



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

## **Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú: modelos BEER y construcción de bandas de confianza**

Jesús Ferreyra\* y Jorge Salas\*

\* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N°. 2006-006  
Serie de Documentos de Trabajo  
Working Paper series  
Junio 2006

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

# Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú: modelos BEER y construcción de bandas de confianza \*

Jesús Ferreyra<sup>†</sup>

*Banco Central de Reserva del Perú*

Jorge Salas<sup>‡</sup>

*Banco Central de Reserva del Perú*

Junio 2006

## Resumen

Este trabajo se basa en el enfoque denominado “comportamiento del tipo de cambio real (TCR)” –BEER por sus siglas en inglés– para estimar el TCR de equilibrio (TCRE) en el Perú y se emplea una técnica *bootstrap* para construir bandas de confianza a la senda del TCRE, mediante las cuales es posible determinar si las desalineaciones cambiarias encontradas son o no estadísticamente significativas. Asimismo, se modelan posibles quiebres estructurales en la relación de largo plazo del TCR con sus fundamentos.

Con el uso de datos trimestrales para el periodo 1980-I a 2005-III, se halla que el comportamiento de largo plazo del TCR en el Perú es explicado por los siguientes fundamentos: pasivos externos netos, términos de intercambio y, de manera menos concluyente, gasto del gobierno y grado de apertura. Además, la productividad relativa entre los sectores transable y no transable, tanto en términos domésticos como en relación a los socios comerciales, solo aparece como fundamento relevante del TCRE aproximadamente a partir de comienzos de la década de los noventa. Por último, se encuentran indicios de algunos episodios de desalineaciones cambiarias estadísticamente significativas durante el periodo de estudio.

**Clasificación JEL:** F31, F41, C15, C22

**Palabras clave:** Tipo de cambio real de equilibrio, Modelos BEER, Cointegración, Quiebre Estructural, Bootstrap

---

\* Agradecemos a diversos departamentos de la Gerencia de Estudios Económicos del BCRP por la provisión de series estadísticas. Igualmente, reconocemos los útiles comentarios de Adrián Armas, Paul Castillo, Mauricio de la Cuba, Alberto Humala, Vicente Tuesta y Marco Vega, así como de los participantes en el XXIII Encuentro de Economistas y en los Seminarios de Macroeconomía del BCRP. Las opiniones expresadas y cualquier error existente son únicamente de nuestra responsabilidad.

<sup>†</sup> E-mail: [jesus.ferreyra@bcrp.gob.pe](mailto:jesus.ferreyra@bcrp.gob.pe)

<sup>‡</sup> E-mail: [jorge.salas@bcrp.gob.pe](mailto:jorge.salas@bcrp.gob.pe)

# 1 Motivación

Recientemente se produjo en el Perú una apreciación real del nuevo sol de 5 por ciento entre diciembre de 1999 y diciembre de 2004<sup>1</sup>. Tal comportamiento crea interrogantes sobre los factores macroeconómicos que lo podrían explicar y sobre la compatibilidad de la trayectoria del tipo de cambio real (TCR) con su nivel consistente con los equilibrios interno y externo de la economía –es decir, con el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE)–.

Este trabajo evalúa empíricamente qué fundamentos son significativos como determinantes del movimiento de largo plazo del TCR en la economía peruana. Así, mediante el análisis realizado es posible establecer una senda de equilibrio de manera que, al ser comparada con el TCR observado, puede dilucidarse en qué periodos ha existido una “desalineación” de este índice<sup>2</sup>, es decir, permite encontrar evidencia de sub o sobrevaluaciones cambiarias. Cabe señalar que de manera consistente con la definición de TCR empleada en este trabajo, se define una subvaluación (sobrevaluación) como momentos en los cuales el TCR se halla por encima (debajo) de su nivel de equilibrio.

La determinación del TCER es un indicador útil para la política monetaria y fiscal. En cuanto a la política monetaria, en primer término, el cálculo del TCER tiene implicancias sobre la posición de la política monetaria de una economía pequeña y abierta, pues como señalan Castillo et al. (2006), la tasa natural de interés<sup>3</sup> se determina por arbitraje, esto es, en función de los movimientos de la variación del TCER y de la tasa natural de interés internacional. Así, estos autores muestran que, con todo lo demás constante, un aumento (disminución) del TCER eleva (reduce) la tasa de interés de equilibrio de la economía y, en consecuencia, genera una variación en la posición de la política monetaria. En segundo lugar, la desalineación del TCR implica un efecto *pass-through* (PT) diferenciado de la depreciación a la inflación. En particular, como sostienen Goldfajn y Ribeiro da Costa (2000), una sobrevaluación cambiaria provoca una depreciación nominal correctiva que no genera una mayor inflación dado que simplemente ajusta el TCR a su nivel de equilibrio. Estos autores evalúan la relación entre depreciación e inflación para una muestra de 71 países y concluyen que en el caso de los mercados

---

<sup>1</sup> Esta tendencia no fue ajena a las monedas de otros países de la región como Chile o Colombia, entre otros, lo cual explica el renovado interés por el tema tratado en este documento en el ámbito regional (ver, por ejemplo, Calderón (2004) para el caso de Chile y Echavarría et al. (2005) para Colombia).

<sup>2</sup> Otros trabajos usan el término “desalineamiento”.

<sup>3</sup> Entendida como la tasa que es consistente con la estabilidad de precios y que fluctúa en el corto plazo en respuesta a choques reales transitorios (Woodford, 2003).

emergentes, la desalineación del TCR es el más importante determinante del PT hacia la inflación. De manera consistente, Winkelried (2003) realiza un análisis de las asimetrías del PT en el Perú y concluye que la desalineación del TCR es una fuente significativa de asimetrías de dicho efecto. Finalmente, la desalineación del TCR constituye una fuente de presión de demanda (positiva en el caso de una subvaluación cambiaria y negativa en el caso inverso) que, de influir sobre la inflación, se convierte en un factor a considerar en el proceso de toma de decisión de política monetaria.

En el caso de la política fiscal, la importancia de este indicador se basa en el hecho de que, como se profundizará más adelante, las fluctuaciones del consumo público son un potencial determinante del movimiento del TCR, de forma tal que una eventual reversión de la tendencia de esta última variable podría lograrse mediante cambios en las políticas de gasto estatal.

En el presente estudio se utiliza el enfoque denominado “comportamiento del TCR” –BEER por sus siglas en inglés–. A través de este método, se halla que la productividad relativa entre los sectores transable y no transable, tanto en términos domésticos como en relación a la de los socios comerciales, es un fundamento relevante del comportamiento de largo plazo del TCR. Esta variable resulta ser significativa solamente desde comienzos de la década de los noventa, época en que se realizaron profundas reformas estructurales en la economía peruana. Asimismo, otros fundamentos que demuestran ser importantes son los pasivos externos netos, los términos de intercambio y, de manera menos concluyente, el gasto del gobierno y el grado de apertura.

Para la obtención de estos resultados se ha considerado la realización de tests de quiebre estructural univariado, raíz unitaria y cointegración<sup>4</sup>, así como la modelación de posibles cambios estructurales en la relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos macroeconómicos. De igual manera, a diferencia de los procedimientos aplicados en otros estudios que emplean el enfoque BEER, el TCRE se presenta como una “región” construida a partir de una técnica *bootstrap* aplicada al filtro Hodrick-Prescott (la cual será detallada más adelante). La importancia de este procedimiento no es trivial, puesto que permite determinar si las desalineaciones cambiarias encontradas son o no estadísticamente significativas, lo cual enriquece el análisis de los resultados y sus potenciales implicancias de política económica.

Una contribución adicional de este trabajo es la recopilación y construcción de series inéditas para la economía peruana. En particular, puede destacarse el cálculo de

---

<sup>4</sup> Sorprendentemente, varios trabajos de la literatura internacional que emplean una metodología similar a la utilizada en este documento para estimar el TCRE (cointegración) pasan por alto la realización de alguna (o, peor aun, de la totalidad) de estas familias de tests econométricos, lo cual, sin duda, resta confiabilidad a los resultados que reportan.

series de productividades laborales para los sectores transable y no transable para el Perú y sus socios comerciales.

El contenido del documento se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se hace una breve revisión de los antecedentes teóricos y empíricos de este trabajo; posteriormente, en la tercera sección, se detallan las variables utilizadas y a partir de los datos empleados se repasan algunos hechos estilizados de la economía peruana para el periodo de análisis. En la sección 4 se expone la metodología utilizada. Los resultados se reportan y explican en la sección 5 y, por último, se concluye y proponen líneas para investigación futura en la sexta sección.

## **2 Revisión de la literatura**

En esta sección se exponen ciertos antecedentes teóricos que incluyen definiciones del TCR y su nivel de equilibrio de largo plazo. Posteriormente se presenta una breve reseña de los trabajos previos sobre la estimación del comportamiento de esta variable y de su desalineación, tanto en el ámbito internacional como local.

### **2.1 Antecedentes teóricos**

La primera teoría que abordó el concepto del TCRE proponía el cumplimiento de la llamada “ley de un solo precio” (LUP). A partir de esta idea, Cassel (1918) acuñó el término “paridad de poder de compra” (PPC), que se trata de la extensión de la LUP a canastas de bienes, de manera que los niveles de precios deberían igualarse entre países una vez que aquellos son convertidos a una misma moneda. Así, el TCRE bajo esta teoría sería aquel derivado del tipo de cambio nominal que permita igualar los costos de las canastas de bienes internacionalmente.

Sin embargo, esta teoría falla en explicar el comportamiento del TCRE debido principalmente a que, según ella, las fluctuaciones del TCR solo pueden deberse a factores monetarios y no reales, y a que por lo general no ha sido validada empíricamente. De esta forma, autores como Frankel (1986), Edison (1987), Froot y Rogoff (1994) y Rogoff (1996) encuentran evidencia en contra de la validez de la PPC – hallan que el TCR tiene raíz unitaria–. Posteriormente, Engel (2000) sugiere que los resultados empíricos que validan la PPC utilizando periodos largos (100 años o más) presentan un sesgo importante debido al poder de las pruebas utilizadas para demostrar la ausencia de raíz unitaria. Este autor asevera que cuando una variable evoluciona de acuerdo con la suma de dos procesos –un componente estacionario pero persistente y

otro componente no estacionario— las pruebas para verificar la existencia de raíz unitaria son incorrectamente medidas. Esta descomposición<sup>5</sup> explicaría la invalidez de la PPC.

De esta forma, surgió un enfoque alternativo que rechaza el cumplimiento de la PPC sobre la base de que existen diversas perturbaciones internas y externas que modifican estructuralmente a la economía y que determinan niveles de equilibrio dinámicos del TCR. En este contexto, aparecen teorías vinculadas a modelos estructurales donde el TCRE es compatible con el equilibrio interno y externo de la economía.

De esta nueva concepción resultan diversas alternativas para estimar el TCRE, tal como se detalla en Ferreyra y Herrada (2003). Una de estas fue el BEER (“Behavioural Effective Exchange Rate” o Modelo de Comportamiento del TCR) que relaciona directamente el TCR con sus fundamentos, metodología que se encuentra explicada en Clark y MacDonald (1999)<sup>6</sup>.

En el presente documento se busca estimar una ecuación de comportamiento del TCRE consistente con el enfoque BEER. Una razón de esta elección es la limitada disponibilidad de datos en economías emergentes como la peruana que dificulta la consideración de otras clases de modelos. Asimismo, dado que el modelo BEER permite explicar el TCRE directamente a partir de las variables que lo afectan, el resultado proporcionaría una ecuación *benchmark* que podría ser utilizada en otras investigaciones en los que el TCRE sea modelado como un componente endógeno.

## 2.2 Definiciones y fundamentos del tipo de cambio real de equilibrio

Para hablar de desequilibrios del TCR, se debe precisar primero la definición de esta variable. De acuerdo con Hinkle y Nsengiyumva (1999), el TCR puede definirse en (i) términos externos, como la relación entre el precio externo expresado en moneda local respecto al precio doméstico; o en (ii) términos internos, como la relación entre el precio de los bienes transables respecto a los bienes no transables del país<sup>7</sup>.

En la presente investigación se utiliza la definición de TCR externo vinculada a la definición de TCR interno, tal como la propone Engel (2000). Así, de acuerdo con el modelo propuesto por este autor, el TCR ( $q_t$ ) definido a partir de la PPC (que, según se vio antes, corresponde a la definición del TCR externo) puede ser descompuesto en dos componentes: uno estacionario llamado  $x_t$  y otro no estacionario llamado  $y_t$ , de tal

---

<sup>5</sup> La cual será detallada más adelante.

<sup>6</sup> Otro enfoque es el conocido como FEER (“Fundamental Effective Exchange Rate” o Modelo Fundamental del TCR), que está ligado a modelos estructurales. El pionero en este caso es Williamson (1994), seguido por la versión del FMI presentada por Isard y Faruqee (1998).

<sup>7</sup> Dentro de estas dos alternativas primarias existen una gama de definiciones. El TCR externo puede basarse, por ejemplo, en la teoría de la PPC o en el modelo Mundell-Fleming. En el caso del TCR interno, la definición puede basarse en el uso de dos, tres o múltiples bienes.

manera que  $q_t = x_t + y_t$ .

Si se define el índice de TCR por PPC, en términos logarítmicos, resulta:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (1)$$

donde:

$q_t$  es el tipo de cambio real

$s_t$  es el tipo de cambio nominal

$p_t^*$  es el precio externo

$p_t$  es el precio domestico.

Los precios mostrados en la fórmula anterior pueden ser descompuestos en transables y no transables, como sigue:

$$p_t = (1 - \alpha)p_t^T + \alpha.p_t^N \quad (2)$$

$$p_t^* = (1 - \beta)p_t^{T*} + \beta.p_t^{N*} \quad (3)$$

Donde  $p^T$  y  $p^N$  son los precios de los bienes transables y no transables, respectivamente.

Reemplazando (2) y (3) en (1) se obtiene:

$$q_t = (s_t + p_t^{T*} - p_t^T) + \beta(p_t^{N*} - p_t^{T*}) - \alpha(p_t^N - p_t^T)$$

donde:

$$x_t = s_t + p_t^{T*} - p_t^T$$

$$y_t = \beta(p_t^{N*} - p_t^{T*}) - \alpha(p_t^N - p_t^T)$$

Según este modelo,  $x_t$ , que representa el precio relativo de los bienes transables, sería probablemente estacionario. Ello implica que las fluctuaciones de esta variable solo ocurrirían por desviaciones de la LUP de cada bien, bajo el supuesto de que los índices de precios transables tuvieran los mismos pesos en el exterior y en la economía doméstica. Por su parte,  $y_t$  tendría raíz unitaria –y, por lo tanto, también  $q_t$ – debido a que los choques permanentes a la productividad pueden alterar el precio relativo entre

los bienes transables y no transables (definición de TCR interno) en los países que integran el cálculo.

Una aproximación para explicar los cambios en dicho componente no estacionario ( $y_t$ ) del TCR es la realizada por Calderón (2002, 2004), quien presenta una extensión teórica a los modelos de la llamada “nueva macroeconomía internacional” de Obstfeld y Rogoff (1995, 1996) y de Lane y Milesi-Ferreti (2004), acompañada por estimaciones empíricas. Su modelo considera dos países con un sector no transable afecto a problemas de competencia monopolística y precios rígidos, mientras que el sector transable tiene un producto homogéneo que se comercia en un marco de competencia perfecta en los mercados internacionales.

El modelo llega a una ecuación de forma reducida en la que figuran como determinantes de largo plazo del TCR: el stock de pasivos externos netos, las productividades laborales de los sectores transable y no transable, los términos de intercambio y el gasto del gobierno.

Bajo ciertos supuestos sobre los parámetros del modelo, la ecuación de comportamiento del TCR puede escribirse de cuatro maneras:

$$\ln q = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{F}{Y} \right) + \alpha_2 \ln \frac{Y_T}{Y_N} + \alpha_3 \ln \left( \frac{P_X}{P_M} \right) + \alpha_4 \ln G + \xi_1 \quad (\text{E1})$$

$$\ln q = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{F}{Y} \right) + \beta_2 \ln \left( \frac{\frac{Y_T}{Y_T^*}}{\frac{Y_N}{Y_N^*}} \right) + \beta_3 \ln \left( \frac{P_X}{P_M} \right) + \beta_4 \ln \left( \frac{G}{G^*} \right) + \xi_2 \quad (\text{E2})$$

$$\ln q = \gamma_0 + \gamma_1 \left( \frac{F}{Y} \right) + \gamma_2 \ln Y_T + \gamma_3 \ln \left( \frac{P_X}{P_M} \right) + \gamma_4 \ln Y_N + \gamma_5 \ln G + \xi_3 \quad (\text{E3})$$

$$\ln q = \theta_0 + \theta_1 \left( \frac{F}{Y} \right) + \theta_2 \ln \left( \frac{Y_T}{Y_T^*} \right) + \theta_3 \ln \left( \frac{P_X}{P_M} \right) + \theta_4 \ln \left( \frac{Y_N}{Y_N^*} \right) + \theta_5 \ln \left( \frac{G}{G^*} \right) + \xi_4 \quad (\text{E4})$$

Donde:

$F/Y$  es el cociente de pasivos externos netos sobre el PBI en términos reales

$Y_T$  es la productividad de la fuerza laboral del sector transable

$P_X/P_M$  representa a los términos de intercambio

$Y_N$  es la productividad de la fuerza laboral del sector no transable.

$G$  es el gasto de gobierno respecto al PBI en términos reales

Las “\*” indican variables foráneas (socios comerciales)



En estos modelos,  $\alpha_0$ ,  $\beta_0$ ,  $\gamma_0$  y  $\theta_0$  representan el componente  $x_t$  que permanece constante bajo el supuesto de que los índices de precios de bienes transables tienen los mismos pesos en las economías doméstica y foránea.

De otro lado, a este modelo se le pueden añadir fundamentos adicionales que expliquen el comportamiento del TCRE<sup>8</sup>.

## 2.3 Estimaciones empíricas

### 2.3.1 Literatura internacional

La evidencia empírica reciente muestra la dirección que ha tomado la estimación del TCRE en economías emergentes. La mayoría de autores utiliza principalmente el enfoque BEER, donde se relaciona el TCR con sus fundamentos de manera uniecuacional. Entre estos estudios se encuentran Goldman Sachs (1999), Hoffman y MacDonald (2003), MacDonald y Ricci (2003), Choudhri y Khan (2004), Lane y Milesi-Ferreti (2004), Miyajima (2005), Echevarría et al. (2005) y Koranchelian (2005). Principalmente, se emplea el método de cointegración ya sea con la técnica de Johansen y Juselius (1990) o con el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, que será explicado luego.

Otra metodología de estimación muy usada recientemente, dentro del enfoque BEER, es la de cointegración de datos de panel para conjuntos de países. Aquí destacan autores como Calderón (2002), Drine y Rault (2003), Goldman Sachs (2005) y Dufrenot y Yehoue (2005).

Por el contrario, pocos trabajos han abordado un enfoque estructural para la determinación del TCRE en economías emergentes. Se puede mencionar en este campo al estudio del Deutsche Bank (2005).

### 2.3.2 Evidencia para el Perú

Los estudios empíricos que se enfocan en el Perú han empleado principalmente la metodología BEER. Entre estos estudios se encuentran Arena y Tuesta (1998) y Ferreyra y Herrada (2003).

Un problema común de estos trabajos es la confiabilidad de los datos que utilizan, en parte porque su cobertura abarca mayormente periodos previos a la década de los noventa, en los cuales la calidad de los datos macroeconómicos en el Perú era

---

<sup>8</sup> Montiel (1999) presenta un marco analítico sobre la base del modelo de Dornbusch (1983), a partir del cual se explica el rol de otra variable fundamental como el grado de apertura.

inferior<sup>9</sup>. Asimismo, dichos estudios ignoran en la modelación los quiebres estructurales que con alta probabilidad están presentes dentro de las muestras consideradas –por ejemplo, si se toma en cuenta la hiperinflación de fines de los ochenta– y no reportan evidencia sobre la significancia estadística de los coeficientes de la relación de largo plazo. De otro lado, tampoco consideran el problema de la arbitrariedad en el uso de un determinado filtro estadístico para obtener las sendas de largo plazo de los fundamentos. En el cuadro 1 se exponen los resultados hallados por los citados trabajos, así como los reportados por Goldfajn y Valdés (1999) para el caso peruano<sup>10</sup>. Puede apreciarse que algunos signos hallados en estos modelos son discutibles desde el punto de vista teórico, tal como se revisará en la siguiente sección, y que solo hay robustez sobre los signos estimados para el gasto de gobierno y las *proxys* de productividad.

**Cuadro 1**  
**Resultados de trabajos previos sobre el TCRE para el caso peruano**

	Arena y Tuesta (1998) <sup>1/</sup>		Ferreya y Herrada (2003) <sup>1/</sup>	Goldfajn y Valdes (1999)
	Modelo 1	Modelo 2		
Periodo	1968 – 1996 (anual)	1968 – 1996 (anual)	1980-I – 2001-III (trimestral)	1960 – 1994 <sup>2/</sup> (mensual)
Técnica	Johansen	Johansen	MCOD <sup>3/</sup>	MCOD
Variables				
-Términos de intercambio	1.23	0.48	0.53	-0.66 (0.25)
-Pasivos externos netos	-0.57	-0.25	2.99	--
-Productividad	-1.68	-0.90	-0.61	--
-Gasto del gobierno	-0.10	-0.05	-0.03	-0.13 (0.06)
-Apertura comercial	-0.50	-0.17	5.10	
-Diferencial de tasas	--	-1.52	0.59	-0.007 <sup>4/</sup> (0.02)

1/ No se reporta evidencia sobre la significancia de los coeficientes estimados

2/ Se trata de un estudio de panel para 93 países; no se especifica si los datos peruanos abarcan todo el mencionado periodo

3/ Mínimos cuadrados ordinarios dinámicos

4/ Se utiliza la serie de tasas de los T-Bills americanos

5/ Errores estándar entre paréntesis

<sup>9</sup> Para la realización de este trabajo se ha revisado la construcción estadística de las series para procurar aliviar este problema.

<sup>10</sup> A este último estudio se le puede criticar el empleo de datos mensuales, pues lo ideal en este caso es emplear datos de baja frecuencia. Asimismo, los autores no incluyen dos fundamentos relevantes como los pasivos externos netos y la productividad.

### 3 Datos

Para la estimación de los modelos de comportamiento se han construido diversas series que en más de un caso son inéditas para el Perú. La construcción y fuentes de estas variables se detallan en los anexos. La frecuencia considerada es trimestral y comprende el periodo 1980-I a 2005-III.

A partir de los gráficos que se muestran al final de esta sección, es posible establecer algunos hechos estilizados acerca de la trayectoria de los fundamentos y su relación con el TCR<sup>11</sup>.

- **Pasivos externos netos**

Los pasivos externos netos como ratio del PBI (PEN) mostraron un incremento entre 1985 y 1990 asociado a la moratoria unilateral de la deuda externa del Perú y al uso de reservas internacionales para financiar las importaciones. Ello se dio en un contexto hiperinflacionario y de recesión que llevó a que el PBI en términos reales se redujera, haciendo más pesada la carga de la deuda. Con la refinanciación de la deuda externa del sector público durante la década de los noventa, que fue acompañada por una mayor inversión directa extranjera, el ratio de PEN sobre el PBI se redujo drásticamente. En los últimos años los PEN se han reducido aun más debido a diversos factores que han incrementado los activos y disminuido los pasivos externos, así como por el crecimiento sostenido que ha mostrado la economía peruana<sup>12</sup>. La evidencia gráfica muestra una relación positiva entre este fundamento y el TCR, lo que está de acuerdo con el “efecto transferencia” (Lane y Milesi-Ferreti, 2004) y las predicciones del modelo de Obstfeld y Rogoff (1995). Es decir, tomando como referencia la ecuación (E1) se esperaría obtener un coeficiente  $\alpha_1 > 0$ .

- **Productividades sectoriales**

En la década de los ochenta primaron las políticas proteccionistas que llevaron al gobierno a prohibir gran parte de las importaciones e imponer fuertes restricciones para arancelarias a las restantes. De esta manera, las empresas con un mercado cautivo carecieron de incentivos para mejorar su eficiencia, lo cual es consistente con las caídas de

---

<sup>11</sup> Los gráficos han sido divididos en dos periodos muestrales, con fines de evitar distorsiones visuales por escala. La elección del trimestre de “corte” se fundamenta en evidencia de un quiebre estructural, que será explicado en la siguiente sección.

<sup>12</sup> Entre estos factores pueden mencionarse la mejor posición neta con el exterior del sector privado, el incremento de las reservas internacionales y la recompra de deuda pública.

las productividades laborales transable y no transable observadas en dicha década. A partir de la década de los noventa, la productividad relativa de los sectores transable respecto a los no transable se ha incrementado. La razón del crecimiento más acelerado en la productividad del sector transable se puede atribuir a las mayores inversiones en este sector, luego de iniciarse un proceso de apertura comercial que reconvirtió gran parte de empresas orientándolas hacia el mercado externo. Igualmente, la productividad del sector no transable también se recuperó ante la mayor inversión en capital y la adopción de nuevas tecnologías tras las reformas estructurales, aunque en su caso es más notorio el impacto negativo que tuvieron las crisis internacionales de finales de los noventa. En este caso también se encuentra una relación negativa entre esta variable y el TCR, tal como lo predice el efecto Balassa-Samuelson ( $\alpha_2 < 0$ ).

Para este tipo de modelos de TCR, teóricamente es más relevante comparar las productividades relativas del Perú anteriormente mencionadas, con las productividades relativas de sus principales socios comerciales. Lo que se halla al analizar esta serie es que la productividad relativa del Perú ha venido creciendo a una mayor tasa que la de dichos socios. Las probables razones para explicar este hecho serían, nuevamente, las reformas estructurales y el proceso de apertura que inició el Perú en la década de los noventa. En el caso de esta variable, de acuerdo con la ecuación (E2) se esperaría  $\beta_2 < 0$ .

- **Términos de Intercambio**

El Perú es un país que concentra sus exportaciones en un grupo de materias primas, por lo cual el movimiento de sus términos de intercambio refleja en gran medida la volatilidad en los precios de ese tipo de bienes. Esta concentración fue más marcada en la década de los ochenta, cuando los términos de intercambio disminuyeron por la caída de los precios de las materias primas ante el deterioro de la demanda mundial por estos productos. Esta situación cambió a partir de los noventa, en que se observaron dos episodios de alzas en los términos de intercambio. El primero se inició a fines de 1993 y se extendió hasta 1997, año en el que se inicia la desaceleración de la demanda mundial por efecto de la crisis asiática. El siguiente periodo comenzó en el año 2002 y continúa hasta la actualidad, y es atribuible a la elevación de la demanda mundial –a este crecimiento reciente contribuyeron países emergentes como China, que se convirtió en la segunda economía mundial<sup>13</sup>–. Ambos episodios estuvieron asociados al fuerte incremento del precio de los *commodities* exportados por el Perú<sup>14</sup>; sin embargo, en el segundo caso, también se elevó el precio del petróleo, lo que compensó parte del crecimiento de los términos de intercambio. En general, el TCR ha mostrado una relación negativa con los términos de intercambio durante

---

<sup>13</sup> Basado en el cálculo por PPC.

<sup>14</sup> Desde el año 2005 los precios de algunos de estos productos alcanzaron cotizaciones máximas históricas.

el periodo considerado, de manera consistente con el “efecto ingreso” vinculado a fluctuaciones de este variable, tal como lo explica Montiel (1999) ( $\alpha_3 < 0$ ).

- **Gasto de gobierno**

El gasto de gobierno como porcentaje del PBI en términos reales mostró una tendencia decreciente durante casi toda la década de los ochenta, producto de la menor capacidad de gasto del gobierno y la desaceleración de la economía. Esta tendencia se revirtió en la década de los noventa debido a las reformas en el sistema de tributación que llevaron a la creación de la Superintendencia Nacional de Administración Tributaria (SUNAT) y a la mejora de la presión tributaria. Sin embargo, a partir del año 2000 y hasta inicios de 2004 se observa una caída del coeficiente de gasto de gobierno a PBI como consecuencia de que el incremento del gasto real fue menor al crecimiento real del producto. Teóricamente se esperaría que exista una relación negativa entre el TCR y el gasto de gobierno, pues bajo el supuesto de que este gasto está sesgado a bienes no transables, su incremento presionaría los precios en este sector y por lo tanto apreciaría la moneda doméstica (Calderón, 2004)<sup>15</sup>. Nuevamente, en referencia a la ecuación (E1) ello representaría  $\alpha_4 < 0$ .

De otro lado, el coeficiente del gasto de gobierno sobre el PBI respecto al de los socios comerciales, sigue un comportamiento parecido a la evolución del gasto en el Perú previamente descrito, debido a la mayor estabilidad de dicho ratio en los países desarrollados. Para esta variable, en el caso de la ecuación (E2) se esperaría  $\beta_4 < 0$ .

- **Política Comercial**

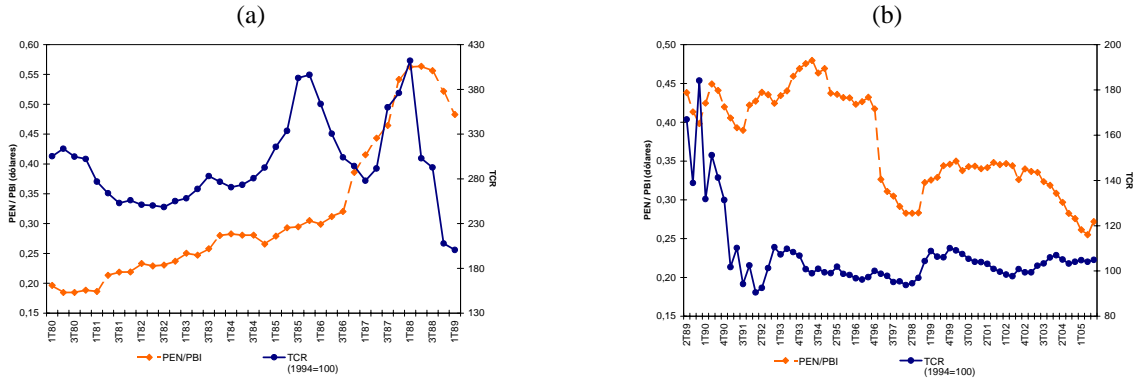
Tal como se mencionó anteriormente, durante la segunda mitad de los años ochenta, se aplicó una política comercial proteccionista que llevó a una gran caída del grado de apertura –medido como el coeficiente de comercio exterior sobre PBI–. Este indicador refleja una importante recuperación en la segunda parte de la muestra debido a la mayor orientación de la producción hacia el mercado externo. Tal logro está asociado a una política comercial que privilegió una disminución arancelaria y la firma de acuerdos bilaterales con los países socios comerciales. Esta liberalización comercial, a través de la disminución de los subsidios a las exportaciones o la reducción de los niveles arancelarios, resultaría en una depreciación real, según lo mencionado por Montiel (1999) y Ferreyra y Herrada (2003).

---

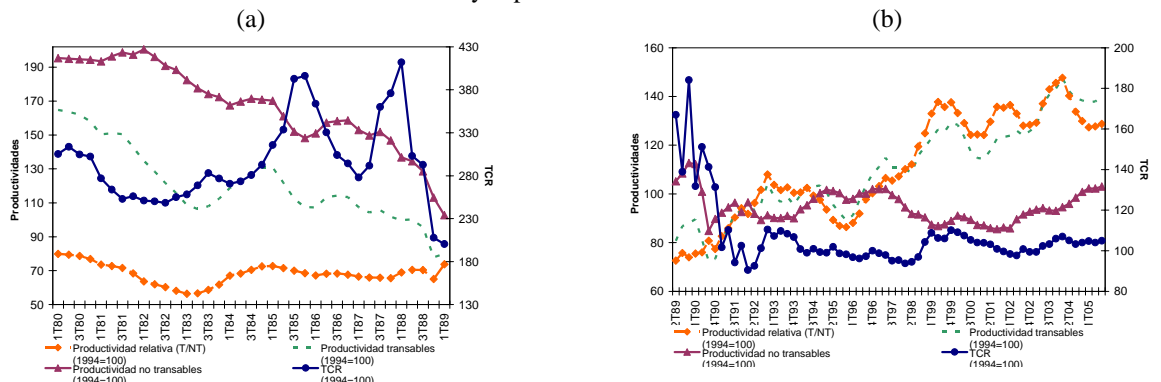
<sup>15</sup> En el caso peruano, esta hipótesis sería validada por el hecho de que de acuerdo con la Tabla Insumo Producto de 1994, el gobierno gasta 86 por ciento en bienes no transables (Morón, 2005).

**Gráfico 1**  
**Potenciales Fundamentos y Tipo de Cambio Real Multilateral en el Perú**  
**Subperiodos: (a) 1980-I a 1989-I, (b) 1989-II a 2005-III**

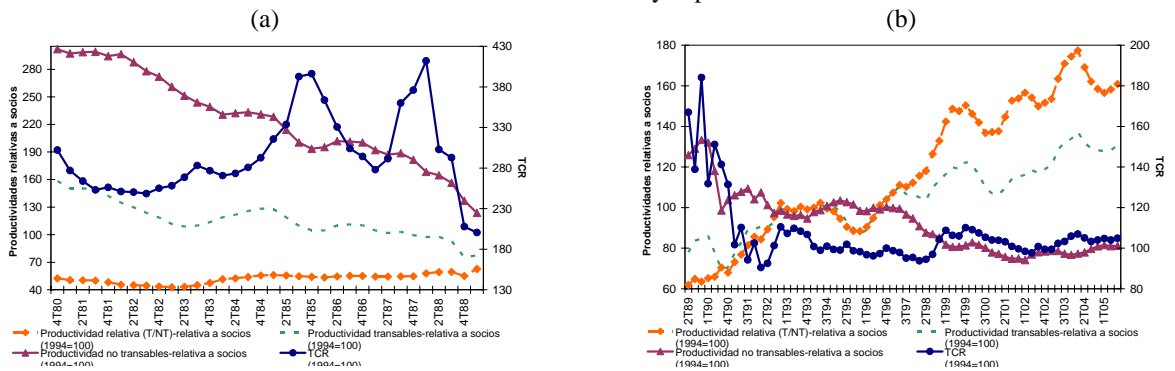
**Pasivos Externos Netos y Tipo de Cambio Real Multilateral**



**Productividades y Tipo de Cambio Real Multilateral**

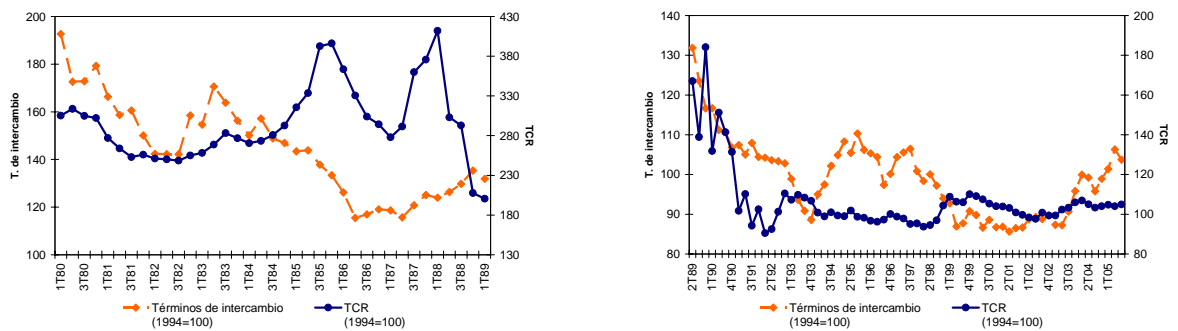


**Productividades Relativas a Socios Comerciales y Tipo de Cambio Real Multilateral**

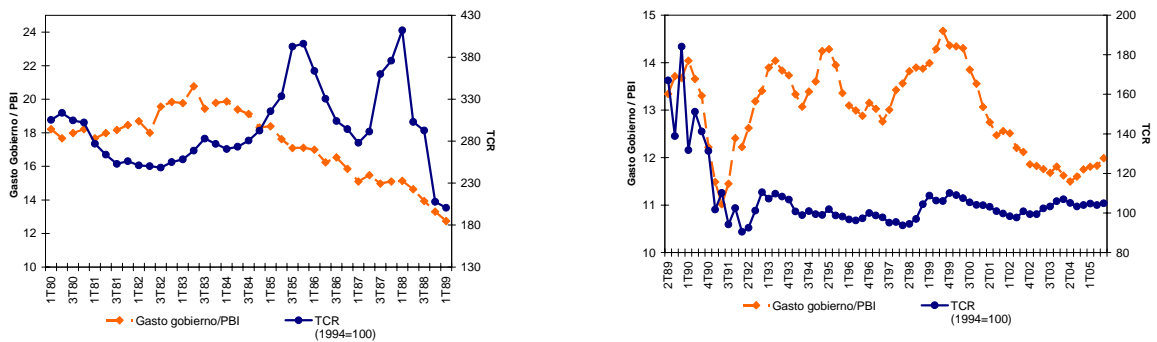


**Gráfico 1 (Cont.)**  
**Potenciales Fundamentos y Tipo de Cambio Real Multilateral en el Perú**  
**Subperiodos: (a) 1980-I a 1989-I, (b) 1989-II a 2005-III**

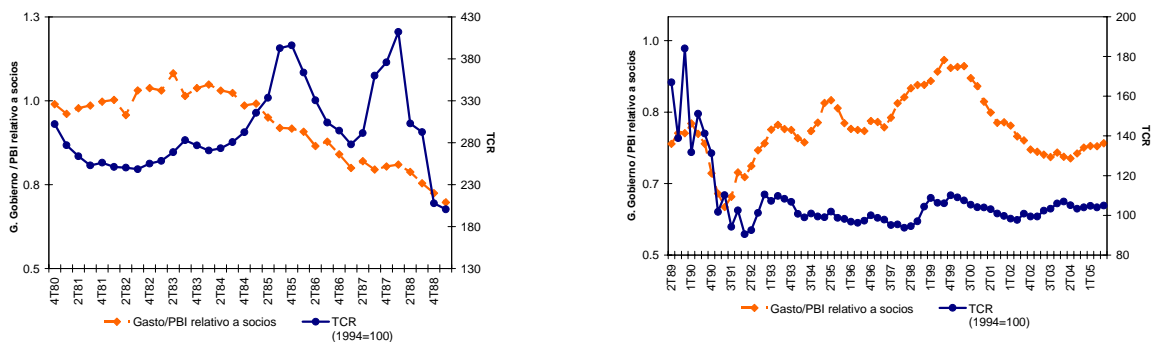
**Términos de Intercambio y Tipo de Cambio Real Multilateral**  
**(a) (b)**



**Gasto del Gobierno y Tipo de Cambio Real Multilateral**  
**(a) (b)**

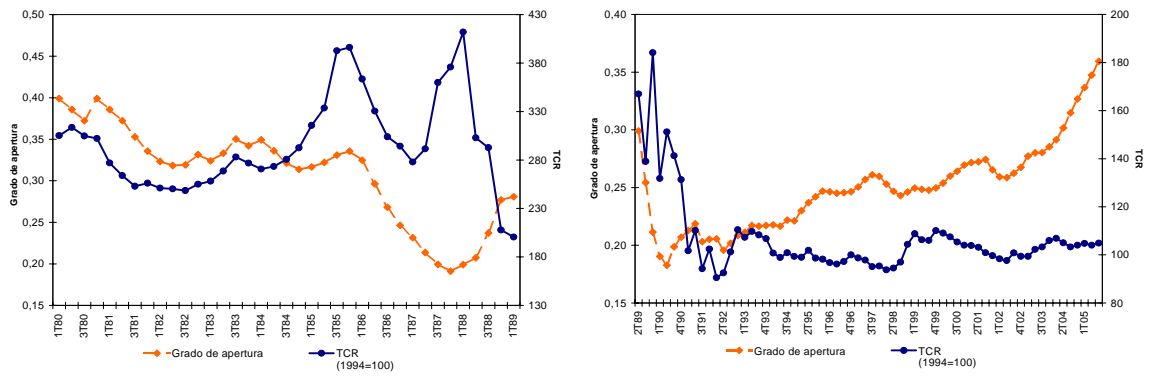


**Gasto del Gobierno Relativo a Socios Comerciales y Tipo de Cambio Real Multilateral**  
**(a) (b)**



**Gráfico 1 (Cont.)**  
**Potenciales Fundamentos y Tipo de Cambio Real Multilateral en el Perú**  
**Subperiodos: (a) 1980-I a 1989-I, (b) 1989-II a 2005-III**

**Grado de Apertura Comercial y Tipo de Cambio Real Multilateral**  
**(a) (b)**





## 4 Metodología

A diferencia de los procedimientos seguidos por la mayoría de trabajos que estiman modelos BEER, en este caso se realiza de manera previa al análisis de raíz unitaria, pruebas de detección de quiebres estructurales univariados –en particular, el test de Zivot y Andrews (1988). Este paso es relevante, puesto que la presencia de estos quiebres distorsiona las conclusiones de los tests de raíz unitaria (Maddala y Kim, 1998).

De esta forma, se halla un quiebre en media en el TCR en el primer trimestre de 1989<sup>16</sup>. La serie “corregida” resulta ser estacionaria, de manera que implicaría aceptar el cumplimiento de la hipótesis de PPC para el periodo de análisis, lo cual contradice la amplia evidencia empírica internacional citada en la sección 2.1 y la intuición que guía a dudar de tal conclusión debido, por ejemplo, a las políticas económicas “distorsionantes” aplicadas durante parte de los años ochenta en el Perú. Así, esta evidencia del test Zivot-Andrews se usa más bien para modelar la existencia de posibles quiebres estructurales en la relación de largo plazo del TCR con cada uno de sus fundamentos en el periodo 1989-I<sup>17,18</sup>. Se debe agregar que de manera alternativa se realizaron estimaciones (sin modelar quiebre alguno) dividiendo la muestra en dos periodos: antes y después de 1989-I; no obstante, los resultados de estos modelos no fueron muy satisfactorios.

Para la estimación de los modelos BEER se emplea la metodología de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés)<sup>19</sup>, la cual se basa en la inclusión de “k” rezagos y adelantos de las primeras diferencias de las variables explicativas en la regresión<sup>20</sup>. El uso de este estimador es coherente con el hecho de que empleamos series no estacionarias I(1), tal como lo sugieren las pruebas de Ng-Perron y

---

<sup>16</sup> También se detecta evidencia de cambios estructurales en media y tendencia en la serie de productividad del sector transable en el tercer trimestre de 1990.

<sup>17</sup> Cabe señalar que se prescinde de la utilización de tests para contrastar la presencia de quiebres en vectores de cointegración (ver, por ejemplo, Gregory y Hansen, 1996) siguiendo la recomendación de Maddala y Kim (1998), quienes sostienen que la mejor manera de verificar la presencia de cambios estructurales en relaciones de cointegración es incluir las variables dummies que el investigador estime necesarias en el modelo y comprobar su significancia estadística posteriormente.

<sup>18</sup> Alternativamente, los modelos BEER se estimaron también ubicando la fecha del quiebre en 1990-III, dado que dicho periodo coincide con el cambio de régimen político que marcó el inicio del proceso de reformas estructurales de los años noventa, sin que los resultados varíen de manera importante con respecto a los reportados más adelante (en los cuales, como ya se dijo, se considera a 1989-I como fecha del quiebre).

<sup>19</sup> Las ventajas de este estimador frente, por ejemplo, al estimador de máxima verosimilitud de Johansen pueden consultarse en Stock y Watson (1993).

<sup>20</sup> Si bien no existe una regla explícita para la determinación de “k”, Maddala y Kim (1998: 164-5) realizan una breve discusión al respecto. En este trabajo empleamos  $k=2$ .

DF-GLS<sup>21</sup> (ver anexos). Adicionalmente, a los modelos se les añade dummies puntuales como variables exógenas en los periodos 1985-III y 1988-II con el fin de capturar el impacto de fuertes aumentos inflacionarios durante dichos trimestres que no son enteramente recogidos por los fundamentos considerados.

Asimismo, la comprobación de que los modelos estimados efectivamente pueden caracterizarse como relaciones de cointegración –que es otro paso fundamental omitido en numerosas investigaciones que estiman modelos BEER y no espurias, se realiza mediante la estimación de modelos de corrección de errores.

Finalmente, la manera como se construye la senda de equilibrio del TCR es un tema de obvia importancia. Como señalan MacDonald y Ricci (2003), las estimaciones de los modelos BEER vía cointegración permiten calcular directamente una trayectoria del TCRE; sin embargo, es recomendable eliminar el componente cíclico de los fundamentos con el fin de que el TCRE estimado sea consistente con los valores de equilibrio de dichas variables. Así, el procedimiento típico es utilizar el filtro Hodrick-Prescott (HP) o, de lo contrario, alguno de la familia de los “band-pass filters” (e.g., Baxter-King o Christiano-Fitzgerald). En este trabajo, se ha escogido el tradicional HP<sup>22</sup>, pero se enfrenta el problema de arbitrariedad en el uso de un determinado filtro mediante la construcción de bandas de confianza a las tendencias estocásticas estimadas, lo cual –a nuestro conocimiento– constituye un aporte novedoso a la literatura de los modelos BEER y de estimación del TCRE, en general. Para ello, se utiliza el procedimiento *bootstrap* explicado en Gallego y Johnson (2005), que se resume en la figura 1. Una ventaja derivada de esta técnica es que indirectamente permite construir también bandas de confianza al TCRE estimado, donde la fuente de incertidumbre está constituida por la ignorancia sobre los verdaderos valores de equilibrio de los fundamentos.

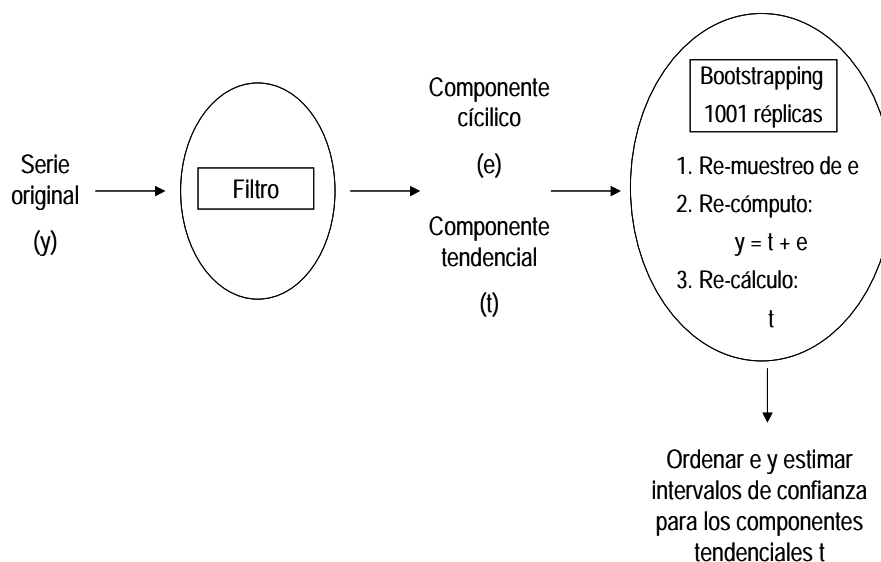
Cabe señalar, por último, que las variables ingresan a los modelos transformadas en logaritmos, excepto por el caso de los PEN, que ingresan en su forma original (como ratio del PBI).

---

<sup>21</sup> Ambos tests poseen propiedades econométricas superiores a los frecuentemente utilizados tests de Dickey-Fuller y Phillips-Perron.

<sup>22</sup> El factor de suavización se fija en 1600, que es el valor comúnmente usado para datos trimestrales. De otro lado, para evitar el conocido problema de distorsión del filtro HP al (inicio y) final de la muestra, se añadió un mínimo de cinco “priors” (o valores proyectados) a todas las series empleadas antes de aplicarles el filtro.

**Figura 1**  
**Algoritmo de construcción de bandas de confianza a las tendencias**  
**estimadas con el filtro HP**



Fuente: Gallego y Johnson (2005)

## 5 Resultados

### 5.1 Modelos de comportamiento (BEER)

- **Modelos Base**

En primer lugar, se estimaron las ecuaciones (E1) y (E2)<sup>23</sup>, a las cuales se les añadieron variables dummies asociadas a los fundamentos para capturar posibles quiebres estructurales, de la manera que fue explicada en la sección previa. A partir de los resultados hallados, se fueron excluyendo progresivamente (una a una) las variables no significativas. Las estimaciones finales aparecen en el cuadro 2, donde se observa que los coeficientes poseen los signos esperados por la teoría económica<sup>24</sup>. En estos

<sup>23</sup> Las ecuaciones se encuentran en la sección 2.2 del documento.

<sup>24</sup> Los coeficientes de cada variable pueden interpretarse como la variación porcentual que experimenta el TCR ante un cambio de 1 por ciento en el fundamento respectivo, excepto para los PEN y el grado de

modelos, a los que se denomina base, se destaca el uso de series de productividad laboral relativa entre el sector transable y no transable para capturar el efecto Balassa-Samuelson: en el modelo 1, se utilizó la productividad relativa doméstica –tal como en la ecuación (E1)–, mientras que en el modelo 2 se utilizó el ratio de esta variable con respecto a la correspondiente a los socios comerciales –como en la ecuación (E2)–.

**Cuadro 2**  
**Resultados: Modelos de comportamiento<sup>1/</sup>**

Variable dependiente: TCR multilateral. Método: Mínimos cuadrados ordinarios dinámicos. Muestra: 1980-2005 (frecuencia trimestral)

	Modelo base (1)	Modelo base (2)
PEN	0.14 (0.03)	0.14 (0.03)
TI	-0.34 (0.19)	-0.35 (0.12)
Dummy*PEN	0.33 (0.07)	0.26 (0.05)
Dummy*Productividad T/NT	-0.25 (0.03)	x
Dummy*Productividad T/NT relativa a socios	x	-0.24 (0.02)
Constante	7.20 (0.95)	7.22 (0.61)
R <sup>2</sup>	0.98	0.97
Test de Wald (P-Value) <sup>2/</sup>	0.00	0.00
Coefficiente de ajuste (MCE) <sup>3/</sup>	-0.31 (0.09)	-0.22 (0.09)

1/ Errores robustos entre paréntesis. “x” indica no inclusión de la variable en la especificación inicial del modelo. Número de rezagos y adelantos = 2. La variable “Dummy” se activa en el trimestre 1989-I. Se omiten los coeficientes estimados de las dummies puntuales (trimestres 1985-III y 1988-II).

2/ La hipótesis nula es que la suma de coeficientes de las variables “PEN” y “Dummy\*PEN” es igual a cero.

3/ Se reporta el coeficiente de ajuste de un Modelo de Corrección de Errores correspondiente a la ecuación de cointegración, para comprobar que esta relación estimada no es espuria.

Las variables significativas en el modelo base 1 fueron los PEN definidos en soles, la productividad laboral transable respecto a la no transable del Perú y los términos de intercambio. Se comprobó la existencia de un quiebre estructural en la relación de largo plazo del TCR con los PEN y, por otro lado, la medida de productividad empleada es significativa y posee el signo teóricamente esperado solo a partir del periodo del quiebre. Los coeficientes de este modelo y de los correspondientes al modelo base 2 son muy

apertura. En estos últimos casos, los coeficientes se interpretan como la variación porcentual del TCR ante incrementos de 0,01 en los ratios PEN/PBI y X+M/PBI, respectivamente.

parecidos. Este resultado indicaría que la productividad relativa doméstica es una buena *proxy* para esta misma variable expresada en relación a las productividades de los socios comerciales.

A la luz de los modelos base, puede destacarse el importante rol de los términos de intercambio como fundamento del TCR para todo el periodo muestral, lo cual, por lo dicho previamente, sugiere la relevancia de los precios de las materias primas en la determinación de la senda de equilibrio de esta variable. Con relación a los PEN, cabe señalar que estos cobran mayor importancia a partir del quiebre de 1989; ello podría atribuirse a la reinserción paulatina del Perú en la comunidad financiera internacional luego del cambio de régimen político de 1990. Igualmente, el efecto Balassa-Samuelson solo es estadísticamente validado después del quiebre estructural, lo cual podría evidenciar el débil vínculo entre el TCRE y la productividad relativa en el contexto de las múltiples distorsiones –léase, altas inflaciones, controles cambiarios, protección comercial, etc.– registradas en la década de los ochenta que indudablemente afectaron el mecanismo de transmisión implícito en aquel postulado teórico.<sup>25</sup>

- **Modelos Base con variable de política comercial**

Un paso adicional fue incluir el grado de apertura en ambos modelos base, tal como se aprecia en el cuadro 3. Si bien el coeficiente asociado a esta variable posee el signo teóricamente esperado, su magnitud parece ser demasiado elevada, lo cual lleva a pensar que hay un sesgo debido a la alta correlación entre dicha variable y los términos de intercambio o que el problema de endogeneidad existente para el caso de esta *proxy* no se corrige a pesar del uso del estimador DOLS. Asimismo, su significancia estadística se comprueba para todo el periodo muestral, sin la existencia de indicios de un quiebre estructural en la relación con el TCR –que acaso cabría esperar debido al cambio de curso de la política comercial a partir de la década del noventa–, lo cual genera dudas adicionales acerca de estos resultados. Por lo tanto, se podría concluir que el grado de apertura parece ser un fundamento relevante del TCRE, pero la variable *proxy* empleada no es la óptima dada la metodología econométrica utilizada<sup>26</sup>. Adicionalmente, es importante destacar que las variables fundamentales incluidas en los modelos base continúan siendo significativas a pesar de la inclusión de la variable grado de apertura y

---

<sup>25</sup> Algunos fundamentos relevantes desde el punto de vista teórico, como el gasto de gobierno, probaron ser no significativos en los modelos base. Ello no necesariamente implica que no sean importantes para la determinación del TCRE, sino que podría ser consecuencia del periodo de muestra considerado dado que ciertas estimaciones no reportadas dan indicios de que los resultados son sensibles al periodo de muestra utilizado.

<sup>26</sup> Alternativamente se usó como *proxy* un índice de aranceles promedio, pero los resultados econométricos no fueron satisfactorios (la variable probó ser no significativa en casi todos los modelos estimados).

que sus coeficientes no difieren mayormente de los obtenidos en los modelos base antes presentados.

**Cuadro 3**  
**Resultados: Modelos de comportamiento<sup>1/</sup>**

Variable dependiente: TCR multilateral. Método: Mínimos cuadrados ordinarios dinámicos. Muestra: 1980-2005 (frecuencia trimestral)

	Modelo base (1) con Apertura	Modelo base (2) con Apertura
PEN	0.21 (0.03)	0.23 (0.03)
TI	-0.59 (0.16)	-0.72 (0.16)
Apertura comercial	1.55 (0.28)	1.90 (0.28)
Dummy*PEN	0.41 (0.05)	0.38 (0.04)
Dummy*Productividad T/NT	-0.26 (0.02)	x
Dummy*Productividad T/NT relativa a socios	x	-0.25 (0.02)
Constante	7.89 (0.80)	8.41 (0.77)
R <sup>2</sup>	0.99	0.99
Test de Wald (P-Value) <sup>2/</sup>	0.00	0.00
Coefficiente de ajuste (MCE) <sup>3/</sup>	-0.40 (0.12)	-0.38 (0.13)

1/ Errores robustos entre paréntesis. "x" indica no inclusión de la variable en la especificación inicial del modelo. Número de rezagos y adelantos = 2. La variable "Dummy" se activa en el trimestre 1989-I. Se omiten los coeficientes estimados de las dummies puntuales (trimestres 1985-III y 1988-II).

2/ La hipótesis nula es que la suma de coeficientes de las variables "PEN" y "Dummy\*PEN" es igual a cero.

3/ Se reporta el coeficiente de ajuste de un Modelo de Corrección de Errores correspondiente a la ecuación de cointegración, para comprobar que esta relación estimada no es espuria.

#### • Modelos Alternativos

En el cuadro 4 se observa el modelo alternativo 1, que tiene como base la ecuación (E3)<sup>27</sup>, en el cual el gasto de gobierno resulta significativo y posee signo negativo; por tanto, la relación con el TCR sería inversa, de manera compatible con el hecho de que el gasto público está más orientado a la adquisición de bienes no transables. A esta ecuación no se le considera como un modelo base adicional debido a que únicamente resultó significativa la productividad del sector no transable, mas no la de su par

<sup>27</sup> Los resultados basados en la ecuación (E4) no se reportan debido a los pobres resultados obtenidos.

transable. Tal como sucedía en los modelos base, aquella variable (productividad no transable) aparece en la relación de largo plazo solo después del quiebre y demuestra ser, junto a los términos de intercambio y los PEN, un fundamento importante para explicar los movimientos de largo plazo del TCR en el Perú. Esto último brinda evidencia empírica sobre la relación de equilibrio que existe entre el TCRE y la productividad doméstica del sector no transable<sup>28</sup>.

#### Cuadro 4 Resultados: Modelos de comportamiento<sup>1/</sup>

Variable dependiente: TCR multilateral. Método: Mínimos cuadrados ordinarios dinámicos. Muestra: 1980-2005 (frecuencia trimestral)

	Modelo alternativo (1)	Modelo alternativo (2)
Ratio PBI per cápita Perú/USA	x	-0.29 (0.04)
TI	-0.41 (0.18)	--
Gasto gobierno	-0.26 (0.15)	--
Dummy*PEN	0.51 (0.06)	0.21 (0.07)
Dummy*Productividad NT	0.55 (0.24)	x
Dummy*TI	--	-0.19 (0.01)
Dummy	-4.00 (1.16)	--
Constante	7.21 (1.04)	4.20 (0.19)
R <sup>2</sup>	0.98	0.99
Test de Wald (P-Value)	--	--
Coefficiente de ajuste (MCE) <sup>2/</sup>	-0.40 (0.08)	-0.22 (0.11)

1/ Errores robustos entre paréntesis. "x" indica no inclusión de la variable en la especificación inicial del modelo. "--" indica que la variable fue inicialmente incluida en el modelo pero resultó no significativa. Número de rezagos y adelantos = 2. La variable "Dummy" se activa en el trimestre 1989-I. Se omiten los coeficientes estimados de las dummies puntuales (trimestres 1985-III y 1988-II).

2/ Se reporta el coeficiente de ajuste de un Modelo de Corrección de Errores correspondiente a la ecuación de cointegración, para comprobar que esta relación estimada no es espuria.

Por otra parte, en el modelo alternativo 2, se incluye el ratio de PBI per cápita de Perú a Estados Unidos como variable *proxy* alternativa para capturar el efecto Balassa-

<sup>28</sup> Miyajima (2005) halla un importante rol de la productividad total del sector no transable en los procesos de crecimiento económico de ciertos países, así como en su vínculo con el TCR, al contrario de lo sostenido por la hipótesis de Balassa-Samuelson.

Samuelson. Al considerar esta variable, los términos de intercambio y los PEN también son significativos, tal como en todos los modelos previamente comentados; no obstante, estas dos variables solo aparecen después del corte estructural.

## 5.2 TCRE y bandas de confianza: Desalineación cambiaria

Los indicadores de TCRE explicados previamente poseen una naturaleza de largo plazo, por lo que es natural encontrar desvíos del índice observado del TCR con respecto a dichas sendas de equilibrio. Estas desalineaciones pueden ser atribuidas a factores de corto plazo, tales como los diferenciales de tasas de interés y acciones especulativas en los mercados financieros.

Un aporte central de este estudio es la presentación de la senda de equilibrio estimada del TCR como una región, obtenida a través de una técnica *bootstrap* –de acuerdo con el procedimiento propuesto por Gallego y Johnson (2005)– por medio de la cual es posible determinar si la desalineación calculada es o no estadísticamente significativa. Este método se distingue de trabajos previos acerca del TCRE en dos aspectos: (1) al presentar una región y no una senda “lineal” para el TCRE, se trata de modelar, en lugar de ignorar, el problema de la incertidumbre en la elección del filtro<sup>29</sup>, y (2) se evalúa la significancia estadística de la desalineación cambiaria a partir de una técnica que no emplea el error estándar de la regresión, de manera que se supera el problema de malinterpretar las supuestas bandas de confianza en los casos que los residuos no presenten una distribución normal<sup>30</sup>.

Cabe destacar que la ventaja de presentar estimaciones sobre la significancia estadística de las desalineaciones cambiarias radica en que permite un análisis de política económica más completo. Así, por ejemplo, el hecho de observar un nivel del TCR fuera de su región de equilibrio podría tomarse como criterio para tomar acciones de política correctivas.

De manera alternativa, la región de equilibrio (estimada a partir del modelo base 1) se presenta bajo el uso de la metodología “Fan Chart”, que en los años recientes ha sido empleada por diversos bancos centrales alrededor del mundo para mostrar sus proyecciones de inflación y/o crecimiento del producto<sup>31</sup>. Una bondad de este enfoque es que permite mostrar de forma gráfica las probabilidades de que el TCRE se ubique dentro un rango determinado.

---

<sup>29</sup> Debe advertirse, no obstante, que el procedimiento de definición de las trayectorias de largo plazo de los fundamentos carece de criterios normativos.

<sup>30</sup> Por ejemplo, bandas calculadas como (+/-) dos veces el error estándar de la regresión solo son interpretables como “bandas al 95 por ciento de confianza” si el residuo posee una distribución normal.

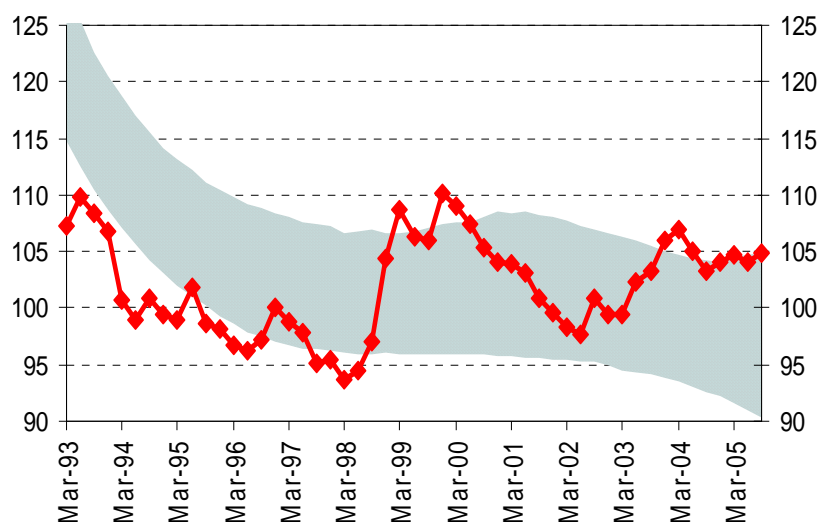
<sup>31</sup> Esta técnica fue utilizada por primera vez en el Banco de Inglaterra y el Banco Central de Suecia, en los años 1996 y 1997, respectivamente.



Hay que precisar que los resultados de esta sección son mostrados a partir del quiebre estructural fijado en el primer trimestre de 1989. Esto se justifica porque solo a partir de esa fecha se considera que los modelos son más completos desde un punto de vista teórico.

El gráfico 2 muestra, para el modelo base 1, la región por la cual pasaría la senda del equilibrio del TCR con un 95 por ciento de confianza. La evidencia permite distinguir cuatro fases en la evolución de la desalineación cambiaria para la muestra considerada.

**Gráfico 2**  
**Modelo base (1): TCR Observado y Región del TCRE al 95% de confianza**



La línea indica la trayectoria observada del TCR multilateral. La región sombreada representa la zona donde se ubicaría el TCRE al 95% de confianza, la cual se calcula sobre la base de las tendencias de los fundamentos calculadas con el filtro HP y sus respectivas bandas de confianza estimadas con una técnica *bootstrap*.

La primera se extiende hasta mediados de 1998 y se caracteriza por una persistente apreciación del TCRE acompañada de una sobrevaluación cambiaria, que en la mayoría de trimestres es estadísticamente significativa. La caída del TCRE es atribuible a la tendencia decreciente de los PEN y la mejora de la productividad relativa en un contexto de reformas estructurales, tal como se describió en secciones previas, que fue parcialmente compensada por la caída de los términos de intercambio. A pesar de esta apreciación real de equilibrio se registró una sobrevaluación asociada al proceso de

desinflación<sup>32</sup>, luego del periodo hiperinflacionario, así como al alto influjo de capitales de corto plazo que se produjo en los años 1992, 1994, 1995 y 1997.

La segunda fase se inicia en el tercer trimestre de 1998, luego de la moratoria de deuda rusa, que desencadenó una crisis financiera en las economías emergentes. En esta etapa se detuvo la tendencia apreciatoria del TCRE debido a la caída de los términos de intercambio de equilibrio y, fundamentalmente, al crecimiento de la tendencia de los PEN ante la caída de reservas internacionales, el efecto valuación que incrementó el valor de la deuda pública externa (en 1998) y la importante desaceleración del PBI. Dicho contexto de crisis empeoró con la devaluación del real brasileño a inicios de 1999<sup>33</sup>, posterior a la cual se registró una depreciación nominal anual del nuevo sol con respecto al dólar de 21 por ciento en el mes de febrero, en un entorno de salidas de capitales de corto plazo. Este factor debilitó el nuevo sol, que mantuvo su caída hasta el segundo trimestre de 2000, lo cual permite explicar la subvaluación (estadísticamente significativa en varios periodos) en esta etapa.

Entre los terceros trimestres de 2000 y de 2003 se observa una fase en la que el TCR habría estado en niveles acordes con su equilibrio. Durante este periodo, todos los fundamentos revirtieron sus trayectorias de largo plazo, por factores que fueron señalados previamente<sup>34</sup>, de modo tal que explican el comportamiento descendente predominante del TCR observado y de equilibrio.

Finalmente, a partir del cuarto trimestre de 2003 el nuevo sol ha tendido a mostrarse significativamente subvaluado<sup>35</sup>. Ante la persistente disminución del TCRE, la subvaluación hallada se explicaría por una fuerte depreciación del nuevo sol con respecto a la canasta de monedas de los socios comerciales ante el debilitamiento del dólar en los mercados internacionales –fenómeno atribuible a la política monetaria laxa de EE.UU.–, así como por el hecho de que la inflación en el Perú durante estos años ha sido menor a la inflación promedio de los socios<sup>36</sup>.

Otra manera de presentar el resultado del modelo base 1 es a través de un Fan Chart al 90 por ciento de confianza. Una ventaja de este enfoque es que permite definir la senda de equilibrio del TCR estadísticamente más probable, la cual está constituida por

---

<sup>32</sup> Recién en 1997 la inflación llegó a ser de un solo dígito.

<sup>33</sup> En enero de ese año, Brasil decidió eliminar las bandas cambiarias y dejar flotar su moneda.

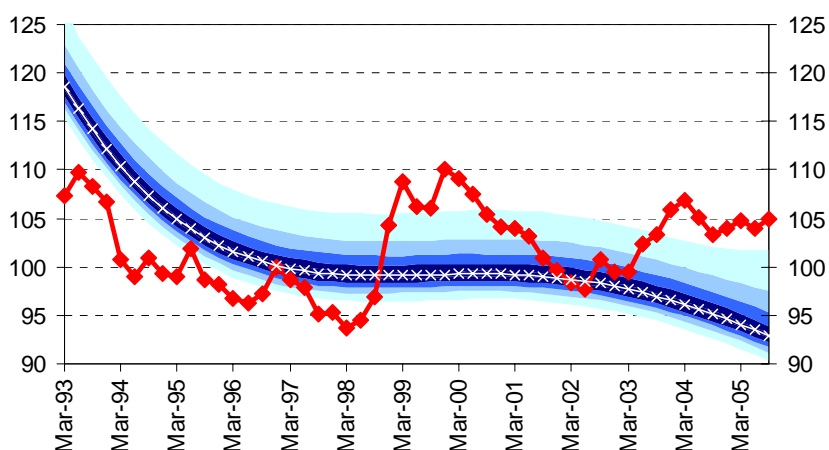
<sup>34</sup> En el caso de la productividad sectorial relativa, a partir de principios de 2002 se ha registrado una ganancia de productividad importante en la rama de bienes no transables, lo que explica que la tendencia de aquella variable se haya estabilizado luego de años de constante crecimiento.

<sup>35</sup> Otros estudios avalan este hallazgo: Goldman Sachs (2005) emplea un modelo de cointegración en panel y determina una subvaluación de 5,7 por ciento a mayo de 2005; mientras que el Deutsche Bank (2005) estima una subvaluación de 3,7 por ciento a partir de un modelo dinámico de equilibrio general.

<sup>36</sup> La adopción del Régimen de Metas Explícitas de Inflación en el año 2002 contribuyó a estabilizar la inflación en el Perú dentro del rango meta de 1,5 a 3,5 por ciento.

la mediana de la región estimada. Como se observa en el gráfico 3, además, el rango del TCRE ubicado sobre la mediana es más amplio que el situado debajo de ella<sup>37</sup>. Por ejemplo, a partir del año 2003, dicha asimetría sugiere que la probabilidad de que el TCRE se ubique en la parte superior de la región de equilibrio es menor conforme se aleja de la mediana, por lo tanto, se eleva la probabilidad de que la magnitud de la subvaluación cambiaria sea mayor.

**Gráfico 3**  
**Modelo base (1): TCR Observado y Región del TCRE**  
**a lo “Fan Chart” al 90% de confianza**

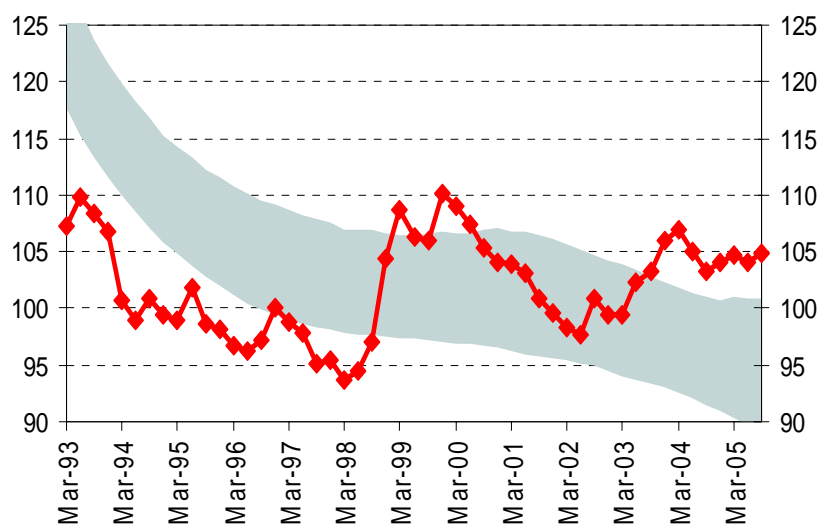


El fan chart representa la incertidumbre alrededor de la construcción del TCRE. La región sombreada (en distintos tonos) representa en total un 90 por ciento de probabilidad. El área central más oscura refleja un 30 por ciento de probabilidad, mientras que la línea blanca contenida dentro de dicha área es la mediana. Esta subregión central está rodeada por bandas que representan cada una 10 por ciento de probabilidad.

Para el modelo base 2, los resultados cualitativos son similares a los obtenidos en el modelo base 1, lo que comprueba empíricamente que las variables domésticas de productividad de los sectores transable y no transable son una buena *proxy* de esta misma serie expresada en términos relativos a los socios comerciales, la cual es la variable más relevante para este tipo de análisis desde el punto vista teórico (gráfico 4).

<sup>37</sup> Esto se debe a la presencia de ciertos valores superiores extremos en el caso de algunas variables, particularmente durante la etapa hiperinflacionaria.

**Gráfico 4**  
**Modelo base (2): TCR Observado y Región del TCRE al 95% de confianza**



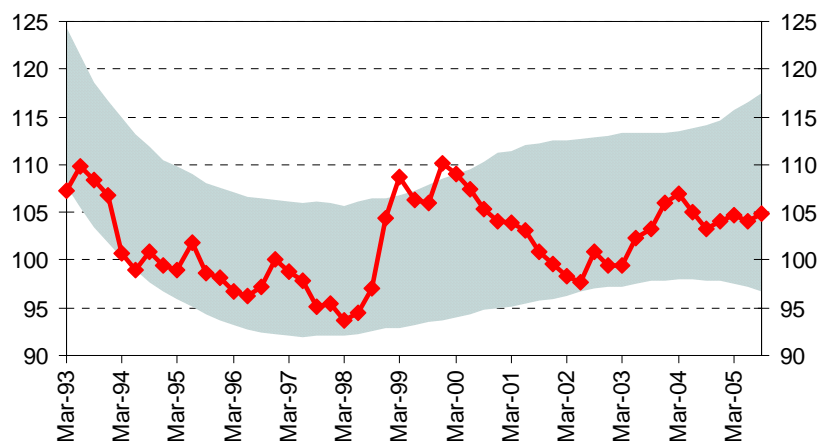
La línea indica la trayectoria observada del TCR multilateral. La región sombreada representa la zona donde se ubicaría el TCRE al 95% de confianza, la cual se calcula sobre la base de las tendencias de los fundamentos calculadas con el filtro HP y sus respectivas bandas de confianza estimadas con una técnica *bootstrap*.

Sin embargo, al analizar los modelos alternativos la evidencia es menos concluyente<sup>38</sup>. Así, en el modelo alternativo 1 no existe certeza estadística para afirmar que existe una subvaluación cambiaria significativa. Ello porque al 95 por ciento de confianza, el TCR observado atraviesa la región en la que se ubicaría el TCRE en prácticamente todos los periodos<sup>39</sup> (gráfico 5).

<sup>38</sup> No se reportan los resultados correspondientes a los modelos base que incluyen la variable de apertura, por los defectos de dichos modelos detallados anteriormente.

<sup>39</sup> Al comparar el TCR con la mediana de dicha región (en un gráfico no reportado), se halla evidencia de subvaluación cambiaria para la etapa final de la muestra.

**Gráfico 5**  
**Modelo alternativo (1): TCR Observado y Región del TCRE al 95% de confianza**



La línea indica la trayectoria observada del TCR multilateral. La región sombreada representa la zona donde se ubicaría el TCRE al 95% de confianza, la cual se calcula sobre la base de las tendencias de los fundamentos calculadas con el filtro HP y sus respectivas bandas de confianza estimadas con una técnica *bootstrap*.

En el cuadro 5 se reportan las magnitudes de las desalineaciones calculadas sobre la base de los modelos previamente comentados, en términos anuales.

**Cuadro 5**  
**Resultados: Desalineación cambiaria**  
**(promedios anuales; en porcentajes)**

	Modelo Base 1		Modelo Base 2		Modelo Alternativo 1	
	Rango	Mediana	Rango	Mediana	Rango	Mediana
1990	[-14, -5.9]	-8.3	[-14.7, -6.1]	-8.8	[-15.7, -2.4]	-2.4
1991	[-30.4, -23.8]	-25.9	[-31.4, -24.5]	-26.6	[-30.6, -19.6]	-19.6
1992	[-26.2, -19.2]	-21.3	[-27.7, -20.4]	-22.6	[-25.6, -13.9]	-13.9
1993	[-13, -3.2]	-6.3	[-13.7, -5.6]	-8.1	[-10.2, 3.3]	3.3
1994	[-14.1, -4.7]	-7.6	[-14.9, -7.3]	-9.5	[-11.2, 1.6]	1.6
1995	[-11, -1.2]	-4.0	[-11.9, -3.8]	-6.0	[-8.5, 5]	5.0
1996	[-10.5, -0.2]	-3.2	[-11.2, -2.7]	-5.0	[-8.5, 5.3]	5.3
1997	[-10, 0.3]	-2.8	[-10.5, -1.8]	-4.4	[-8.8, 5.1]	5.1
1998	[-8.8, 1.4]	-1.9	[9, -0.4]	-3.1	[-8.4, 5.3]	5.3
1999	<b>[0.7, 12.4]</b>	8.5	<b>[1.1, 10.9]</b>	7.7	<b>[0.1, 15.5]</b>	15.5
2000	[-1.3, 11.1]	7.2	[-0.3, 10.1]	7.0	[-3.2, 12.7]	12.7
2001	[-5.9, 6.6]	2.9	[-4.4, 6.2]	3.2	[-9.1, 6.6]	6.6
2002	[-7.5, 4]	0.7	[-5.6, 4.2]	1.5	[-12.2, 2.3]	2.3
2003	[-2.8, 9]	5.6	[-0.4, 9.8]	7.0	[-9.4, 5.2]	5.2
2004	<b>[0.5, 12.9]</b>	9.4	<b>[3.5, 14.2]</b>	11.4	[-8.1, 7.1]	7.1
2005	[-0.1, 15]	10.8	<b>[3.6, 16.7]</b>	13.2	[-10.3, 7.7]	7.7

Números positivos implican subvaluación cambiaria, mientras que números negativos hacen referencia a sobrevaluación. Los rangos en “negrita” indican que la desalineación es estadísticamente significativa al 95% de confianza. Los límites de los rangos reportados se calculan como las brechas del TCR observado con respecto a los límites superior e inferior de la región de equilibrio estimada; se procede de manera análoga para el cálculo de la desalineación cambiaria con respecto a la mediana de dicha región.

## 6 Conclusiones y agenda de investigación

Según los resultados de los “modelos base” estimados en el presente estudio, el comportamiento de largo plazo del TCR en el Perú depende de los pasivos externos netos, los términos de intercambio y, solo a partir de inicios de la década de los noventa, de la productividad laboral relativa entre los sectores transable y no transable (doméstica y con respecto a los países socios). Estos resultados están en línea con las predicciones teóricas de diversos modelos teóricos y con los hallazgos empíricos de estudios realizados para distintos países.

Asimismo, se ha empleado una técnica *bootstrap* (asociada al filtro HP) para la construcción de bandas de confianza de la senda de largo plazo de cada fundamento, y, por medio de estas, el TCRE se calculó como una región a un determinado nivel de confianza. Ello ha permitido enfrentar un defecto típico de los modelos BEER, que consiste en la elección arbitraria de un filtro estadístico para capturar el componente de largo plazo de las variables fundamentales del TCR. De otro lado, la incertidumbre sobre la estabilidad de los parámetros se tomó en cuenta a través de la modelación de quiebres estructurales en la relación de largo plazo del TCR con sus fundamentos.

De acuerdo con el modelo base 1, ha sido posible detectar la presencia de desalineaciones cambiarias estadísticamente significativas entre los años 1990-1996 (sobreevaluación), en 1999 (subvaluación) y en 2004 (subvaluación).

Los indicios de una fuerte disminución del TCRE en los últimos años serían consistentes con los reducidos niveles de la tasa de interés neutral –estimada por Castillo et al. (2006)– en dicho periodo. Por otra parte, episodios de depreciaciones en el actual contexto de subvaluación podrían tener efectos importantes sobre la inflación, dada la asimetría del *pass-through* ante las desalineaciones del TCR, tal como se explicó en la primera sección del presente estudio.

Por lo demás, se espera que los resultados reportados en este documento puedan servir como referencia para futuros trabajos que requieran tener como insumos una ecuación de largo plazo para el TCR, o una medida del TCRE o de la desalineación cambiaria.

Dentro de la agenda de investigación pendiente sobre el TCRE en el Perú se debería complementar el análisis realizado en este trabajo con modelos estimados a partir de otros enfoques econométricos; por ejemplo, la exploración de relaciones no lineales entre el TCR y sus fundamentos (Huertas, 2005) y de asimetrías en el proceso de ajuste del TCR a su nivel de equilibrio (Dufrenot et al., 2006). Asimismo, queda pendiente para investigaciones futuras la búsqueda de modelos que describan la dinámica de corto plazo del TCR y que, eventualmente, permitan realizar ejercicios de predicción para esta variable y su

desalineación con respecto al equilibrio<sup>40</sup>. En un contexto de progresiva integración comercial –mediante la firma de tratados de libre comercio– sería además importante profundizar el estudio acerca del impacto de la apertura sobre el TCRE.

Finalmente, uno de los modelos alternativos presentados sugiere la particular importancia del comportamiento de la productividad del sector no transable en la determinación del TCRE. En este sentido, sería útil analizar los canales a través de los cuales aquella variable afecta la mencionada senda de equilibrio. Así, a través de estudios de enfoque más microeconómico se podría identificar los subsectores que más contribuyen en las fluctuaciones de la productividad no transable y su impacto en términos de precios, lo cual podría dar indicios de posibles reversiones en el comportamiento de dichos precios y del TCRE en el mediano plazo.

---

<sup>40</sup> Ello sería relevante, entre otras razones, para proyectar la posición de la política monetaria y para tener mayores elementos de juicio sobre la magnitud del efecto *pass-through*.

## Referencias

Arena, Marco y Pedro Tuesta (1998). “Fundamentos y desalineación: el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú”. *Revista de Estudios Económicos No. 3*. Banco Central de Reserva del Perú.

Calderón, Cesar (2002). “Real Exchange Rates in the Long and Short Run: A Panel Co-Integration Approach”. Documento de Trabajo No. 153. Banco Central de Chile.

Calderón, César (2004). “Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile”. *Revista Economía Chilena*, vol. 7(1). Banco Central de Chile.

Cassel, Gustav (1918). “Abnormal Deviations in International Exchanges”. *Economic Journal*, vol. 28.

Castillo, Paul, Carlos Montoro y Vicente Tuesta (2006). “Estimación de la Tasa Natural de Interés para la Economía Peruana”. Documento de Trabajo No.2006-003. Banco Central de Reserva del Perú.

Choudhri, Ehsan y Mohsin Khan (2004). “Real Exchange Rates in Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present?”. IMF Working Paper 04/188. International Monetary Fund.

Clark, Peter y Ronald MacDonald (1999). “Exchange Rates and Economic Fundamentals - A Methodological Comparison of BEERs and FEERs”, en: MacDonald, Ronald y J. L. Stein (eds.), “*Equilibrium Exchange Rates*”. Kluwer Academic Publishers.

Deutsche Bank (2005). “From Fundamentals to FX rates. An Equilibrium Real FX Model for Emerging Currencies”. Global Market Research.

Dornbusch, Rudiger (1983). “Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing”. *Journal of Political Economy*, vol. 91(1).

Drive, I. y C. 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 No. 571.



Dufrenot, Gilles y Etienne Jehoue (2005). "Real Exchange Rate Misalignment: A Panel Co-Integration and Common Factor Analysis". IMF Working Paper 05/164. International Monetary Fund.

Dufrenot, Gilles, Laurent Mathieu, Valerie Mignon y Anne Peguin-Feisolle (2006). "Persistent misalignments of the European exchange rates: some evidence from non-linear cointegration". *Applied Economics*, vol. 38(2).

Echavarría, Juan J., Diego Vásquez y Mauricio Villamizar (2005). "La Tasa de Cambio Real en Colombia. ¿Muy Lejos del Equilibrio?". Borradores de Economía No. 337, Banco de la República de Colombia.

Edison, Hali (1987). "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-78)". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 19(3).

Engel, Charles (2000). "Long-Run PPP May not Hold After All". *Journal of International Economics*, vol. 51(2)

Ferreya, Jesús y Rafael Herrada (2003). "Tipo de Cambio Real y sus Fundamentos: Estimación del Desalineación". *Revista Estudios Económicos No. 10*. Banco Central de Reserva del Perú.

Froot, Kenneth y Kenneth Rogoff (1994). "Perspectives on PPP and Long Run Real Exchange Rates". NBER Working Paper No. 4952.

Gallego, Francisco y Christian Johnson (2005). "Building confidence intervals for band-pass and Hodrick-Prescott filters: an application using bootstrapping". *Applied Economics*, vol. 37(7).

Goldfajn, Ilan y Sérgio Ribeiro da Costa (2000). "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study". Working Paper No. 5. Banco Central de Brasil.

Goldfajn, Ilan y Valdés Rodrigo Valdés (1999). "The Aftermath of Appreciations". *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114(1).

Goldman Sachs (1999). "GSDEEMER". Third Edition.

Goldman Sachs (2005). “Merging GSDEER and GSDEEMER: A Global Approach to Equilibrium Exchange Rate Modeling”.

Gregory, Allan y Bruce Hansen (1996). “Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”. *Journal of Econometrics*, vol. 70(1).

Hinkle, Lawrence y Fabien Nsengiyumba (1999). “The Real Exchange Rate: Concepts and Measurement”, en: Hinkle, Lawrence y Peter Montiel (eds.), “*Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*”. The World Bank.

Hoffmann, Mathias y Ronald MacDonald (2003). “A Re-examination of the Link Between Real Exchange Rate and Real Interest Rate”. CESIFO Working Paper No. 894.

Huertas, Carlos (2005). “Tasa de Cambio Real de Colombia: Un Enfoque Empírico No Lineal”. Borradores de Economía No. 359, Banco de la República de Colombia.

Isard, Peter y Hamid Faruquee (1998). “Exchange Rate Assessment: Extensions of Macroeconomic Balance Approach”. Ocasional Paper No. 167. International Monetary Fund.

Johansen, Soren y Katarina Juselius (1990). “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52(2).

Koranchelian, Taline (2005). “The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: Algeria’s Experience”. IMF Working Paper 05/135. International Monetary Fund.

Lane, Philip y Gian-Marie Milesi Ferreti (2004). “The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates”. *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXXVI (4).

MacDonald, Ronald y Luca Ricci (2003). “Estimation of the Equilibrium Exchange Rate for South Africa”. IMF Working Paper 03/44. International Monetary Fund.

Maddala, G.S. e In-Moo Kim (1998). “*Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*”. Cambridge University Press.

Miyajima, Ken (2005). "Real Exchange Rates in Growing Economies: How Strong Is the Role of the Nontradables Sector?". IMF Working Paper 05/233. International Monetary Fund.

Montiel, Peter (1999). "Determinants of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model", en: Hinkle, Lawrence y Peter Montiel (eds.), "*Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*". The World Bank.

Morón, Eduardo (2004). "Evaluación del Impacto del TLC con EEUU en la Economía Peruana". Documento de Discusión 05/03. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". *Journal of Political Economy*, vol. 103(3).

Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1996). "*Foundations of International Macroeconomics*". MIT Press.

Rogoff, Kenneth (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. 34(2).

Rogoff, Kenneth, Kenneth Froot y Michael Kim (2001). "The Law of One Price Over 700 Years". IMF Working Papers 01/174. International Monetary Fund.

Stock, James y Mark Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica*, vol. 61(4).

Williamson, John (1994). "*Estimating Equilibrium Exchange Rates*". Institute for International Economics.

Winkelried, Diego (2003). "¿Es Asimétrico el Pass-Through en el Perú?: Un Análisis Agregado". *Revista Estudios Económicos No. 10*. Banco Central de Reserva del Perú.

Woodford, Michael (2003). "*Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*". Princeton University Press.

Zivot, Eric y Donald Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10 (3).

## ANEXOS

### A. Variables: definiciones y fuentes

El **tipo de cambio real multilateral** (TCR) utilizado es el publicado por el BCRP obtenido con el enfoque de la PPC y calculado con un índice Laspeyres, promedio geométrico con año base 1994. Los ponderadores en el año base corresponden a los principales 20 socios comerciales del Perú<sup>41</sup>. Para el tipo de cambio nominal se considera la cotización venta del nuevo sol obtenida de la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS) a partir de 1990. Para el periodo que va entre 1986 y 1989, se reconstruyó esta serie utilizando el tipo de cambio venta del mercado libre, representado por los certificados en moneda extranjera o por el mercado financiero de libre circulación. Entre 1980 y 1985 se utilizó el dólar MUC. Como medida de precios se utilizaron los índices de precios al consumidor (IPC).

Para el stock de **pasivos externos netos de largo plazo (PEN)**, se tomó la serie registrada por el Departamento de Balanza de Pagos del BCRP, esto es, en millones de dólares, a la cual se le eliminó los pasivos de corto plazo. Luego se transformó en millones de nuevos soles con el tipo de cambio del fin de periodo respectivo. Para transformarla a unidades monetarias reales y luego expresarla como ratio del PBI real anualizado, se deflactó la serie original con el IPC del Perú y se le dividió entre el PBI (denominado en millones de soles reales). Por su parte, esta variable también es utilizada “en dólares” (en el análisis realizado en el Gráfico 1); es decir: se toma la serie proporcionada por el Departamento de Balanza de Pagos y se le deflacta con el IPC de Estados Unidos; para obtener el coeficiente de PEN real en dólares respecto al PBI, se utilizó el PBI real de Estados Unidos.

En el caso de las **productividades**, estas se aproximaron como los productos (valor agregado bruto de producción) medios de la fuerza de trabajo de los sectores transable y no transable. Los datos del sector transable se construyeron mediante la agregación de los sectores agricultura, pesquería, minería y manufacturas; mientras que el resto de sectores productivos (comercio y servicios) conforman el rubro no transable. Dada la limitación de datos para la mano de obra sectorial, se utilizaron series estadísticas anuales en el caso de esta variable, las cuales fueron posteriormente trimestralizadas<sup>42</sup>, provenientes de encuestas

---

<sup>41</sup> Entre los cuales, EE.UU. representa 25 por ciento de la canasta de socios.

<sup>42</sup> En el caso de todas las series disponibles únicamente en frecuencia anual, se procedió a trimestralizarlas a través de un método de interpolación cúbico.

realizadas en la ciudad de Lima por el Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo<sup>43</sup>. De otro lado, se utilizaron series trimestrales del Valor Agregado Bruto (VAB) sectorial proporcionadas por el Departamento de Indicadores de la Producción, las cuales fueron debidamente desestacionalizadas. Con el conjunto de variables descritas, se construyeron las productividades laborales del sector transable, del sector no transable y la productividad relativa del sector transable al sector no transable, las cuales fueron indexadas con base 1994.

La **productividad de los sectores transable y no transable relativa a los socios comerciales** se consiguió mediante la agregación de las productividades de los principales 12 socios comerciales del Perú reportados por las estadísticas de la OECD. Estos países son Bélgica, Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Corea, México, Holanda, España, Reino Unido y Estados Unidos. Para agregar estas productividades se utilizó como ponderador el comercio del Perú con esos países en el 2004. Las series de la PEA sectorial anual de dichos países, disponibles solo hasta el año 2003, se obtuvieron de la página web de la OECD<sup>44</sup>. Con estas series se construyeron las productividades de los sectores transable y no transables, las cuales fueron luego trimestralizadas y proyectadas hasta el cuarto trimestre de 2006<sup>45</sup> sobre la base de regresiones univariadas<sup>46</sup>. Una vez obtenidas dichas series, fue posible calcular la productividad relativa del Perú frente a sus socios comerciales para los sectores transables y no transables, así como el ratio de la productividad del sector transable sobre no transable del Perú respecto a la misma variable correspondiente a los socios comerciales. Todas ellas fueron indexadas con base 1994.

Otra medida de productividad relativa de Perú con sus socios comerciales fue el **coeficiente del PBI per cápita del Perú con respecto al de Estados Unidos**. Para ello se utilizaron los PBI per cápita (desestacionalizados) de ambos países denominados en nuevos soles reales. Así, el PBI trimestral de Estados Unidos, proveniente de la base de datos FRED 2 (*Federal Reserve Economic Data 2*), se transformó de dólares a soles con el tipo de cambio nominal del periodo y se deflactó con el uso del IPC peruano.<sup>47</sup>

---

<sup>43</sup> Debido a la falta de datos para los años 2005 y 2006, se proyectaron estos valores mediante el uso de las proyecciones del VAB sectorial y de la mediana de la elasticidad mano de obra - PBI sectorial de un periodo histórico reciente.

<sup>44</sup> [http://www.oecd.org/statsportal/0,2639,en\\_2825\\_293564\\_1\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/statsportal/0,2639,en_2825_293564_1_1_1_1_1,00.html)

<sup>45</sup> La predicción se realizó hasta un punto fuera de la muestra de estimación dada la necesidad de “priors” para la aplicación posterior del filtro HP.

<sup>46</sup> Lógicamente, estas regresiones tuvieron como variables dependientes a las primeras diferencias de las series, dado que originalmente son no estacionarias.

<sup>47</sup> La proyección de esta variable se realizó mediante una regresión univariada.

Los **términos de intercambio** fueron proporcionados por el Departamento de Balanza de Pagos. Esta serie está construida con la metodología de Fisher concatenado, la cual corresponde al indicador publicado actualmente por el BCRP.

La medida del **gasto de gobierno** se aproximó mediante la suma del consumo público más la inversión pública (series proporcionadas por el Departamento de Indicadores de la Producción), la cual se expresó luego como porcentaje del PBI trimestral real anualizado.

Asimismo, se obtuvo un **ratio de gasto de gobierno relativo a su equivalente foráneo**. Para ello se utilizó una canasta con los mismos 12 socios comerciales, reportados en las estadísticas de la OECD, que se utilizaron para el cálculo de las productividades extranjeras<sup>48, 49</sup>. Con las series disponibles se construyó un ratio gasto/PBI del Perú en relación al de sus socios comerciales.

La serie de grado de **apertura comercial** se obtuvo con la medida tradicional de exportaciones más importaciones sobre PBI. Para ello se utilizaron los datos proporcionados por el Departamento de Balanza de Pagos del BCRP. Asimismo, se utilizó como alternativa una serie de arancel promedio simple para construir un índice arancelario para Perú.

---

<sup>48</sup> [http://www.oecd.org/statsportal/0,2639,en\\_2825\\_293564\\_1\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/statsportal/0,2639,en_2825_293564_1_1_1_1_1,00.html)

<sup>49</sup> La predicción para el periodo 2004-06, en el caso del gasto foráneo agregado, se realizó sobre la base de evidencia procedente de la base de datos EUROSTAT acerca de la evolución reciente del gasto gubernamental del grupo de países considerados.

## B. Pruebas de raíz unitaria

Series en logaritmos (a/)	DF-GLS	Ng-Perron (MZt)
Tipo de cambio real <sup>+</sup>	-0.896251*	-1.29923*
Pasivos externos netos <sup>++</sup>	-1.795777*	-1.81871*
Productividad transables (T) <sup>++</sup>	-0.675982*	-0.72412*
Productividad T “corregida” de quiebres <sup>++</sup>	-3.327985**	-3.00466**
Productividad no transables (NT) <sup>+</sup>	-0.094465*	-0.00332*
Productividad T relativa (a socios comerciales) <sup>++</sup>	-0.689883*	-0.74285*
Productividad NT relativa <sup>++</sup>	-0.686746*	-0.68721*
Productividad T/NT <sup>++</sup>	-1.914146*	-2.06154*
Productividad T/NT relativa <sup>++</sup>	-2.146688*	-2.35764*
Términos de intercambio <sup>++</sup>	-0.119126*	-0.11753*
Consumo público <sup>+</sup>	-0.264041*	-0.28582*
Consumo público relativo <sup>+</sup>	-0.518059*	-0.52450*
PBI per cápita relativo <sup>++</sup>	-1.789123*	-2.04506*
Grado de apertura <sup>+</sup>	-0.690921*	-0.74802*

(a/) Excepto los pasivos externos netos y el grado de apertura, que se especifican en niveles.

\* Imposibilidad de rechazar hipótesis nula de raíz unitaria al 1%.

\*\* Imposibilidad de rechazar hipótesis nula de raíz unitaria al 5%.

<sup>+</sup> Incluye constante <sup>++</sup> Incluye constante y tendencia

Notas adicionales: Número de rezagos en los tests elegido según criterio de información de Akaike modificado. En el Test MZt se utiliza el *AR-GLS detrended* como método de estimación espectral. Resultados (no reportados) de los tests efectuados a series especificadas en primeras diferencias indican que todas son I(1).

## **Documentos de Trabajo publicados Working Papers published**

La serie de Documentos de Trabajo puede obtenerse de manera gratuita en formato pdf en la siguiente dirección electrónica:

<http://www.bcrp.gob.pe/bcr/index.php?Itemid=213>

The Working Paper series can be downloaded free of charge in pdf format from:

<http://www.bcrp.gob.pe/bcr/ingles/index.php?Itemid=104>

### **2006**

#### **Junio \ June**

DT N° 2006-005

Hechos Estilizados de la Economía Peruana

Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta

DT N° 2006-004

El costo del crédito en el Perú, revisión de la evolución reciente

Gerencia de Estabilidad Financiera

DT N° 2006-003

Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana

Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta

#### **Mayo \ May**

DT N° 2006-02

El Efecto Traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004

Alberto Humala

#### **Marzo \ March**

DT N° 2006-01

¿Cambia la Inflación Cuando los Países Adoptan Metas Explícitas de Inflación?

Marco Vega y Diego Winkelreid

### **2005**

#### **Diciembre \ December**

DT N° 2005-008

El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú 1995-2004

Erick Lahura

#### **Noviembre \ November**

DT N° 2005-007

Un Modelo de Proyección BVAR Para la Inflación Peruana

Gonzalo Llosa, Vicente Tuesta y Marco Vega



DT N° 2005-006

Proyecciones desagregadas de la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC), del Índice de Precios al Por Mayor (IPM) y del Crecimiento del Producto Real (PBI)

Carlos R. Barrera Chaupis

**Marzo \ March**

DT N° 2005-005

Crisis de Inflación y Productividad Total de los Factores en Latinoamérica

Nelson Ramírez Rondán y Juan Carlos Aquino.

DT N° 2005-004

Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados

Gonzalo Llosa y Shirley Miller.

DT N° 2005-003

Efectos del Salario Mínimo en el Mercado Laboral Peruano

Nikita R. Céspedes Reynaga

**Enero \ January**

DT N° 2005-002

Can Fluctuations in the Consumption-Wealth Ratio Help to Predict Exchange Rates?

Jorge Selaive y Vicente Tuesta

DT N° 2005-001

How does a Global desinflation drag inflation in small open economies?

Marco Vega y Diego Winkelreid