



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 008 | 2009

Tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica: enfoque "Behavioral Equilibrium Exchange Rate" (BEER). Periodo 1991q1-2009q2

Carlos Torres Gutiérrez

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



Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Costa Rica: Enfoque “Behavioral Equilibrium Exchange Rate” (BEER). Periodo 1991q1-2009q2

Carlos Torres Gutiérrez*

Las ideas expresadas en este documento son del autor 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 mediano plazo para Costa Rica, según el “Modelo de Comportamiento del Tipo de Cambio Real de Equilibrio” (Behavioral Equilibrium Exchange Rate-BEER). La evidencia empírica muestra que la trayectoria del BEER se explica por el comportamiento de los siguientes fundamentales: Flujo de capital de largo plazo a la economía; productividad media del trabajo en el sector transable y no transable; términos de intercambio y absorción fiscal. Las variables que tiene mayor influencia relativa sobre el comportamiento del BEER son la absorción fiscal, la productividad media del trabajo en el sector no transable y los términos de intercambio, en ese orden.

El tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo se redujo en forma importante durante la década de los años 90, básicamente 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. No obstante, a inicios de la década del 2000 comienza a aumentar mayormente debido al incremento en la productividad media del trabajo en el sector no transable y al agotamiento de las ganancias de términos de intercambio y posterior reducción de esta variable. Finalmente, la ligera reducción a partir del 2008 obedecería principalmente a la aceleración de la absorción fiscal y a la desaceleración del crecimiento de la productividad media del trabajo en el sector no transable.

Se encontró que los desalineamientos del tipo de cambio real multilateral (q) respecto del tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo fueron importantes en los periodos 2001-2002, 2004-2005 y al final de la muestra estudiada, en donde se estima una volatilidad importante de q que refleja una subvaluación real de 4.9% en el 2008q3 y una sobrevaluación real de 3.2% en el 2009q2.

Palabras clave: Tipo de cambio real de equilibrio, BEER, Desalineamiento.

Clasificación JEL: C5, C8, F31.

* Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR.

Real Equilibrium Exchange Rate for Costa Rica. The BEER Approach: 1991q1-2009q2

Carlos Torres Gutiérrez [†]

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

Keywords: Exchange rate, Behavioral equilibrium.

JEL codes: C5, C8, F31.

[†] Department of Economic Research.

Contenido

<i>TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO PARA COSTA RICA: Enfoque “Behavioral Equilibrium Exchange Rate” (BEER). Periodo 1991q1 – 2009q2</i>	1
RESUMEN	1
1. INTRODUCCIÓN.....	2
2. ASPECTOS CONCEPTUALES	3
2.1 Modelo teórico	4
3. METODOLOGÍA	8
4. EVIDENCIA EMPÍRICA.....	9
4.1 Estimación del tipo de cambio real de equilibrio corriente o de corto plazo.	10
4.2 Estimación del tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo.	12
4.3 Cálculo del desalineamiento real	14
5. CONSIDERACIONES FINALES	17
6. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	18
7. ANEXOS.....	20
<i>Anexo 1. Planteamiento y solución del modelo teórico (Obstfeld y Rogoff, 1995, extendido por Calderón, 2002).</i>	20
<i>Anexo 2. Detalles de la construcción de variables y supuestos para extender las variables.</i>	26
<i>Anexo 3. Tipo de cambio real multilateral y sus variables fundamentales</i>	28
<i>Anexo 4. Grado de integración de las variables</i>	29
<i>Anexo 5. Prueba de la traza (cointegración)</i>	29
<i>Anexo 6. Modelo estimado</i>	30
<i>Anexo 7. Pruebas econométricas</i>	32
<i>Anexo 8. Pruebas recursivas para estudiar estabilidad del vector de cointegración.</i>	33
<i>Anexo 9. Coeficientes estandarizados</i>	34
<i>Anexo 10. Comportamiento de indicadores de actividad económica, empleo y absorción fiscal.</i>	35
<i>Anexo 11. Tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo y desalineamiento real.</i>	36

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos treinta años la economía costarricense ha experimentando diversos regímenes de tipo de cambio². El régimen actual es un sistema de banda cambiaria, adoptado por el Banco Central de Costa Rica (BCCR) desde octubre de 2006, con el fin de otorgar al mercado una mayor participación en la determinación del precio de la divisa y fortalecer la efectividad de la política monetaria.

El BCCR ha afirmado que la banda cambiaria es un sistema de transición hacia un régimen de flotación administrada, coherente con su intención de migrar al sistema monetario de metas de inflación (Banco Central de Costa Rica, 2006). En esta transición hacia la flotación administrada, es conveniente tener una idea de cuál es el posible valor de equilibrio del tipo de cambio real, tanto en el corto como en el 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.

Para responder a lo anterior, el objetivo del presente trabajo de investigación es estimar el valor del tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica y calcular eventuales desalineamientos del tipo de cambio real multilateral respecto de esta variable. La estimación se realiza con datos al segundo trimestre de 2009, mediante el enfoque de “Comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio” (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate-BEER*, por sus siglas en inglés), el cual es explicado más adelante.

El valor agregado de la investigación es el planteamiento y desarrollo del modelo teórico que sustenta los resultados empíricos, la aplicación de una batería de pruebas recursivas adicionales para determinar la estabilidad de los parámetros estimados del modelo (vector de cointegración) y la utilización de datos recientes, dado que la estimación anterior de esta variable se realizó con cifras al cuarto trimestre de 2007 (Mora y Torres, 2008).

El documento se estructura de la siguiente forma: en la segunda parte se menciona el enfoque teórico, en donde se hace referencia al desarrollo del modelo. En la tercera parte se detalla la metodología utilizada. En la cuarta parte se estima empíricamente el modelo de tipo de cambio real de equilibrio corriente (corto plazo) y de mediano plazo, según el enfoque mencionado y se calcula el desalineamiento cambiario real. La quinta parte contiene las principales consideraciones finales.

² Hasta finales de la década de los setenta el tipo de cambio se mantuvo fijo, con ocasionales devaluaciones. No obstante, durante la crisis de deuda externa, a inicios de los años ochenta, coexistió un sistema de tipos de cambio múltiples y un mercado informal de moneda extranjera. El esquema de minidevaluaciones se aplicó desde 1983, inicialmente basado en fijación y centralización de divisas en el BCCR, aunque luego este requisito se flexibilizó. Posteriormente, en marzo de 1992 y por un breve plazo de tres meses, se mantuvo una flotación administrada, en un contexto de apertura de la cuenta de capitales de la balanza de pagos. Sin embargo, en junio de 1992 el BCCR retoma el control del tipo de cambio, aplicando nuevamente minidevaluaciones y manteniendo la libre movilidad de capitales. Finalmente, a partir de octubre de 2006 el BCCR adoptó el sistema de banda cambiaria.

2. ASPECTOS CONCEPTUALES

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) de la economía, definición que corresponde al tipo de cambio real interno según la literatura teórica (Calderón, 2004):

$$Q = P_T / P_N \quad (1)$$

De esta forma, el tipo de cambio real es un macro precio (relativo) importante en una economía abierta, ya que determina los incentivos para la asignación de recursos y gasto entre los sectores transable y no transable³.

Operacionalmente, se calcula esta variable mediante el índice de tipo de cambio real multilateral efectivo (q), aproximando el precio de los bienes transables con los índices de precios al productor de los principales socios comerciales, expresados en moneda doméstica y ponderados por su participación en el comercio. Lo anterior, bajo los supuestos de que la economía no tiene suficiente poder de mercado para afectar los precios de los bienes que comercia internacionalmente y que la “ley de un solo precio”⁴ 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 local⁵.

Existen distintas nociones de equilibrio del tipo de cambio real⁶, no obstante, en el presente trabajo se sigue el enfoque de “Comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio” (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate-BEER*) (Clark y McDonald, 1998), mediante el cual se estima una ecuación en forma reducida que explica el comportamiento de q , en un periodo determinado, como función dinámica de un conjunto de variables económicas denominadas fundamentales.

Esta función se caracteriza por tres tipos de efectos: el de las variables fundamentales, que determinan el tipo de cambio real en el largo y mediano plazo (Z); el de la dinámica de los fundamentales y los factores transitorios, que influyen el tipo de cambio real en el corto plazo (T)⁷ y el de los choques aleatorios que ocurren en el corto plazo (ε) (Driver y Westaway, 2004):

$$q_t = \beta_1' Z_t + \beta_2' T_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

³ De acuerdo con esta definición, una depreciación (apreciación) real corresponde a un aumento (disminución) de q .

⁴ En general, 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^* es el precio del bien transable en los mercados internacionales y E el tipo de cambio nominal, se debe cumplir que $P_t = P_t^* E_t$.

⁵ En León, Méndez y Prado (2003), página 8, se justifica la utilización de este índice como mejor aproximación del precio de los bienes no transables en Costa Rica, en comparación con el Índice de Precios al Productor Industrial (IPPI).

⁶ Algunos de estos enfoques son teóricos y otros ateóricos; unos de corto y otros de largo plazo; algunas estimaciones son uniecuacionales y otras multiecuacionales (Carrera, 2008, cita que en Driver y Westaway, 2004 se resumen las principales estrategias de estimación del tipo de cambio real).

⁷ Incluye la dinámica de corto plazo de los fundamentales propiamente, pero también puede incorporar el efecto de otras variables diferentes a estos.

Donde $\beta_i^i; \forall i=1,2$ son los vectores (transpuestos) de coeficientes asociados a la ecuación en forma reducida.

El tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo o tipo de cambio real de equilibrio corriente, es el que prevalece cuando los fundamentales (Z) se encuentran en sus valores actuales o contemporáneos, pudiendo incluir también los efectos transitorios (T), pero no los choques aleatorios de corto plazo.

El tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo es el que predomina cuando la economía alcanza su equilibrio interno y externo⁸. En ausencia de rigideces en precios y salarios nominales, el tipo de cambio real de equilibrio está entonces determinado exclusivamente por sus fundamentales (Z), los cuales se encuentran en senderos hacia el equilibrio, ajustándose hacia los niveles que prevalecerían en el estado estacionario.

Finalmente, el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo es el que se alcanza cuando los fundamentales (Z) están en sus valores de estado estacionario. La economía también llega al estado estacionario, no teniendo tendencia endógena a cambiar.

2.1 Modelo teórico

Para dar una interpretación estructural a la ecuación en forma reducida del tipo de cambio real se utiliza el modelo de tipo de cambio real de Obstfeld y Rogoff (1995), en su versión de bienes transables y no transables, el cual es extendido por Calderón (2002) para considerar al Gobierno como un agente económico adicional. Los supuestos principales de este modelo real (asume ausencia de dinero) de dos países (*two-country model*) se enuncian a continuación⁹:

- Existen dos países, el país doméstico y el país externo. En cada uno de ellos hay un sector de bienes transables (homogéneos) y un sector de bienes no transables. El precio de los bienes transables se determina competitivamente en los mercados mundiales, mientras que el precio de los bienes no transables se determina monopólicamente y hay rigideces a la baja en precios nominales en este sector.
- El agente (productor-consumidor) representativo del país doméstico tiene una dotación constante de bienes transables en cada periodo \bar{y}_T y tiene poder monopólico sobre uno de los bienes no transables $z \in [0,1]$ ¹⁰.

⁸ El equilibrio interno se refiere a un mercado doméstico de bienes y servicios en equilibrio (el producto efectivo iguala su potencial, con lo que la brecha del producto es nula) y ausencia de presiones inflacionarias o deflacionarias en la economía. El equilibrio externo corresponde una cuenta corriente de la balanza de pagos sostenible con flujos de capital de largo plazo a la economía (Edwards, 1989).

⁹ El planteamiento y solución matemática del modelo sigue de cerca el trabajo de Calderón (2002 y 2004) y de Alfaro (2006).

¹⁰ Los agentes del país propio se encuentran indexados en el intervalo $[0,n]$ y los del país externo se localizan en el intervalo $(n,1]$.

- La dotación del bien transable se vende en el mercado mundial al precio de exportaciones P_{Tt}^x , en unidades de consumo de bienes transables importables, el cual se toma como numerario¹¹.
- Todos los productores-consumidores residen en los dos países y las preferencias sobre el consumo real y el esfuerzo laboral son similares para todos ellos.
- El gobierno consume únicamente bienes no transables, con lo cual ejerce presión adicional sobre la demanda de este tipo de bienes.

Como las preferencias y las restricciones que enfrentan los agentes representativos son simétricas, se resuelve el problema de optimización para el *j-ésimo* agente representativo del país doméstico. En el Anexo 1 se detalla el planteamiento y solución del problema económico, el cual rinde la siguiente ecuación general, en forma reducida, del tipo de cambio real:

$$q_t = \beta_0 + \beta_1(F/Y)_t + \beta_2(Y_T/Y_T^*)_t + \beta_3(A_N/A_N^*)_t + \beta_4(P_{Tt}^x/P_{Tt}^m)_t + \beta_5(G_N/G_N^*)_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde el asterisco representa las variables equivalentes del país externo y donde:

q_t	Tipo de cambio real multilateral efectivo.
$(F/Y)_t$	Posición de activos externos netos como porcentaje del PIB.
Y_{Tt}, A_{Nt}	Productividad media del trabajo en el sector transable y no transable de la economía, respectivamente.
$(P_{Tt}^x / P_{Tt}^m)_t$	Términos de intercambio internacionales.
G_{Nt}	Absorción fiscal de la economía y de ésta relativa al resto del mundo, respectivamente.
ε_t	Término de error aleatorio con media cero y varianza constante.

¹¹ De esta forma, P_{Tt}^x representa los términos de intercambio (cociente entre el precio relativo de los bienes exportables y el precio de los bienes transables importables P_{Tt}^m).

De acuerdo con Calderón (2004), bajo ciertos supuestos de los parámetros del modelo, la ecuación del tipo de cambio real (3) puede estimarse econométricamente mediante la siguiente especificación en forma reducida para el país doméstico:

$$q_t = \beta_0 + \beta_1(F/Y)_t + \beta_2 Y_{Tt} + \beta_3 A_{Nt} + \beta_4 (P_{Tt}^x / P_{Tt}^m)_t + \beta_5 G_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

El enfoque *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.

De acuerdo con la teoría económica, un incremento en la posición de activos externos netos de la economía permite sostener mayores déficit comerciales de balanza de pagos y, consecuentemente, se puede acceder a mayores niveles de gasto en bienes y servicios transables y no transables (“efecto transferencia”)¹², lo cual presiona particularmente el precio de estos últimos y lleva a la apreciación real¹³. Es necesario señalar que la consideración de la posición de activos externos netos como fundamental del tipo de cambio real está rigurosamente respaldada por el planteamiento y la solución del modelo teórico de referencia¹⁴. Por otra parte y para efectos de estimación empírica, la literatura internacional documenta ampliamente la utilización de esta variable, así como la *proxy* de los flujos de capital de largo plazo (inversión del exterior captada por los sectores productivos internos¹⁵) como fundamentales del tipo de cambio real¹⁶.

¹² A la relación entre pagos internacionales y tipo de cambio real se le conoce como “efecto transferencia” en la literatura de economía internacional y ha sido objeto de estudio desde la década de 1920, cuando Keynes y Ohling debatieron acerca las reparaciones de la guerra alemana, según se cita en Lane y Milesi-Ferretti (2000).

¹³ A la inversa, países que acumula pasivos externos netos en forma importante, deben generar amplios superávit de balanza comercial para servir esta deuda, requiriéndose un nivel de tipo de cambio real más alto para restaurar el equilibrio externo en la economía.

¹⁴ En efecto y como se especifica en el Anexo 1, en el modelo mundial de dos países originalmente postulado por Obstfeld y Rogoff (1995) se concibe un mercado internacional de capitales integrado, en el cual los agentes representativos del país doméstico y del extranjero pueden prestar y endeudarse. Como el modelo extendido posteriormente por Calderón (2002 y 2004) es en términos reales (ausencia de dinero), se supone que el único activo que se transa en este mercado son bonos reales denominados en unidades del bien importado. El *stock* de estos bonos en poder del agente doméstico se denota como F y sobre éste se reconoce una tasa de interés real r entre los periodos t y $t+1$. No obstante, la condición terminal del modelo asegura que el *stock* de bonos netos mantenido por el agente representativo tenga un límite (condición de transversalidad).

¹⁵ Claramente, no se trata de recursos financieros de carácter especulativo y volátil, los cuales tratan de aprovechar mayores rendimientos relativos internos de corto plazo con respecto al exterior.

¹⁶ De hecho, según Calderón (2004), entre los principales determinantes del tipo de cambio real utilizados en la literatura empírica están los flujos de capital, los diferenciales de productividad sectorial, los términos de intercambio, el gasto del gobierno y los activos externos netos, entre otros. Precisamente, este autor menciona que Elbadabwi y Soto (1997) estudian el impacto de los flujos de capital de largo plazo sobre el tipo de cambio real en Chile, encontrando una relación de largo plazo entre esta variable y sus fundamentales (flujos de capitales de largo plazo, términos de intercambio, grado de apertura, gasto del gobierno, inversión pública, inversión extranjera directa e inversión de cartera). Documentan que el tipo de cambio real en este país se aprecia ante influjos de capitales crecientes. En Calderón también se cita que Drine y Rault (2003) estudian una muestra de 45 países en desarrollo y encuentran que mayores influjos de capital en América Latina estarían relacionados con una apreciación del tipo de cambio real, vía la reasignación de insumos a sectores no transables.

El efecto de la productividad relativa del trabajo de los dos sectores de la economía sobre el tipo de cambio real se conoce como *Efecto Balassa-Samuelson* y 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 es equivalente a un efecto riqueza positivo que se traduce en 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 disminución del tipo de cambio real.

Finalmente, existen factores de demanda que también pueden afectar el tipo de cambio real. Bajo la hipótesis de que el gobierno se financia internamente mediante impuestos¹⁷ y que consume solo bienes no transables, un aumento de la absorción fiscal ejercería presión sobre la demanda de no transables e incrementaría los precios de estos bienes, lo que resultaría en una reducción del tipo de cambio real. Si el gobierno se financia externamente, también habrá una mayor demanda por bienes no transables que incrementa sus precios y reduce el tipo de cambio real.

Puede observarse que una ventaja del enfoque BEER es que, en una sola ecuación en forma reducida, pondera varios elementos económicos que se encuentran parcialmente en otros enfoques de tipo de cambio real de equilibrio¹⁸. Abarca no solo el ajuste del tipo de cambio real requerido para lograr un objetivo de balanza comercial coherente con la posición de pasivos externos netos del país (*efecto transferencia*), sino también el ajuste como consecuencia de modificaciones en la productividad relativa de los sectores transable y no transable de la economía (*efecto Balassa-Samuelson*), en los términos de intercambio (efectos riqueza positivos o negativos) y en la absorción fiscal (efectos de demanda adicionales, sobre todo en los bienes no transables)¹⁹. De esta forma, el enfoque BEER lleva a un nivel de tipo de cambio real que es coherente con el equilibrio interno y externo de la economía definidos previamente (nota pie 8).

¹⁷ Se supone, además, que los agentes económicos privados no reaccionan a una carga impositiva eventualmente mayor en el futuro, para sustentar el mayor gasto fiscal.

¹⁸ Como por ejemplo el enfoque de "Tipo de cambio real de equilibrio deseado" (*Desired Equilibrium Exchange Rate* -DEER), el cual se considera más enfocado en el desequilibrio externo de la economía, cuando por ejemplo la acumulación de pasivos externos netos es tal que se hace necesaria la generación de amplios superávit de balanza comercial para atender el servicio de esta deuda (*efecto transferencia*), requiriéndose un mayor ajuste del tipo de cambio real para restaurar el equilibrio (alcanzar un saldo deseado en cuenta corriente).

¹⁹ Debe mencionarse, no obstante, que al enfoque BEER también se le señalan algunas limitaciones, tales como (Alfaro, 2006): no hacer explícitas las fuentes de rigideces del tipo de cambio real; no establecer una relación clara entre el tipo de cambio real de equilibrio y la cuenta corriente o medidas como el desempleo.

3. METODOLOGÍA

La metodología para aproximar el tipo de cambio real de equilibrio parte estudiando el grado de integración de las variables y verificando la hipótesis de que éstas cointegran²⁰. Luego se modela la ecuación (4) mediante cointegración multivariada (Johansen, 1988 y Johansen y Juselius, 1990).

Se estima el tipo de cambio real de equilibrio corriente o de corto plazo a partir del ajuste de regresión de dicha ecuación, tomando en cuenta el valor contemporáneo de los fundamentales (Z), incluyendo su dinámica y los efectos transitorios de variables relacionadas (T).

Posteriormente, se estima el tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo mediante el ajuste de regresión de los coeficientes beta (vector de cointegración) estimados en la etapa anterior, pero tomando en cuenta los senderos hacia el equilibrio de sus fundamentales²¹. Conviene indicar que consideraciones prospectivas son implícitamente tomadas en cuenta en el modelo con el comportamiento esperado de las variables fundamentales para los próximos periodos²².

Previa verificación de la condición de normalidad en la distribución de los errores de regresión, se calculan límites inferior (q_t^{li}) y superior (q_t^{ls}) en torno a la estimación central del tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo, para definir una zona o intervalo de confianza simétrico al 95%²³.

²⁰ En efecto y como lo apunta Calderón op. cit., el enfoque BEER prueba la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio real y sus fundamentales, para proporcionar una estimación del tipo de cambio real de equilibrio que se mueve en el tiempo.

²¹ Los senderos hacia el equilibrio de los fundamentales se aproximan mediante los componentes permanentes de las series, identificados mediante un filtro estadístico (en este caso se utiliza Hodrick-Prescott con $\lambda=1600$, aunque es posible utilizar otro tipo de filtros, como por ejemplo Baxter-King).

²² En efecto, se extiende el valor de estas variables hasta el 2012q4, con el fin de minimizar el problema del filtrado de series en los extremos de éstas (*end point problema*). Los supuestos utilizados para extender las series hasta esa fecha se mencionan en el Anexo 2.

²³ Este procedimiento toma en cuenta la incertidumbre propia que rodea la estimación econométrica y la aproximación de los senderos hacia el equilibrio de los fundamentales, así como el hecho de que es natural concebir desalineamientos transitorios en el corto plazo de q respecto a esta zona, atribuibles a factores coyunturales no contemplados en la naturaleza permanente del tipo de cambio real de equilibrio de mediano y largo plazo. Estadísticamente, también refleja que en una función de densidad de probabilidad, es cero la probabilidad de ocurrencia de un evento particular (puntual). Cabe señalar que esta zona de equilibrio del tipo de cambio real no necesariamente tiene que ser simétrica. Por ejemplo, si se dispone de estimaciones econométricas alternativas para esta variable, es posible concebir una zona de equilibrio asimétrica generada a partir de la envolvente de las distintas estimaciones puntuales.

Luego y siguiendo a Montiel (2003), se calculan los eventuales desalineamientos cambiarios reales, definidos como la diferencia entre el valor actual del tipo de cambio real multilateral (q) y los límites de confianza para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo:

$$q_t^{des} = \begin{cases} (q_t - q_t^{ls}) / q_t^{ls} , & \forall q_t > q_t^{ls} \\ 0 & , \quad \forall q_t^{li} < q_t < q_t^{ls} \\ (q_t - q_t^{li}) / q_t^{li} , & \forall q_t < q_t^{li} \end{cases} \quad (5)$$

Si $q_t > q_t^{ls}$ ($q_t < q_t^{li}$) el desalineamiento cambiario es positivo (negativo) y se concluye que la moneda doméstica está subvaluada (sobrevaluada). Asimismo, si $q_t^{li} \leq q_t \leq q_t^{ls}$ no hay desalineamiento y la moneda doméstica no está ni sobre ni subvaluada.

4. EVIDENCIA EMPÍRICA

Con base en una muestra de 74 observaciones trimestrales del periodo 1991q1-2009q2 se estima la especificación (4) para Costa Rica. El detalle de la construcción de las variables y los supuestos utilizados para extender las series hasta el 2012q4 se presenta en el Anexo 2. La figura 1 del Anexo 3 muestra el comportamiento de las variables utilizadas. Todas ellas son integradas de orden 1 (Anexo 4) y cointegran (Anexo 5)²⁴, lo que minimiza la posibilidad de que la relación funcional establecida entre el tipo de cambio real y sus fundamentales corresponda al azar o a la casualidad (regresión espuria), reflejando una relación estructural entre las variables.

²⁴ En efecto, el test estadístico de la traza, corregido para el caso de muestras pequeñas, sugiere que el sistema de variables de la especificación (4) tiene 5 tendencias comunes y 4 relaciones (vectores) de cointegración.

4.1 Estimación del tipo de cambio real de equilibrio corriente o de corto plazo.

En el Cuadro 1 se muestra la estimación econométrica de la especificación (4) (Anexo 6), la cual cumplió con la mayoría de las pruebas econométricas:

Cuadro 1. Costa Rica: Estimación del tipo de cambio real de equilibrio corriente o de corto plazo. Técnica: Cointegración Multivariada. Periodo 1991q1-2009q2.

Variable dependiente: q	
VARIABLES EXPLICATIVAS:	Modelo de largo plazo (Ecuación de cointegración)
(F/Y)	-0.894
Y_T	-0.060
A_N	0.754
(px/pm)	-0.696
G	-4.818
Corrección de error (-1)	-0.085 (-1.579)

El modelo se especifica con los rezagos 1 y 3, sin intercepto y sin tendencia en la ecuación de cointegración o en el VAR. Se incluye como variable exógena estacionaria la variación del tipo de cambio nominal (DLE) y una variable dummy que toma el valor de 1 en 2008q4 y cero en otro caso, para controlar por un residuo fuera de serie en esa fecha.

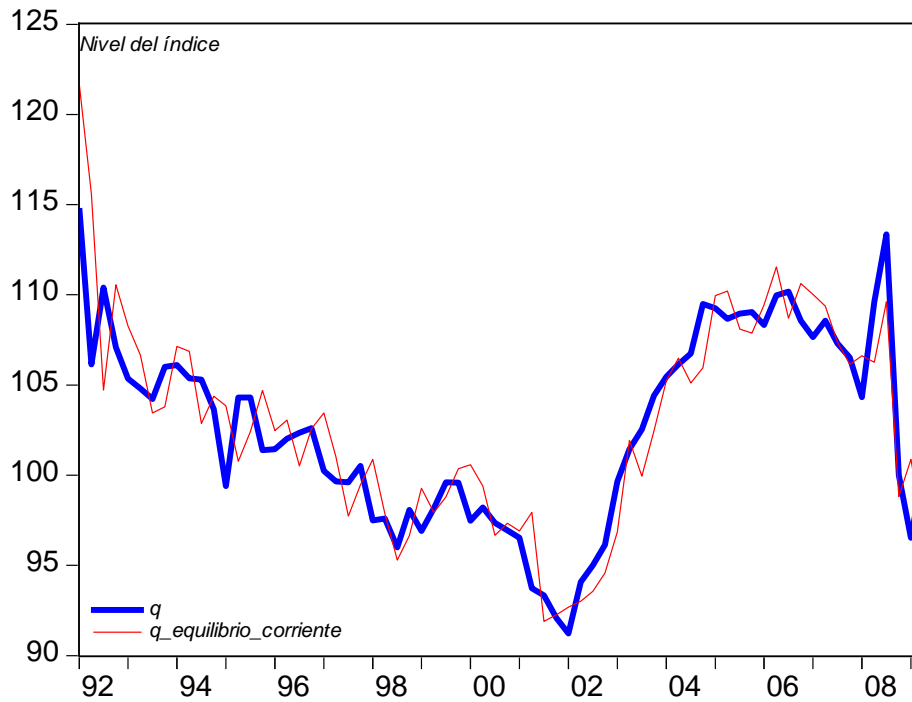
Estadístico t entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

En particular, los residuos de regresión se distribuyen normalmente, son homocedásticos y no están autocorrelacionados. Aunque no se cumple la exogeneidad débil, dado que hay evidencia de retroalimentación desde las ecuaciones de la productividad no transable y de la absorción fiscal hacia la ecuación del tipo de cambio real (Anexo 7), el modelo es estable, con lo que se puede realizar inferencia estadística válida a partir de los coeficientes de regresión estimados (Galindo, 2007). En efecto, por una parte, el término de corrección de error muestra el signo negativo esperado, denotando que en el corto plazo, cuando ocurren choques transitorios inesperados (T) en los fundamentales (Z) o en otras variables adicionales, tal como el tipo de cambio nominal, que alejan

transitoriamente el tipo de cambio real de equilibrio corriente de su trayectoria, el modelo estimado contribuye a restaurar la senda de equilibrio en un 9% cada trimestre, con lo cual, *ceteris paribus*, la variable retornaría a su senda de equilibrio luego de poco más de dos años y medio de ocurrido el choque. Por otra parte, hay evidencia de estabilidad de los coeficientes de regresión de largo plazo (ecuación de cointegración), de acuerdo con una batería de pruebas recursivas efectuadas para el periodo 2001q1-2009q2 (Anexo 8)²⁵. Finalmente, el ajuste de regresión es satisfactorio, como se muestra en el Gráfico 1.

Gráfico 1. Costa Rica. Tipo de cambio real multilateral y estimación del tipo de cambio real de equilibrio corriente. Periodo 1991q1-2009q2.



²⁵ En general y siguiendo a Denis (2006), no se reflejan problemas importantes de estabilidad del vector de cointegración (beta) estimado. En efecto, el valor propio ("eigenvalue") normalizado asociado a beta no muestra quiebres significativos y se mantiene dentro de las bandas de confianza al 95% de probabilidad. Asimismo, en el "test de fluctuación del valor propio" (un test "supremo" considerado como el test más conservador), tanto la forma $X(t)$ (reestimación de todos los parámetros del modelo), como la forma $R1(t)$ (reestimación de los parámetros de largo plazo), son menores a la línea crítica del 5% de significancia, lo que denota la estabilidad de ambas formas. Además, dichas formas también fueron menores a la línea crítica en el "Máximo test de constancia de beta". Finalmente, el "test para constancia del logaritmo de máxima verosimilitud" no reflejó problemas de estabilidad para la forma $R1(t)$. Aunque la prueba "known Beta" (que examina si el valor de beta estimado para el periodo total está contenido en un espacio expandido) muestra algún indicio de inestabilidad para la forma $R1(t)$ de beta durante el periodo 2003-2004, posteriormente se estabiliza.

Los signos de los coeficientes estimados de largo plazo (vector de cointegración) asociados a los fundamentales son los esperados teóricamente. En particular, la evidencia empírica refleja que, *ceteris paribus*, el tipo de cambio real de equilibrio corriente se reduce (apreciación real del colón) ante entradas de capital de largo plazo a la economía²⁶, incrementos de la productividad del sector transable interno y aumentos de los términos de intercambio y de la absorción fiscal. Mientras que se reduce (apreciación real del colón) ante disminuciones de la productividad del sector no transable interno.

Una estimación de los coeficientes de regresión estandarizados (Kikut, 2003) reveló que las variables que tiene mayor influencia relativa sobre la trayectoria de corto plazo del tipo de cambio real de equilibrio corriente son la absorción fiscal, la productividad media del trabajo en el sector no transable y los términos de intercambio, en ese orden (Anexo 9).

No obstante el interés por la interpretación individual de los coeficientes de largo plazo, se previene que para Lutkepohl (1993) es más importante analizar el efecto conjunto de cambios en los fundamentales sobre la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio corriente, para no ignorar la dinámica de corto plazo implícita en el modelo de corrección de errores.

En el corto plazo, cuando se supone la existencia de rigideces a la baja en precios y salarios nominales en la economía, es posible que variables nominales afecten transitoriamente el tipo de cambio real de equilibrio corriente. Esta hipótesis se estudió para el caso de la depreciación nominal (DLE) y aunque en la dinámica de corto plazo del modelo esta variable resultó con el signo positivo esperado, su efecto contemporáneo sobre el tipo de cambio real de equilibrio corriente no fue suficientemente fuerte en términos estadísticos a lo largo de este periodo²⁷.

4.2 Estimación del tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo.

Como se mencionó, se estima el tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo mediante el ajuste de regresión de los coeficientes (vector de cointegración) estimados en la etapa anterior, pero tomando en cuenta los senderos hacia el equilibrio de sus fundamentales.

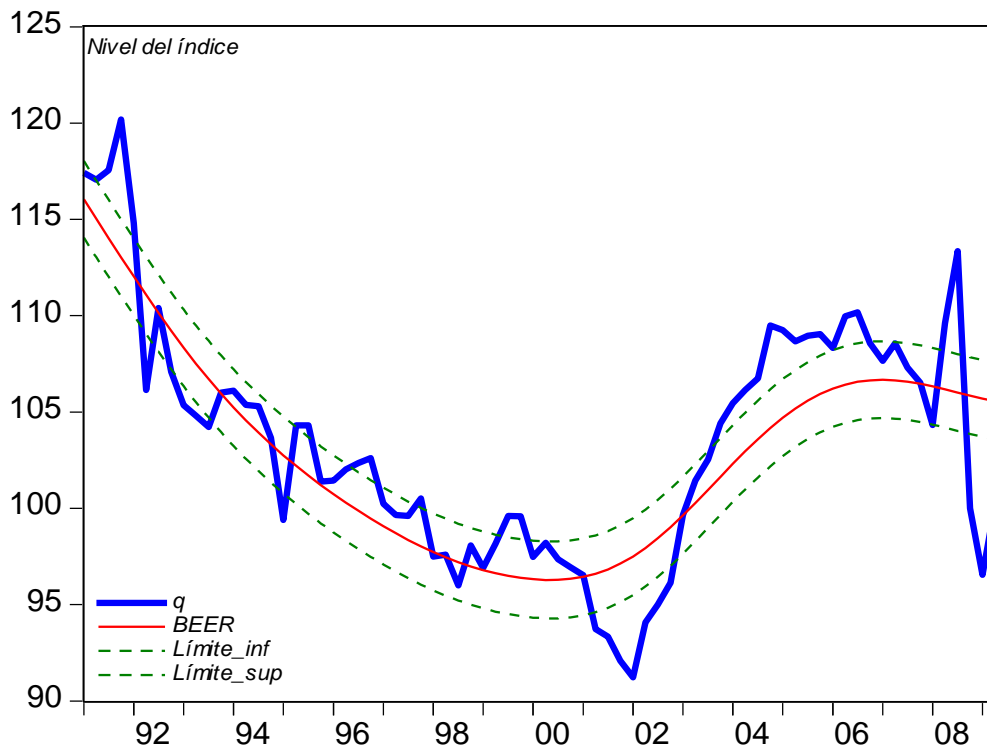
Dado que los errores de regresión de la ecuación del tipo de cambio real se distribuyen como una densidad de probabilidad normal (Anexo 7), se utiliza el valor de dos desviaciones estándar de regresión para construir un intervalo de confianza en torno a la estimación central del tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo o zona de equilibrio del BEER. Se entiende que hay un

²⁶ El efecto real (no financiero) del comportamiento de este fundamental se confirma en el hecho de que los principales receptores de ahorro externo en el 2008, bajo la modalidad de inversión extranjera directa, fueron el sector industrial y el agrícola, aunque el sector inmobiliario y turístico recibieron menor ahorro externo en ese año (Banco Central de Costa Rica, 2009).

²⁷ Parte del efecto entonces se habría trasladado a los precios internos. No obstante, en la dinámica de corto plazo del modelo, se observa que la devaluación tiene efectos contemporáneos positivos sobre la absorción fiscal y negativos sobre la productividad media del trabajo en el sector no transables; ambos efectos significativos estadísticamente.

95% de confianza de que el “verdadero” valor de esta variable se encuentre en dicha zona (Gráfico 2).

Gráfico 2. Costa Rica. Tipo de cambio real multilateral y zona de equilibrio del BEER. Periodo 1991q1-2009q2



Del comportamiento de los senderos hacia el equilibrio de los fundamentales durante el periodo en estudio (Figura 1, Anexo 3) se infiere que la disminución de la zona de equilibrio del BEER 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 la zona de equilibrio del BEER comienza a aumentar mayormente como consecuencia del incremento en la productividad media del trabajo en el sector no transable de la economía y del agotamiento de las ganancias de términos de intercambio y posterior reducción de esta variable.

La ligera reducción de la zona de equilibrio del BEER al final de la muestra obedece, principalmente, a la desaceleración de la productividad media del trabajo en el sector no transable y a la aceleración de la absorción fiscal como porcentaje del PIB, ya que estos efectos se manifiestan con mayor fuerza en el 2008²⁸.

A partir del comportamiento de esta zona de equilibrio del BEER, puede hacerse una consideración adicional acerca del horizonte específico abarcado por el denominado tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo. De acuerdo con las estimaciones realizadas, a inicios de la década de los años 90 pudo haber abarcado menos de 2 años, mientras que a mediados de esa década el plazo pudo haberse extendido a lo sumo a 6 años y medio. Más recientemente, el mediano plazo puede estar comprendiendo poco más de 5 años²⁹.

4.3 Cálculo del desalineamiento real

El Gráfico 3 muestra los desalineamientos estimados de q respecto de la zona de equilibrio del BEER en el periodo 1992q1-2009q2. Se observan desalineamientos importantes en los periodos 2001-2002 (sobreevaluación real de 2.0%, en promedio) y 2004-2005 (subvaluación real de 1.6%, en promedio) (Cuadro 3, Anexo 11).

²⁸ De hecho, la reciente crisis financiera internacional ha afectado negativamente la producción doméstica y el empleo, elevándose la absorción fiscal como una medida de política contra cíclica (Figura 2, Anexo 10).

²⁹ Técnicamente, cuando la zona de equilibrio del BEER descendió durante la primera mitad de la década de los años 90, su prevalencia pudo haber abarcado cerca de 7 trimestres, lo que sugiere que un plazo de poca estabilidad para esta variable. Sin embargo, a mediados de esa década pudo haber registrado una vigencia máxima de 26 trimestres (cuando se situó alrededor del nivel de 97.88 en 1996q3). Más recientemente, la zona del BEER puede estar abarcando hasta ahora 21 trimestres, ya que al recobrase alrededor del nivel de 104.96 en 2004q2, no se descarta que éste continuara vigente hasta el final de la muestra estudiada, lo que apuntaría a una cierta estabilidad de la zona.

Gráfico 3. Costa Rica: Estimación del desalineamiento del tipo de cambio real multilateral respecto de la zona de equilibrio del BEER.
Periodo 1992q1-2009q2

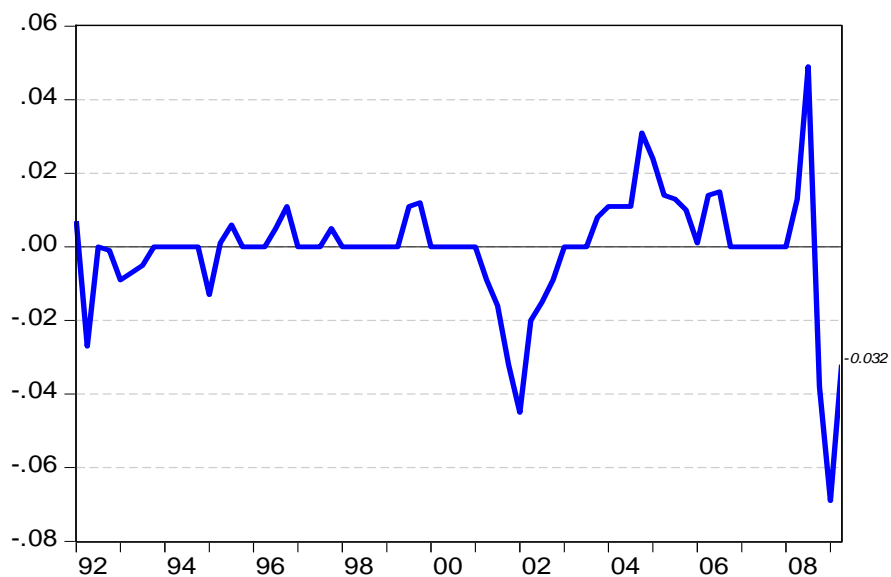
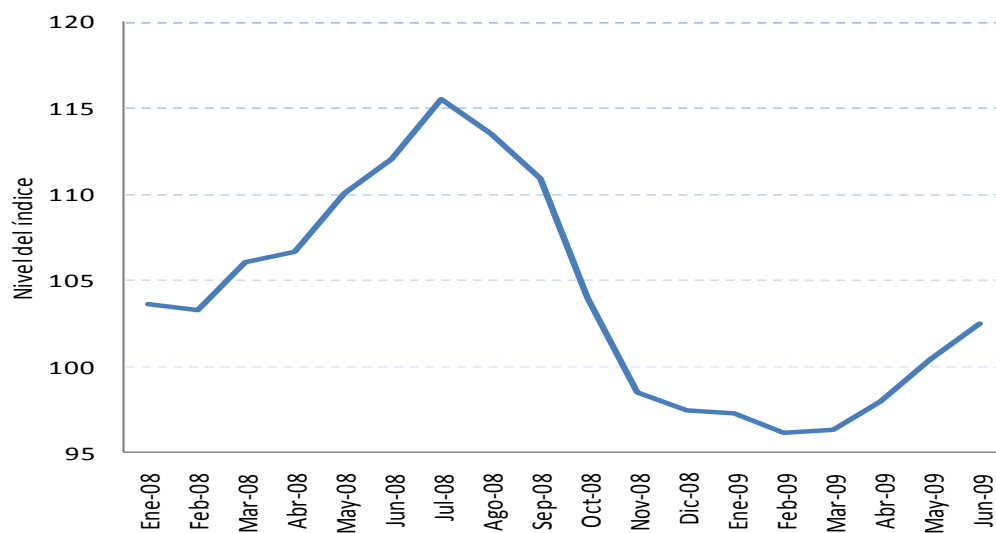


Gráfico 4. Costa Rica. Comportamiento del ITCERIPC.
Periodo enero 2008 - junio 2009.



Se destaca la evidencia de que en el cuarto trimestre del 2006, cuando el BCCR adoptó el actual régimen de banda cambiaria, q era coherente con la zona de equilibrio del BEER, por lo que no evidenciaba desalineamiento real y así permaneció durante el 2007. No obstante, a partir del 2008 q empieza a mostrar gran volatilidad e importantes desalineamientos reales.

Al tercer trimestre de ese año el desalineamiento real se estimó en 4.5% (subvaluación real), debido a un incremento importante de q , ya que en julio 2008 este índice alcanzó el nivel de 115.53, mostrando una depreciación real de 11.9% respecto del nivel de diciembre 2007 (Gráfico 4)³⁰.

Contrariamente, al cuarto trimestre de 2008 el desalineamiento real se estimó en -4.2% (sobreevaluación real), debido a que q disminuyó en forma importante, ubicándose en 97.48 en diciembre de este año (Gráfico 4), con lo cual la apreciación real fue de 5.6% respecto del nivel de diciembre 2007³¹.

Por otra parte, al segundo trimestre del 2009 se observa que el desalineamiento de q respecto de la zona de equilibrio del BEER se reduce a -3.2% (sobreevaluación real), debido a que a partir de marzo 2009 esta variable nuevamente comienza a incrementarse (Gráfico 4), alcanzando el nivel de 102.46 en junio de ese año (depreciación real de 5.1% respecto del nivel de diciembre 2008)³².

³⁰ Esta depreciación real del colón se explica por un diferencial inflacionario positivo (la inflación externa superó a la interna en 1.7 puntos porcentuales durante ese periodo, en el cual las presiones inflacionarias externas estuvieron presentes desde mediados del 2007, en la forma de un comportamiento alcista de los precios del petróleo y de los granos básicos, BCCR, 2009) y por una apreciación nominal de las monedas de los principales socios comerciales del país (2.4%). Estos factores fueron más que compensados por una depreciación nominal del colón de 7.6%, motivada por un faltante de divisas en el mercado de cambios durante los tres últimos meses, lo que propició el despegue del tipo de cambio del límite inferior de la banda.

³¹ Tal apreciación real obedece a que la depreciación nominal del colón de 10.3%, fue insuficiente para compensar una depreciación nominal de las monedas de los principales socios comerciales del país de 3.2% y un diferencial inflacionario negativo, ya que la inflación interna superó a la externa en 13.2 puntos porcentuales, pues los precios continuaron la tendencia creciente observada desde el segundo semestre de 2007, reflejando choques externos e internos de oferta, presiones de demanda, sobre todo en la primera mitad de 2008 y la importancia de la inercia inflacionaria y el efecto traspaso de la depreciación a precios, BCCR, op. cit.

³² La depreciación real tiene su explicación en un diferencial inflacionario levemente negativo (la inflación interna superó a la externa en solo 0.3 puntos porcentuales, pues los precios internos mostraron una tendencia a la baja observada desde diciembre del 2008, BCCR, op. cit.) y en una apreciación nominal de las monedas de los principales socios comerciales del país de 0.5%. Estos factores fueron más que compensados por una depreciación nominal del colón de 4.9%.

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 el enfoque de “Comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio” (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate-BEER*), así como identificar probables desalineamientos del tipo de cambio real multilateral respecto de esta variable.

El modelo *BEER* relaciona directamente el tipo de cambio real con sus variables 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: flujos de capital de largo plazo a la economía; productividad media del trabajo en los sectores transable y no transable; términos de intercambio y absorción fiscal. Este resultado está acorde con la literatura empírica internacional y con los hallazgos de trabajos internos precedentes y refuerza la afirmación teórica de que la variación del tipo de cambio nominal y otro tipo de variables nominales, como las tasas de interés de corto plazo, no determinan el comportamiento de largo plazo de esta variable, sino que lo influyen a lo sumo en el corto plazo, cuando existen rigideces en precios y salarios nominales en la economía.

La estimación de la zona de equilibrio del BEER permitió inferir que esta variable experimentó una reducción importante durante la década de los años 90 y una recuperación a partir de inicios de la década del 2000; no obstante, tiende a reducirse ligeramente a partir del 2008, principalmente debido a la aceleración de la absorción fiscal como porcentaje del PIB y a la desaceleración del crecimiento de la productividad media del trabajo en el sector no transable.

La comparación del tipo de cambio real multilateral con esta zona de equilibrio permitió calcular los desalineamientos cambiarios reales, los cuales fueron importantes en los periodos 2001-2002 (sobreevaluación real de 1.8%, en promedio), 2004-2005 (subvaluación real de 1.6%, en promedio) y al final de la muestra estudiada, en donde una volatilidad importante del tipo de cambio real multilateral reflejó una subvaluación real del colón de 4.9% en el 2008q3 y una sobreevaluación real de 3.2% en el 2009q2.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- 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.
- Banco Central de Costa Rica (2006), *“Informe de inflación, Enero 2006”*, División Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Banco Central de Costa Rica (2009), *“Memoria Anual 2008, Banco Central de Costa Rica, su participación en la economía nacional”*, marzo, 2009.
- 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.
- Carrera (2008), *“Tipo de cambio real de equilibrio como variable no observable”*. En *“Estimación y Uso de Variables no Observables en la Región”*, Programa de Investigación Conjunta, Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), Primera Edición, México, abril 2008.
- Clark y MacDonald (1998), *“Exchange Rates and Economic Fundamentals: Methodological Comparison of BEERs and FEERs”*, IMF Working Paper WP/98/67.
- Denis (2006), *“CATS in RATS Cointegration Analysis of Time Series”*, Version 2, Estima, Evanston, Illinois, USA.
- Drine y Rault (2003), *“On the Long-run Determinants of Real Exchange Rates for Developing Countries: Evidence from Africa, Latin America, and Asia”*. Williamson Davidson Working Paper No571, mayo.
- Driver y Westaway (2004), *“Concepts of Equilibrium Exchange Rates”*, Bank of England (Working Paper No. 248)
- Edwards (1989) *“Real Rates, Devaluation and Adjustment”*, Cambridge, MIT Press.
- Elbadawi y Soto (1997), *“Capital Flows and Long-term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile”*. Revista de Análisis Económico 12(1): 35-62.
- 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.
- Kikut (2003) *“Estimación de los coeficientes de regresión estandarizados”*. Informe Técnico DIE-103-2003-IT, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, diciembre.
- Lane y Milesi-Ferreti (2000). *“The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates”*. IMF Working Paper No123, Washington, DC.
- 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.
- 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 (2008a) *“Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Costa Rica: Enfoques BEER y DEER. Periodo 1991–2007 (Documento para uso interno)”*, Documento de Investigación DIE-01-2008-DI, División Económica, Banco Central de Costa Rica, Febrero, 2008.
- Mora y Torres (2008b), *“Determinación de un rango de referencia para el tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo de Costa Rica”*, Informe Técnico DIE-042-2008-IT, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, diciembre.
- Obstfeld y Rogoff (1995), *“Exchange Rate Dynamics Redux”*, Journal of Political Economy, Vol. 103, No. 3.
- 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.
- Torres (2007), *“Estimación del tipo de cambio real de equilibrio y de tendencia para Costa Rica: periodo 1991 – 2006”*, Nota Técnica DIE-01-2007-NT, Departamento Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, Marzo.
- Williamson, J., (1985), *“The exchange rate system”*, Institute for International Economics, Washington.

7. ANEXOS

Anexo 1. Planteamiento y solución del modelo teórico (Obstfeld y Rogoff, 1995, extendido por Calderón, 2002).

Se parte de un modelo de dos países (doméstico y externo), con un sector de bienes no transables monopolista y con rigideces de precios y un sector de bienes transables que produce un bien homogéneo que es tasado en el mercado mundial competitivo. El consumidor-productor representativo del país doméstico tiene una dotación fija de bienes transables en cada periodo (\bar{y}_T) y tiene poder monopolístico sobre uno de los bienes no transables $z \in [0,1]$. Todos los consumidores-productores residen en los dos países³³. Se asume igualdad en las preferencias sobre consumo y esfuerzo laboral de estos agentes económicos. Esta simetría en preferencias y en restricciones presupuestarias permite resolver el problema de optimización para el consumidor-productor doméstico.

La función de utilidad intertemporal del j -ésimo agente doméstico viene dada por:

$$U_t^j = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\frac{\sigma}{\sigma-1} C_s^{1-\frac{1}{\sigma}} - \frac{\kappa}{2} y_{N,s}^2 \right] \quad (1A)$$

Donde el factor de descuento $\beta \in (0,1)$ y la elasticidad de sustitución intertemporal y el parámetro de esfuerzo laboral son no negativos, respectivamente ($\sigma, \kappa > 0$)³⁴.

El índice de consumo, C , es una función agregada de consumo de bienes transables y no transables (C_T y C_N , respectivamente):

$$C_t = \left[\gamma^{1/\theta} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{1/\theta} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2A)$$

Donde $0 < \gamma < 1$ es el parámetro que representa la ponderación de C_T en C y $\theta > 0$ representa la elasticidad de sustitución intratemporal, es decir, la elasticidad de sustitución entre consumo de bienes transables y no transables.

³³ Se asume que el país doméstico consiste de productores en el intervalo $[0,n]$, mientras que los productores del país externo están localizados en el intervalo $(n,1]$.

³⁴ El último término denota la desutilidad del esfuerzo laboral por producir más bienes no transables. Si la función de producción es $y_N = A \ell_N^\alpha, \forall \alpha < 1$, y la desutilidad del esfuerzo laboral viene dada por $-\psi \ell_N$, entonces $\kappa = 2\psi / A^{1/\alpha}$. En este modelo, un aumento de la productividad (término A) es capturada por una caída en el parámetro del esfuerzo laboral, κ . Si $\alpha=0.5$, se tiene el término de producto en la ecuación (1A).

El *j*-ésimo agente representativo doméstico puede invertir en un activo (bono) transable internacionalmente. Como el modelo es en términos reales, dicho activo se denomina en unidades del bien importado y el flujo de su restricción presupuestaria intertemporal viene dado por:

$$F_{t+1}^j = (1+r_t)F_t^j + p_{N,t}(j)y_{N,t}(j) + P_{T,t}^X \bar{y}_{T,t} - P_t C_t^j \quad (3A)$$

Donde F denota los bonos reales (en unidades del bien transable) que paga un retorno real r . $p_{N,t}(j)$ es el precio de los bienes no transables producidos por el *j*-ésimo agente y $P_{T,t}^X$ es el precio mundial de los bienes no transables. De esta forma, la restricción presupuestaria depende de la riqueza generada por la posición de activos externos netos poseídos y de los valores de la producción de no transables generada, de la dotación de bienes transables poseída y del consumo realizado.

El índice de precios al consumidor para el país doméstico (P_t) es un promedio ponderado de los precios de los bienes transables ($P_{T,t}$) y no transables ($P_{N,t}$) y viene dado por:

$$P_t = \left[\gamma P_{T,t}^{1-\theta} + (1-\gamma) P_{N,t}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (4A)$$

Donde $0 < \gamma < 1$ es el parámetro que representa la ponderación de $P_{T,t}$ en P_t . El tipo de cambio real (Q) es definido como la razón del precio doméstico al precio externo³⁵.

$$Q_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (5A)$$

El consumidor-productor de bienes no transables enfrenta la siguiente curva de demanda:

$$y_{N,t}^d = \left[\frac{p_{N,t}(j)}{P_{N,t}} \right]^{-\theta} C_N^A \quad (6A)$$

Donde C_N^A representa el consumo agregado de bienes no transables en el país doméstico.

Para resolver el problema de optimización del agente representativo se maximiza la ecuación (1A) sujeta a las ecuaciones (3A) y (6A). La solución para las trayectorias del consumo y del esfuerzo laboral se puede resumir en las siguientes condiciones de primer orden:

³⁵ El tipo de cambio real basado en el índice de precios al consumidor es independiente de los términos de comercio en este modelo. Aquí el tipo de cambio real podría ser influenciado por los términos de intercambio indirectamente vía efectos riqueza en el precio relativo de los bienes no transables.

$$\frac{C_{T,t+1}}{C_{T,t}} = [\beta(1+r_{t+1})]^\sigma \left(\frac{P_{T,t+1}}{P_{T,t}} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right)^{\sigma-\theta} \quad (7A)$$

$$\frac{C_{N,t}}{C_{T,t}} = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \right) \left(\frac{P_{N,t}}{P_{T,t}} \right)^{-\theta} \quad (8A)$$

$$y_{N,t}^{\frac{\theta+1}{\theta}} = \left(\frac{\theta-1}{\theta\kappa} \right) C_t^{-1/\sigma} (C_{N,t}^A)^{1/\theta} \left(\frac{P_{N,t}}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (9A)$$

De acuerdo con (7A), el consumo de transables depende de la secuencia de precios relativos (es decir, del efecto de la tasa de interés real basada en el consumo). Si el nivel de precios agregado relativo al precio de los transables es actualmente más bajo relativo a su valor futuro, el consumo presente es preferido al consumo futuro, con forme la tasa de interés real basada en el consumo es más baja. Además, ésta también fomenta la sustitución desde bienes transables a no transables. El primer efecto domina si la elasticidad de sustitución intertemporal es más grande que la elasticidad de sustitución intratemporal ($\sigma > \theta$)³⁶.

La ecuación (8A) especifica la relación entre el consumo de bienes no transables y transables, donde θ es la elasticidad de sustitución entre transables y no transables. Si el precio relativo es igual a uno, el consumo relativo de bienes no transables será mayor cuanto menor sea el parámetro γ .

La ecuación (9A) postula la oferta de equilibrio de bienes no transables. Entre más alto sea el índice de consumo C, más bajo será el nivel de producción, conforme los agentes incrementan el ocio en línea con el consumo de otros bienes.

Para caracterizar el equilibrio, además de las condiciones de primer orden contenidas en las ecuaciones (7A) a (9A), se requiere la condición de transversalidad, es decir, la condición terminal del modelo³⁷.

Para encontrar la solución aproximada, se toma como referencia el estado estacionario, en el cual todas las variables son constantes y se asume que el *stock* de activos externos netos es cero³⁸. Como los agentes representativos son simétricos, establecen el mismo precio y obtienen igual producto en equilibrio. Se normaliza la dotación de bienes transables, tal que el precio relativo de

³⁶ Es decir, conforme r sea menor, se desplazará consumo futuro al presente (efecto intertemporal) y se sustituirán bienes transables por no transables (efecto intratemporal). El primer efecto será mayor que el segundo si $\sigma > \theta$ (Alfaro, op. cit.).

³⁷ En este caso particular, la condición de transversalidad es que el *stock* de activos externos netos (bonos externos) tenga un

$$\text{límite: } \lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{v=s}^{t+T} \left(\frac{1}{1+r_v} \right) F_{t+T+1}.$$

³⁸ Es decir, $nF_{t+1} + (1-n)F_{t+1}^* = 0$.

los bienes no transables (en términos de bienes transables) sea igual a uno ($P_N=1$). Adicionalmente, se supone que el precio de los bienes transables es igual a uno ($P_{T,t}^X=1$). Se tiene que en este equilibrio simétrico, la producción y el consumo de bienes no transables y transables de estado estacionario vienen dados por:

$$Y_N = C_N = \left(\frac{\theta-1}{\theta\kappa} \right)^{\frac{\sigma}{1+\sigma}} (1-\gamma)^{\frac{1}{1+\sigma}} \quad (10A)$$

$$Y_T = C_T = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \right) Y_N \quad (11A)$$

Según la ecuación (10A), cuanto menos agotador sea el esfuerzo laboral (más pequeño sea κ), mayor será la producción de bienes no transables en el estado estacionario.

La ecuación (11A) establece que cuanto mayor sea el peso del consumo de transables en la función de utilidad (cuanto más grande γ), mayor es la razón de producto transable a no transable.

Seguidamente se toma una aproximación log-lineal alrededor del estado estacionario de referencia. Si $\tilde{X} \equiv dX/X_0$ denota el porcentaje de cambio relativo al estado estacionario de referencia, en este caso:

$$\tilde{C}_T = r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X \quad (12A)$$

Donde $\tilde{F} \equiv dF/C_{T,0} = (1/\gamma)(dF/Y_0)$. De acuerdo con la ecuación (12A), el consumo de bienes transables es determinado por la posición de activos externos netos, por el nivel de la dotación de producto transable y por los precios de las exportaciones. Al *linealizar* logarítmicamente alrededor del estado estacionario para la demanda y oferta de bienes no transables se obtiene, respectivamente:

$$\tilde{Y}_N = \tilde{C}_N = \tilde{C}_T - \theta(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) \quad (13A)$$

$$\tilde{Y}_N = \tilde{C}_N = \left(\frac{\sigma-\theta}{\sigma-1} \right) \gamma(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) + \left(\frac{\sigma}{\sigma+1} \right) \tilde{A}_N \quad (14A)$$

Donde la ecuación (14A) incluye el impacto de un incremento de productividad en los bienes no transables, \tilde{A}_N .

Combinando y reacomodando las ecuaciones (12A) a (14A), se encuentra la expresión para el precio relativo de los bienes no transables, la cual incorpora al gobierno³⁹:

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{1+\sigma}{\theta(1+\sigma)+\gamma(\sigma-\theta)} \left[r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \frac{\sigma}{1+\sigma} \tilde{A}_N + \tilde{G} \right] \quad (15A)$$

Con la contraparte externa definida análogamente⁴⁰:

$$\tilde{P}_N^* - \tilde{P}_T^* = \frac{1+\sigma}{\theta(1+\sigma)+\gamma(\sigma-\theta)} \left[-\left(\frac{n}{1-n}\right) r\tilde{F} + \tilde{Y}_T^* + \tilde{P}_T^M - \frac{\sigma}{1+\sigma} \tilde{A}_N^* + \tilde{G}^* \right]. \quad (16A)$$

Donde \tilde{G}, \tilde{G}^* representan el gasto de gobierno como proporción del PIB en el país doméstico y externo, respectivamente.

Según las ecuaciones (15A) y (16A), las fluctuaciones del precio relativo de los bienes transables a no transables entorno al estado estacionario, $(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T)$, están determinadas por las fluctuaciones de las siguientes variables: activos externos netos, \tilde{F} ; productividad de los transables y no transables $(\tilde{Y}_T, \tilde{A}_N)$, respectivamente; términos de intercambio $(\tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T^M)$ y gasto de gobierno respecto del PIB (\tilde{G}) .

Dada esta solución del modelo y siguiendo a Alfaro (2006), a continuación se redefine el tipo de cambio real $Q_t = E_t P_t^* / P_t$, para hacerlo congruente con la literatura empírica y con la definición inicial dada en la ecuación (1), donde $E_t P_t^*$ aproxima el precio de los transables en moneda local y P_t el precio de los no transables⁴¹.

$$q_t = (e_t + p_{T,t}^* - p_{T,t}) + (1-\gamma)(p_{N,t}^* - p_{T,t}^*) - (1-\gamma)(p_{N,t} - p_{T,t}) \quad (17A)$$

En la ecuación (17A) del tipo de cambio real, el primer componente corresponde al precio relativo de los bienes transables y la expresión restante es el precio relativo de los bienes no transables con respecto a los bienes transables.

Agregando las ecuaciones (17A) y (18A) y reemplazándolas en la ecuación (17A) se obtiene la ecuación en forma reducida para el tipo de cambio real:

³⁹ En adelante, el desarrollo del modelo teórico hace referencia al Apéndice del documento de Calderón (2004).

⁴⁰ Como se trata de un modelo mundial de dos países, se supone que el producto transable que es exportado desde el país externo se consume completamente en el país doméstico, por lo que $\tilde{P}_T^{X*} = \tilde{P}_T^M$.

⁴¹ Aplicando logaritmo (letras minúsculas): $q_t = e_t + p_t^* - p_t$. De la ecuación (4A) se tiene que los precios internos y externos son promedios ponderados de los precios transables y no transables correspondientes): $p_t = \gamma p_t^T + (1-\gamma) p_t^N$; $p_t^* = \gamma p_t^{T*} + (1-\gamma) p_t^{N*}$, donde $\gamma > 0$ representa la participación del gasto en transables respecto del gato total

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 (F/Y)_t + \beta_2 \ln(Y_T/Y_T^*)_t + \beta_3 \ln(P_T^X/P_T^M)_t + \beta_4 \ln(A_N/A_N^*)_t + \beta_5 \ln(G_N/G_N^*)_t + \varepsilon_t \quad (18A)$$

Donde:

q_t	Tipo de cambio real.
$(F/Y)_t$	Razón de activos externos netos a PIB.
$(Y_T/Y_T^*)_t$	Productividad laboral del sector transable en el país doméstico respecto de la foránea.
$(P_T^X/P_T^M)_t$	Términos de intercambio.
$(A_N/A_N^*)_t$	Productividad laboral del sector no transable doméstico respecto de la foránea.
$(G_N/G_N^*)_t$	Razón del gasto gubernamental a PIB en el país doméstico respecto del foráneo.
ε_t	Término de error aleatorio no correlacionado.

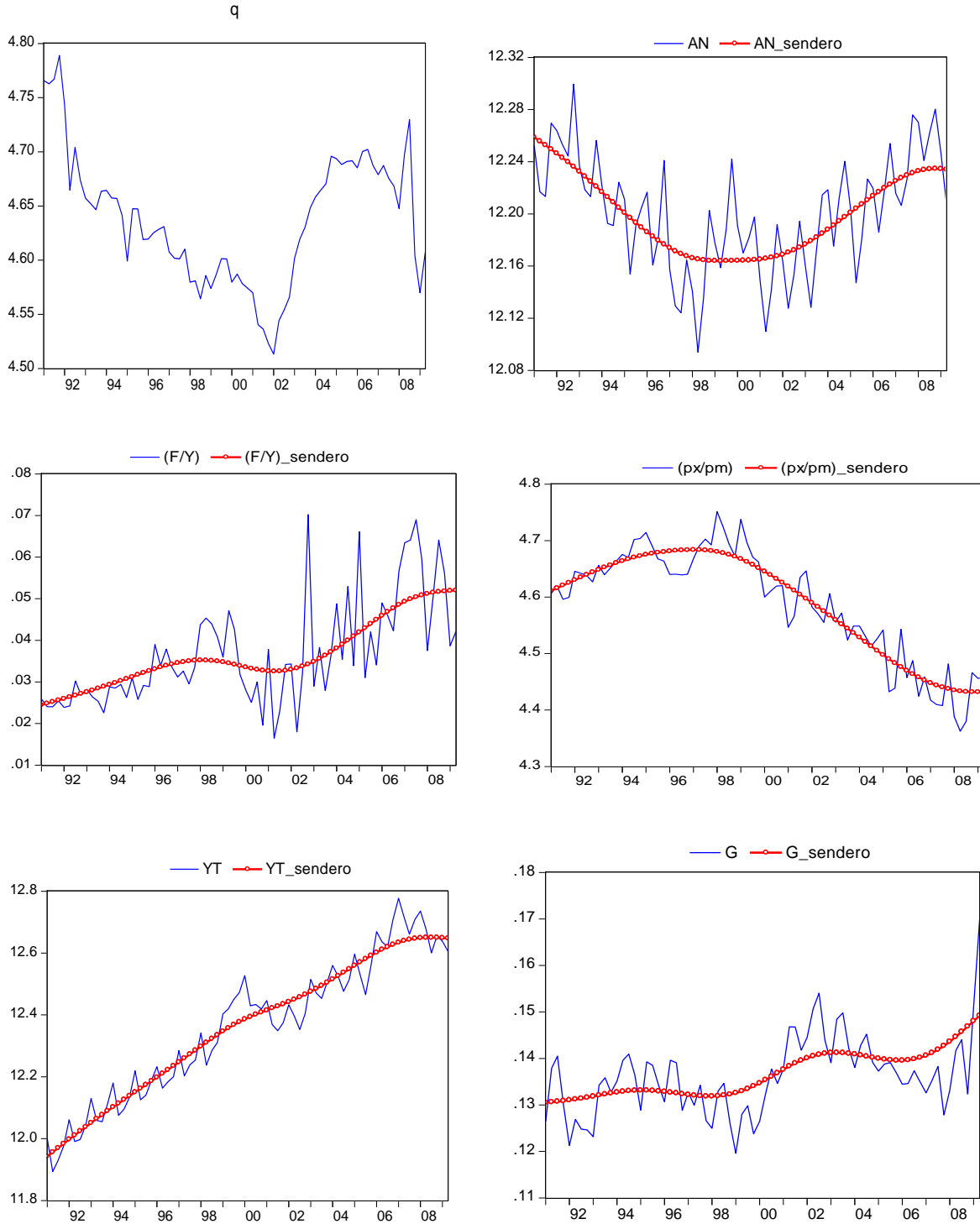
Anexo 2. Detalles de la construcción de variables y supuestos para extender las variables

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Detalle</i>
<i>q</i>	Tipo de cambio real multilateral referido al IPC	Calculado por el Área de Estadísticas del Sector Externo del DEM. De 2009q3 a 2010q3 se utilizaron las proyecciones del Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT) del BCCR, coherentes con la segunda revisión del Programa Macroeconómico 2009-2010, las cuales convergen a 107.9 al final de ese periodo.
<i>(F/Y)</i>	Flujos de inversión extranjera directa a PIB total (ambas en mil. de colones corrientes).	Se actualizaron las cifras a partir de 2008q1. De 2009q1 a 2010q4, corresponden a proyecciones de la IED del Área de Estadísticas del Sector Externo. A partir de 2011q1 se pronostica con modelos ARIMA. El PIB en corrientes hasta 2010q4 corresponde a proyecciones del DEM. A partir de 2011q1 y hasta 2014q4, el PIB total nominal se calculó mediante una tasa de variación nominal calculada a partir de la tasa de crecimiento del PIB real y la tasa de inflación proyectadas el 08/09/2009 mediante el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT) del BCCR.
<i>YT, AN</i>	Productividad media del trabajo en el sector transable y no transable de la economía.	Se actualizaron los datos del valor agregado por rama de actividad económica hasta 2009q2, según información del DEM al 23/07/09. De 2009q3 a 2010q4 corresponde al pronóstico del DEM. De 2011q1 a 2012q4 se pronosticaron con modelos ARIMA los valores agregados de los sectores transables (agricultura, silvicultura, caza y pesca; minas y canteras e industria manufacturera) y no transables (resto de sectores de actividad económica). A partir de los datos anuales de empleo por sector de actividad económica, proporcionados por el INEC para 1991-2007 (Sanarrusia 2007), se pronosticó el empleo en los sectores transable y no transable para el periodo 2008-2012, utilizando modelos ARMA. Se trimestralizaron estos datos con el procedimiento de DENTON (WinRats), utilizando como indicadores sintéticos los promedios trimestrales del Índice mensual de actividad Manufacturera (para el empleo en el sector transable) y del Índice mensual de electricidad y agua (para el empleo en el sector no transable), los cuales fueron previamente actualizados y pronosticados hasta 2012q4 con modelos ARIMA. La productividad media del trabajo en transables y no transables corresponde a la razón entre el valor agregado y el empleo respectivo.

<i>(px/pm)</i>	Términos de intercambio internacionales	Se actualizó el índice de términos de intercambio hasta 2009q2, según información del DEM al 23/07/09. De 2009q3 a 2010q4 corresponde al pronóstico del DEM. Al igual que en las proyecciones del MMPT, a partir de 2011q1 se deja fijo el índice en el último valor (86.67) hasta el final del periodo.
G	Gasto de consumo final del Gobierno General a PIB total (ambas en mil. Colones corrientes).	Se actualizó el Gasto de consumo final del Gobierno General y el PIB total en millones de colones corrientes hasta 2009q2, según información del DEM al 23/07/09. De 2009q3 a 2010q4 corresponden a pronósticos de esas variables proporcionados por el DEM. Para el periodo 2011-2012, se utilizan los pronósticos anuales del PIB nominal del DEM. Se trimestraliza esta variable según la estructura de participación trimestral del gasto de consumo final del gobierno general a PIB total observado en los últimos tres años.

Anexo 3. Tipo de cambio real multilateral y sus variables fundamentales

Figura 1. Costa Rica Tipo de cambio real multilateral y sus fundamentales
Valores contemporáneos y senderos hacia el equilibrio. Periodo 1991q1-2009q2



Anexo 4. Grado de integración de las variables

Cuadro 2. Grado de integración de las variables del modelo

variable	Opción ^{1/}	Prueba ADF		Prueba PP	
		Probab.	Decisión	Probab.	Decisión
q	CCCT	0.3818	I(1) ***	0.4477	I(1) ***
	CCST	0.1237	I(1) ***	0.1472	I(1) ***
	SCST	0.2602	I(1) ***	0.3335	I(1) ***
(F/Y)	CCCT	0.0000	I(0) ***	0.0000	I(0) ***
	CCST	0.0500	I(1) *	0.0003	I(0) ***
	SCST	0.7323	I(1) ***	0.1558	I(1) ***
YT	CCCT	0.0049	I(0)***	0.0017	I(0)***
	CCST	0.5366	I(1) ***	0.6688	I(1) ***
	SCST	0.9987	I(1)***	0.9977	I(1)***
AN	CCCT	0.7458	I(1) ***	0.0084	I(0)***
	CCST	0.4978	I(1) ***	0.0018	I(0)***
	SCST	0.6065	I(1) ***	0.5281	I(1) ***
(px/pm)	CCCT	0.0687	I(0) *	0.0919	I(0) *
	CCST	0.9579	I(1) ***	0.5641	I(1) ***
	SCST	0.2524	I(1) ***	0.3604	I(1) ***
G	CCCT	0.1306	I(1) ***	0.0954	I(0) *
	CCST	0.2338	I(1) ***	0.0934	I(0) *
	SCST	0.9038	I(1) ***	0.9742	I(1) ***

^{1/} CCCT: Con constante y con tendencia. CCST: Con constante y sin tendencia. SCST: Sin constante y sin tendencia.

*10% (**10 y 5%) (**10%, 5% y 1%) de significancia.

Fuente: elaboración propia.

Anexo 5. Prueba de la traza (cointegración)

Estadísticos del Test de Rango

Análisis I(1)

p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
6	0	0.492	86.363	78.995	83.820	0.032	0.108
5	1	0.269	40.348	36.758	59.961	0.695	0.836
4	2	0.142	19.023	17.349	40.095	0.923	0.961
3	3	0.106	8.635	7.006	24.214	0.920	0.972
2	4	0.014	0.998	0.719	12.282	0.991	0.997
1	5	0.001	0.044	.NA	4.071	0.888	.NA

* Estadístico corregido para muestras pequeñas.

NA. No aplica.

Anexo 6. Modelo estimado

Matriz basada en un vector de cointegración:

BETA(transpuesta)

	Q	(F/Y)	YT	AN	px/pm	G
Beta(1)	1.000	0.894	0.060	-0.754	0.696	4.818
	(.NA)	(1.282)	(1.517)	(-13.415)	(8.559)	(5.095)

ALPHA

Alpha(1)

DQ	-0.085
	(-1.579)
D(F/Y)	-0.003
	(-0.099)
DYT	0.198
	(1.915)
DAN	0.328
	(3.936)
D(px/pm)	-0.038
	(-0.351)
DG	-0.082
	(-7.041)

PI

	Q	(F/Y)	YT	AN	(px/pm)	G
DQ	-0.085	-0.076	-0.005	0.064	-0.059	-0.411
	(-1.579)	(-1.579)	(-1.579)	(1.579)	(-1.579)	(-1.579)
DF	-0.003	-0.003	-0.000	0.002	-0.002	-0.016
	(-0.099)	(-0.099)	(-0.099)	(0.099)	(-0.099)	(-0.099)
DYT	0.198	0.177	0.012	-0.149	0.138	0.954
	(1.915)	(1.915)	(1.915)	(-1.915)	(1.915)	(1.915)
DAN	0.328	0.293	0.020	-0.247	0.228	1.580
	(3.936)	(3.936)	(3.936)	(-3.936)	(3.936)	(3.936)
D(px/pm)	-0.038	-0.034	-0.002	0.029	-0.026	-0.182
	(-0.351)	(-0.351)	(-0.351)	(0.351)	(-0.351)	(-0.351)
DG	-0.082	-0.073	-0.005	0.062	-0.057	-0.395
	(-7.041)	(-7.041)	(-7.041)	(7.041)	(-7.041)	(-7.041)

Log-Likelihood = 1696.977

Matrices de corto plazo:

Diferencias rezagadas:

Gamma(1)

	<u>DQ{1}</u>	<u>D(F/Y){1}</u>	<u>DYT{1}</u>	<u>DAN{1}</u>	<u>D(px/pm){1}</u>	<u>DG{1}</u>
DQ	0.054 (0.548)	0.162 (0.925)	0.066 (1.449)	-0.042 (-0.598)	-0.053 (-0.867)	1.239 (2.347)
D(F/Y)	0.093 (1.525)	-0.526 (-4.889)	-0.003 (-0.113)	0.058 (1.345)	0.023 (0.608)	0.411 (1.265)
DYT	0.169 (0.892)	-0.409 (-1.224)	-0.254 (-2.923)	1.269 (9.460)	0.170 (1.464)	-0.209 (-0.207)
DAN	0.011 (0.075)	-0.361 (-1.338)	-0.177 (-2.525)	0.226 (2.091)	-0.011 (-0.119)	1.752 (2.151)
D(px/pm)	-0.095 (-0.482)	-0.050 (-0.143)	-0.220 (-2.424)	0.174 (1.245)	-0.301 (-2.482)	-0.185 (-0.175)
DG	0.012 (0.551)	-0.017 (-0.445)	0.003 (0.294)	-0.107 (-7.123)	0.033 (2.528)	-0.126 (-1.112)

Variables *Dummy*:

	<u>D08Q4{0}</u>	<u>DLE{0}</u>
DQ	-0.127 (-6.960)	0.055 (1.315)
D(F/Y)	-0.008 (-0.673)	0.012 (0.449)
DYT	-0.002 (-0.057)	0.027 (0.340)
DAN	0.006 (0.214)	-0.199 (-3.054)
D(px/pm)	0.076 (2.076)	0.009 (0.113)
DG	-0.012 (-2.938)	0.057 (6.320)

Anexo 7. Pruebas econométricas

Prueba ARCH(2), Normalidad y bondad de ajuste

	ARCH(2)	Normality	R-Squared
DQ	0.143 [0.931]	5.326 [0.070]	0.509
DF	1.969 [0.374]	12.541 [0.002]	0.325
DYT	1.297 [0.523]	2.354 [0.308]	0.689
DYNT	1.883 [0.390]	0.319 [0.853]	0.497
DTT	3.026 [0.220]	1.716 [0.424]	0.267
DG	1.887 [0.389]	3.636 [0.162]	0.656

Prueba ARCH para heterocedastidad

LM(1): ChiSqr(441) = 505.746 [0.018]
 LM(2): ChiSqr(882) = 931.792 [0.119]
 LM(3): ChiSqr(1323) = 1397.029 [0.077]
 LM(4): ChiSqr(1764) = 1428.000 [1.000]

Prueba LM para autocorrelación

LM(1): ChiSqr(36) = 49.528 [0.066]
 LM(2): ChiSqr(36) = 34.080 [0.560]
 LM(3): ChiSqr(36) = 29.531 [0.768]
 LM(4): ChiSqr(36) = 49.843 [0.062]

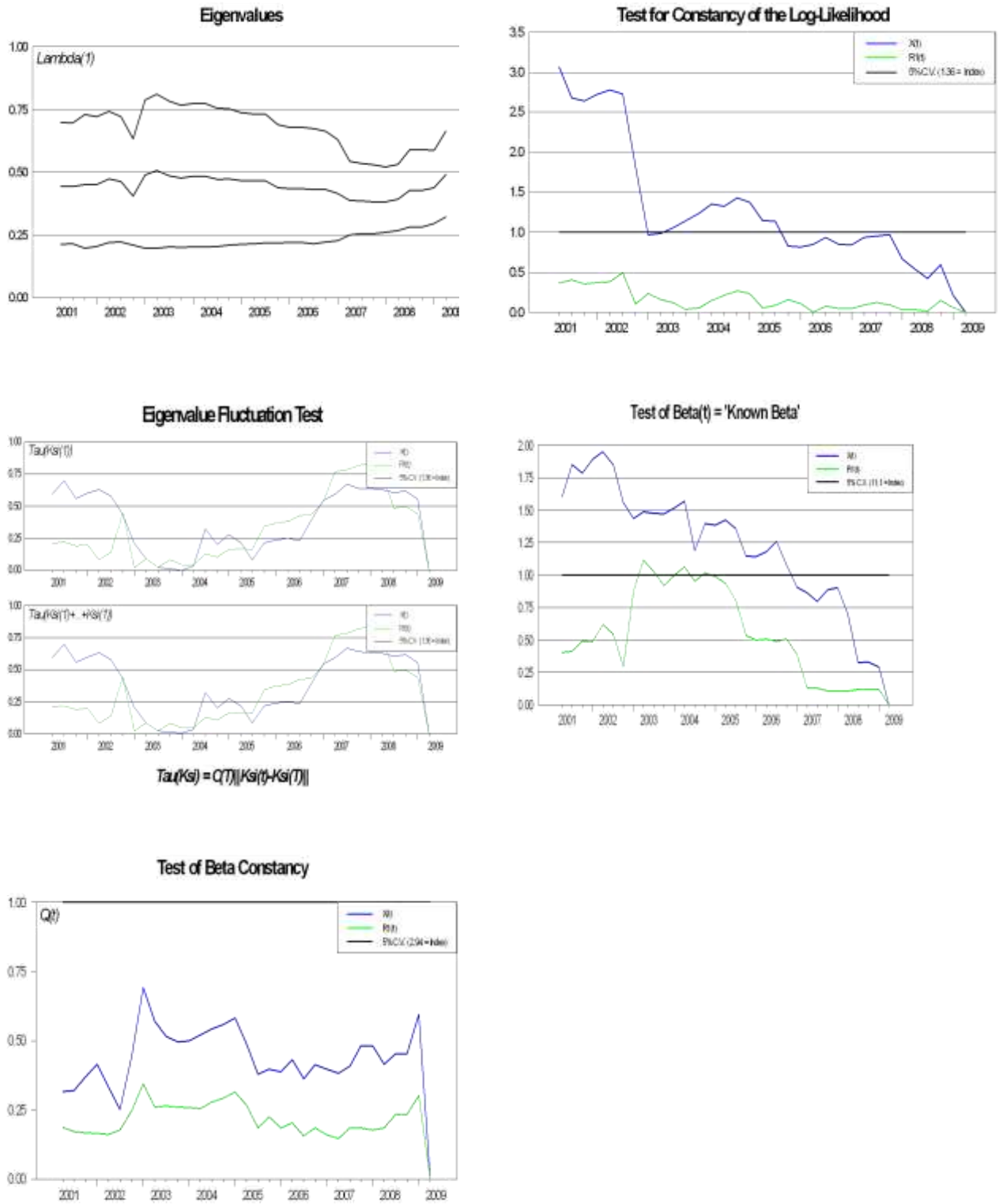
Prueba de exogeneidad débil

r	DGF	5% C.V.	Q	(F/Y)	YT	AN	px/pm	G
1	1	3.841	2.176	0.006	3.244	12.541	0.107	23.621
			[0.140]	[0.936]	[0.072]	[0.000]	[0.743]	[0.000]
2	2	5.991	2.907	10.874	3.481	12.897	1.205	31.104
			[0.234]	[0.004]	[0.175]	[0.002]	[0.548]	[0.000]
3	3	7.815	2.966	13.375	4.870	14.851	3.065	32.233
			[0.397]	[0.004]	[0.182]	[0.002]	[0.382]	[0.000]
4	4	9.488	8.006	17.857	7.616	16.457	5.953	38.619
			[0.091]	[0.001]	[0.107]	[0.002]	[0.203]	[0.000]
5	5	11.070	8.026	18.078	7.985	17.348	6.483	39.456
			[0.155]	[0.003]	[0.157]	[0.004]	[0.262]	[0.000]

Test LR, Chi-cuadrado(r), valores P entre paréntesis.

Anexo 8. Pruebas recursivas para estudiar estabilidad del vector de cointegración

Figura 2. Costa Rica. Pruebas recursivas para determinar estabilidad del vector de cointegración estimado. Periodo 2001q1-2009q2

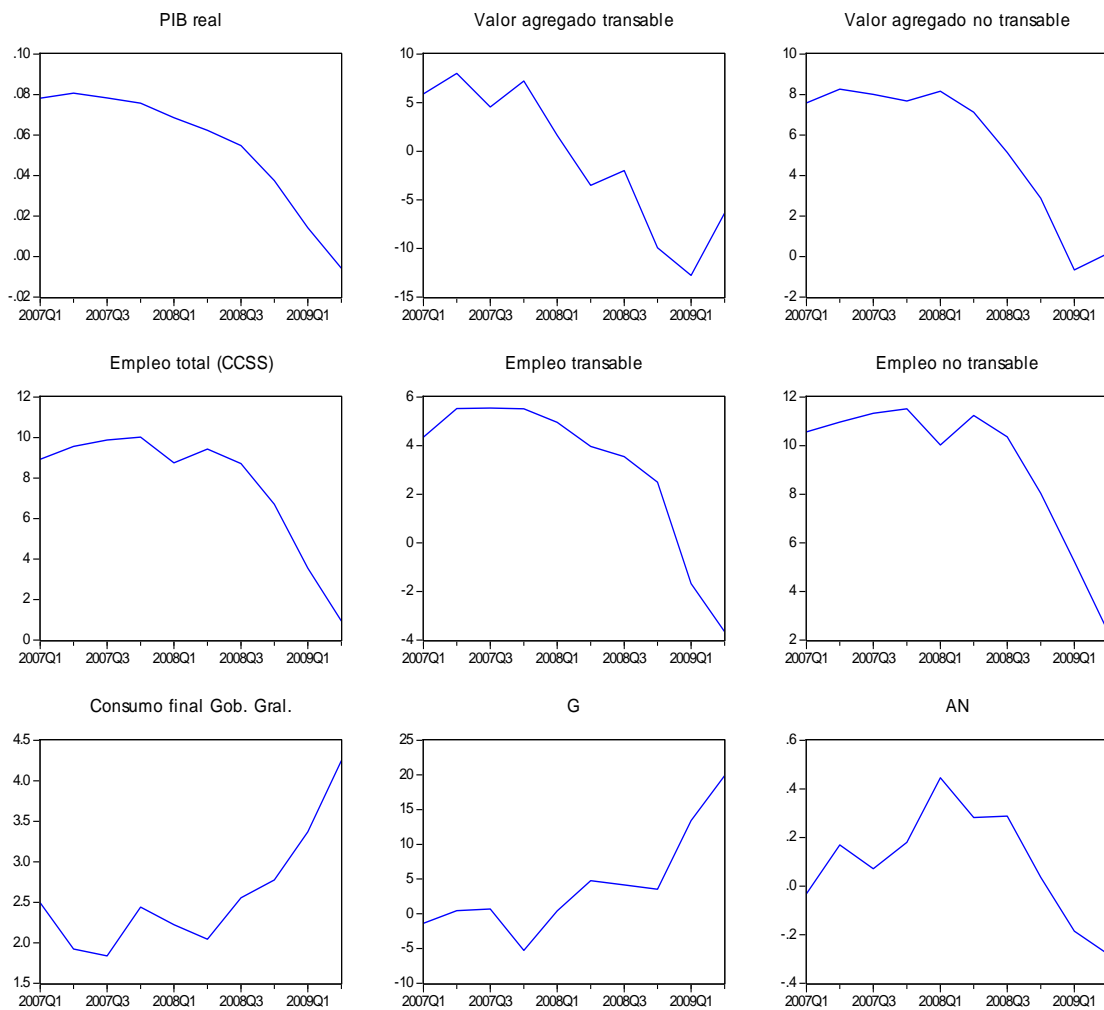


Anexo 9. Coeficientes estandarizados

Variable	β	β estandarizado
(F/Y)	0.894	0.4293
YT	0.06	0.1353
AN	-0.754	-1.0512
(px/pm)	0.696	1.0508
G	4.818	1.1578

Anexo 10. Comportamiento de indicadores de actividad económica, empleo y absorción fiscal

Figura 2. Costa Rica: Tasas de variación interanuales de algunos indicadores de actividad económica, empleo, absorción fiscal y productividad. Periodo 2007q1-2009q2



Anexo 11. Tipo de cambio real de equilibrio de mediano plazo y desalineamiento real

Cuadro 3. Costa Rica: Tipo de cambio real multilateral, de equilibrio de mediano plazo (BEER) y desalineamiento real. Estimación 1992q1-2009q2.

Periodo	q	BEER	LÍMITE_INF	LÍMITE_SUP	DESALINEAMIENTO
1992Q1	114.81	112.05	110.06	114.04	0.7%
1992Q2	106.14	111.08	109.09	113.08	-2.7%
1992Q3	110.40	110.14	108.14	112.13	0.0%
1992Q4	107.08	109.22	107.23	111.22	-0.1%
1993Q1	105.35	108.34	106.35	110.34	-0.9%
1993Q2	104.80	107.50	105.51	109.50	-0.7%
1993Q3	104.22	106.71	104.71	108.70	-0.5%
1993Q4	106.01	105.95	103.96	107.94	0.0%
1994Q1	106.11	105.24	103.24	107.23	0.0%
1994Q2	105.36	104.56	102.57	106.56	0.0%
1994Q3	105.31	103.92	101.93	105.92	0.0%
1994Q4	103.66	103.32	101.33	105.32	0.0%
1995Q1	99.40	102.75	100.76	104.74	-1.3%
1995Q2	104.32	102.21	100.22	104.20	0.1%
1995Q3	104.30	101.70	99.70	103.69	0.6%
1995Q4	101.39	101.21	99.21	103.20	0.0%
1996Q1	101.44	100.74	98.75	102.74	0.0%
1996Q2	102.02	100.30	98.30	102.29	0.0%
1996Q3	102.35	99.87	97.88	101.87	0.5%
1996Q4	102.60	99.46	97.47	101.46	1.1%
1997Q1	100.23	99.08	97.08	101.07	0.0%
1997Q2	99.66	98.71	96.71	100.70	0.0%
1997Q3	99.60	98.36	96.36	100.35	0.0%
1997Q4	100.51	98.03	96.04	100.02	0.5%
1998Q1	97.49	97.73	95.73	99.72	0.0%
1998Q2	97.59	97.45	95.46	99.44	0.0%
1998Q3	96.00	97.20	95.21	99.19	0.0%
1998Q4	98.08	96.98	94.99	98.97	0.0%
1999Q1	96.92	96.79	94.80	98.78	0.0%
1999Q2	98.17	96.63	94.63	98.62	0.0%
1999Q3	99.61	96.49	94.50	98.49	1.1%
1999Q4	99.58	96.39	94.40	98.38	1.2%
2000Q1	97.48	96.32	94.32	98.31	0.0%
2000Q2	98.21	96.28	94.29	98.27	0.0%
2000Q3	97.36	96.28	94.29	98.28	0.0%
2000Q4	96.94	96.34	94.34	98.33	0.0%
2001Q1	96.53	96.44	94.44	98.43	0.0%
2001Q2	93.74	96.60	94.61	98.59	-0.9%
2001Q3	93.34	96.83	94.83	98.82	-1.6%
2001Q4	92.09	97.13	95.13	99.12	-3.2%
2002Q1	91.22	97.50	95.50	99.49	-4.5%
2002Q2	94.07	97.94	95.94	99.93	-2.0%
2002Q3	95.01	98.45	96.45	100.44	-1.5%
2002Q4	96.14	99.01	97.02	101.01	-0.9%
2003Q1	99.66	99.63	97.64	101.62	0.0%
2003Q2	101.44	100.28	98.29	102.27	0.0%
2003Q3	102.55	100.95	98.96	102.95	0.0%
2003Q4	104.41	101.64	99.64	103.63	0.8%
2004Q1	105.45	102.31	100.32	104.30	1.1%
2004Q2	106.14	102.97	100.97	104.96	1.1%
2004Q3	106.75	103.59	101.60	105.59	1.1%
2004Q4	109.50	104.18	102.18	106.17	3.1%
2005Q1	109.25	104.71	102.72	106.70	2.4%
2005Q2	108.67	105.18	103.19	107.18	1.4%
2005Q3	108.97	105.59	103.60	107.59	1.3%
2005Q4	109.05	105.94	103.95	107.93	1.0%
2006Q1	108.33	106.22	104.22	108.21	0.1%
2006Q2	109.97	106.43	104.43	108.42	1.4%
2006Q3	110.18	106.57	104.57	108.56	1.5%
2006Q4	108.57	106.65	104.66	108.64	0.0%
2007Q1	107.66	106.67	104.68	108.67	0.0%
2007Q2	108.57	106.64	104.65	108.64	0.0%
2007Q3	107.31	106.57	104.58	108.57	0.0%
2007Q4	106.52	106.46	104.47	108.46	0.0%
2008Q1	104.33	106.33	104.34	108.32	0.0%
2008Q2	109.61	106.18	104.18	108.17	1.3%
2008Q3	113.27	106.01	104.02	108.00	4.9%
2008Q4	99.91	105.85	103.85	107.84	-3.8%
2009Q1	96.54	105.70	103.70	107.69	-6.9%
2009Q2	100.23	105.57	103.57	107.56	-3.2%

Fuente: Elaboración propia