



UNIDAD DE ANÁLISIS DE POLÍTICAS  
SOCIALES Y ECONÓMICAS

# ANÁLISIS ECONÓMICO

VOLUMEN 20

**FLUJOS DE CAPITALES Y CRECIMIENTO:**

**EL CASO DE BOLIVIA**

Rafael Boyán Tellez

Gabriel Loza Telleria

1

**BOLIVIA: CRECIMIENTO “PRO-POBRE”**

**ENTRE LOS AÑOS 1989 Y 2002**

Fernando Landa Casazola

Wilson Jiménez Pozo

28

**SOSTENIBILIDAD Y GESTIÓN DE LA DEUDA PÚBLICA EXTERNA**

**EN BOLIVIA: 1970 – 2010**

Julio Humérez Quiroz

Mirna Mariscal Ayaviri

60

**EL COSTO FISCAL DEL SISTEMA DE REPARTO:**

**PROYECCIÓN 2004 - 2060**

Ramiro Gamboa Rivera

96

**UNA ESTIMACIÓN DINÁMICA DE LA INFLACIÓN SUBYACENTE**

**PARA BOLIVIA**

Daniel Hernaiz Diez de Medina

Fernando Jiménez Zeballos

134

**REEXAMINANDO EL DESALINEAMIENTO DEL**

**TIPO DE CAMBIO REAL**

Julio Humérez Quiroz

152

Junio 2005

## REEXAMINANDO EL DESALINEAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL<sup>1</sup>

**Julio Humérez Quiroz**

*En este trabajo se examina el desalineamiento del tipo de cambio real en Bolivia, a partir de datos para el periodo 1990-2003, utilizando tres enfoques: Paridad de Poder Adquisitivo, la descomposición de la serie del tipo de cambio real en sus componentes permanentes y cíclico, y la estimación de una regresión de determinantes del Tipo de Cambio Real. Se encontró que los fundamentos del tipo de cambio real para el periodo examinado son: términos de intercambio, tasa de interés internacional, flujos de capital y grado de apertura de la economía, cuyas modificaciones explican los pequeños desalineamientos registrados en los noventa. No obstante, se constató que en promedio el tipo de cambio real se halla cerca de su nivel de equilibrio, preservando la competitividad del sector productor de bienes transables.*

Palabras Clave: Tipo de cambio real, desalineamiento, raíz unitaria, cointegración, modelo de corrección de errores.

Código JEL: C32, E44, F21

---

<sup>1</sup> Se agradecen los comentarios de Fernando Jiménez y Humberto Zambrana, no obstante, los errores que persistan en el documento son responsabilidad exclusiva del autor y las opiniones vertidas no necesariamente coinciden con las de UDAPE.

## 1 INTRODUCCIÓN

En el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1990 y el segundo trimestre de 2003, el tipo de cambio real multilateral con doce socios comerciales, utilizando como año base 1990, ha registrado una depreciación trimestral promedio de 1.5%, cuya magnitud hace pensar que en promedio la competitividad de los bienes transables en Bolivia se ha mantenido en un nivel similar al del año base.

El episodio de revaluación más importante se registró en el periodo 1991T1 – 1993T3, habiéndose evidenciado una tasa de apreciación promedio de 4.5%, situación que originó el pronunciamiento del sector exportador y de algunos representantes del Poder Ejecutivo. Posteriormente, en tres trimestres de 1999, salvo el segundo, se verificó una pequeña apreciación real, cuyo promedio no alcanzó a un punto porcentual.

En la medida que el tipo de cambio nominal en Bolivia es un precio administrado, de manera recurrente se presenta la discusión acerca de la sobrevaluación o subvaluación del Boliviano. Para responder esta pregunta, en teoría podría adoptarse al menos tres enfoques: 1) el de Paridad de Poder Adquisitivo<sup>2</sup>, 2) la descomposición de la serie del tipo de cambio real en sus componentes permanente y cíclico, donde la parte permanente se interpreta como la de equilibrio, y 3) la estimación de una ecuación de los determinantes del tipo de cambio real.

En este marco, los objetivos de este documento son discutir a la luz de la experiencia boliviana la validez de las metodologías citadas y determinar la naturaleza de los desalineamientos del tipo de cambio real. Así, este trabajo representa un re-examen de la naturaleza del desalineamiento del tipo de cambio real con relación al análisis realizado por Edwards, S. (1990), donde se concluye que el desalineamiento en los años posteriores a la aplicación del programa de estabilización en 1985, tenía carácter estructural y vinculado al deterioro sistemático de los términos de intercambio.

En lo que sigue, el documento se organiza de la siguiente manera. La Sección II está dedicada a la evidencia de la doctrina de la Paridad de Poder de Compra; la Sección III a la descomposición de la serie del tipo de cambio real en sus componentes permanente y transitorio; la Sección IV a la estimación de una regresión de largo plazo para el tipo de cambio real de equilibrio y de un modelo de corrección de errores para la dinámica de corto plazo del tipo de cambio real; y la última sección se dedica a las conclusiones.

---

<sup>2</sup> Según Gustav Cassel, la Paridad del Poder Adquisitivo era un punto de referencia esencial en las discusiones de la sobrevaluación o subvaluación de la moneda. (Rudiger Dornbusch, “Purchasing Power Parity”, The New Palgrave. London. 1987. pp. 1075).

## 2 EVIDENCIA ACERCA DE LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA

La Paridad de Poder de Compra (PPC), en su *versión absoluta*, señala que la tasa de cambio entre dos monedas está determinada, en equilibrio, por los niveles de precios de los dos países. Suponiendo ausencia de fricciones y costos de transporte, formalmente, se tiene:

$$TCN = P/P^* \quad [1]$$

donde TCN denota la tasa de cambio nominal, P el precio de una canasta de bienes en moneda doméstica, y P\* el precio de la misma canasta de bienes en moneda extranjera.

En este sentido, el enfoque de la PPC presupone que el tipo de cambio nominal es una variable de ajuste entre el nivel de precios doméstico y del resto del mundo, permitiendo la realización del comercio, compensando los desalineamientos relativos de dichos precios. En última instancia, en la filosofía de esta doctrina, prevalece la “ley de un solo precio”, en ausencia de fricciones y de costos de transacción.

En su *versión relativa*, según esta teoría, la variación en el tipo de cambio entre dos monedas está determinada por la proporción entre las inflaciones de los dos países, lo que formalmente puede expresarse como:

$$t_{cn} = p - p^* \quad [2]$$

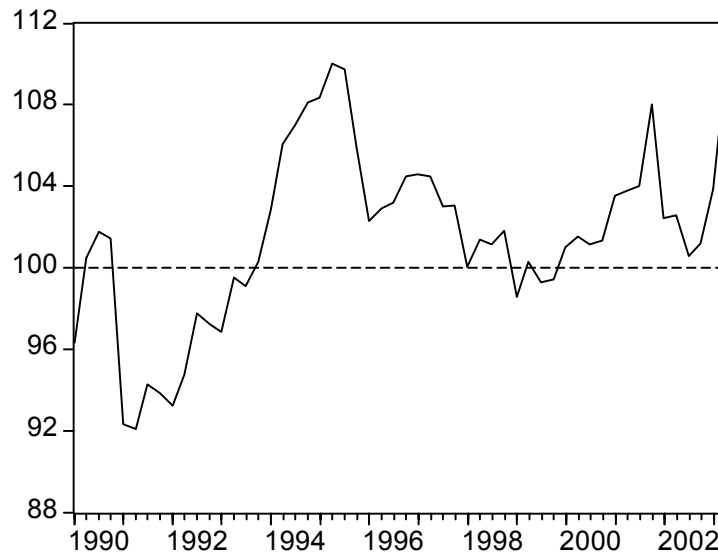
donde, ‘t<sub>cn</sub>’ denota la tasa de crecimiento del tipo de cambio, p la tasa de crecimiento de los precios domésticos y p\* la tasa de crecimiento de los precios externos.

Empíricamente, predominan dos tipos de metodologías para verificar el cumplimiento de esta teoría: el contraste de raíz unitaria al tipo de cambio real y la prueba de cointegración entre el tipo de cambio nominal y la razón entre los precios doméstico y externo.

La prueba más utilizada para verificar el cumplimiento de la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo, especialmente en los países en desarrollo, es establecer si la serie del tipo de cambio real es estacionaria. Si se constata que es estacionaria, significa que los shocks sobre la misma tienen efectos transitorios y que su nivel observado tiene una tendencia a regresar a su valor medio. Entonces, se verifica el cumplimiento de la hipótesis de la Paridad de Poder Adquisitivo en su *versión relativa*, ya que ésta predice que las desviaciones no serán persistentes.

En el caso boliviano, el tipo de cambio real tiene características no estacionarias. Partiendo con el examen del gráfico de la serie, puede constatarse que la misma observa poca frecuencia a volver a su valor promedio de 101.5, tal como puede verificarse en el Gráfico N° 1.

**Gráfico N° 1**  
**Evolución del Tipo de Cambio Real Multilateral**  
**(1990 = 100)**



Fuente: BCB

Por otra parte, siguiendo la metodología de Box y Jenkins (1971), mediante el análisis del correlograma (véase Anexo 1), se constata que los coeficientes de correlación tienden a decrecer hacia el valor cero de manera lenta, teniendo un valor de  $-0.35$  para el rezago 17, que en valor absoluto se encuentra fuera del intervalo  $(0 - 0.27)$ , indicando su significancia estadística al 95% de nivel de confianza. El comportamiento descrito es acompañado por un coeficiente de correlación parcial significativo únicamente para el primer rezago. Por lo tanto, el correlograma informa que la serie posee memoria larga y posiblemente sea no estacionaria. Sin embargo, no debe olvidarse que el correlograma no tiene poder para distinguir entre tres procesos que podrían generar los datos: paseo aleatorio, estacionario con un coeficiente de autocorrelación cercano a la unidad, y estacionario en tendencia. Más aún, el Gráfico N° 1 junto con el recuento de los hechos registrados en la economía boliviana en los noventa, llevan a sospechar que en el periodo examinado se habrían registrado importantes cambios estructurales que cuestionarían los resultados de la metodología de Box y Jenkins.

La aplicación de contrastes de raíz unitaria convencionales, utilizando los niveles de significancia más usuales, de manera contundente no permiten rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria en la serie del tipo de cambio real multilateral (TCRM), respaldando el resultado derivado de la metodología de Box-Jenkins. La implicación inmediata es que los efectos de los shocks son permanentes y que la variable no tiende a retornar a su media, con lo que no se cumpliría la hipótesis de la Paridad de Poder de Compra.

**Tabla N° 1**  
**Contraste de Raíz Unitaria**  
**Logaritmo de TCRM**

	Valor del Estadístico	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
Dickey - Fuller 1/	-1.8994	-3.5600	-2.9177	-2.5967
Phillips - Perron 2/	-2.0011	-3.5600	-2.9177	-2.5967

1/ Con constante.

2/ Con 4 rezagos de truncación.

La aplicación del contraste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), donde bajo la hipótesis nula el proceso generador de datos corresponde a un proceso estacionario versus la hipótesis alternativa de no estacionariedad, no cambia el resultado que el TCRM es no estacionaria. El estadístico LM (Multiplicador de La Grange) tiene un valor de 0.319, inferior a los valores críticos: 0.739, 0.163, 0.347, para niveles de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Para terminar esta sección, dado que los datos de la muestra utilizada y los hechos registrados en el periodo muestral evidencian cambios estructurales, en cuya presencia los tests convencionales pierden poder para rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad, se decidió llevar adelante los contrastes de raíz unitaria propuestos por Perron (1997) y Zivot-Andrews (1992)<sup>3</sup>. En la Tabla N° 2, puede constatar que en todos los casos los estadísticos, en valor absoluto, son inferiores a los valores críticos, llevando a la conclusión que la serie de tipo de cambio real multilateral es no-estacionaria, rechazándose consecuentemente la hipótesis de la Paridad de Poder Adquisitivo en Bolivia, en el periodo 1990 – 2003.

La explicación más plausible de este resultado está asociada al tamaño de la muestra utilizada en este trabajo. Desde comienzos de los ochenta hay un relativo consenso en la literatura empírica disponible, en el sentido que la Paridad del Poder Adquisitivo se confirma cuando se utilizan datos anuales del tipo de cambio real relativamente extensos<sup>4</sup>, esto por la sencilla razón de que la Paridad de Poder Adquisitivo es una teoría de largo plazo.

<sup>3</sup> En estos contrastes se asume la presencia de un cambio estructural en la muestra, pero cuya naturaleza es endógena.

<sup>4</sup> Según datos proporcionados por Rudiger Dornbusch (1991), 60 años o más.

**Tabla N° 2**  
**Contraste de Raíz Unitaria de Perron (1997) y Zivot-Andrew (1992)**  
**Logaritmo de TCRM**

	Valor del Estadístico	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
<i>Perron97</i>				
Modelo IO1 a/	-4.7007	-5.9200	-5.2300	-4.9200
Modelo IO2 b/	-4.2925	-6.3200	-5.5900	-5.2900
Modelo AO c/	-3.6437	-5.4500	-4.8300	-4.4800
<i>Zivot – Andrew</i>				
Intercepto d/	-3.5819	-5.3400	-4.8000	
Tendencia e/	-3.7770	-4.9300	-4.4200	
Ambos f/	-3.9829	-5.5700	-5.0800	

a/ Modelo "innovational outlier" con cambio en intercepto (TB: 1998T3)

b/ Modelo ""innovational outlier" con cambio en intercepto y pendiente (TB: 1993T3)

c/ Modelo "additive outlier" con cambio únicamente en la pendiente, pero ambos segmentos de la función tendencia se unen en el periodo de quiebre (TB: 1994T1)

d/ Cambio en intercepto (TB: 1993T2)

e/ Cambio en tendencia (TB: 1994T4).

f/ Cambio en intercepto y tendencia (TB: 1996T1)

Otra manera de contrastar la hipótesis de Paridad de Poder Adquisitivo es mediante pruebas de cointegración. Tomando en cuenta que el tipo de cambio nominal en Bolivia es una variable administrada, la ecuación de cointegración que se considera relevante es la siguiente:

$$IP = \alpha + \beta TCN + \gamma IPUS + u \quad [3]$$

Donde, IP es el índice de precios doméstico, TCN es el tipo de cambio nominal (Bs/\$us), e IPUS es el índice de precios al por mayor de los Estados Unidos<sup>5</sup>.

De acuerdo a los resultados de la Tabla N° 1 del Anexo 1, todas las variables son integradas, con lo que es posible llevar a cabo la prueba de cointegración entre las variables antes mencionadas.

De acuerdo a la información del Cuadro N° 2, Anexo 1, que resume los resultados de la metodología de Engle-Granger (1987), no existe suficiente evidencia sobre la existencia de

<sup>5</sup> En este trabajo se utilizó como variable proxy el Índice de Precios al Consumidor de EE. UU.

una relación de largo plazo entre IP, TCN, IPUS, ya que los residuos de la estimación de (3) son no estacionarios considerando distintos niveles de significancia.

No obstante, en muestras pequeñas la metodología de Engle-Granger es muy sensible a la normalización utilizada y el procedimiento en dos etapas puede introducir errores en los resultados (Enders, W. 1995). Por esta razón se decidió aplicar la prueba de cointegración de Johansen-Juselius (1989, 1990, 1991), que metodológicamente tiene amplias ventajas sobre la anterior, obteniéndose como resultado la existencia de un vector de cointegración entre las tres variables de interés (véase Tabla N° 3, Anexo 1). Así, es posible obtener evidencia acerca del cumplimiento de la hipótesis de Paridad de Poder de Compra y la metodología descrita sería útil como punto de referencia para la determinación del grado de desequilibrio en el mercado cambiario. De manera más elaborada debido a su importancia, las implicaciones de esta metodología se examinan en las siguientes secciones.

### **3 DESCOMPOSICIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL**

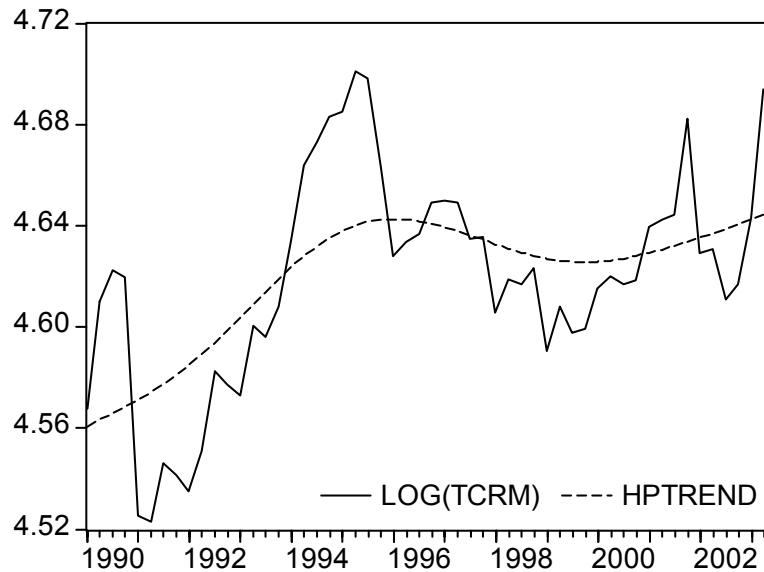
Una forma sencilla de estimar el componente tendencia (de largo plazo) de una serie es mediante la metodología de Hodrick y Prescott (1980), que se trata de un método de suavizamiento.

Esta metodología aplicada a la serie del tipo de cambio real multilateral, lleva a concluir que en los periodos: 1991T1 – 1993T4, 1996T1 – 1996T3, 1997T3, 1998T1 – 2000T4, 2002T1 – 2002T4, se habrían registrado episodios de sobrevaluación del Boliviano, induciendo una pérdida de competitividad de los bienes transables (véase gráfico N° 2). En otras palabras, en 32 trimestres de los 54 incluidos en la muestra, que equivalen al 59%, el tipo de cambio real observado estuvo por debajo del tipo de cambio real de equilibrio.

La sobrevaluación registrada a comienzos de los noventa, en parte, se debió a la aplicación deliberada de un menor ritmo de devaluación —básicamente con propósitos antiinflacionarios— (Edwards, S. 1990), junto a tasas de inflación domésticas todavía altas aunque con tendencia decreciente, mientras que entre 1998 y 2000, la sobrevaluación tuvo origen principalmente en la apreciación de las monedas de los principales socios comerciales de Bolivia, resultado de la aplicación de políticas de estabilización.



**Gráfico N° 2**  
**Descomposición del Tipo de Cambio Real**  
**Filtro de Hodrick-Prescott**



Fuente: Elaboración Propia

Los anteriores resultados difieren, en algunos sub-periodos, del obtenido a partir del examen de la evolución del tipo de cambio real. Lo que más llama la atención son los cambios en el componente permanente del tipo de cambio real, lo que estaría indicando que parte del desequilibrio (desalineamiento) estaría siendo explicado por movimientos en los “fundamentos”. Por otra parte, también existe cierta evidencia, especialmente en la primera parte de la muestra utilizada, de la presencia de desequilibrios que podrían estar vinculados a la aplicación de políticas macroeconómicas que no se encontraban en línea con el comportamiento de los fundamentos.

En consecuencia, se requiere una investigación más detallada sobre los aspectos mencionados, los mismos que se abordan en las secciones 4 y 5, donde se realizan los análisis de los “fundamentos” del tipo de cambio real de equilibrio y la naturaleza del desalineamiento.

#### **4 ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN DE LOS DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL**

Una metodología alternativa de establecer si el Boliviano está sobrevaluado o subvaluado es mediante la estimación de ecuaciones de los determinantes del tipo de cambio real, calculando posteriormente el tipo de cambio de equilibrio a partir de la ecuación estimada.

Como bien lo dice Elbadawi I. A. (1994), la medición del grado de desalineamiento resulta difícil, ya que requiere la medición de una variable no observable, el tipo de cambio real de equilibrio. Siguiendo a Edwards (1989: 16), se define el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) como el precio relativo de bienes no transables y bienes transables, que para valores sostenibles de otras variables relevantes como términos de intercambio, política comercial, flujos de capital y tecnología, permite alcanzar simultáneamente el equilibrio interno<sup>6</sup> y el equilibrio externo<sup>7</sup>. Esta definición del TCRE trata a éste como una función de otras variables reales (los “fundamentos”) en lugar de asumir como un número fijo.

En consecuencia, dado que la noción de equilibrio que está detrás de la definición del TCRE es intertemporal por naturaleza, la trayectoria del TCRE estará afectada no solamente por los valores corrientes de los fundamentos, sino también por las expectativas de la evolución futura de estas variables. Por lo tanto, el TCRE se mueve en respuesta a cambios exógenos y políticamente inducidos de los fundamentos. Adicionalmente, en el corto y mediano plazo, el tipo de cambio real observado es influenciado por políticas macroeconómicas y por la política cambiaria que no son parte de los fundamentos. Los desalineamientos ocurren cuando éstas políticas son inconsistentes con los fundamentos.

El resto de esta sección, se dedica a formular un modelo parsimonioso del tipo de cambio real para el caso boliviano, el mismo que se utiliza posteriormente para la estimación del desalineamiento.

#### 4.1 El Modelo<sup>8</sup>

El modelo comienza con una identidad para la absorción nominal doméstica (A):

$$A = G_g + G_p \quad [1]$$

Donde  $G_p$  denota el gasto doméstico privado y  $G_g$  el gasto de gobierno, que se asume es una variable de política y está dado como una proporción del Producto Interno Bruto (PIB):

$$G_g = g \cdot Y \quad [2]$$

Por lo tanto, el gasto de gobierno en bienes no transables,  $G_{gn}$ , está dado como una participación del gasto total de gobierno,  $G_G$ :

$$G_{gn} = g_N \cdot G_G = g_N \cdot g \cdot Y \quad [3]$$

---

<sup>6</sup> El equilibrio interno se alcanza cuando el mercado de bienes no transables se encuentra en equilibrio en el presente y se espera esté en equilibrio en el futuro y donde la tasa de desempleo no difiere sustancialmente de su tasa natural.

<sup>7</sup> Se obtiene cuando el saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos, presente y futuro, es compatible con flujos de capital de largo plazo sostenibles.

<sup>8</sup> Corresponde al modelo utilizado por I. A. Elbadawi, 1994.

La participación del gasto del sector privado en bienes no transables en el gasto total del sector privado,  $G_{PN}/G_p$ , se determina endógenamente como una función de los precios domésticos de exportación ( $P_x$ ), de importación ( $P_m$ ), y no transables ( $P_N$ ):

$$G_{PN} = d_{PN}(P_x, P_m, P_N)E_p = d_{PN}(P_x, P_m, P_N) (A - gY) \quad [4]$$

A partir de las ecuaciones (3) y (4) se deriva la demanda para bienes no transables, como sigue:

$$G_N = G_{PN} + G_{GN} = d_{PN}(P_x, P_m, P_N) (A - gY) + g_N \cdot g \cdot Y \quad [5]$$

La oferta de bienes no transables en relación al PIB también se especifica como una función de los precios agregados:

$$S_N = S_N(P_x, P_m, P_N) Y \quad [6]$$

Y la ecuación (7) establece la condición de equilibrio en el mercado de bienes no transables:

$$S_N(P_x, P_m, P_N) = d_{PN}(P_x, P_m, P_N) (A/Y - g) + g_N \cdot g \quad [7]$$

Sean  $P_x^*$  y  $P_m^*$  los precios internacionales (denominados en dólares) de exportables e importables, respectivamente. Bajo el supuesto de país pequeño, ambos precios pueden considerarse variables exógenas. Entonces, para un conjunto de tipos de cambio y políticas comerciales, los correspondientes precios domésticos  $P_x$  y  $P_m$  se determinan por  $P_x^*$  y  $P_m^*$ , respectivamente. Sea  $E$  el tipo de cambio nominal en unidades de la moneda doméstica por dólar, y sean  $t_x$  y  $t_m$ , respectivamente, las tasas netas de impuestos de exportaciones e importaciones. El precio doméstico de exportaciones e importaciones se definen como sigue:

$$P_x = E(1 - t_x)P_x^* \quad [8]$$

$$P_m = E(1 + t_m)P_m^* \quad [9]$$

Ahora el tipo de cambio real se define como:

$$e \approx P_N/E \cdot P_x^{*\alpha} \cdot P_m^{*1-\alpha} \quad [10]$$

Resolviendo (1) – (10) para el nivel del tipo de cambio real, se tiene:

$$e = e(A/Y, TOT, t_x, t_m, G_{GN}/G_G, G_G/Y) \quad [11]$$

(+    (?)    (+)    (+)    (+)    (?)

donde, TOT denota términos de intercambio.

Sin embargo, la solución en (11) solamente asegura el equilibrio en el mercado de no transables, en un momento en el tiempo, pero no da cuenta de los efectos no anticipados en la evolución de los fundamentos, ni ofrece una guía de cómo internalizar el concepto de “sostenibilidad” de los fundamentos, ni del comportamiento dinámico del tipo de cambio real observado en torno a su equilibrio. Antes de presentar una extensión del anterior modelo en las direcciones comentadas, a continuación se presenta la versión linealizada de (11), que será utilizada en el análisis posterior.

$$\begin{aligned} \text{Log } e = & \alpha_0 + \alpha_1 \log(\text{TOT}) - \alpha_2 \log(\text{OPEN}) + \alpha_3 \log(\text{A/PIB}) & [12] \\ & + \alpha_4 \log(\text{G/PIB}) + \alpha_5 \log(\text{GC/G}) \end{aligned}$$

donde,  $\text{OPEN} = (\text{exportaciones} + \text{importaciones})/\text{PIB}$ , es una variable proxy de la política comercial ya que existe dificultades para obtener información sobre  $t_x$  y  $t_m$ ;  $G$  es el gasto total del gobierno, y  $\text{GC}$  es el gasto corriente del gobierno.

La ecuación (12) se asume se mantiene en el tiempo para valores sostenibles de sus argumentos, pero por si sola no es adecuada para la determinación del tipo de cambio real, ya que  $A$  es endógena, y por tanto,  $Y$  y  $G_N$ , también. Para completar el modelo, hacemos endógena  $A$  especificando una ecuación que ligue la absorción privada con niveles sostenibles de flujos de capital ( $\text{FK}$ ) y con la tasa de interés real:

$$\begin{aligned} \text{A/PIB} = & a(\text{FK/PIB}, r^* - \sigma(\log(e_{t+1}) - \log(e_t))) & [13] \\ & (+) \qquad \qquad \qquad (-) \end{aligned}$$

donde  $\text{FK}$  es una medida de flujos de capital neto « sostenible »,  $r^*$  es la tasa de interés internacional,  $\sigma$  es la participación de bienes no transables en el consumo, y  ${}_t X_{t+j}$  es la expectativa de  $X_{t+j}$  en  $t$ . Un incremento en los flujos de capital sostenibles origina niveles de absorción sostenibles más altos; un aumento en la tasa de interés real, incrementa la demanda por ahorro y reduce la absorción respecto al ingreso.

Haciendo abstracción de  $r^*$ , (13) puede escribirse en su forma linealizada de la siguiente manera:

$$\log(\text{A/Y})_t = \beta_0 + \beta_1 (\text{FK/Y})_t - \beta_2 ({}_t \log e_{t+1} - \log e_t) \quad [14]$$

Resolviendo las ecuaciones (12) y (14), se obtiene la siguiente ecuación dinámica reducida para el tipo de cambio real:

$$\begin{aligned} \text{Log } e_t - \lambda_t \log e_{t+1} = & \delta_0 + \delta_1 \log(\text{TOT})_t - \delta_2 \log(\text{OPEN})_t + & [15] \\ & + \delta_3 (\text{FK/PIB})_t + \delta_4 \log(\text{G/PIB})_t + \delta_5 \log(\text{GC/G})_t \end{aligned}$$

donde  $\lambda = \alpha_3 \beta_2 / (1 + \alpha_3 \beta_2) < 1$ .

El tipo de cambio real de equilibrio,  $\bar{\epsilon}$ , es aquél valor del tipo de cambio real que satisface (15) para valores sostenibles de las variables del lado derecho de dicha ecuación. La ecuación (15) puede ser resuelta hacia adelante para  $\log(\bar{\epsilon}_t)$  mediante sustituciones recursivas. Definiendo el vector de parámetros  $\delta = (\delta_0, \delta_1, -\delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5)'$  y el vector de los “fundamentos”:

$$F = (1, \log(\text{TOT}), \log(\text{OPEN}), \text{FK/PIB}, \log(\text{G/PIB}), \log(\text{GC/G}))'$$

Obtenemos la siguiente solución hacia adelante  $\bar{\epsilon}$  para valores sostenibles del vector de “fundamentos” ( $\tilde{F}$ ).

$$\log \bar{\epsilon}_t = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j \delta_t' \tilde{F}_{t+j} \quad [16]$$

Se puede demostrar que  $\tilde{F}$  es estacionario en primera diferencia [ $\tilde{F} \sim I(1)$ ], entonces existe la siguiente relación de cointegración:

$$\log \bar{\epsilon}_t = \frac{1}{1-\lambda} \delta' \tilde{F}_t + \eta_t \quad [17]$$

donde  $\frac{1}{1-\lambda} \delta$  es el vector de cointegración y  $\eta$  es el término de error estacionario.

Abstrayéndonos del tema de “sostenibilidad”, la ecuación (17) es idéntica a la solución del modelo básico [ecuación (12)]. Esta es una ventaja fundamental del supuesto de variables  $I(1)$  y cointegración, ya que permite derivar un marco empírico simple a partir de un modelo teórico más complejo. Sin embargo, aún se necesita incorporar el concepto de “sostenibilidad” en los fundamentos.

El componente permanente (sostenibilidad) de los fundamentos se obtiene utilizando la técnica de series temporales introducida por Beveridge y Nelson (1981) y otros trabajos posteriores. Beveridge y Nelson demostraron que cualquier variable  $x_t$  con raíz unitaria puede ser descompuesta en un componente paseo aleatorio con deriva y otro estacionario, es decir

$$x_t = x_{t-1} + \mu_t + C(L)\epsilon_t \quad [18]$$

Esta técnica es deseable para incorporar “sostenibilidad” a los fundamentos.

Por último, si la relación de cointegración (17) es válida, entonces esta ecuación no solamente se interpreta como una relación de equilibrio de largo plazo, sino que es consistente con una especificación dinámica de corrección de errores (Engle y Granger, 1987). La ecuación de corrección de errores consistente con la ecuación de cointegración es:

$$\Delta \log e_{t+1} = b_0 \left( \frac{1}{1-\lambda} \delta' F_t - \log e_t \right) + b_1' \Delta F_{t+1} - b_2 \Delta \log E_{t+1} + [19] \\ + b_3 \Delta \log(\text{Cred. dom./PIB})_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

El término de corrección de errores  $[1/(1-\lambda)\delta' F_t - \log e_t]$  incorpora la dinámica del tipo de cambio real al modelo. Por ejemplo, si la condición inicial es una sobrevaluación del tipo de cambio real, en los siguientes periodos se pone en marcha un mecanismo automático para eliminar el desalineamiento, induciendo una depreciación del tipo de cambio real. La velocidad a la que desaparece el desequilibrio depende del valor de  $b_0$ , que se encuentra en el intervalo (0, 1). Si asume el valor 1, el ajuste es inmediato; si toma valores altos, el ajuste es rápido; y si asume valores pequeños, significa un ajuste lento.

Por otra parte, los cambios temporales en los fundamentos también pueden tener efectos de corto plazo sobre el tipo de cambio real, capturados por el vector  $b_1$  de la ecuación (19); los efectos de corto plazo debido a la política macroeconómica expansiva se miden por  $b_3$ ; y el efecto de corto plazo de la devaluación nominal está dado por el coeficiente ( $-b_2$ ).

#### 4.2 Una aplicación al caso boliviano

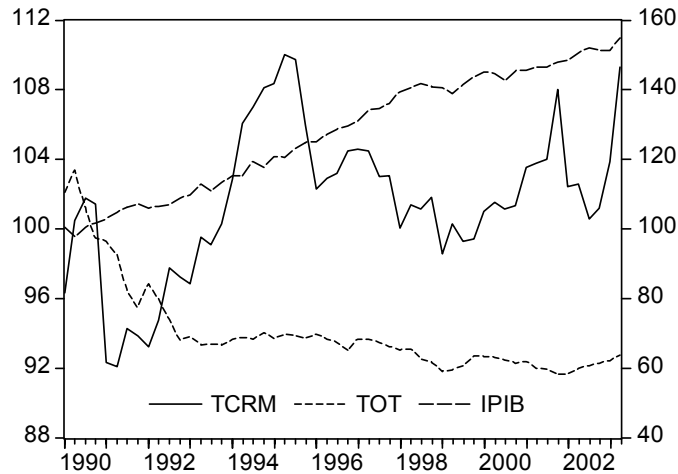
En esta sección el modelo anterior se aplica al caso boliviano, considerando el periodo 1990T1 – 2003T2. Como puede apreciarse en el Gráfico N° 3, la sobrevaluación del Boliviano observada entre 1991 y 1993, al parecer se originó en la aplicación de políticas macroeconómicas (fiscal, monetaria, y cambiaria) orientadas a la consolidación de la estabilidad macroeconómica como condición necesaria para un crecimiento económico sostenido, además del deterioro de los términos de intercambio<sup>9</sup> que no fue compensado en sus efectos por una aceleración de la devaluación nominal, debido al efecto transmisión hacia los precios cuyo coeficiente para el periodo 1988/09 – 1990/03 fue estimado en 0.6 (K. Domínguez y D. Rodrik) y en 0.65 para el periodo 1989/02 -1991/12 (J. Comboni y J. De La Viña)<sup>10</sup>. En otras palabras, la apreciación real de comienzos de los noventa sería resultado de la combinación del desalineamiento estructural, asociado principalmente al deterioro de los términos de intercambio, y del desalineamiento vinculado a la aplicación de políticas macroeconómicas orientadas a consolidar la estabilidad.

En años posteriores, el éxito alcanzado en la política de estabilización junto con el emprendimiento de un conjunto de reformas estructurales, posibilitó que Bolivia alcance un ritmo razonable de crecimiento económico y de grados de competitividad que incentivaron cierta expansión del sector exportador.

<sup>9</sup> Entre 1990T1 y 1992T3, el Índice de Términos de Intercambio registró un descenso de 33%.

<sup>10</sup> Esta información corresponde a la citada por E. Cupé (1992).

**Gráfico N° 3**  
**Tipo de Cambio Real, PIB real,**  
**y Términos de Intercambio**



Fuente: Elaborado con datos INE

#### 4.2.1 Resultados Econométricos:

En esta sección las ecuaciones (12) y (19) son estimadas, utilizando información trimestral para el periodo comprendido entre 1990 y 2003. Como se había mencionado anteriormente, para la interpretación de (12) como una ecuación de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio real, y para que el modelo de corrección de errores pueda ser considerado como el proceso generador de datos del tipo de cambio real observado, las variables individuales deben ser integradas. En el Anexo 2, Cuadro N° 1, según la prueba de Dickey-Fuller Ampliada (ADF), se constata que con excepción de los términos de intercambio (TOT), las demás variables son integradas de orden 1.

#### 4.2.2 El equilibrio de largo plazo:

En la Tabla N° 3 se puede apreciar un estadístico Durbin-Watson de 1.278, que comparado con el valor crítico de 0.38 al 5% de nivel de significancia y una tamaño de muestra de 100 observaciones (Banerje et. al, 1982), corrobora fuertemente la cointegración entre las variables consideradas. Adicionalmente, la aplicación de la prueba ADF a los residuos de la ecuación de cointegración, al reportar un valor del estadístico de -4.9595, más negativo que los valores críticos de -4.6887 y -4.3393, al 5% y 10% de nivel de significancia, respectivamente, confirma el resultado de cointegración, permitiendo la interpretación de la Tabla N° 3 como una relación de equilibrio de largo plazo y justificando la posterior estimación de un modelo de corrección de errores para la dinámica de corto plazo del tipo de cambio real.

**Tabla N° 3**  
**Regresión de Cointegración**  
**(1990T1 – 2003T2)**

Dependent Variable: LOG(TCRM)

Method: Least Squares

Sample: 1990:1 2003:2

Included observations: 54

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.203978	0.224992	18.68499	0.0000
LOG(FLUKA)	0.084841	0.013936	6.087716	0.0000
LOG(OPEN)	0.228737	0.053115	4.306481	0.0001
LOG(TOT)	-0.174885	0.030640	-5.707655	0.0000
LOG(LIBO)	0.038830	0.010848	3.579310	0.0008
R-squared	0.666021	Mean dependent var	4.619613	
Adjusted R-squared	0.623386	S.D. dependent var	0.042657	
S.E. of regression	0.026178	Akaike info criterion	-4.327361	
Sum squared resid	0.032209	Schwarz criterion	-4.069529	
Log likelihood	123.8387	F-statistic	15.62125	
Durbin-Watson stat	1.278260	Prob(F-statistic)	0.000000	

Los resultados son consistentes con las predicciones de la teoría económica, al presentar los signos y magnitudes esperados, siendo estadísticamente significativos a los niveles de significancia usuales. De acuerdo con estos resultados, los determinantes más importantes del tipo de cambio real de equilibrio son: grado de apertura de la economía al comercio mundial (OPEN) y los términos de intercambio (definido como la razón del índice de precios de exportaciones y el índice de precios de importaciones) [TOT]; las restantes variables [flujos de capital (definido como el cociente entre la diferencia entre importaciones y exportaciones y el PIB), y la tasa interés mundial medida por la Libor a seis meses (LIBO)<sup>11</sup>], si bien son estadísticamente significativas, tienen efectos marginales pequeños.

Los términos de intercambio tienen un efecto negativo, indicando que una mejora en los mismos induce a una apreciación del tipo de cambio real de equilibrio, necesaria para eliminar un superávit incipiente originado en una mayor entrada de divisas al país vía el mejoramiento de la balanza de pagos. De manera simétrica, un deterioro del término de intercambio requerirá una depreciación del TCR de equilibrio.

Por su parte, el grado de apertura a la economía mundial (OPEN) que resultó significativo y con un coeficiente positivo e igual a 0.23, señala que el mantenimiento de una política comercial orientada a la profundización de la inserción en la economía mundial, requiere de una depreciación del tipo de cambio real de equilibrio.

<sup>11</sup> El gasto de gobierno, que en la literatura aparece como un “fundamental” del tipo de cambio real de equilibrio, fue eliminado de la regresión de cointegración al no resultar significativo.



La variable flujos de capital si bien resultó estadísticamente significativa, su coeficiente es positivo y pequeño. El signo positivo se explica por el carácter recurrentemente deficitario de la balanza comercial, que requiere una depreciación del tipo de cambio real de equilibrio. Su pequeña magnitud indica que los flujos de capital tienen un impacto poco importante sobre el tipo de cambio real de equilibrio; si bien Bolivia desde mediados de los ochenta se caracteriza por tener una cuenta capital abierta, debido al escaso desarrollo del mercado de capitales no ha recibido flujos importantes de capital, excepto los relacionados con la inversión extranjera directa asociados con la capitalización de las principales empresas estatales iniciada desde 1994. De hecho, eventos como el “efecto tequila”, la crisis financiera asiática de 1997, o la crisis económica de Argentina de 2002, no han significado para Bolivia mayores in-flujos de capital, evidenciándose más bien sus efectos en el sector real.

La tasa de interés internacional, Libor, también induce a la depreciación del TCR de equilibrio aunque de manera poco importante dado que su coeficiente se estima en 0.038. La tasa Libor a seis meses, descendió desde 8.47% en el primer trimestre de 1990 hasta 1.20% en el segundo trimestre de 2003; sin embargo, por espacio de más de seis años (1994T1 – 2000T4), la mencionada tasa mostró variaciones en torno a un promedio de 5.87%, con un mínimo de 5.05% y un máximo de 6.85%, elevación que ocasionó disminuciones en el flujo de recursos externos al país originando un exceso de demanda en el mercado de divisas que requiere para su eliminación una depreciación del TCR de equilibrio.

#### **4.2.3 Estimación del modelo de Corrección de Errores:**

El modelo de corrección de errores permite modelar la dinámica de corto plazo en la determinación del tipo de cambio real, permitiendo la identificación de aquellos factores — macroeconómicos y estructurales— que explican su evolución en el corto plazo. La estimación de este modelo para el caso boliviano (véase Cuadro 2, Anexo 2), determina un coeficiente de ajuste de -0.77, menor que 1 en valor absoluto, y altamente significativo. Este coeficiente refleja la dinámica del mecanismo de autocorrección del tipo de cambio real. Si los fundamentos en los periodos previos indican que el tipo de cambio real se encuentra por encima del nivel observado, el tipo de cambio debe apreciarse en los periodos siguientes.

A partir del coeficiente de ajuste, se calcula que la velocidad necesaria, en términos de meses, para eliminar el 50% de un shock exógeno es 0.85 meses, que equivalen a 25.4 días; la eliminación total del efecto de un shock tomaría alrededor 1.7 meses, alrededor de 51 días.

Los efectos de corto plazo de la política macroeconómica expansiva, aproximada por el déficit fiscal como porcentaje del PIB, son estadísticamente significativos pero con un efecto acumulado de -0.09. Esto significa que el consumo del gobierno, al ser principalmente de bienes no transables, genera un exceso de demanda en este mercado, originando presiones al alza de los precios. El reestablecimiento del equilibrio en el corto

plazo requiere de mayores importaciones, para lo cual el tipo de cambio real debe apreciarse.

Por su parte, la devaluación nominal tiene un efecto positivo que en el acumulado alcanza a 0.02, significando que cuando se parte de una condición inicial de subvaluación real, *ceteris paribus*, la devaluación nominal ayuda a la convergencia hacia el tipo de cambio real de equilibrio.

En el corto plazo, el tipo de cambio real también es influenciado por movimientos transitorios de los fundamentos (grado de apertura, términos de intercambio, flujos de capital, y tasa de interés internacional), destacándose el papel de los dos primeros. Sin embargo, el efecto de corto plazo es consistente con la influencia de largo plazo solamente en el caso de la tasa de interés internacional, en los demás casos, los efectos son opuestos a los de largo plazo.

## 5 DESALINEAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL

En esta sección se procede al cómputo del índice del tipo de cambio real de equilibrio, usando las estimaciones de largo plazo (Regresión de Cointegración) para valores “sostenibles” o “permanentes” de los fundamentos. Para ello se descomponen las series temporales de interés en sus componentes permanente y transitorio, utilizando el filtro de Hodrick y Prescott, op. cit<sup>12</sup>.

El tipo de cambio real de equilibrio estimado exhibe cierta variabilidad [véase Gráfico 4, (a)], lo que indica que parte de la variación del tipo de cambio real observado está relacionada con el comportamiento del equilibrio. El desalineamiento ha registrado variaciones en un rango de 14%, siendo la máxima 7.1% (2003T2) y la mínima -7.2% (1991T2), con un promedio de -0.2%. El año 1990 estuvo caracterizado por la subvaluación del Boliviano, como reflejo de una política monetaria restrictiva y una política fiscal que buscó el equilibrio, ambas orientadas a la consolidación de la estabilidad macroeconómica. Los años 1994, 1995, 1997, 2001, y los dos primeros trimestres de 2002 y de 2003, también registraron una subvaluación de Boliviano. Tales apreciaciones, parcialmente, fueron resultado de las desaceleraciones de la devaluación nominal, habiendo disminuido desde un máximo de 43.1% en 1990T1 a 0.29% en 1997T2, para posteriormente repuntar alcanzando un promedio de 1.6% en el periodo 1997T3 – 2003T2.

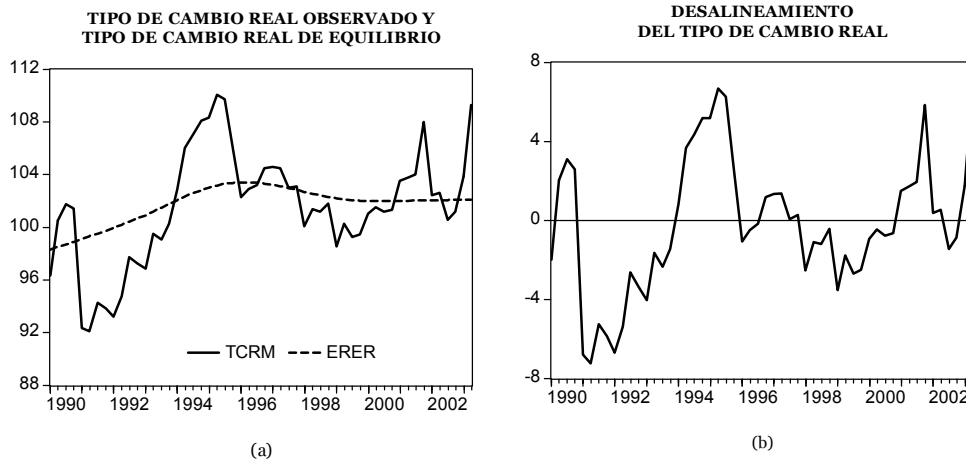
Las apreciaciones estimadas para el periodo 1998 – 2000, parecen estar explicadas más por las bajas tasas de inflación domésticas que en dicho periodo alcanzaron un promedio trimestral de 0.76%, con un máximo de 4.13% y un mínimo de -0.59%, ya que la tasa trimestral de devaluación nominal llegó 1.64%, en un rango de 1.63%. Sin duda, la sobrevaluación del Boliviano en los últimos años, también se explica por las políticas de

---

<sup>12</sup> En el marco teórico se señaló que el componente permanente de los fundamentos se obtiene utilizando la descomposición de Beveridge y Nelson (1981), no obstante, este ejercicio se realizó utilizando la descomposición de Hodrick y Prescott, debido principalmente a la simplicidad de su cálculo.

estabilización aplicadas por algunos países socios comerciales, destacando los casos de Argentina y Venezuela.

**Gráfico N° 4**



Fuente: Elaboración propia

## 6 CONCLUSIONES

En este documento se utiliza una estrategia de modelación que considera tres elementos: se especifica el tipo de cambio real de equilibrio como una función de los fundamentos; se establece que la dinámica del ajuste del tipo de cambio real hacia el tipo de cambio real de equilibrio es flexible; y se modela la influencia de la política macroeconómica de corto y mediano plazo y de la política cambiaria sobre el tipo de cambio real.

Entre los resultados se encontró que el tipo de cambio real de equilibrio tiene como fundamentos: flujos de capital, grado de apertura de la economía, términos de intercambio y la tasa de interés internacional aproximada por la Libor, habiendo jugado en los noventa, un papel preponderante en la explicación del desalineamiento estructural, los términos de intercambio y la política comercial. La importancia evidenciada de estos fundamentos llevó a constatar que el tipo de cambio real de equilibrio no es un número fijo, sino que fue modificándose, explicando el desalineamiento registrado en los noventa y años recientes.

En la dinámica de corto plazo del tipo de cambio real, se evidenció que el ajuste del tipo de cambio real hacia su nivel de equilibrio es bastante rápido, siendo el coeficiente de ajuste de  $-0.77$ , lo que significa que la eliminación completa del desequilibrio tomaría alrededor de 1.7 meses.

De igual manera, en el corto plazo, la política macroeconómica aproximada por el déficit fiscal como porcentaje del PIB, genera pequeñas apreciaciones del tipo de cambio real debido a que el consumo del gobierno —que básicamente está compuesto de bienes no transables— origina un exceso de demanda y presiones al alza de los precios. Por su parte, la devaluación nominal tiene un efecto positivo sobre el tipo de cambio real, aunque

también pequeño, significando que cuando se parte de una condición inicial de subvaluación real, con los demás factores constantes, ayuda a la convergencia hacia el tipo de cambio real de equilibrio.

Si bien el tipo de cambio real en los noventa ha estado sujeto a episodios de desalineamiento, la magnitud de los mismos es pequeña si se considera que el rango llega solamente a 14%, cuando para otras experiencias como la chilena se estimó un rango de 93.4%, para Ghana de 106.9%; y para India de 22.6%, considerando el periodo 1965 – 1988<sup>13</sup>. Este resultado indica que en promedio el tipo de cambio real ha estado más cerca de su nivel de equilibrio, sin generar perjuicios importantes en la competitividad cambiaria del sector productor de bienes transables, siendo la naturaleza del mismo de carácter estructural.

---

<sup>13</sup> Elbadawi I. A. (1994).

## 7 REFERENCIAS

- Beveridge, S. and C. Nelson (1981)**, “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle”. *Journal of Monetary Economics* 7 151-74.
- Cupé, E. (2003)**, “Efecto Passthrough de la Depreciación sobre Inflación y Términos de Intercambio Internos en Bolivia”. *Revista de Análisis Económico*. Vol. 18. UDAPE.
- Edwards, S. (1991)**, “Política Cambiaria en Bolivia: Avances Recientes y Perspectivas”, en la *Revista Análisis Económico*, V6. UDAPE.
- Elbadawi, I. A. (1994)**, “Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates”, en *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, J. Williamson (editor). Institute for International Economics. Washington D. C..
- Engle, R. F. and C. W.J. Granger (1987)**, “Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing”. *Econometrica* 55, 251-76.
- Hodrick, R. and Prescott E. (1980)**, “Postwar U.S. Business Cycles: An empirical investigation”. Discussion Paper 451. Carnegie-Mellon University.
- Johansen, S. (1991)**, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”. *Econometrica* 59, 1551-80.
- Perron, F. (1997)**, "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables". *Journal of Econometrics* 80.
- Dornbusch, R. (1987)**, “Purchasing Power Parity”, The New Palgrave. London. pp. 1075
- Dornbusch, R. (1991)** “Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity”, en J. de Melo y A. Sapir (editors), *Trade Theory and Economic Reform: North, South, and East Essays in Honor of Bela Balassa*, Basil Blackwell, Great Britain.
- Zivot, E. and D. Andrews (1992)**, "Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis." *JBES* 10. pp. 251–70.

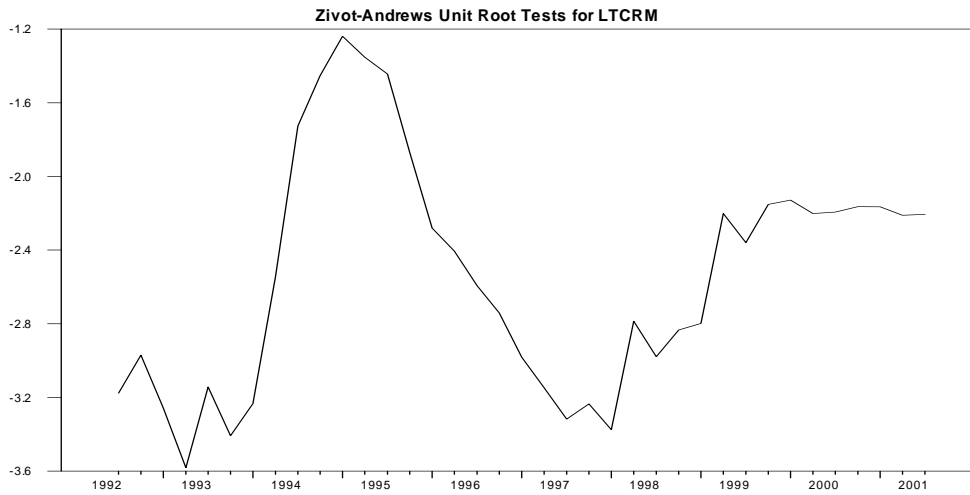
**ANEXO 1**

**Correlograma del Tipo de Cambio Real**

Sample: 1990:1 2003:2  
 Included observations: 54

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *****	.  *****	1	0.803	0.803	36.777	0.000
.  *****	.  *	4	0.494	0.106	93.923	0.000
.  .	.  *	8	0.056	-0.103	108.65	0.000
** .	.  .	12	-0.297	-0.027	121.71	0.000
*** .	.  .	16	-0.363	0.063	167.28	0.000
. * .	.  *	20	-0.164	-0.081	188.46	0.000
.  .	.  *	24	0.056	0.121	192.75	0.000

**Gráfico No. 1**  
**Contraste de Raíz Unitaria del Logaritmo del TCRM**  
**Metodología de Zivot-Andrew**



**Tabla N° 1**  
**Contrastes de Raíz Unitaria**  
**Enfoque de Cointegración**

	Estadístico	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
<i>TCN</i>				
Dickey-Fuller	-2.9200	-4.1446	-3.4987	-3.1786
Phillips-Perron	-3.2656	-4.1446	-3.4987	-3.1786
KPSS (*)	0.1699	0.2160	0.1460	0.1190
<i>IP</i>				
Dickey-Fuller	-1.6949	-4.1409	-3.4970	-3.1776
Phillips-Perron	-1.7583	-4.1409	-3.4970	-3.1776
KPSS (*)	0.2542	0.2160	0.1460	0.1190
<i>IPUS</i>				
Dickey-Fuller	-1.9420	-4.1525	-3.5024	-3.1807
Phillips-Perron	-3.7456	-4.1409	-3.4970	-3.1776
KPSS (*)	0.1938	0.2160	0.1460	0.1190

(\*) Contrasta la hipótesis nula de estacionariedad.

**Tabla N° 2a**  
**Regresión de Cointegración**

Dependent Variable: LOG(IP)

Method: Least Squares

Sample: 1990:1 2003:2

Included observations: 54

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.843744	3.771881	-1.814411	0.0755
LOG(TCN)	0.123445	0.380606	0.324337	0.7470
LOG(IPUS)	2.437064	0.916217	2.659919	0.0104
R-squared	0.951529	Mean dependent var		5.014502
Adjusted R-squared	0.949628	S.D. dependent var		0.285166
S.E. of regresión	0.064002	Akaike info criterion		-2.605862
Sum squared resid	0.208907	Schwarz criterion		-2.495363
Log likelihood	73.35826	F-statistic		500.5878
Durbin-Watson stat	0.068738	Prob(F-statistic)		0.000000

**Tabla N° 2b**  
**Estacionariedad de los Residuos de la Regresión de Cointegración**

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.5904	
Test critical values: 1% level	-4.5694	
5% level	-3.9022	
10% level	-3.5498	

**Tabla N° 3**  
**Metodología de Johansen**

Hypothesized No. Of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.4123	36.0762	29.68	35.65
At most 1	0.1477	8.96222	15.41	20.04
At most 2	0.0156	0.8061	3.76	6.65

Hypothesized No. Of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.4123	27.1140	20.97	25.52
At most 1	0.1477	8.15606	14.07	18.63
At most 2	0.0156	0.8061	3.76	6.65

<i>LOG(IPC)</i>	<i>LOG(TCN)</i>	<i>LOG(IPUS)</i>
1	1.1663	-4.6374
	0.5131	1.1967



## ANEXO 2

**Tabla N° 1**  
**Contrastes de Raíz Unitaria**  
**Variables Seleccionadas**

	Estadístico	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
log(TCRM)	-1.8994	-3.5600	-2.9177	-2.5967
log(DEFPIB)	-0.9485	-3.5683	-2.9212	-2.5986
log(FLUKA)	-2.3162	-3.5626	-2.9187	-2.5972
log(CNPIB)	-1.4931	-3.5600	-2.9177	-2.5967
log(OPEN)	-5.3365	-3.5600	-2.9177	-2.5967
log(TOT)	-3.5613	-4.1567	-3.5043	-3.1818
Log(LIBO)	-0.9188	-4.1445	-3.4986	-3.1785

Donde:

Log(TCRM): logaritmo del tipo de cambio real multilateral (1990 =100)

Log(DEFPIB): logaritmo de déficit fiscal como porcentaje del PIB.

Log(FLUKA): logaritmo de flujos de capital, definido como: (importaciones – exportaciones) / PIB.

Log(CNPIB): logaritmo del crédito interno neto del Banco Central de Bolivia, como porcentaje del PIB:

Log(OPEN): logaritmo del grado de apertura de la economía[= (exportaciones + importaciones) / PIB].

Log(TOT): logaritmo del índice de términos de intercambio (1990 =100)

Log(LIBO): logaritmo de la tasa Libor a 6 meses.

**Tabla N° 2**  
**Modelo de Corrección de Errores**  
**Tipo de Cambio Real**

Dependent Variable: DLTCRM

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1992:1 2003:2

Included observations: 46 after adjusting endpoints

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors &amp; Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.028255	0.008530	-3.312507	0.0026
DLTCRM(-2)	-0.297470	0.156431	-1.901603	0.0679
DLTCRM(-4)	0.452767	0.124036	3.650298	0.0011
DLFLUKA(-1)	-0.049302	0.010847	-4.545307	0.0001
DLFLUKA(-2)	-0.020850	0.008832	-2.360791	0.0257
DLOPEN(-1)	-0.113401	0.042528	-2.666514	0.0128
DLTOT	0.249577	0.071418	3.494606	0.0017
DLTOT(-3)	0.150424	0.071756	2.096322	0.0456
DLLIBO(-2)	-0.081739	0.032735	-2.497021	0.0189
DLLIBO(-4)	0.167063	0.029628	5.638668	0.0000
TCE(-1)	-0.772846	0.148736	-5.196104	0.0000
DLDEFPIB	-0.017008	0.007199	-2.362704	0.0256
DLDEFPIB(-1)	-0.020613	0.010093	-2.042320	0.0510
DLDEFPIB(-2)	-0.032696	0.009002	-3.631969	0.0012
DLDEFPIB(-3)	-0.022877	0.006799	-3.364523	0.0023
DEV	-0.017715	0.006722	-2.635210	0.0138
DEV(-1)	0.021797	0.007105	3.068016	0.0049
DEV(-3)	0.031606	0.005532	5.712904	0.0000
DEV(-4)	-0.012891	0.005198	-2.480099	0.0197
R-squared	0.717941	Mean dependent var		0.003315
Adjusted R-squared	0.529901	S.D. dependent var		0.019956
S.E. of regression	0.013683	Akaike info criterion		-5.452074
Sum squared resid	0.005055	Schwarz criterion		-4.696766
Log likelihood	144.3977	F-statistic		3.818033
Durbin-Watson stat	1.815109	Prob(F-statistic)		0.000865