARA COSTA RICA:.....	1
ENFOQUES BEER Y DEER. PERIODO 1991-2007	1
RESUMEN	1
1. INTRODUCCIÓN.....	2
2. ENFOQUE TEÓRICO.....	3
3. METODOLOGÍA.....	8
4. EVIDENCIA EMPÍRICA.....	9
4.1 TEORÍA DE LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA (PPC).....	9
4.2 ESTIMACIÓN DEL BEER DE CORTO PLAZO.....	10
4.2.1 Estimación mediante DOLS.....	10
4.2.2 Estimación mediante VECM.....	12
4.3 ESTIMACIÓN DEL BEER DE MEDIANO PLAZO.....	14
4.4 ESTIMACIÓN DEL DEER DE MEDIANO PLAZO.....	16
4.5. CÁLCULO DEL DESALINEAMIENTO CAMBIARIO REAL.....	19
5. CONSIDERACIONES FINALES.....	20
6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	22
7. ANEXOS.....	25
ANEXO 1 DESCRIPCIÓN DE VARIABLES UTILIZADAS.....	26
ANEXO 2 GRADO DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES	28
ANEXO 3 PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN.....	29
ANEXO 4 PRUEBAS DE WALD Y DE RAÍZ UNITARIA (PPC).....	31
ANEXO 5 GRÁFICO DE LAS VARIABLES UTILIZADAS.....	33
ANEXO 6 MODELOS DOLS.....	34
ANEXO 7 GRADO DE AJUSTE DE LAS REGRESIONES.....	36
ANEXO 8 MODELOS VECM.....	37
ANEXO 9 CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LOS MODELOS BEER.....	43
ANEXO 10 PRUEBA DE NORMALIDAD MULTIVARIADA Y AUTOCORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS.....	44
ANEXO 11 GRÁFICO DE LOS FUNDAMENTALES DEL TIPO DE CAMBIO REAL	46
ANEXO 12 DESALINEAMIENTO CAMBIARIO SEGÚN ENFOQUE BEER.....	47
ANEXO 13 DESALINEAMIENTO CAMBIARIO SEGÚN ENFOQUE DEER.....	48

TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO PARA COSTA RICA: ENFOQUES BEER Y DEER. PERIODO 1991 - 2007¹

Resumen

En el documento se estima el tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo para Costa Rica con datos trimestrales del periodo 1991-2007, según el “Modelo de Comportamiento del Tipo de Cambio Real” (Behavioral Equilibrium Exchange Rate- BEER) y el “Modelo de Tipo de Cambio Real de Equilibrio Deseado” (Desired Equilibrium Exchange Rate - DEER).

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.

Por su parte, el DEER se explica a partir de ecuaciones de comportamiento de exportaciones e importaciones y valores exógenos para el pago neto a factores del exterior y las transferencias netas, así como de un valor “deseado” para la cuenta corriente de la balanza de pagos.

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

Clasificación JEL C5, C8, F31

Palabras claves: Tipo de cambio real de equilibrio; BEER; DEER desalineamiento cambiario; Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos; DOLS; Cointegración Multivariada; VECM.

¹ Los autores agradecen a Roger Madrigal y a Evelyn Muñoz los comentarios efectuados a este documento. Asimismo, a Gabriela Saborío y a Carlos Chaverri por el apoyo brindado en la subperiodización de series temporales. También agradecen a Maria Luz Sanarrusia, del Instituto Nacional de Estadística y Censos de Costa Rica (INEC), la proporción de datos anuales de empleo estandarizados y homogenizados por rama de actividad económica.

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 inicios de la década de 1980, inicialmente basado en fijación y centralización de divisas en el Banco Central de Costa Rica (BCCR). A partir de marzo de 1992 se mantuvo una flotación administrada², en un contexto de apertura de la cuenta de capitales de la balanza de pagos; sin embargo, en junio de ese mismo año el BCCR retoma el control del tipo de cambio, manteniendo la libre movilidad de capitales. De esta manera, se 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 banda cambiaria de tipo deslizante y de amplitud inicial moderada pero creciente. Durante la aplicación de este último régimen, el tipo de cambio ha permanecido prácticamente en el nivel inferior de la banda, en un contexto de importante ingreso de capitales privados externos, que se ha prolongado por varios años.

En el curso de estos cambios en el accionar del BCCR, una parte importante de la atención de los agentes económicos ha estado centrada últimamente en el comportamiento del tipo de cambio nominal; con la ventaja de que esta variable es directamente observable. 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 que provoque presiones en los sectores real y externo y una eventual crisis de balanza de pagos que requiera de mayores ajustes.

² En este sistema cambiario el tipo de cambio es determinado por el mercado con alguna intervención oficial, con la intención de moderar el ritmo de variación del tipo de cambio, más allá de establecer un nivel específico.

Para responder a lo anterior, el presente documento tiene como objetivo aproximar el tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo para Costa Rica, según el “Modelo de Comportamiento del Tipo de Cambio Real” (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate - BEER*) y el “Modelo de Tipo de Cambio Real de Equilibrio Deseado” (*Desired Equilibrium Exchange Rate - DEER*). A partir de lo anterior, se pretende también identificar probables desalineamientos del tipo de cambio real multilateral respecto de la estimación de estas variables.

Con respecto a otros trabajos internos previos sobre el tema³, el valor agregado de la presente investigación, en cuanto al enfoque *BEER* es: el tratamiento explícito del tipo de cambio real desde un enfoque que incluye solo un país y otro que toma en cuenta dos países; el refinamiento de la medición de la productividad relativa, mediante la consideración de variables trimestrales de productividad media del trabajo en 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. En cuanto al enfoque *DEER*, se introduce la estimación del tipo de cambio real mediante un enfoque de equilibrio parcial que incluye la modelación de la cuenta comercial y de servicios de la balanza de pagos.

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. En la cuarta parte se estudia el cumplimiento de la Paridad de Poder de Compra (*PPC*) para Costa Rica, se estiman empíricamente los modelos de tipo de cambio real de equilibrio de corto y mediano plazo según los enfoques mencionados y 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

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 local⁶.

El cálculo del tipo de cambio real mediante los índices señalados está 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 como:

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

Donde:

- e_t Logaritmo del tipo de cambio nominal.
- p_t Logaritmo del índice de precios doméstico.
- p_t^* Logaritmo del 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 lo 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 autores⁷ 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.

No obstante las diferentes hipótesis en las que se basan estos modelos, 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

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 En León et. al. (2003), página 8, se justifica la utilización de este índice como mejor aproximación del precio de los bienes no transables.

⁷ Entre ellos, Edwards (1994), Montiel (1999) y Lane y Milesi-Ferretti (2004).

externas (fundamentales), entre ellas, los flujos de activos externos⁸, los diferenciales de productividad sectoriales (*Efecto Balassa-Samuelson*⁹), los términos de intercambio y la absorción fiscal.

La extensión del modelo *BEER* utilizada por Calderón (2002), supone que existen dos países, 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 su 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 la economía doméstica como el resto del mundo, mediante las siguientes cuatro ecuaciones alternativas¹⁰:

Economía doméstica:

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

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

Economía doméstica relativa al resto del mundo:

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

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

⁸ Teóricamente, el modelo contempla la posibilidad de que el agente representativo ahorre (posponga su consumo) en activos externos (bonos), por lo que la posición neta de estos activos, entre otros, determinará la capacidad de consumo futuro de bienes transables.

⁹ El efecto *Balassa-Samuelson* supone que existen diferencias entre los países en la productividad del factor trabajo en el sector transables, pero que las diferencias internacionales en productividad del sector no transables son insignificantes. Así, los países con una productividad más elevada en el sector transable tendrán salarios más altos que en el extranjero, mayores costos de producción en los bienes no transables y niveles de precios más elevados en este sector. De esta manera, un aumento de la productividad que se concentre en el sector transable de un país, deberá provocar una apreciación real de su moneda.

¹⁰ Un planteamiento y solución al problema que enfrenta el agente representativo, puede consultarse en Alfaro (2006).

Donde las ecuaciones (4) y (6) emplean en forma relativa las variables de productividad correspondientes. 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.
$\left(\frac{Y_T}{Y_N}\right)_t$	Productividad media del trabajo en el sector transable, relativo al sector no transable en la economía doméstica.
$\left(\frac{Y_T}{Y_T^*}\right)_t, \left(\frac{Y_N}{Y_N^*}\right)_t$	Productividad media del trabajo en el sector transable (no transable) de la economía relativa al resto del mundo.
tt_t	Términos de intercambio internacionales.
$G_t, G/G^*_t$	Absorción fiscal de la economía y de ésta relativa al resto del mundo, 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 del trabajo 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. El modelo supone que como en el sector no transable el aumento del salario real no corresponde a una mejora en su 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, presionando al alza el precio de estos últimos, lo

que conllevaría a 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.

Otro enfoque es el modelo *DEER*, el cual es una modificación de los modelos de equilibrio fundamental (*Fundamental Equilibrium Exchange Rates-FEER*, Williamson, 1985), que permiten el cálculo de un tipo de cambio real de mediano plazo acorde con el equilibrio interno y externo de la economía. El equilibrio interno se alcanza cuando el producto está en su nivel potencial, por lo que la brecha del producto es cero y no existen presiones inflacionarias ni deflacionarias en la economía; mientras que el equilibrio externo se refiere a una cuenta corriente que es acorde con flujos de capital sostenibles en el largo plazo. De esta manera, el vínculo entre el *FEER* y el *DEER* es que en este último enfoque el tipo de cambio real de equilibrio es condicionado a cierta cuenta corriente “deseada” en el mediano plazo.

La implementación práctica utilizada con mayor frecuencia para el cálculo del *DEER* y el *FEER* es la que supone un equilibrio parcial, donde se especifica una relación entre la cuenta corriente, el tipo de cambio real, la brecha del producto y los términos de intercambio. Así, el tipo de cambio real de equilibrio que se obtiene es coherente con una cuenta corriente que está en un nivel “deseado”, una brecha del producto nula y con niveles de precios de exportaciones e importaciones que se ubican en sus valores de tendencia.

Siguiendo la contabilidad de balanza de pagos, el resultado de la cuenta corriente de la balanza de pagos (*CC*), es la suma de la balanza de bienes y servicios (*BC*) y el pago neto a factores del exterior más transferencias netas (*PNF*), donde todas esas variables se expresan como porcentaje del PIB nominal:

$$(7) \quad CC_t = BC_t + PNF_t$$

Asimismo, la balanza de bienes y servicios se expresa como la diferencia entre los “*quantums*” de bienes y servicios exportados (*X*) e importados (*M*), ambas como porcentaje del PIB y valoradas a sus respectivos precios ($P_x; P_m$):

$$(8) \quad BC_t = P_x X_t - P_m M_t$$

Por su parte, dichos “*quantums*” dependen¹¹ del tipo de cambio real (q) y de las brechas del producto interna (y_t^b) y externa (y_t^{b*})¹²:

¹¹ Esta dependencia se presenta mediante funciones de producción tipo Cobb Douglas, con rendimientos constantes a escala.

¹² Estas ecuaciones también tienen un microfundamento que se deriva de la maximización de una función de utilidad intertemporal por parte de dos agentes representativos, uno del país interno y otro del extranjero, que consumen bienes no transables y bienes importados, los cuales corresponden a las exportaciones del otro país. La solución de este proceso de optimización, sujeta a la restricción presupuestaria enfrentada por cada uno de ellos, permite derivar las ecuaciones de consumo o funciones de demanda por los bienes producidos internamente y las importaciones (Misas, Ramírez y Silva, 2001). Reinhart (1995) sostiene que para especificar funciones de comercio

$$(9) \quad X_t = \beta_0 q_t^{\beta_1} y_t^{b^* (1-\beta_1)} + \varepsilon_t^x$$

$$(10) \quad M_t = \beta_2 q_t^{\beta_3} y_t^b (1-\beta_3) + \varepsilon_t^m$$

Donde β_0, β_2 son constantes y $0 < \beta_1, \beta_3 < 1$ representan la participación de q en las exportaciones e importaciones, respectivamente. Sustituyendo las ecuaciones (9) y (10) en la (8) y ésta a su vez en (7) se reescribe la cuenta corriente de la balanza de pagos:

$$(11) \quad CC_t = P_x \left[\beta_0 q_t^{\beta_1} y_t^{b^* (1-\beta_1)} + \varepsilon_t^x \right] - P_m \left[\beta_2 q_t^{\beta_3} y_t^b (1-\beta_3) + \varepsilon_t^m \right] + PNF_t$$

A partir de la ecuación (11) se determina el *DEER* de mediano plazo que permite alcanzar la *CC* objetivo. El modelo predice valores positivos para todos los coeficientes beta estimados, excepto para el asociado al tipo de cambio real en la ecuación de importaciones.

3. Metodología

La metodología para aproximar el tipo de cambio real de equilibrio parte estudiando si la *PPC*, como enfoque para estimar el tipo de cambio real de equilibrio, se cumple para el caso del país. Para ello se estima econométricamente la ecuación (2), tanto en su versión absoluta como relativa. Si en el período en estudio la evidencia empírica mostrara que la *PPC* no se cumple para el caso costarricense, entonces se utilizarán los enfoques alternativos *BEER* y *DEER* para aproximar esta variable.

Previamente se hace un estudio del grado de integración de las variables y de una prueba de hipótesis para verificar si éstas cointegran¹³.

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)¹⁴ y de Cointegración Multivariada (*VECM*) (Johansen, 1988 y Johansen y Juselius, 1990)¹⁵.

entre países (exportaciones e importaciones), es necesario y suficiente incluir una variable de precio relativo (tipo de cambio real) y una de escala (ingreso).

¹³ La prueba de cointegración permite minimizar la posibilidad de que las relaciones funcionales que se establezcan entre el tipo de cambio real y sus determinantes correspondan al azar o a la casualidad (regresión espuria), reflejando relaciones estructurales entre las variables.

¹⁴ 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).

¹⁵ 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.

Luego, se aproxima 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.

Por otro lado, para calcular el *DEER* de mediano plazo se utilizan las ecuaciones (9) y (10) estimadas en Mora y Torres (2008). Dichos “*quantums*” de comercio exterior se expresan como proporción del PIB real y se ajustan con los índices de precios respectivos para determinar el valor de la balanza de bienes y servicios no factoriales, a la cual se adiciona exógenamente el pago neto a factores del exterior y las transferencias netas como porcentaje del PIB, para determinar la cuenta corriente de la Balanza de Pagos.

Dado un valor de cuenta corriente “deseado”, brechas de producto interno y externo nulas, valores de equilibrio de largo plazo de PNF y de los precios implícitos de exportaciones e importaciones, es posible calcular un *DEER* de mediano plazo que soluciona la ecuación (11)¹⁶.

4. Evidencia Empírica

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

Como las transformaciones logarítmicas del tipo de cambio nominal (e_t)¹⁷ y de los índices de precios domésticos (p_t)¹⁸ y externos (p_t^*)¹⁹ 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. Por su parte, la versión relativa se cumpliría si la ecuación (2), estimada en diferencias, cumple con estas características.

Con datos trimestrales del periodo 1991-2006, se estimó dicha ecuación, tanto en su versión absoluta como relativa, para el caso de Costa Rica, en forma bilateral con Estados Unidos:

$$(12) \quad \begin{aligned} e_t &= \underset{(337.63)}{6.4116} + \underset{(38.62)}{1.0139} * (p - p^*)_{t-1} + \hat{u}_t \\ e_t &= \underset{(6.09)}{0.0202} + \underset{(1.16)}{0.1340} * (\dot{p} - \dot{p}^*)_{t-1} + \hat{u}_t \end{aligned}$$

¹⁶ Conviene señalar que si en vez de darse un valor “deseado” para la cuenta corriente se estima su valor “sostenible” de mediano plazo, entonces podría calcularse un tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo según el enfoque *FEER*, mediante la solución de la ecuación (11). Sin embargo, este no es un objetivo de esta investigación.

¹⁷ Tipo de cambio del dólar estadounidense.

¹⁸ Índice de precios al consumidor de Costa Rica (IPC).

¹⁹ Índice de precios al consumidor de Estados Unidos.

Aunque no se rechazó la hipótesis nula de que dicho coeficiente fuera unitario en la versión absoluta, el error de regresión no fue estacionario en ambas ecuaciones, lo que invalida dicha teoría para el caso del país en ese periodo²⁰. 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 *BEER* de corto plazo para Costa Rica. El comportamiento gráfico de las variables utilizadas²¹ se presenta en el Anexo 5. Todas las variables son integradas de orden 1 (Anexo 2) y cointegran (Anexo 3).

4.2.1 Estimación mediante *DOLS*

Las ecuaciones (3) a (6) fueron estimadas mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (*DOLS*). En el siguiente cuadro solo se muestran los resultados de las ecuaciones (4) y (6), las cuales mostraron signos correctos de los coeficientes de los fundamentales del tipo de cambio real, de acuerdo con el modelo teórico y son estadísticamente significativos (el Anexo 6 presenta un mayor detalle y el Anexo 7 la bondad del ajuste de estas dos ecuaciones).

²⁰ No obstante, en el Modelo Monetario de Inflación de largo plazo estimado por Madrigal y Muñoz (2004) no se rechazó la aplicación de la versión relativa de la *PPC* con datos de baja frecuencia (anuales) y un periodo más amplio (1982 – 2003).

²¹ En el Anexo 1 se explica cómo se construyen las variables y se especifican sus fuentes de información.

*Cuadro 1. Estimación del BEER de corto plazo
Técnica: Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS)
Periodo 1991.q1-2006.q4*

Variable dependiente: q		
Variables Explicativas	Ecuación	
	(4)	(6)
C	6.9045 (10.48)	8.2219 (6.36)
F	-0.1180 (-3.04)	-1.0350 (-2.49)
$\left(\frac{Y_T}{Y_N}\right)$	-0.2325 (-9.65)	
$\left(\frac{Y_T}{Y_T^*} / \frac{Y_N}{Y_N^*}\right)$		-0.8269 (-4.36)
π	-0.3739 (-2.73)	-1.2499 (-4.39)
G	-5.2660 (-8.88)	
G/G^*		-0.2947 (-6.31)
R ² ajustado	0.812	0.832
Error de regresión	0.0211	0.0207

El modelo 4 (6) se especifica con cuatro (tres) adelantos y rezagos de las diferencias de las variables fundamentales. Se incorporan variables dummy a estos modelos. 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.

La evidencia empírica del Cuadro 1 muestra que ocurren apreciaciones reales como consecuencia de incrementos en la posición de activos externos netos; en la productividad del sector transable, sea esta relativa al sector no transable interno o externo²²; en los términos de intercambio y en la absorción fiscal, tanto absoluta como relativa a la del país externo. Asimismo, hay depreciaciones reales cuando se incrementa la productividad del sector no transable.

²² 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.

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 las especificaciones (3) y (4) (Anexo 8), las cuales cumplieron las pruebas econométricas²³:

*Cuadro 2. Estimación del BEER de corto plazo
Técnica: 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.

En el Cuadro 2 se observa que 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.

²³ 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 normalmente y no están autocorrelacionados (Anexo 8). El término de corrección de error muestran el signo esperado y es significativo, por lo que el modelo es estable. Además, se cumple la exogeneidad débil, implicando que no existe retroalimentación desde las restantes ecuaciones de los modelos.

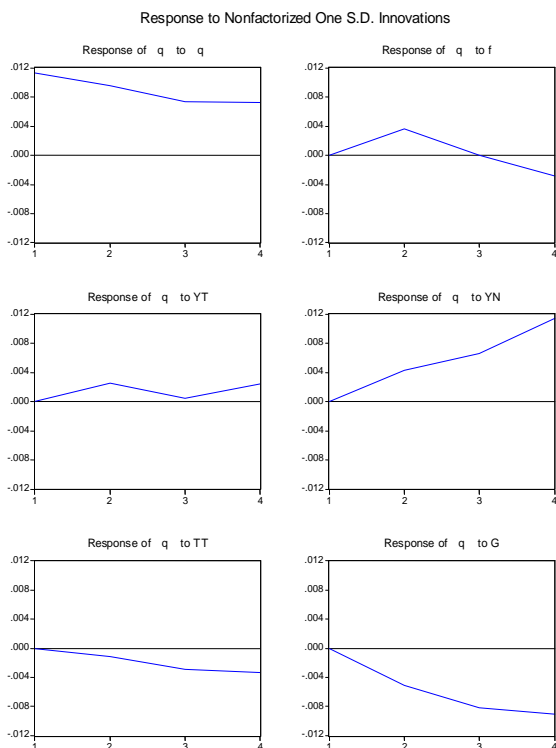
Los efectos transitorios de los fundamentales y de otras variables adicionales sobre el tipo de cambio real se recogen en los modelos de corrección de errores de corto plazo (Anexo 8). En dichos modelos se obtienen signos y significancias estadísticas esperados de ambos términos de error rezagados (corrección 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 positivos y 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, $D(q_usa)$.

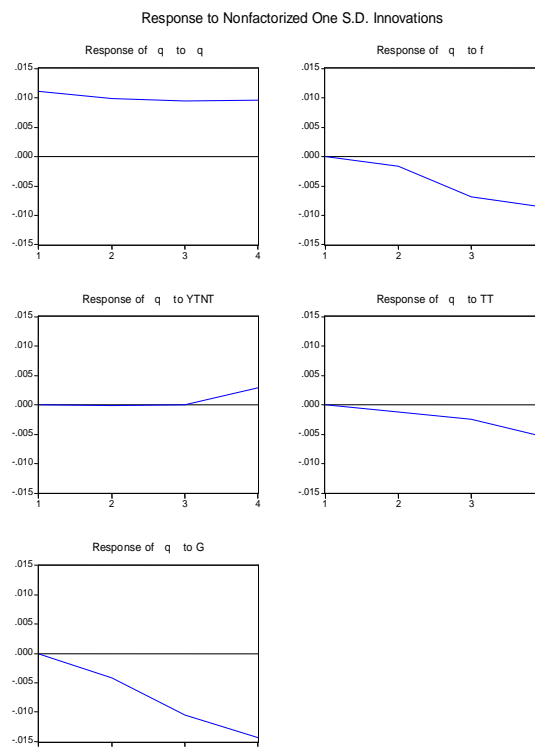
No obstante el interés por la interpretación individual de los coeficientes de largo plazo, para Lutkepohl (1993) es más importante analizar el efecto conjunto de cambios en los fundamentales sobre la trayectoria del *BEER*, para no ignorar la dinámica de corto plazo implícita en el modelo de corrección de errores. 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 q 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* estándar (*shocks* ortogonales) sugieren efectos teóricos esperados del tipo de cambio real de equilibrio ante innovaciones transitorias de sus fundamentales. 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* a un horizonte de un año muestra apreciaciones esperadas del *BEER*. Por su parte, las innovaciones sobre la productividad de los sectores transables y no transable muestran los efectos esperados sobre el *BEER*, solamente que en el caso de choques a los primeros, la reacción prevista ocurre a un plazo más largo (año y medio después del cambio).

4.3 Estimación del *BEER* de mediano plazo

Previo al cálculo del tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo según este enfoque, se evaluó la capacidad de pronóstico dentro de muestra de los modelos estimados en los cuadros 1 y 2. Para ello, se generaron pronósticos desde 1 hasta 8 pasos adelante, a partir del cuarto trimestre

del 2001 y se calcularon las siguientes estadísticas de pronóstico: error medio, media del error absoluto, raíz del error cuadrático medio (*RMSE*) y U de Theil²⁴.

Como se observa en los cuadros del Anexo 9, el modelo (3a) fue el de menor *RMSE* y el único que superó, en promedio, la capacidad de pronóstico de un modelo “ingenuo” (U de Theil menor que uno); por tal motivo, este modelo será el utilizado para aproximar el *BEER* de mediano plazo.

Se parte de la estimación empírica de los coeficientes de los fundamentales del *BEER* del modelo (3a), pero utilizando los valores sostenibles o de tendencia²⁵.

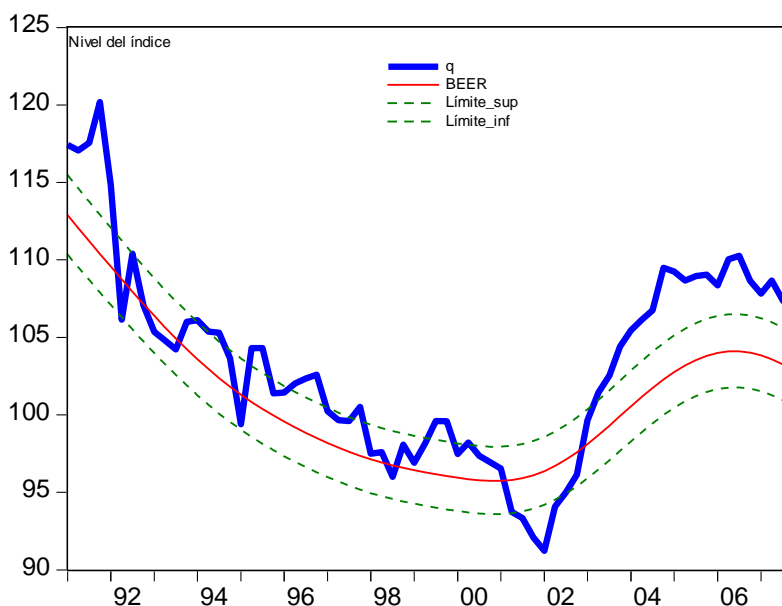
Una vez efectuados los pasos anteriores y dado que los errores de regresión de este modelo se distribuyeron normalmente, con media cero y varianza constante, se utiliza el valor de la desviación estándar de regresión para construir un intervalo de confianza alrededor del *BEER* de mediano plazo, en el que hay una probabilidad del 95% de que su “verdadero” valor se encuentre en él²⁶.

²⁴ Este estadístico corresponde al cociente entre la *RMSE* de cada modelo y la *RMSE* de un modelo “ingenuo” que supone no cambio en la variable pronosticada (el pronóstico de la variable en cuestión para el periodo t es igual a su valor observado en $t-1$), lo que lo hace independiente de la escala de medición de las variables.

²⁵ Se obtienen los componentes de tendencia de los fundamentales del tipo de cambio real mediante el filtro de Hodrick-Prescott. 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.

²⁶ Este procedimiento toma en cuenta la incertidumbre propia que rodea la estimación econométrica y la aproximación de los valores sostenibles de largo plazo de los fundamentales, así como el hecho de que es natural concebir desalineamientos transitorios en el corto plazo entre estas variables, atribuibles a factores coyunturales no contemplados en la naturaleza de largo plazo del tipo de cambio real de tendencia. Estadísticamente, también refleja que en una función de densidad de probabilidad, es cero la probabilidad de ocurrencia de un evento particular (puntual).

Gráfico 1. Tipo de cambio real multilateral y estimación del BEER de mediano plazo. Período 1991.q1 – 2007.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 al no transable, por las ganancias de términos de intercambio que se disfrutaron hasta 1997 y por el mayor acceso al ahorro externo.

A partir del 2001 se revierte esa situación y el *BEER* de mediano plazo comienza a depreciarse mayormente como consecuencia del menor crecimiento de la productividad del sector transable, respecto al no transable, la menor absorción fiscal a partir del 2003 y el agotamiento y posterior reducción de las ganancias de términos de intercambio.

En el 2006 hay ganancias de productividad del sector transable, respecto al no transable y moderación en la caída de los términos de intercambio, lo que conlleva a que el *BEER* de mediano plazo muestre una tendencia decreciente hasta el cuarto trimestre 2007.

4.4 Estimación del DEER de mediano plazo

El cálculo del *DEER* parte estimando la balanza de bienes y servicios. Se utilizan las estimaciones de las ecuaciones (9) y (10) de Mora y Torres (2008) con datos trimestrales para el periodo 1991-2006:

Cuadro 3. Estimación de las funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios totales.

Técnica: Cointegración Multivariada (VECM). Periodo 1991:1-2006:4

Variable dependiente:	x_t	m_t
VARIABLES EXPLICATIVAS (vector de cointegración):		
c	-2.37	1.69
y_t^b		1.68
y_t^{b*}	5.11	
q_t	0.34	-0.58
Corrección de error */ (Estadístico t)	-0.20 (-2.41)	-0.72 (-2.89)

*/ Cuando ocurren choques de corto plazo en los determinantes de las exportaciones e importaciones, éstas retornan a su equilibrio de largo plazo en un año y en menos de seis meses, respectivamente.

Fuente: Mora y Torres *op. cit.*

Los coeficientes estimados de las elasticidades precio e ingreso de largo plazo de las exportaciones e importaciones tienen los signos teóricos esperados. Manteniendo todo lo demás constante, un incremento de 1% en las brechas de producto externa e interna motivan aumentos de 5.1% y 1.7% en los “quantums” exportados e importados, respectivamente²⁷. Asimismo, aumentos de 1% en el tipo de cambio real incrementan el volumen exportado en 0.3%, mientras que reducen el volumen importado en 0.6%²⁸.

Al sustituir estos coeficientes en la ecuación (11) se tiene:

$$(13) \quad CC_t = P_x \left[-2.37 \ q_t^{0.34} \ y_t^{b* 5.11} \right] - P_m \left[1.69 \ q_t^{-0.58} \ y_t^b 1.68 \right] + PNF_t$$

Posteriormente, se calcularon los valores de equilibrio de los precios implícitos de exportaciones e importaciones (P_X y P_M) y de PNF ²⁹. Con las variables señaladas anteriormente y suponiendo que en la ecuación (13) las brechas del producto externo e interno son cero, es posible calcular un $DEER$ de mediano plazo, mediante aproximaciones numéricas³⁰, que es congruente con un nivel de cuenta corriente “deseado”.

²⁷ No obstante, las pruebas de restricción de coeficientes no rechazan la hipótesis de que las elasticidades ingreso sean unitarias.

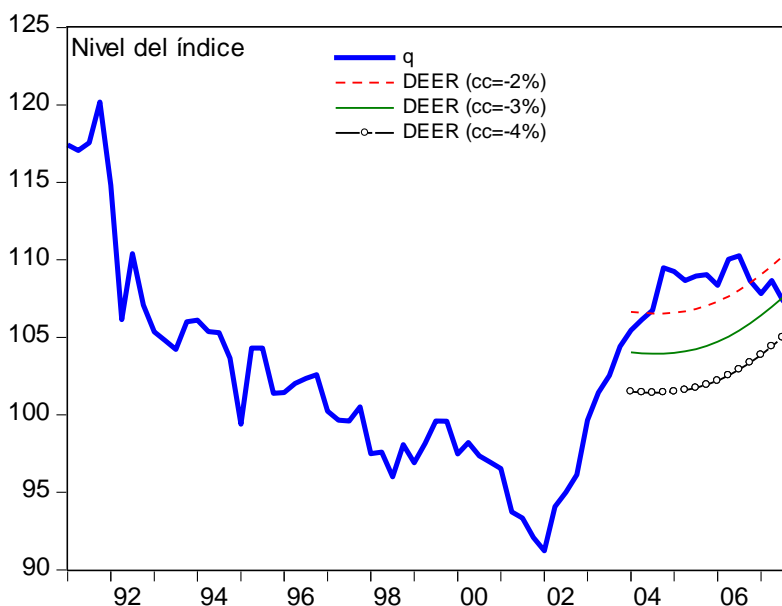
²⁸ Tampoco se rechazó la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala, dada la utilización de funciones de utilidad tipo Cobb-Douglas en el modelo teórico que sustenta estas estimaciones.

²⁹ Dichos valores de equilibrio se calcularon mediante los componentes de tendencia identificados con el filtro de Hodrick-Prescott, generando *priors* ocho pasos fuera de muestra.

³⁰ La herramienta utilizada es el *Solver* de Microsoft Office Excel, la cual utiliza un código de optimización no lineal.

Para determinar esta *cc* “deseada”, se revisó la evidencia empírica internacional acerca de los niveles de cuenta corriente a PIB sostenibles, encontrándose un rango entre -2% y -3% del PIB para Latinoamérica (Wren-Lewis y Driver, 1998). De esta manera, se calculó un *DEER* de mediano plazo entre el primer trimestre del 2004 y el cuarto trimestre del 2007, coherente con una *cc* de largo plazo en ese rango (Gráfico 2).

Gráfico 2. Tipo de cambio real multilateral y estimaciones del *DEER* de mediano plazo. Período 1991.q1 – 2007.q4



El *DEER* que asume una *cc* de -2% muestra un sendero mayor que el *DEER* que supone una *cc* de -3%, debido al efecto neto positivo que muestra el *q* multilateral sobre la balanza comercial. Así, un aumento de *q*, *ceteris paribus*, provocaría un incremento del “quantum” exportado y una reducción del volumen importado, obteniéndose el efecto positivo en *cc*. Asimismo, en el Gráfico 2 se incluye una *cc* “deseada” de -4% con el fin de ubicar *q* multilateral al cierre del 2007 en un rango acorde con valores de equilibrio de P_X , P_M y PNF . Por lo tanto, mayores niveles de *q*, manteniendo todo lo demás constante, permitirían una mejora en *cc*. En efecto, para reducir el déficit en cuenta corriente de largo plazo en un punto porcentual del PIB, es necesaria una depreciación real del colón de 2.5%³¹.

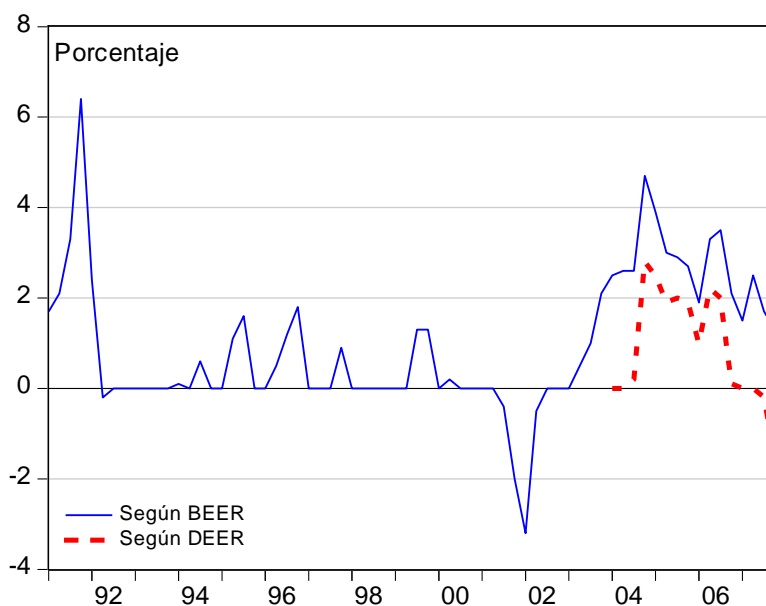
³¹ Para reducir un déficit de *cc* de largo plazo de 3% a uno de 2% el *DEER* pasaría de 108.2 a 110.9 en el cuarto trimestre del 2007 (Anexo 12).

4.5. Cálculo del desalineamiento cambiario real

A continuación se presentan los desalineamientos cambiarios reales, definidos como la diferencia entre el valor actual del tipo de cambio real y su valor de equilibrio (Montiel, 2003) y calculados como la desviación porcentual del tipo de cambio real multilateral (q) respecto de las estimaciones *BEER* y *DEER* de mediano plazo. De esta forma, si $q > BEER$ o *DEER* (el desalineamiento es positivo), se concluye que la moneda nacional está subvaluada y viceversa.

Para el caso del *BEER* de mediano plazo, se calcula el desalineamiento cambiario real como la desviación porcentual de q respecto del límite superior e inferior de su intervalo de confianza (Gráfico 3). El desalineamiento calculado es importante al inicio del periodo en estudio, en el 2002 y al final de la muestra, en donde se estima una subvaluación real del colón de 1.8% en promedio en el 2007 y de 1.3% en el cuarto trimestre de ese año (Cuadro 3 del Anexo 11).

Gráfico 3. Cálculo del desalineamiento del tipo de cambio real multilateral respecto de la estimación del *BEER* y *DEER* de mediano plazo.
Período 1991.q1 – 2007.q4



Con respecto al *DEER* de mediano plazo que es acorde con una *cc* entre -2% y -3%, el tipo de cambio real multilateral muestra un desalineamiento positivo del 2004 al 2006³² y negativo a partir del tercer trimestre del 2007 (Gráfico 3). Lo anterior implica que si se desea un déficit de cuenta corriente de 3% del PIB como máximo, suponiendo P_X , P_M y PNF en sus valores de largo

³² Como referencia, considérese que el déficit en cuenta corriente como porcentaje del PIB es 2.6%, en promedio en el trienio 2004-2006, cuando se ajustan las importaciones de hidrocarburos a los precios promedios observados en el 2003 (US\$ 34.14 por barril). Este cálculo se efectuó con base en información del Área de Balanza de Pagos.

plazo, el tipo de cambio real multilateral debería ubicarse en un nivel de 108.2 en el cuarto trimestre del 2007 (Anexo 12)³³.

5. Consideraciones Finales

La presente investigación se planteó como objetivo estimar el tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo para Costa Rica, según modelos de comportamiento y modelos basados en “fundamentales” (enfoques *BEER* y *DEER*), así como identificar probables desalineamientos del tipo de cambio real multilateral a partir de estos modelos.

Inicialmente se evaluó la aplicabilidad de la teoría absoluta y relativa de la *PPC* para el caso del país, concluyéndose que esta no se cumple en el periodo estudiado, lo que llevó a probar empíricamente los otros de modelos de tipo de cambio real.

Uno de los enfoques alternativos utilizados 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 los incrementos de productividad media del trabajo en el sector transable de la economía, respecto al no transable, por las ganancias de términos de intercambio hasta 1997 y por el mayor acceso al ahorro externo.

En el 2001 el *BEER* de mediano plazo comienza a depreciarse mayormente como consecuencia de menor crecimiento de la productividad del sector transable, respecto al no transable, la menor absorción fiscal a partir del 2003 y el agotamiento y posterior reducción de las ganancias de términos de intercambio.

Finalmente, en el 2006 las ganancias de productividad del sector transable, respecto al no transable y la moderación en la caída de los términos de intercambio, conllevaron a que el *BEER* de mediano plazo mostrara una tendencia decreciente hasta finales del 2007.

³³ Si el déficit de cuenta corriente observado en el 2007 (5.9% con datos preliminares) se ajusta con los precios promedios de los hidrocarburos observados en el 2003, el déficit en cuenta corriente como porcentaje del PIB hubiese sido de 2.7%.

El otro enfoque utilizado es el “Modelo de Tipo de Cambio Real de Equilibrio Deseado” (*Desired Equilibrium Exchange Rate - DEER*), el cual permite el cálculo de un tipo de cambio real de mediano plazo consistente con el equilibrio interno y externo de la economía, este último condicionado a una cuenta corriente “deseada” en el mediano plazo. En este enfoque, la evolución del tipo de cambio real se explica por el comportamiento de las exportaciones e importaciones, así como por valores exógenos para el pago neto de factores del exterior y las transferencias netas.

A partir de la trayectoria del *BEER* y del *DEER* de mediano plazo y de la evolución del tipo de cambio real multilateral, se estimó el desalineamiento cambiario real según ambos enfoques. En el caso del *BEER*, se estimó una subvaluación del colón de 1.8% en promedio en el 2007 y de 1.3% en el cuarto trimestre de ese año. De esta manera, si el BCCR hubiese permitido la libre flotación cambiaria en el 2007, se estima que el tipo de cambio real multilateral habría reducido su nivel hasta alcanzar un valor de al menos 105.2, según el comportamiento de largo plazo de sus fundamentales.

Por su parte, el sendero del *DEER* de mediano plazo coherente con una cuenta corriente entre -2% y -3% del PIB muestra un desalineamiento cambiario positivo entre el 2004 y el 2006 y una brecha negativa a partir del tercer trimestre del 2007. De esta manera, un q multilateral acorde con un déficit de cuenta corriente no mayor del 3% del PIB debería ubicarse en un nivel de 108.2 a finales del 2007, cuando se consideran precios implícitos de exportaciones e importaciones y trayectorias del pago neto a factores del exterior y de las transferencias netas en sus valores de largo plazo.

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.
- Caputo, Nuñez y Valdés (2007) “*Análisis del tipo de cambio en la práctica*” Documento de Trabajo No. 434, Banco Central de Chile, Noviembre.
- 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.
- Engle y Yoo (1987), “*Forecasting and Testing in Cointegrated System*”. Journal of Econometrics, 35, pp 157.
- 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.
- Krugman y Obstfeld (2001) “*Economía Internacional: Teoría y Política*”, 5ª Edición, Pearson Educación, Madrid.
- 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.
- Misas, Ramírez y Silva (2001), “*Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes*”, Subgerencia de estudios Económicos, Banco de la República, Abril.
- 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.
- Montiel (2003), “*Macroeconomics in Emerging Markets*”, Cambridge 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.
- Mora y Torres (2008) “*Estimación de funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Costa Rica: periodo 1991-2006*”, Documento en proceso, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Newey y West (1987) “*A Simple, Positive semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*”. *Econometría*, Vol 55, N°3, May.
- Obstfeld y Rogoff (1996), “*Foundations of International Macroeconomics*”, MIT Press (Cambridge), NO. 32.
- Reinhart (1995), “*Devaluation, Relative Prices, and International Trade*”. *Staff Papers* Vol 42, No. 2, International Monetary Fund, June.
- Sanarrusia (2007), “*Indicadores del Mercado de Trabajo: Elasticidad y productividad del empleo en el periodo 1987-2005*”, Instituto Nacional de Estadística y Censos de Costa Rica.
- 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.

Williamson, J., (1985), "*The exchange rate system*", Institute for International Economics, Washington.

Wren-Lewis y Driver (1998) "*Real Exchange Rates for the Year 2000*". Policy Analysis in International Economics No. 54, Peterson Institute for International Economics. Mayo.

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, los cuales se trimestralizaron mediante la rutina DENTON (WinRats), utilizando las reservas monetarias internacionales para los activos externos y la inversión extranjera directa para los pasivos externos. 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 productividad media del trabajo es el cociente entre la producción y el empleo. La producción del sector transable tomó en cuenta el valor agregado real trimestral 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 real del resto de sectores de actividad económica. Las series anuales de empleo por rama de actividad fueron proporcionadas por Sanarrusia (2007), quién los ajusta (estandariza y homogeniza) para neutralizar efectos de cambios muestrales, temáticos y metodológicos de la recolección de datos. Las series se trimestralizan utilizando como indicadores sintéticos el Índice Mensual de Actividad Manufacturera (IMAM) y el índice del subsector de electricidad del Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE).
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: Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce: http://www.bea.gov/industry/gpotables/gpo_action.cfm). La serie de empleo trimestral por rama de actividad fue tomada de las estadísticas de U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics (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

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>
	porcentaje del Producto Nacional Bruto (Fuente: Federal Reserve Economic Data: http://research.stlouisfed.org/fred2/).
Volumen (<i>quantum</i>) de exportaciones totales de bienes y servicios como proporción del PIB real.	El valor FOB de las exportaciones, en millones de colones de 1991, se deflata mediante el índice de precios implícito de las exportaciones. El PIB real interno se desestacionaliza mediante X12 ARIMA. Fuente: Departamento de Estadísticas Macroeconómicas (DEM) del BCCR.
Volumen de importaciones totales de bienes y servicios como proporción del PIB real.	El valor CIF de las importaciones, en millones de colones de 1991, se deflata mediante su índice de precios implícito respectivo. El PIB real interno se desestacionaliza. Fuente: DEM.
Brecha del producto interno.	Se calcula como la diferencia porcentual entre el PIB real y el producto potencial. Fuente: estimación del Departamento de Investigación Económica (DIE) del BCCR.
Brecha del producto de Estados Unidos (principal socio comercial del país).	Se calcula como la diferencia porcentual entre el PIB real y el producto potencial, aproximado con el componente de tendencia del PIB real de EEUU, identificado mediante el filtro Hodrick-Prescott. Fuente: estimación propia.
Pago de factores y transferencias netas	Los datos de transferencias y pago neto de factores estaban disponibles en frecuencia anual de 1991-1998, por lo que se trimestralizaron mediante la rutina DENTON (WinRats), utilizando el comportamiento de los ingresos netos por turismo y el PIB a precios corrientes. Fuente DEM.

Anexo 2
Grado de integración de las series

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

Variable	Opción	Prob.	Variable	Opción	Prob.	Variable	Opción	Prob.
tr	ccct	0.7931	g	ccct	0.0723	D(e)	ccct	0.0009
	ccst	0.2528		ccst	0.0483		ccst	0.0001
	scst	0.4951		scst	0.8050		scst	0.0332
D(tr)	ccct	0.0000	D(g)	ccct	0.2689	P	ccct	1.0000
	ccst	0.0000		ccst	0.0945		ccst	1.0000
	scst	0.0000		scst	0.0096		scst	1.0000
f3	ccct	0.2318	ytnt	ccct	0.8810	P*	ccct	0.3171
	ccst	0.1176		ccst	0.1880		ccst	0.9961
	scst	0.8852		scst	0.0775		scst	0.9999
D(f3)	ccct	0.0000	D(ytnt)	ccct	0.0000	D(p*)	ccct	0.0243
	ccst	0.0000		ccst	0.0000		ccst	0.0076
	scst	0.0000		scst	0.0000		scst	0.3599
yt	ccct	0.3961	yf5	ccct	0.1665	x	ccct	0.1095
	ccst	0.8841		ccst	0.8056		ccst	0.3211
	scst	0.9998		scst	0.9404		scst	0.0842
D(yt)	ccct	0.0000	D(yf5)	ccct	0.0000	D(x)	ccct	0.0660
	ccst	0.0000		ccst	0.0000		ccst	0.0151
	scst	0.0000		scst	0.0000		scst	0.0018
ynt	ccct	0.9998	yf6	ccct	0.3212	m	ccct	0.2126
	ccst	0.8292		ccst	0.5055		ccst	0.3129
	scst	0.8938		scst	0.1372		scst	0.0861
D(ynt)	ccct	0.0073	D(yf6)	ccct	0.0000	D(m)	ccct	0.0000
	ccst	0.0337		ccst	0.0000		ccst	0.0000
	scst	0.0035		scst	0.0000		scst	0.0000
tt	ccct	0.5263	f4	ccct	0.0000	q	ccct	0.7931
	ccst	0.8599		ccst	0.3347		ccst	0.2528
	scst	0.3624		scst	0.7622		scst	0.4951
D(tt)	ccct	0.0346	D(f4)	ccct	0.0000	D(q)	ccct	0.0000
	ccst	0.0111		ccst	0.0000		ccst	0.0000
	scst	0.0009		scst	0.0000		scst	0.0000
fl	ccct	0.7626	yf4	ccct	0.0514	yb	ccct	0.0102
	ccst	0.7019		ccst	0.0101		ccst	0.0018
	scst	0.8605		scst	0.0700		scst	0.0001
D(fl)	ccct	0.0001	D(yf4)	ccct	0.0000	D(yb)	ccct	0.0000
	ccst	0.0000		ccst	0.0000		ccst	0.0000
	scst	0.0000		scst	0.0000		scst	0.0000
q_usa1	ccct	0.9867	D(qusa1)	ccct	0.0000	yb*	ccct	0.5281
	ccst	0.2842		ccst	0.0000		ccst	0.2366
	scst	0.0074		scst	0.0000		scst	0.0321
e	ccct	0.9507	D(p)	ccct	0.0000	D(yb*)	ccct	0.0000
	ccst	0.8325		ccst	0.2289		ccst	0.0000
	scst	1.0000		scst	0.4532		scst	0.0000

Fuente: Elaboración propia

Anexo 3

Pruebas de Cointegración

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 (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)

PPC absoluta:

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 absoluta

Variable	ADF			DF-GLS		Ng-Perrón (MZt)	
	ccct	ccst	sct	ccct	ccst	ccct	ccst
Error_ppc1	-3.43***	-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**

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

Fuente: Elaboración propia, con base en las tablas de Engle y Yoo (1987).

PPC relativa:

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	56.19626	(1, 60)	0.0000
Chi-square	56.19626	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.

-1 + C(2)	-0.865951	0.115515
-----------	-----------	----------

Restrictions are linear in coefficients.

Pruebas de raíz unitaria para el error de la PPC relativa

Variable	ADF			DF-GLS		Ng-Perrón (MZt)	
	ccct	ccst	scst	ccct	ccst	ccct	ccst
Error_ppc2	-5.097*	-6.515*	-6.575*	-3.376***	-3.261	-2.930	-2.691
D(error_ppc2)	-11.44*	-11.55*	-11.617*	-2.057	-1.380	-0.203	-0.421

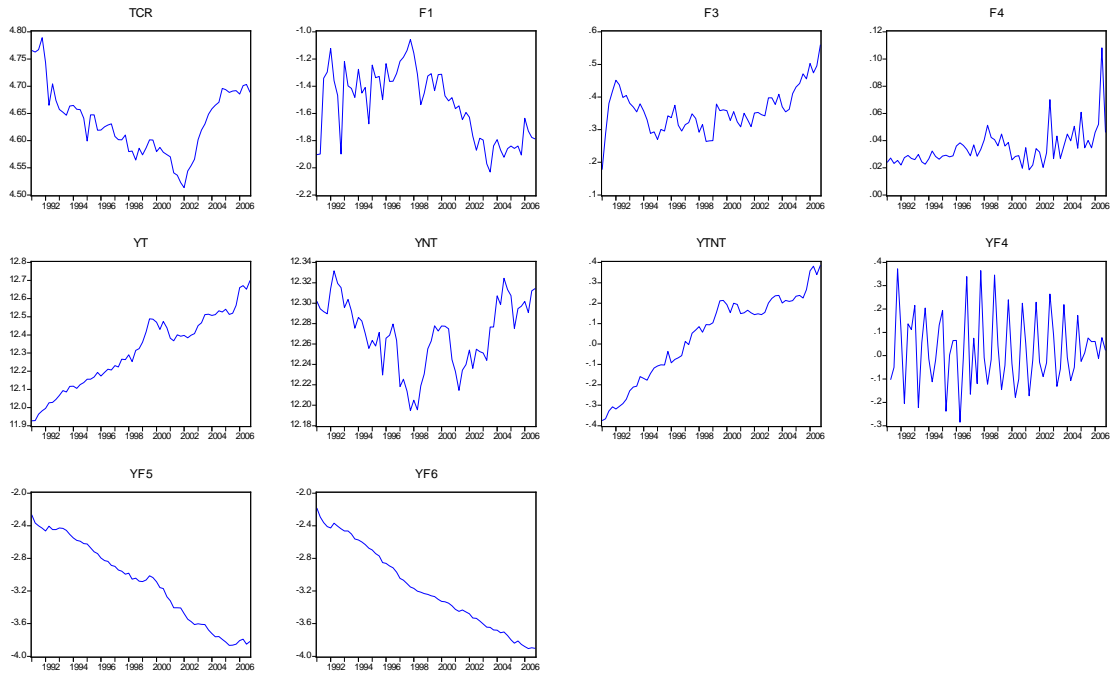
* (**) (***) Se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% (5%) (10%). En otro caso, no se rechaza dicha hipótesis.

Fuente: Elaboración propia, con base en las tablas de Engle y Yoo (1987).

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

<i>PPP absoluta</i>	<i>PPP relativa</i>
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 (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 (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

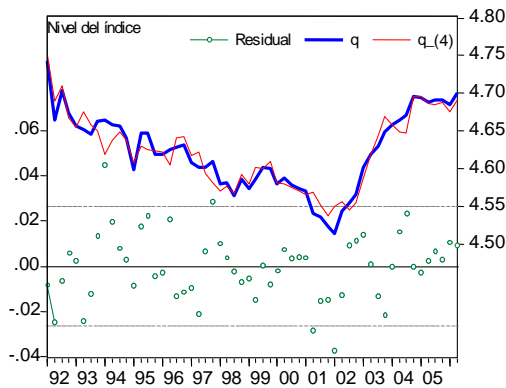
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	t corregido
C	8.221931	1.521022	5.405532	0	6.36317488
F3	-1.035014	0.489548	-2.114224	0.0446	-2.48877947
YF4	-0.82694	0.223313	-3.703053	0.0011	-4.35908507
TT	-1.249867	0.335416	-3.726318	0.001	-4.38647169
GG	-0.294688	0.054978	-5.360058	0	-6.30964472
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

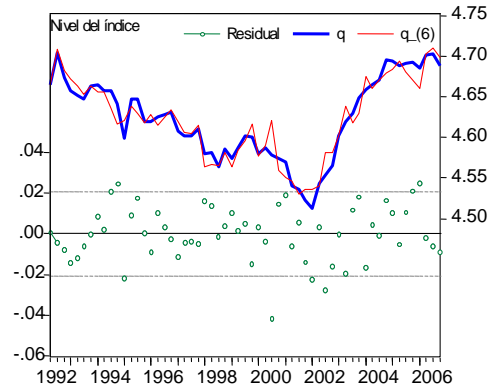
Modelos DOLS

Gráficos 3. Estimación del tipo de cambio real de equilibrio corriente para Costa Rica
Técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS).
Ajuste de regresión según modelo

Ecuación (4)



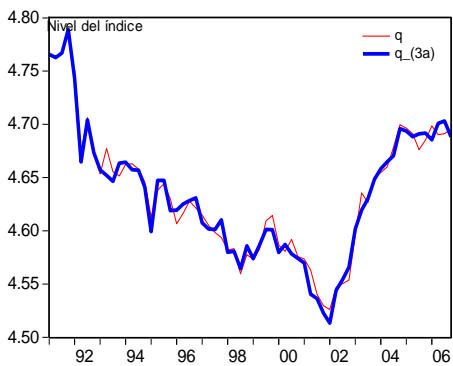
Ecuación (6)



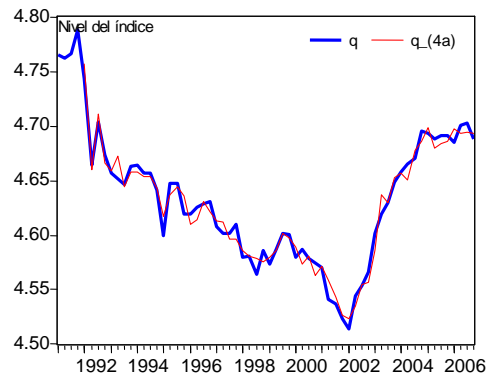
Modelos VECM

Gráficos 4. Estimación del tipo de cambio real de equilibrio corriente para Costa Rica
Técnica de cointegración multivariada (VECM).
Ajuste de regresión según modelo

Ecuación (3a)



Ecuación (4a)



Anexo 8
Modelos VECM

Ecuación (3a)

Vector Error Correction Estimates

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

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) [1.54627]	1.474958 (0.96779) [1.52405]	0.220206 (0.20302) [1.08463]	-0.284586 (0.25402) [-1.12032]	0.014017 (0.02885) [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 (0.38286)	3.639170 (4.34209)	0.497327 (0.91089)	0.852671 (1.13970)	-0.300545 (0.12944)

	[-0.28759]	[0.83811]	[0.54598]	[0.74816]	[-2.32183]
D(G(-3))	-0.432182 (0.38721) [-1.11615]	3.742441 (4.39138) [0.85223]	-3.366132 (0.92123) [-3.65395]	-0.978243 (1.15263) [-0.84870]	-0.052536 (0.13091) [-0.40131]
C	-0.025494 (0.00390) [-6.52890]	-0.067467 (0.04428) [-1.52351]	0.006202 (0.00929) [0.66758]	0.004764 (0.01162) [0.40990]	0.000806 (0.00132) [0.61040]
DLE	1.214216 (0.14746) [8.23409]	0.908327 (1.67238) [0.54313]	0.342693 (0.35083) [0.97679]	-0.414054 (0.43896) [-0.94326]	-0.004915 (0.04986) [-0.09859]
DQ_USA1	1.068575 (0.17665) [6.04925]	0.604686 (2.00336) [0.30184]	-0.189801 (0.42027) [-0.45162]	0.235228 (0.52583) [0.44734]	-0.059609 (0.05972) [-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

Capacidad de pronóstico de los modelos BEER

Modelo q_(3a)

Pasos	Mean Error	Mean Abs Error	RMS Error	Theil U	N Obs.
1	0.00341	0.00948	0.01250	0.76090	20
2	0.00510	0.01045	0.01439	0.75420	19
3	0.00599	0.01084	0.01512	1.20160	18
4	0.00622	0.01116	0.01599	0.89670	17
5	0.00605	0.01088	0.01647	0.77320	16
6	0.00594	0.01149	0.01698	1.07870	15
7	0.00713	0.01149	0.01703	1.02290	14
8	0.00740	0.01214	0.01746	0.78100	13
PROMEDIO	0.00590	0.01099	0.01574	0.90865	

Modelo q_(4a)

Pasos	Mean Error	Mean Abs Error	RMS Error	Theil U	N Obs.
1	0.22439	0.22439	0.22726	13.83810	20
2	0.25532	0.25532	0.25770	13.50930	19
3	0.28896	0.28896	0.29122	23.14670	18
4	0.30208	0.30208	0.30409	17.05570	17
5	0.30467	0.30467	0.30655	14.39350	16
6	0.30558	0.30558	0.30750	19.53490	15
7	0.30564	0.30564	0.30768	18.48180	14
8	0.31118	0.31118	0.31277	13.98890	13
PROMEDIO	0.28723	0.28723	0.28935	16.74361	

Modelo q_(4)

Pasos	Mean Error	Mean Abs Error	RMS Error	Theil U	N Obs.
1	0.01055	0.04178	0.05305	3.27860	16
2	0.01800	0.03782	0.04815	1.68930	15
3	0.01789	0.03912	0.04956	1.21040	14
4	0.01812	0.04098	0.05126	0.93140	13
5	0.02023	0.04379	0.05332	0.77090	12
6	0.02372	0.04612	0.05542	0.68220	11
7	0.02658	0.05025	0.05810	0.62370	10
8	0.02317	0.04947	0.05819	0.55030	9
PROMEDIO	0.01978	0.04367	0.05338	1.21710	

Modelo q_(6)

Pasos	Mean Error	Mean Abs Error	RMS Error	Theil U	N Obs.
1	0.00193	0.13527	0.15899	10.08080	17
2	-0.00770	0.13398	0.15918	5.76100	16
3	0.00084	0.13386	0.16062	4.05990	15
4	0.02055	0.12377	0.14912	2.80910	14
5	0.01612	0.12729	0.15323	2.30370	13
6	-0.00625	0.11418	0.13671	1.75500	12
7	-0.00176	0.11951	0.14180	1.59260	11
8	0.01943	0.11009	0.13248	1.31580	10
PROMEDIO	0.00540	0.12474	0.14901	3.70974	

Anexo 10
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	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

Sample: 1991Q1 2006Q4

Included observations: 60

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 autocorrelaciónVEC Residual Serial Correlation LM
Tests

H0: no serial correlation at lag order h

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

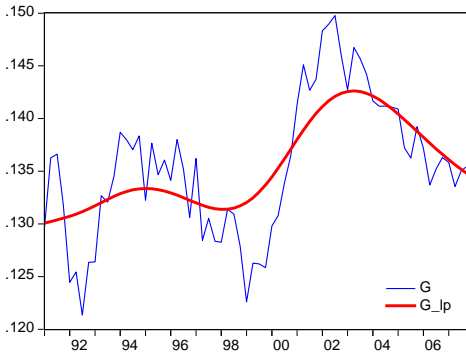
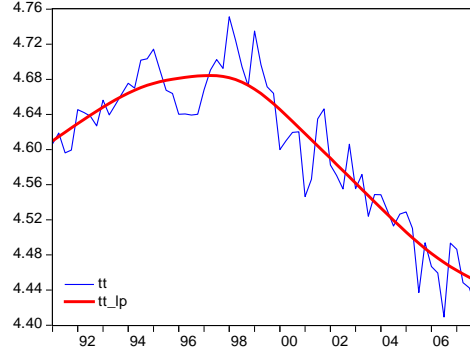
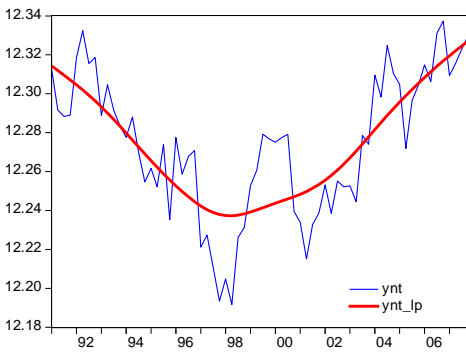
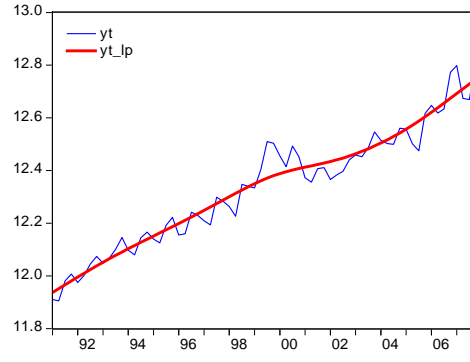
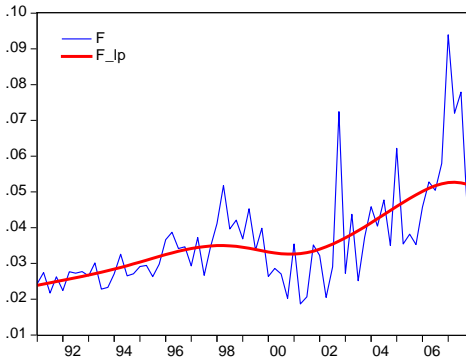
Sample: 1991Q1 2006Q4

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 11
Gráfico de los fundamentales del tipo de cambio real



Anexo 12

Desalineamiento cambiario según enfoque BEER

Cuadro 3. Costa Rica: estimación del desalineamiento cambiario real - enfoque BEER. Periodo 1991.q1 2007.q4

Periodo	q	Tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo			Desalineamiento
		BEER	Limite superior	Limite inferior	
1991Q1	117.42	112.88	115.48	110.35	1.7%
1991Q2	117.06	112.04	114.62	109.53	2.1%
1991Q3	117.56	111.21	113.77	108.72	3.3%
1991Q4	120.18	110.39	112.93	107.91	6.4%
1992Q1	114.81	109.57	112.09	107.11	2.4%
1992Q2	106.14	108.76	111.26	106.31	-0.2%
1992Q3	110.40	107.95	110.44	105.53	0.0%
1992Q4	107.08	107.17	109.63	104.76	0.0%
1993Q1	105.35	106.39	108.84	104.00	0.0%
1993Q2	104.80	105.65	108.07	103.27	0.0%
1993Q3	104.22	104.93	107.34	102.57	0.0%
1993Q4	106.01	104.24	106.63	101.90	0.0%
1994Q1	106.11	103.58	105.96	101.26	0.1%
1994Q2	105.37	102.96	105.33	100.65	0.0%
1994Q3	105.31	102.38	104.73	100.08	0.6%
1994Q4	103.66	101.82	104.16	99.54	0.0%
1995Q1	99.40	101.31	103.64	99.03	0.0%
1995Q2	104.32	100.83	103.15	98.57	1.1%
1995Q3	104.30	100.38	102.69	98.13	1.6%
1995Q4	101.39	99.96	102.26	97.71	0.0%
1996Q1	101.44	99.56	101.85	97.33	0.0%
1996Q2	102.02	99.19	101.47	96.96	0.5%
1996Q3	102.35	98.84	101.11	96.62	1.2%
1996Q4	102.60	98.50	100.76	96.29	1.8%
1997Q1	100.23	98.18	100.44	95.98	0.0%
1997Q2	99.66	97.88	100.13	95.69	0.0%
1997Q3	99.60	97.61	99.85	95.42	0.0%
1997Q4	100.51	97.35	99.59	95.17	0.9%
1998Q1	97.49	97.13	99.36	94.94	0.0%
1998Q2	97.59	96.92	99.15	94.74	0.0%
1998Q3	96.00	96.74	98.96	94.56	0.0%
1998Q4	98.08	96.57	98.79	94.41	0.0%
1999Q1	96.92	96.43	98.64	94.26	0.0%
1999Q2	98.17	96.29	98.51	94.13	0.0%
1999Q3	99.61	96.17	98.38	94.01	1.3%
1999Q4	99.58	96.05	98.26	93.89	1.3%
2000Q1	97.48	95.94	98.15	93.79	0.0%
2000Q2	98.22	95.85	98.06	93.70	0.2%
2000Q3	97.36	95.78	97.98	93.63	0.0%
2000Q4	96.94	95.74	97.94	93.59	0.0%
2001Q1	96.53	95.74	97.94	93.59	0.0%
2001Q2	93.74	95.80	98.00	93.65	0.0%
2001Q3	93.34	95.92	98.12	93.76	-0.4%
2001Q4	92.09	96.10	98.31	93.94	-2.0%
2002Q1	91.22	96.36	98.58	94.20	-3.2%
2002Q2	94.07	96.70	98.92	94.53	-0.5%
2002Q3	95.01	97.11	99.34	94.93	0.0%
2002Q4	96.14	97.58	99.82	95.39	0.0%
2003Q1	99.66	98.11	100.37	95.91	0.0%
2003Q2	101.44	98.69	100.96	96.47	0.5%
2003Q3	102.55	99.30	101.58	97.07	1.0%
2003Q4	104.41	99.92	102.22	97.68	2.1%
2004Q1	105.46	100.55	102.86	98.29	2.5%
2004Q2	106.15	101.16	103.48	98.89	2.6%
2004Q3	106.75	101.74	104.08	99.45	2.6%
2004Q4	109.50	102.28	104.63	99.98	4.7%
2005Q1	109.26	102.76	105.12	100.45	3.9%
2005Q2	108.68	103.18	105.56	100.87	3.0%
2005Q3	108.96	103.53	105.91	101.21	2.9%
2005Q4	109.05	103.81	106.19	101.47	2.7%
2006Q1	108.36	103.99	106.38	101.66	1.9%
2006Q2	110.04	104.09	106.49	101.76	3.3%
2006Q3	110.26	104.10	106.49	101.76	3.5%
2006Q4	108.65	104.02	106.41	101.68	2.1%
2007Q1	107.82	103.85	106.23	101.52	1.5%
2007Q2	108.67	103.59	105.97	101.26	2.5%
2007Q3	107.39	103.26	105.63	100.94	1.7%
2007Q4	106.58	102.85	105.21	100.54	1.3%

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 13
Desalineamiento cambiario según enfoque DEER

Cuadro 4. Costa Rica: proyección del DEER y estimación del desalineamiento cambiario real. Periodo 2004.q1 - 2007.q4

Periodo	q	Tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo		Desalineamiento
		DEER (cc=-3%)	DEER (cc=-2%)	
2004Q1	105.46	104.03	106.64	0.0%
2004Q2	106.15	103.97	106.57	0.0%
2004Q3	106.75	103.94	106.54	0.2%
2004Q4	109.50	103.95	106.54	2.8%
2005Q1	109.26	104.00	106.58	2.5%
2005Q2	108.68	104.09	106.68	1.9%
2005Q3	108.96	104.24	106.82	2.0%
2005Q4	109.05	104.45	107.03	1.9%
2006Q1	108.36	104.72	107.30	1.0%
2006Q2	110.04	105.05	107.64	2.2%
2006Q3	110.26	105.45	108.05	2.0%
2006Q4	108.65	105.90	108.52	0.1%
2007Q1	107.82	106.41	109.04	0.0%
2007Q2	108.67	106.97	109.61	0.0%
2007Q3	107.39	107.57	110.22	-0.2%
2007Q4	106.58	108.18	110.85	-1.5%

Fuente: Elaboración propia.