

Tipo de cambio real de equilibrio: Un análisis del  
caso boliviano en los últimos años

preparado por:

Oscar Lora Rocha y Walter Orellana Rocha\*

Asesoría de Política Económica  
Banco Central de Bolivia

La Paz, septiembre de 2000

Resumen

Existe consenso en que un objetivo central de la política cambiaria debería ser el evitar desvíos prolongados o sustanciales del tipo de cambio real (TCR) respecto a su valor de equilibrio. Este tema tiene amplia relevancia en regímenes cambiarios con cierto grado de flexibilidad, donde la autoridad monetaria juega algún rol en la determinación del tipo de cambio nominal. La búsqueda de este objetivo establece en principio la necesidad de determinar la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo.

En el estudio se descarta la hipótesis de que los movimientos del TCR en la década de los noventa en Bolivia son consistentes con la teoría de la paridad del poder de compra. Se estima la relación de largo plazo entre el TCR y los fundamentos que lo determinan y, mediante un modelo de corrección de errores, se analiza la dinámica de corto plazo del TCR y su velocidad de ajuste hacia su nivel de equilibrio en respuesta a *shocks* transitorios. Los resultados encontrados muestran que la mayor proporción de las variaciones del TCR en la década de los noventa puede ser interpretada como cambios de equilibrio. A partir de estimaciones de los niveles sostenibles de sus fundamentos, se calcula los valores del Tipo de Cambio Real de Equilibrio de Largo Plazo. Los resultados permiten observar que a lo largo de los noventa el TCR en Bolivia no mostró niveles de desalineamiento muy significativos, destacándose sin embargo un episodio de subvaluación (1994/96) y otro reciente de sobrevaluación (1998/99).

---

\* Se agradecen los comentarios de Jorge Requena, Raúl Mendoza, Boris Gamarra y de los participantes en un seminario interno del BCB; así como la colaboración de Pedro Sanguenza. Las opiniones expresadas en este estudio corresponden a los autores y pueden no coincidir con las del Banco Central de Bolivia.

# **TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO: UN ANALISIS DEL CASO BOLIVIANO EN LOS ULTIMOS AÑOS**

## **1. Introducción**

La mayor parte de los países en desarrollo han adoptado regímenes cambiarios con algún grado de flexibilidad, en los cuales las fluctuaciones del tipo de cambio no están totalmente determinadas por el mercado. En lugar de ello, ya sea a través de mecanismos de flotación sucia o flotación administrada, estos sistemas otorgan un papel importante a la autoridad monetaria en la determinación del tipo de cambio nominal. En este contexto, el estudio del tipo de cambio real de equilibrio ha cobrado mucha importancia en las discusiones de política económica, más aún en Bolivia que pertenece a este grupo de países. Bolivia adoptó en 1985 un régimen cambiario de flotación administrada, que posteriormente en 1986 evolucionó hacia un sistema de tipo de cambio deslizante.

No existen en Bolivia estudios recientes sobre esta temática. Los trabajos realizados en este ámbito abarcan solamente hasta el año 1990. Ferrufino (1992) emplea información trimestral desde 1986 hasta 1990 y determina que los principales fundamentos del tipo de cambio real son los términos de intercambio y los flujos de capital. Concluye que para el período analizado existe una sobrevaluación del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio de aproximadamente 25% debido al deterioro de los términos de intercambio y a la reducción en el flujo de capitales, que no fueron compensados con devaluaciones nominales. Sin embargo, se debe destacar que el limitado número de observaciones impone restricciones al análisis estadístico y plantea algunas dudas con relación a la robustez de los resultados. Por otra parte, Ramírez (1991) analiza la evolución del tipo de cambio real a lo largo del período 1970-1990, aunque sin considerar los importantes cambios estructurales que presenta la economía en este período. Sobre la base de información anual determina que durante el período de estabilización, es decir a partir de 1985, existe un desalineamiento de tipo estructural explicado por la persistente caída en los términos de intercambio, la mayor apertura comercial de Bolivia con el exterior, así como también por la probable disminución de los recursos generados por el narcotráfico. Según sus resultados, para 1990 el rezago del tipo de cambio real respecto a su valor de equilibrio habría sido cercano a 19%. Ambos estudios estiman un tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo, compatible con los niveles observados de las variables explicativas (fundamentos). Empero, no analizan ni calculan el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo porque no determinan los valores de equilibrio de largo plazo de sus fundamentos.

Existe consenso en que el objetivo principal de la política cambiaria debería ser el evitar desvíos prolongados o sustanciales del tipo de cambio real (TCR) respecto a su valor de equilibrio de largo plazo. El logro de este cometido no es una tarea sencilla para los conductores de la política económica, y en principio establece la necesidad de emprender dos tareas centrales: primero, la definición de un tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo (TCRELP) y segundo, la determinación de su trayectoria en el tiempo.

El objetivo de este trabajo es determinar el TCREL<sub>P</sub> para la economía boliviana y estimar el nivel de desalineamiento del TCR. Luego de esta introducción, en la segunda parte del documento se analiza si los movimientos del tipo de cambio real en la última década son o no consistentes con la teoría de la paridad del poder de compra. Una vez que se comprueba que esta teoría no explica de manera satisfactoria el comportamiento del tipo de cambio real en Bolivia, en la tercera parte se realiza una discusión conceptual para la definición del TCREL<sub>P</sub> sobre la base de aportes recientes. La cuarta parte del estudio presenta un modelo teórico para determinar el TCREL<sub>P</sub>, en el cual se identifican sus fundamentos y se establece la naturaleza cualitativa de su influencia. Estos fundamentos incluyen factores de oferta, las políticas fiscal y comercial, y cambios en el entorno económico internacional. En la quinta parte del trabajo se estudia la evidencia empírica para el caso de Bolivia entre 1990 y 1999. Se plantea un modelo econométrico para estimar el TCREL<sub>P</sub> y determinar el grado de desalineamiento del TCR. Asimismo, se verifica que el TCR responde a cambios en factores reales y que buena parte de sus movimientos pueden ser interpretados como cambios de equilibrio. En la última parte del trabajo se sintetizan las principales conclusiones.

## 2. La Teoría de la Paridad del Poder de Compra

La literatura económica ha identificado dos versiones de la Teoría de la Paridad del Poder de Compra (PPC). Una de ellas, la denominada PPC absoluta, sostiene que el tipo de cambio nominal entre dos monedas ( $E$ ) es igual a la razón de precios domésticos y externos de una canasta estandarizada de bienes. Esto es:

$$E = \frac{P}{P^*} \quad (1)$$

donde  $P$  es el nivel de precios domésticos y  $P^*$  el nivel de precios externos. Obsérvese que la teoría de la PPC absoluta implica que el tipo de cambio real en la expresión (1) es igual a la unidad. Debido a la imposibilidad de contar con información sobre los costos de una canasta estandarizada de bienes en los diferentes países, la PPC absoluta ha sido descartada en los estudios empíricos.

La versión relativa de la PPC, que es la que se analiza en el documento, señala que la variación del tipo de cambio nominal es proporcional a la razón entre las variaciones del nivel de precios doméstico y las variaciones del nivel de precios externo, tal como lo define la siguiente expresión:

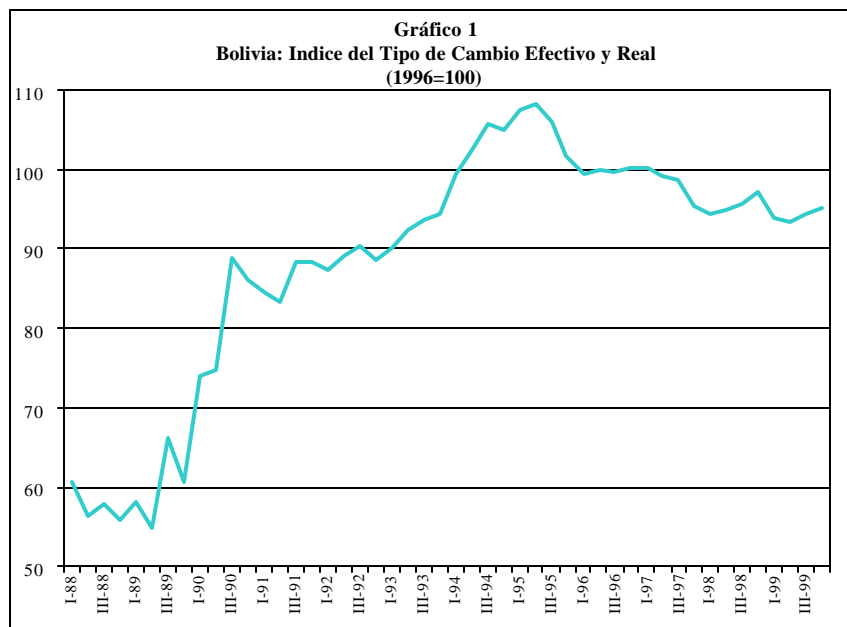
$$\Delta E = \frac{\Delta IPC}{\Delta IPC^*} \quad (2)$$

donde  $IPC$  es el índice de precios internos e  $IPC^*$  es el índice de precios internacionales. Ambas versiones asumen que todos los bienes son transables y que el comercio no tiene barreras naturales (costos de transporte y

seguros) ni artificiales (tarifas o cuotas)<sup>1</sup>. De la expresión (2), se puede concluir que la implicación más importante de la PPC relativa es que el tipo de cambio real es constante.

El enfoque de la PPC relativa busca determinar en qué medida el tipo de cambio real está en desequilibrio debido a que el ajuste en el tipo de cambio nominal no ha cubierto el diferencial entre la inflación doméstica y la inflación internacional. Según esta teoría, el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) estaría determinado únicamente por variables nominales, que son los niveles de precios externo y doméstico, expresados en una misma moneda.

El Gráfico 1 permite apreciar que el tipo de cambio real en Bolivia ha experimentado importantes cambios en su nivel en la última década, sin que éstos aparentemente se hayan revertido. Esta evolución plantea una interrogante acerca de la validez de la teoría de la PPC para explicar la determinación del TCRE. Resulta importante analizar si las desviaciones que presenta el tipo de cambio real son permanentes o transitorias. Si las desviaciones son transitorias, el tipo de cambio real debería retomar a su nivel de equilibrio inicial luego de cualquier *shock*, con lo cual quedaría demostrada la hipótesis de la teoría de la PPC.



Según la teoría de la PPC relativa, la variación porcentual en el tipo de cambio nominal está dada por la diferencia entre la tasa de inflación doméstica y la tasa de inflación internacional medida en dólares, es decir:

<sup>1</sup> La definición obedece principalmente a la idea de que, en un mundo inflacionario, las variaciones del tipo de cambio nominal carecerían de significado claro, y que deberían tomarse explícitamente en cuenta los cambios de valor de las monedas externas y de la moneda interna, medidos por las respectivas tasas de inflación.

$$\Delta E = \mathbf{p} - \mathbf{p}^* \quad (3)$$

Si la “economía internacional” está a su vez compuesta por dos o más economías, para el cálculo de la inflación internacional se hace necesario tomar en cuenta las inflaciones, así como las depreciaciones de las monedas de los países considerados. De esta manera, la tasa de inflación internacional medida en dólares está definida como:

$$\mathbf{p}^* = \sum_{i=1}^n w_i \mathbf{p}_i^* \quad (4)$$

donde  $w_i$  es el ponderador de comercio exterior del país  $i$  y  $\mathbf{p}^*$  es la inflación medida en dólares del país  $i$ . Esta última está definida como:  $\mathbf{p}^* = (\mathbf{l} + \mathbf{f}_i) / (\mathbf{l} + d_i) - 1$ , donde  $\mathbf{f}_i$  es la inflación del país  $i$  y  $d_i$  es su tasa de depreciación.

La igualdad (3) podría ser analizada empíricamente estimando la siguiente expresión:

$$\Delta E = \mathbf{a} + \mathbf{b}(\mathbf{p} - \mathbf{p}^*)_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Para que la teoría de la PPC relativa se cumpla estrictamente es necesario que  $\mathbf{b}$  sea igual a 1. Es posible que la existencia de *shocks* estocásticos  $u_t$  impida que la PPC se verifique en el corto plazo. Sin embargo, en el largo plazo los diferenciales de inflación entre países deberían compensarse con ajustes similares en el tipo de cambio nominal. A continuación se analiza la validez de la teoría de la PPC a través de diferentes técnicas de series de tiempo.

### 2.1 La función de autocorrelación del tipo de cambio real

La teoría de la PPC podría considerarse válida para Bolivia en el corto plazo si el TCR se comporta como ruido blanco. Es decir:

$$e_t = c + u_t \quad (6)$$

donde  $e$  denota el TCR y  $u_t$  es un término de error bien comportado. Para determinar si el TCR es o no ruido blanco se debe analizar su función de autocorrelación. Esta última está definida como la correlación rezagada de una serie dada consigo misma, rezagada por un número de unidades de tiempo (Tintner (1965) y se presenta cuando las observaciones sucesivas de la serie son interdependientes.

**Cuadro 1**  
**Coefficientes de Autocorrelación del Tipo de Cambio Real**

Series trimestrales 1988:1-1999:4

Serie	Rezago				Q (4)	Probabilidad
	1	2	3	4		
TCR 8	0.925	0.855	0.755	0.669	136.60	0.000
TCR 10	0.929	0.863	0.766	0.683	139.66	0.000

Los resultados de la función de autocorrelación se presentan en el Cuadro 1. Como puede observarse, aún en el rezago 4 el coeficiente de autocorrelación es significativo, lo cual es una indicación de que el TCR no se comporta como ruido blanco.<sup>2</sup> En efecto, el estadístico Q de Ljung-Box permite verificar la existencia de autocorrelación en el TCR. La hipótesis nula de que el TCR es ruido blanco y que todas sus autocorrelaciones son cero es rechazada con un nivel de significación del 1%. Por tanto, al menos en el corto plazo, queda invalidada la proposición de la teoría de la PPC.

### 2.2 Raíz Unitaria y Tipo de Cambio Real

Una alternativa para investigar si la teoría de la PPC se cumple en el largo plazo es analizar si los *shocks* que afectan al TCR son transitorios o permanentes. Es decir, se debe verificar que el término de error  $u_t$  en la expresión (6) es estacionario y no presenta raíces unitarias, o lo que es lo mismo aplicar el test de raíz unitaria a la serie del TCR.

El test de raíz unitaria permite analizar la estacionariedad de las series. Considérese la siguiente expresión:

$$Dy_t = qy_{t-1} + u_t \text{ o escrita de otra manera: } y_t = (1+q)y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

donde  $(1+q)=r$ ,  $D$  es el operador de diferencia ( $Dy_t = y_t - y_{t-1}$ ) y  $u_t$  es el término de error con media igual a cero y varianza constante. El test consiste en la estimación de la regresión descrita en (7) y en verificar que  $q$  es negativa. El rechazo de la hipótesis nula:  $q=0$  en favor de la alternativa:  $q<0$  implica que  $r<1$  y que la serie es estacionaria. Una serie es definida como estacionaria cuando su primer y segundo momentos (media y varianza) no varían con el tiempo. A esta clase de series se las conoce como integradas de orden cero, denotadas como  $I(0)$ .

Si el TCR es estacionario, las perturbaciones deben entenderse como transitorias. Cualquier *shock* que afecte al TCR no lo alejará definitivamente de su valor inicial y se disipará en el tiempo. Entonces, aun cuando la teoría de la PPC no se cumpla en el corto plazo, si será válida para el largo plazo.

<sup>2</sup> El tipo de cambio real con respecto a los ocho principales socios comerciales (TCR 8) toma en cuenta las inflaciones y tipos de cambio de Argentina, Brasil, Chile, Perú, Estados Unidos, Alemania, Inglaterra y Japón. TCR 10 incluye además a Colombia y Suiza. Ambos son calculados por el Banco Central de Bolivia como el promedio geométrico de los tipos de cambio reales bilaterales, ponderados por la participación de cada país en el comercio internacional de Bolivia.

La serie del TCR fue testeada por estacionariedad (raíz unitaria) mediante los test Augmented Dickey-Fuller y Phillips-Perron. El Cuadro 2, que presenta los resultados de ambos test muestra que el proceso del TCR es no estacionario, lo cual invalida la proposición de la teoría de la PPC tanto para el corto como para el largo plazo.

**Cuadro 2**  
**Test de Raíz Unitaria del Tipo de Cambio Real (1988:1-1999:4)**

*Series trimestrales 1988:1-1999:4*

Estadístico	TCR 8	TCR10	Valor Crítico (5%)
ADF (4)	0.54	0.61	-1.95
ADF (6)	0.49	0.57	-1.95
P-P (1)	1.23	1.15	-1.95
P-P (3)	1.05	0.98	-1.95

Notas.- Los números entre paréntesis denotan el número de rezagos empleados. Los test se especificaron con constante y sin tendencia.

### 2.3 Cointegración

El análisis de cointegración consiste en estudiar si en la expresión (5) existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables que en ella intervienen. La cointegración implica que una o más combinaciones lineales de estas variables sean estacionarias, no obstante que las variables individualmente no lo sean. Empero, estas últimas deben tener el mismo orden de integración.

Por ejemplo, si  $Y$  es el consumo y  $X$  el ingreso disponible, su combinación lineal puede ser escrita como:  $u = Y - \alpha - \beta X$ , la cual es simplemente un reordenamiento de la función de consumo convencional. Este reordenamiento nos permite apreciar que el error  $u$ , es una combinación lineal de  $Y$  y  $X$ . Si la función de consumo ha de tener algún sentido económico, se espera que el término de error sea estacionario. De lo contrario, el ingreso sería de poca utilidad explicando el consumo, y los procedimientos convencionales para la estimación del consumo son debilitados. Si, por el contrario,  $u$  es estacionario, se concluye que  $Y$  y  $X$  están cointegradas y el parámetro  $\beta$  es llamado el parámetro de cointegración. Sus trayectorias en el tiempo tenderán a moverse aproximadamente juntas y no van a divergir sin límite.

En primera instancia se determinó el orden de integración de la depreciación y de la diferencia entre la tasa de inflación doméstica y la tasa de inflación internacional medida en dólares. Los resultados indican que ambas variables son integradas de orden uno (I[1]).

Luego de verificar el orden de integración de las variables, se procedió a aplicar el test de cointegración de Johansen-Juselius a las mismas. Los resultados contenidos en el Cuadro 3 muestran que no existe ninguna

relación de cointegración. El test no permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración de las variables con un nivel de significación del 5%.

**Cuadro 3**  
**Test de Cointegración**

Variables	Relaciones de Cointegración	Likelihood Ratio	Valor Crítico (5%)
DEPR, INFBOL - INFINT8\$US	r=0	10.33	12.53
DEPR, INFBOL - INFINT10\$US	r=0	9.47	12.53

Notas: DEPR es la depreciación de la moneda nacional. INFBOL es la tasa de inflación de Bolivia; INFINT8\$US es la inflación internacional considerando ocho socios comerciales, medida en dólares; y INFINT10\$US es la inflación internacional considerando diez socios comerciales, medida en dólares. No se puede rechazar la hipótesis de no cointegración a un nivel de 5%.

Adicionalmente, se estimó la regresión definida por la ecuación (5) y se verificó la hipótesis que  $b=1$ , restricción que impone la versión estricta de la PPC. El test t (no reportado) permite rechazar esta hipótesis. De esta manera, los diferentes tests empíricos muestran que la teoría de la PPC no se cumple en el corto plazo y tampoco es válida para el largo plazo. El TCR no retorna a un equilibrio predeterminado.

### 3. El Tipo de Cambio Real de Equilibrio de Largo Plazo

Existe consenso en la definición más amplia del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo (TCRELP). Como lo definió originalmente Nurkse (1945), el TCRELP es aquel valor del tipo de cambio real que es consistente con los objetivos de equilibrio externo y equilibrio interno, para valores específicos de otras variables que pueden influir en estos objetivos. El equilibrio externo se refiere a una situación en la cual el déficit en cuenta corriente es tal que puede ser financiado por un nivel “sostenible” de flujos de capital; el equilibrio interno define una situación en la cual el mercado de bienes no transables se encuentra en un equilibrio “sostenible” y la tasa de desempleo de la economía no difiere sustancialmente de la tasa natural de desempleo. Si bien la definición conceptual es relativamente clara, su interpretación analítica no es un problema trivial y por este motivo han surgido diferentes metodologías empíricas para estimar el TCRELP. La denominación de largo plazo está relacionada al hecho que ambos equilibrios deben ser sostenibles en el tiempo, lo cual introduce una dimensión dinámica en la definición del TCRELP en función de la estructura dinámica de la economía.

En el corto plazo, el equilibrio de la economía puede reflejarse en una combinación de equilibrio en el mercado de bienes y en el mercado financiero. Este equilibrio puede conducir o no al pleno empleo, a una tasa de inflación deseable, y a un nivel de déficit en cuenta corriente que el financiamiento externo puede cubrir indefinidamente. El equilibrio de corto plazo determina el valor de las variables endógenas de la economía, incluido el actual tipo

de cambio real, en función a los valores corrientes que toman otras variables que no son determinadas como parte del equilibrio de corto plazo, pero que varían en el tiempo. Estas últimas incluyen variables macroeconómicas de tres tipos: i) predeterminadas, ii) de política y iii) exógenas.

De esta manera, con base en Montiel (1999a), es posible definir en su forma reducida al tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo ( $e_C$ ) como:

$$e_C = f(P_t, Pol_t, Q_t) \quad (8)$$

donde  $P_t$  es el conjunto de valores corrientes de las variables predeterminadas relevantes;  $Pol_t$  es el conjunto de valores corrientes y esperados de las variables de política relevantes; y  $Q_t$  representa al conjunto de valores corrientes y esperados de las variables exógenas fundamentales.<sup>3</sup> De la expresión (8) queda implícito que el equilibrio de corto plazo depende de las expectativas acerca de los valores futuros de las variables de política y de las variables exógenas.<sup>4</sup>

Las variables incluidas en  $P_t$ ,  $Pol_t$  y  $Q_t$  son conocidas como los “fundamentos” de corto plazo del tipo de cambio real y definen su movimiento en el tiempo. La dinámica del TCR se debe a los cambios que experimentan estas variables. Los factores que hacen que estas variables se modifiquen en el tiempo difieren para cada una de ellas.

Las variables predeterminadas, si bien son fijas en un momento dado, evolucionan endógenamente en el tiempo influenciadas no sólo por las variables exógenas y las variables de política, sino también por los valores corrientes y esperados de las variables endógenas. Ejemplos de variables predeterminadas constituyen el saldo de la deuda externa neta y el stock de capital.

Las variables de política siguen una tendencia dinámica que puede o no ser afectada por el estado actual de la economía, dependiendo si las reglas que guían la política económica responden a los cambios en el entorno económico. Aún si no responden, las variables de política pueden evolucionar en el tiempo como resultado de ajustes en la política económica. Por ejemplo, una liberalización comercial gradual o la eliminación paulatina de las restricciones a los movimientos de capital son medidas de este tipo.

La evolución de las variables exógenas, gran parte de las cuales son las condiciones económicas mundiales, es por definición independiente del estado actual de la economía doméstica. Estas variables cambian

---

<sup>3</sup> El subíndice  $t$  que aparece en  $Pol$  y  $Q$  indica que las expectativas acerca de los valores futuros de las variables se forman en el período  $t$ .

<sup>4</sup> No se incluyen en esta lista la evolución de las variables predeterminadas porque depende de los valores futuros esperados de las variables de política y de las variables exógenas, a través de su influencia en las variables endógenas corrientes.

permanentemente en el tiempo y son una función del mismo. Un ejemplo de este tipo de variable, para una economía pequeña, serían los términos de intercambio.

El desarrollo teórico planteado debería permitir comprender el significado de “sostenible” y, por tanto, entender el significado de equilibrio de largo plazo. Si las variables de política y las variables exógenas están compuestas por componentes permanentes ( $Pol^*$  y  $Q^*$ ) y por componentes transitorios ( $DPol$  y  $DQ$ ), los valores “sostenibles” de estas variables pueden ser identificados por sus componentes permanentes. Empero, aunque estos dos tipos de variables se encuentren en sus niveles sostenibles, las variables predeterminadas pueden cambiar en el tiempo. La sostenibilidad para las variables predeterminadas requiere que estas variables hayan alcanzado el estado estacionario ( $P^*$ ).

En este contexto, el equilibrio de largo plazo es simplemente un equilibrio de corto plazo condicionado a valores particulares de los tres tipos de variables, específicamente, condicionado a valores permanentes o sostenibles de las variables exógenas y de las variables de política, así como a valores de estado estacionario de las variables predeterminadas. Entonces, el TCRELP (denotado por  $e^*$ ) está dado por:

$$\begin{aligned} e^* &= f(P^*(Pol^*, Q^*), Pol^*, Q^*) \\ &= g(Pol^*, Q^*) \end{aligned} \tag{9}$$

Como las variables predeterminadas en su estado estacionario son una función de las variables exógenas y de política, se dice que  $Pol^*$  y  $Q^*$  son los “determinantes fundamentales de largo plazo” del TCRELP.

El problema más importante para medir empíricamente el TCRELP es hacer operativa su definición. La dificultad radica en definir cuales son los “valores sostenibles” de las variables exógenas y de las variables de política, así como los valores de estado estacionario de las variables predeterminadas. El procedimiento es quizás menos complicado en el caso de las variables exógenas, como las tasas de interés internacional o los términos de intercambio, porque es más estadístico que conceptual. Las fluctuaciones en estas variables tienen un componente transitorio y otro permanente, y a través de técnicas estadísticas se puede identificar este último para especificar el TCRELP.

La situación es más difícil para las variables de política, tales como el nivel y la composición del gasto del gobierno o las restricciones comerciales (aranceles o subsidios). Si bien en principio los valores de estas variables son determinados por las autoridades, sus valores corrientes y sus valores de largo plazo pueden diferir si se esperan futuros ajustes en la política económica. El estado estacionario para estas variables puede ser aquel en el que han alcanzado sus valores deseados, condicionados a las variables exógenas, de manera que no se esperen nuevos cambios. Los valores deseados de largo plazo para estas variables y su trayectoria de ajuste dependen no solamente de la estructura de la economía, sino también de la función objetivo de las autoridades económicas.

Esto hace que la identificación de los valores óptimos de largo plazo para estas variables sea una tarea complicada.

La necesidad de que se establezcan los valores óptimos para todas las variables de política relevantes, implica solucionar un problema complejo de optimización dinámica antes de especificar el TCRELP. Una alternativa más práctica podría ser definir el TCRELP para unos valores arbitrarios de estas variables, sobre los cuales existe consenso de que son sostenibles. De esta manera, si el TCRELP está relacionado empíricamente a valores arbitrarios de estas variables, se puede adelantar como cambiaría si se modifican estos últimos en una dirección definida como óptima.

Por otra parte, como se muestra en la expresión (9), los valores de equilibrio de largo plazo de las variables predeterminadas dependen de los valores de largo plazo de las variables de política y de las variables exógenas. Por tanto, surge la dificultad de que ellas alcanzan sus valores del estado estacionario a diferentes tasas, planteando la interrogante de qué tan cerca se encuentran de su valor de equilibrio de largo plazo para hacer operativa la definición del TCRELP.

Exigir que todas las variables predeterminadas alcancen sus valores de largo plazo es muy restrictivo, por lo que alcanzar el TCRELP que satisfaga esta condición puede tomar mucho tiempo y ser de poco interés para las autoridades económicas. Para solucionar esta situación se puede asumir que las variables predeterminadas que se ajustan más rápidamente se encuentran cerca de sus valores de largo plazo. Por tanto, el TCRELP está condicionado a valores específicos de las variables predeterminadas que se ajustan más lentamente ( $P_L$ ), los cuales se convierten también en sus fundamentos de largo plazo:  $e^* = h(P_L, Pol^*, E^*)$ . El hecho que estas variables cambien en el tiempo, implica que el TCRELP varía en el tiempo, pero su evolución gradual no es significativa desde el punto de vista de la política económica porque el ajuste en estas variables predeterminadas es lento.

Si se analiza la definición inicial de Nurkse, surge la pregunta de cómo tratar a la variable saldo de la deuda externa en la interpretación del concepto de equilibrio externo. Una posibilidad es asumir que esta variable se encuentra en su valor de equilibrio de largo plazo, y la otra posibilidad es condicionar el TCRELP a un valor predeterminado del saldo de deuda externa. Entre los analistas que desechan la necesidad de que el saldo de deuda externa alcance el estado estacionario, algunos de ellos en lugar de definir el TCRELP en función de un valor predeterminado para esta variable, lo hacen en función de un valor sostenible para la variable exógena flujo neto de capital. Este procedimiento requiere una especificación de cómo se determinará el valor sostenible para esta variable y necesita de algunos supuestos muy fuertes acerca de la estructura de la economía.

En primer lugar, para que el flujo neto de capital sea considerado una variable exógena deben cumplirse dos condiciones. Primero, éste no debe ser afectado por el saldo acumulado de deuda externa. Es decir, no debe existir realimentación entre ambas variables. Y segundo, el flujo neto de capital sostenible debe ser exógeno con

respecto a los otros fundamentos. Por otro lado, para omitir el saldo acumulado de deuda externa como variable predeterminada, al menos una de las siguientes condiciones debe cumplirse: el nuevo flujo de deuda tiene un efecto imperceptible en el saldo de deuda a lo largo del horizonte relevante, por lo que esta última puede ser definida como constante; y el saldo de neto de deuda debe tener efectos marginales en el TCRE de corto plazo a través de otros mecanismos macroeconómicos. Si una de estas condiciones no se cumple, el TCRELP podría cambiar constantemente y de forma apreciable.

Las condiciones mencionadas anteriormente parecen corresponder a las pequeñas economías en desarrollo, como es el caso de Bolivia, que reciben financiamiento externo en la forma de crédito oficial con un importante componente concesional. Para estos países, el nivel del flujo neto de capital puede ser considerado como una variable de política o una variable exógena.

### **3.1 Desalineamiento**

Un concepto sujeto a confusión es el "desalineamiento" del tipo de cambio real respecto del tipo de cambio real de equilibrio. Se entiende como desalineamiento del tipo de cambio real a una discrepancia entre el tipo de cambio real observado respecto a su valor de equilibrio de largo plazo. Si el tipo de cambio real está por debajo de su nivel de equilibrio, se dice que está sobrevaluado y que la economía está perdiendo competitividad internacional. La conclusión contraria corresponde a un tipo de cambio real por encima de su nivel de equilibrio de largo plazo.

Existen al menos dos situaciones en las cuales el tipo de cambio real puede desalinearse en el sentido de sobrevaluación respecto al TCRELP. La primera surge como resultado de la creciente inflación interna resultado de políticas crediticias y fiscales expansivas, a este tipo de desalineamiento se lo puede denominar desalineamiento de "inconsistencia de política". La segunda posibilidad de desalineamiento se da cuando el TCRELP se mueve mientras el tipo de cambio real no acompaña este movimiento. Esto se puede producir por ejemplo, por un deterioro de los términos de intercambio. Este tipo de desalineamiento se conoce como desalineamiento "estructural" (Ferrufino 1992).

## **4. Un modelo analítico del Tipo de Cambio Real de Equilibrio**

Esta sección se basa en Montiel (1999b) y Baffes *et.al.* (1999). Considérese el caso de una economía pequeña y abierta, con una estructura productiva constituida por dos sectores, uno de los cuales produce bienes transables ( $Y_T$ ) y el otro no transables ( $Y_N$ ). El precio de los bienes transables viene dado por las condiciones de los mercados internacionales, siendo la economía tomadora de precios. El precio de los bienes no transables está endógenamente determinado por las condiciones de producción y demanda internas, excepto por cortos períodos en los cuales algunas rigideces nominales impiden su ajuste inmediato. En este contexto, el TCR resulta ser una variable endógena en la economía.

De acuerdo a la literatura estándar, se define el TCR como el precio relativo de bienes transables ( $P_T$ ) a no transables ( $P_N$ ), ambos expresados en la moneda doméstica:<sup>5</sup>

$$e = \frac{EP_T}{P_{NT}} \quad (10)$$

El TCRE es un tipo de cambio real compatible con una situación de equilibrio interno y externo de la economía. El primero se alcanza cuando los mercados de trabajo y de bienes no transables se clarean, es decir:

$$L_T(w_T) + L_N(w_N) = L \quad (11)$$

$$\begin{aligned} Y_N(e, \mathbf{x}) &= c_N + g_N \\ &= (1 - \mathbf{q})c + g_N \quad \partial Y_N / \partial e < 0, \quad \partial Y_N / \partial \mathbf{x} < 0 \end{aligned} \quad (12)$$

donde  $L_T$  y  $L_N$  son las demandas de trabajo de los sectores transable y no transable,  $L$  es la oferta laboral,  $w_T$  y  $w_N$  son los salarios nominales en los sectores transable y no transable, respectivamente,  $Y_N$  es la oferta de no transables bajo pleno empleo (por tanto implica el cumplimiento de [11]),  $c$  es el consumo total del sector privado,  $\mathbf{q}$  la proporción del gasto de consumo destinado a bienes transables,  $g_N$  el gasto del gobierno en no transables y  $\mathbf{x}$  un *shock* de productividad que incrementa la producción de bienes transables y reduce la de no transables. Todas las variables en el modelo se encuentran expresadas en términos de bienes transables.

Para especificar el equilibrio externo, definamos en principio el superávit en cuenta corriente:

$$\begin{aligned} \dot{f} &= b + z + if \\ &= Y_T(e, \mathbf{x}) - g_T - \mathbf{q}c + z + rf \quad \partial Y_T / \partial e > 0, \quad \partial Y_T / \partial \mathbf{x} > 0 \end{aligned} \quad (13)$$

donde  $\dot{f}$  es la variación de los activos externos totales,  $b$  el saldo en balanza comercial,  $z$  las donaciones externas recibidas por el gobierno y  $i$  es la rentabilidad de los activos externos. El saldo en balanza comercial es la diferencia entre la producción de bienes transables y su consumo por parte del gobierno y del sector privado.

El equilibrio externo se define de diferentes maneras en la literatura. Bajo el enfoque tradicional, se entiende como una situación en la cual la posición de la cuenta corriente es sostenible en el tiempo. Ello implica que, en el

---

<sup>5</sup> Por el momento no se efectúa una distinción entre los bienes importables y exportables, relevante para visualizar el impacto de los términos de intercambio y la postura de la política comercial sobre el TCR.

largo plazo, los déficit corrientes son financiados por un nivel sostenible de *flujos* de capital hacia la economía. Por otro lado, recientes desarrollos focalizan más bien el concepto de un *stock* de equilibrio de largo plazo.<sup>6</sup> Bajo este enfoque, el equilibrio externo se alcanza cuando la posición de activos internacionales netos del país alcanza su equilibrio de estado estacionario.<sup>7</sup> De manera consistente con esta noción,  $f$  podría restringirse a su situación de estado estacionario igualando el lado derecho de (13) a cero, lo que implica que los activos externos no varían. De esta forma, puede apreciarse que, por ejemplo, incrementos en el consumo privado generarán un déficit comercial considerando los valores iniciales del TCR, la producción de transables y el consumo público de los mismos. La eliminación del déficit (necesaria para el equilibrio) requerirá una depreciación real, que a su vez implica un cambio de la demanda hacia bienes no transables y la oferta hacia transables.

Es necesario considerar la participación del sector público consolidado, que además del gobierno incluye al banco central. El gobierno, además de recibir financiamiento del banco central vía señoreaje, percibe impuestos de suma alzada del sector privado y gasta en consumo de bienes transables  $g_T$  y no transables  $g_N$ . Así, la restricción presupuestaria del gobierno consolidado puede ser expresada de la siguiente manera:

$$\dot{f}_c = t + if_c + \dot{m} - (g_T + g_N) \quad (14)$$

donde  $\dot{f}_c$  es la variación de los activos mantenidos por el sector público consolidado,  $t$  los impuestos y  $\dot{m}$  el cambio en la cantidad de moneda doméstica en circulación. Considerando una acumulación de activos de estado estacionario (igual a cero), la expresión (14) determina que, en equilibrio, el gasto del gobierno debe ser financiado por impuestos, rendimiento de sus activos externos y señoreaje. En el modelo se asume que cualquier déficit fiscal es financiado mediante un aumento de los impuestos.

El TCR de equilibrio,  $e^*$ , se encuentra definido por el cumplimiento simultáneo de (12) y (13). Igualando a cero el lado derecho de (13), lo cual implica considerar una situación de estado estacionario con  $\dot{f} = 0$ , y combinando el resultado con (12), se puede obtener una forma reducida del TCRE:

$$e^* = \mathbf{y}(g_N, g_T, [i^* f^* + z], \mathbf{x}) \quad (15)$$

donde “\*” denotan los valores de estado estacionario de diferentes variables y los signos se refieren a las derivadas parciales de  $e^*$  respecto a los diferentes argumentos.

<sup>6</sup> Véase por ejemplo Khan y Lizondo (1987), Edwards (1989), Rodríguez (1994) y Montiel (1999).

<sup>7</sup> Si la economía enfrenta una oferta de fondos con pendiente positiva (la economía enfrenta restricciones en el acceso a recursos), como se expone mas adelante, los conceptos de equilibrio externo en las ópticas de *stock* y *flujo* son compatibles.

La tasa de interés nominal (internacional),  $i$ , puede relacionarse con la tasa de interés real ( $r$ ) y la inflación doméstica ( $p$ ), pues  $i=r+p$ . Dada esta característica, es posible considerar a  $r$  entre los fundamentos del TCRE.<sup>8</sup> De esta manera, (15) toma la siguiente forma:

$$e^* = \mathbf{y}(g_N, g_T, z, r, \mathbf{x}) \tag{16}$$

- + - - -

Si la economía enfrenta una curva de oferta de fondos externos con pendiente positiva, es decir que tiene ciertas restricciones en el acceso a los mercados internacionales de capital, los saldos de la balanza comercial y de la cuenta corriente son determinados en cierta forma por las decisiones de ahorro y de portafolio del sector privado, que determinan la oferta de fondos prestables en la economía. En una versión extrema de este escenario, la economía confronta un “techo” en el acceso a recursos crediticios. A medida que la economía se acerca al “techo” de crédito, el movimiento de la cuenta de capital deja de ser relevante, con lo cual el déficit comercial ( $d$ ) se convierte en una función endógena de los flujos de donaciones, tanto en el corto como en el largo plazo y mide el flujo de recursos hacia la economía. De esta manera, se genera un vínculo entre los conceptos de “stocks de equilibrio” y “flujos de equilibrio”, ya que puede definirse al equilibrio externo como una situación en la cual los déficits comerciales son iguales a las transferencias netas de recursos (exógenamente determinadas).<sup>9</sup> De esta manera, el TCRE en su forma reducida puede expresarse como sigue:

$$e^* = \mathbf{y}(g_N, g_T, d, \mathbf{x}) \tag{17}$$

- + - - -

Con relación al sector externo, es necesario considerar el efecto de los términos de intercambio y la política comercial sobre el TCRE.<sup>10</sup> Una mejoría de los términos de intercambio incrementará el ingreso disponible y por tanto la demanda por todos los bienes, apreciando el TCRE ya que los precios de los no transables serán presionados, mientras que el precio de los transables viene dado para la economía. Este efecto podría sin embargo ser contrarrestado por efectos sustitución en el consumo, con efectos finales inciertos sobre el TCRE.<sup>11</sup>

---

<sup>8</sup> La tasa de inflación no figura entre los fundamentos del TCRE, debido a que variables nominales no tienen efectos de largo plazo sobre el mismo.

<sup>9</sup> En la parte empírica del trabajo, se considera al déficit comercial ( $d$ ) como un fundamento del TCR asociado al movimiento de recursos hacia la economía. Se define  $d = -b = if + z$ .

<sup>10</sup> Es posible considerar al bien transable como uno compuesto, de manera que  $T = wX + (1-w)M$ , con  $0 < w < 1$ .  $T$  representa el bien transable compuesto por exportables ( $X$ ) e importables ( $M$ ), y  $w$  la participación del bien exportable dentro del compuesto.

<sup>11</sup> Repetto (1992), considerando un escenario en el cual los agentes optimizan intertemporalmente, muestra que el alza de los precios de los no transables podría desplazar el consumo hacia importables (efecto intratemporal) o hacia períodos futuros (efecto intertemporal).

A su vez, mayores restricciones comerciales también apreciarán el TCR en el largo plazo mediante la sustitución de bienes importables en el consumo. La forma reducida del TRCE puede expresarse finalmente de la siguiente manera:

$$e^* = \mathbf{y}(g_N, g_T, d, \mathbf{x}, \mathbf{t}, \mathbf{I}) \quad (18)$$

- + - - ? -

donde  $\mathbf{t}$  son los términos de intercambio y  $\mathbf{I}$  es un parámetro que representa la postura de la política comercial, definido como  $\mathbf{I} = (1+t_M)/(1-t_X)$ . Crecimientos de los aranceles  $t_M$  o de los subsidios a las exportaciones  $t_X$  determinan un “endurecimiento” de la postura de la política comercial, lo cual favorece a la producción de transables protege a la producción de bienes no transables, implicando un crecimiento de sus precios que aprecia el TCR.<sup>12</sup>

#### 4.1 Los fundamentos de largo plazo del TCR

##### a. Política fiscal

El TCRELPE es función de la composición del gasto fiscal en términos de bienes transables y no transables. Un incremento del gasto del gobierno en transables (financiado con mayores impuestos) genera un déficit comercial, que requiere una depreciación real para el mantenimiento del equilibrio externo. En este nuevo equilibrio, el consumo privado de bienes transables cae, aunque en una menor proporción al incremento del consumo del gobierno (se asume que el sector privado tiene propensiones marginales a consumir transables y no transables distintas de la unidad). En contraste, un mayor gasto del gobierno en bienes no transables presiona hacia un incremento en su precio relativo para el mantenimiento del equilibrio de este mercado. Al igual que en el caso previo, el consumo privado de no transables es desplazado por el consumo público, lo cual determina un consumo agregado de no transables mayor y por tanto una apreciación del TCRE.

##### b. Términos de intercambio

Una mejoría de los términos de intercambio incrementará el ingreso disponible en la economía. El efecto gasto determina un crecimiento de la demanda por todos los bienes y –considerando que los precios de los transables vienen dados para una economía pequeña- apreciará el TCR. Este efecto podría ser contrarrestado por efectos sustitución (inter e intratemporales) en el lado de la demanda y la oferta de importables, exportables y no transables, llevando a una depreciación real (Baffes, *et.al.* [1999]). Si el efecto ingreso domina, se da un caso del tipo *Dutch Disease* que determina que un *shock* favorable en los términos de intercambio deteriora la competitividad de los bienes transables, mientras que un *shock* adverso la mejora. Si bien se espera que en general un *shock* positivo en los términos de intercambio tenga un efecto inverso sobre el TCR (predominancia

<sup>12</sup> En el trabajo empírico, además de la postura de la política comercial (que representaría una variable de política) se considera una variable que mide las características estructurales de la economía en lo que respecta a su apertura al comercio internacional.

del efecto ingreso sobre el efecto sustitución), la constatación del impacto de los términos de intercambio sobre el TCRE se torna en una tarea esencialmente empírica.

### *c. Política comercial*

Un “endurecimiento” de la política comercial, reflejado en mayores impuestos sobre las importaciones o mayores subsidios a las exportaciones, aprecia el TCR en el largo plazo. Restricciones al comercio de bienes importables (mayores aranceles) determinarán una sustitución de su consumo por bienes domésticos, presionando el mercado de los bienes no transables y determinando un incremento del precio relativo de los mismos.<sup>13</sup> Restricciones al libre comercio en forma de un incremento de los subsidios a las exportaciones determina un traslado de trabajadores desde los sectores importable y de no transables hacia el productor de bienes exportables, un efecto similar al acaecido ante un shock favorable en los términos de intercambio. La implicación de estos efectos es que una política de liberalización comercial en el largo plazo lleva a una depreciación real.

### *d. Flujos de capital*

El ingreso de recursos a la economía, ya sea en respuesta a condiciones financieras internacionales respecto a las domésticas (efecto vía tasas de interés) o debido a condiciones exógenamente determinadas, como el caso de la ayuda externa en forma de transferencias unilaterales, posibilitará a los agentes domésticos consumir más allá de sus ingresos corrientes. Este mayor gasto de los agentes se da tanto en bienes transables como en no transables (se asume que ambos son bienes normales), y presiona hacia un alza de los precios de los no transables. En este contexto, el mantenimiento del equilibrio en el mercado de no transables requiere un incremento de sus precios relativos, lo cual llevará a una apreciación del TCRE.

## **5. Evidencia empírica**

### **5.1 Especificación de un modelo empírico**

Esta sección se basa en Baffes *et.al.* (1999). En el marco conceptual de este estudio se definió al TCREL<sub>P</sub> como el tipo de cambio real de estado estacionario, determinado por un vector de valores permanentes de sus fundamentos. La tarea que se debe encarar a continuación es la construcción de una serie para esta variable (no observada) a partir de los valores observados del TCR y de un conjunto de valores permanentes de sus fundamentos. Esto es:

$$\ln e_t^* = \mathbf{b}' F_t^p \quad (19)$$

---

<sup>13</sup> Repetto (1992) plantea que un alza en los aranceles lleva a una depreciación real vía disminución del ingreso disponible, que reduce la demanda agregada. En este modelo, la proposición clásica de que mayores restricciones arancelarias requieren una depreciación real, se da cuando hay sustitución entre bienes importables y domésticos (que podría ser el caso de Bolivia), no hay sustitución intertemporal en el consumo y el efecto sustitución domina al efecto ingreso.

donde  $F_t^p$  es el vector de valores permanentes o de estado estacionario de los fundamentos y  $\mathbf{b}$  es el vector de parámetros que determinan la magnitud y dirección en la cual los fundamentos influyen sobre el TCRE. Entonces, para calcular el TCRELP es necesario estimar el vector  $\mathbf{b}$  de los parámetros de interés de largo plazo, y seleccionar un conjunto de valores permanentes para los fundamentos del TCRE.

Para estimar los mencionados parámetros se requiere contar con un modelo empírico consistente con (19), y que a la vez pueda ser estimado a partir de valores observables. Para especificar este modelo es posible explotar algunos elementos intrínsecos de la teoría del TCRE, como el hecho que la situación de estado estacionario asociada al TCRE es dinámicamente estable: *shocks* que alejen al tipo de cambio real de su nivel de equilibrio en el corto plazo tenderán a corregirse en el mediano plazo, con lo cual el tipo de cambio real volverá a encontrarse en equilibrio.<sup>14</sup> Una especificación de series de tiempo consistente con esta idea es un Modelo de Corrección de Errores (MCE), definido en su versión general como:

$$\Delta \ln e_t = \mathbf{a}(\ln e_{t-1} - \mathbf{b}'F_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \mathbf{m}_j \Delta \ln e_{t-j} + \sum_{j=0}^p \mathbf{g}_j \Delta F_{t-j} + v_t \quad (20)$$

donde  $\Delta$  es el operador de diferencias,  $F_t$  el vector de fundamentos y  $v_t$  un término de error con características de ruido blanco. De esta manera, y de acuerdo con Kaminsky (1988), Elbadawi y Soto (1994, 1995) y Baffes *et.al.* (1999), esta especificación incorpora la noción de que el TCRE puede ser econométricamente identificado como una función inobservada de sus fundamentos, hacia la cual el TCR observado evoluciona en el tiempo. Este tipo de especificación ha servido de base para recientes trabajos empíricos, especialmente en el contexto de economías en desarrollo.

## 5.2 Un modelo econométrico para el TCR en Bolivia

A la luz del marco conceptual y empírico adoptado, se plantea el siguiente modelo econométrico para el TCR:

$$\log(e) = \mathbf{j}(F, T, H) \quad (21)$$

donde  $F$  es el vector de fundamentos (Términos de intercambio, Gasto del gobierno en bienes no transables, Apertura de la economía, Política comercial, Flujos de capital, Tasa externa de interés real, Diferencial de productividad);  $T$  es un vector de factores que podrían afectar al TCR en el corto plazo (por ejemplo variables nominales como el tipo de cambio); y  $H$  son *shocks* exógenos.

### a. Definición de variables e información utilizada

---

<sup>14</sup> Teniendo en cuenta que los fundamentos del TCR evolucionan en el tiempo, el equilibrio alcanzado luego del *shock* posiblemente difiera del anterior.

Debido a que la estabilización económica de mediados de la década de los ochenta pudo haber determinado la presencia de procesos de ajuste en años siguientes, se definió como horizonte de estudio el período comprendido entre 1988 y 1999. En el estudio empírico se empleó información trimestral disponible para el mencionado período, aunque las estimaciones se restringieron al período 1990-1999 debido a limitaciones de información sobre algunas variables.

En varios casos se adoptaron *proxies* alternativas de los fundamentos del TCR, presentándose en el estudio simplemente las definiciones detalladas de aquellas que fueron finalmente utilizadas (ver definiciones y denominación de variables en el Anexo 1). La definición del TCR (considerando 8 y 10 socios comerciales) fue enunciada en la primera parte del estudio, habiéndose finalmente empleado información del TCR que considera a 10 socios comerciales.<sup>15</sup> Para incorporar el efecto de shocks de precios, se consideró información de los términos de intercambio, la cual refleja la relación entre los precios de las exportaciones y aquellos de las importaciones. Como medida (imperfecta) del gasto del gobierno en bienes no transables se consideró el gasto corriente de la administración pública, en el entendido que una proporción significativa del mismo se efectuaría en bienes domésticos. Se emplearon diferentes *ratios* como *proxies* del grado de apertura de la economía: importaciones en términos reales a PIB real, comercio total en términos reales a PIB real e importaciones corrientes como proporción de la absorción interna, también en valores corrientes. La postura de la política comercial fue representada usando el *ratio* de recaudaciones por renta aduanera como proporción de las importaciones, ambas en términos corrientes. Como *proxy* del flujo de capitales se consideraron el *ratio* saldo de la cuenta capital (con y sin errores y omisiones) a PIB y el déficit comercial en términos constantes como proporción del PIB real (bajo el enfoque de restricciones en el acceso a recursos externos). La tasa LIBOR a 90 y 360 días fue empleada como medida de la tasa de interés internacional, mientras que como *proxy* del incremento de la productividad de la economía se empleó la tasa de crecimiento del PIB real per cápita.

#### *b. Determinación del orden de integración de las variables*

Un aspecto central que debe analizarse antes de intentar una estimación es el orden de integración de las variables. Regresiones efectuadas entre variables no estacionarias podrían llevar a resultados espúeos, a menos que las mismas se encuentren cointegradas.

Para determinar el orden de integración de las series se aplicó el test Augmented Dickey-Fuller a los logaritmos de las series empleadas, excepto en el caso de la variable FLUJOSK, que presenta valores negativos. Los test fueron aplicados a las series expresadas tanto en niveles como en primeras diferencias, con los resultados que se presentan en el Cuadro 4.

---

<sup>15</sup> Los resultados obtenidos empleando la medida del TCR con 8 países son bastante similares.

**Cuadro 4**  
**Test de raíz unitaria Augmented Dickey-Fuller**

Variable	Series en niveles		Series en primeras diferencias	
	ADF	Crítico (5%)	ADF	Crítico (5%)
log(TCR10)	-2.874	-2.927	-2.860	-1.948
log(TI)	-1.113	-1.951	-2.083	-1.952
log(GNT)	-2.010	-2.947	-14.298	-1.950
log(APERTURA1)	-2.255	-2.945	-5.594	-1.950
log(APERTURA2)	-1.468	-2.945	-7.109	-1.950
log(APERTURA3)	-2.192	-2.945	-6.106	-1.950
log(POLCOM)	-2.517	-2.926	-9.079	-1.948
FLUJOSK	-2.338	-2.939	-5.047	-1.950

Notas: ADF se refiere al estadístico calculado. Las variables se encuentran definidas en el Anexo 1. La especificación del test en niveles incluye una constante. El test en primeras diferencias se especificó sin constante ni tendencia. El número de rezagos fue definido empleando el criterio de Akaike. Solamente se reportan los resultados para las variables empleadas en las regresiones.

El Cuadro 4 muestra que todas las variables consideradas son integradas de primer orden o I(1). De esta manera, una relación estadística válida entre estas variables expresadas en niveles podrá encontrarse solamente si éstas se encuentran cointegradas.

### c. Cointegración

La posible cointegración entre el TCR y sus fundamentos surge entonces como una propiedad deseable de las series por dos motivos. Primero, si se encuentran cointegradas podrán efectuarse estimaciones e inferencias consistentes mediante técnicas de regresión; y segundo, la cointegración de las series permitiría concluir que existe una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos. En este contexto, se aplicó el test de cointegración de Johansen-Juselius al sistema completo, utilizando diferentes alternativas de la medida de apertura de la economía. El test de Johansen-Juselius presenta un sesgo cuando considera muestras pequeñas (en este caso  $n=40$ ), tendiendo a rechazar las hipótesis nulas de “no cointegración” o “existe como máximo un vector de cointegración” (valores pequeños del *ranking* de cointegración  $r$ ). Por esta razón, se aplicó el ajuste propuesto por Cheung y Lai (1993) a los valores críticos del test.

Los resultados señalan que si se consideran los valores críticos sin ajustar existen un máximo de tres relaciones de cointegración entre las variables en el caso de APERTURA1, y a lo más dos relaciones en los de APERTURA2 y APERTURA3; Tomando en cuenta los valores críticos ajustados, en todos los casos se rechaza, al menos, la hipótesis nula de no cointegración de las variables ( $r=0$ ). Por tanto, en adelante se procede bajo la consideración de que las series del TCR y sus fundamentos se encuentran cointegradas.

**Cuadro 5**

**Test de cointegración de Johansen-Juselius considerando diferentes proxies del grado de apertura**

Series: log(TCR) log(TI) log(GNT) log(APERTURA) log(POLCOM) FLUJOSK

Relaciones de cointegración ( $H_0$ )	Estadístico calculado			Valores críticos 5%	
	APERTURA1	APERTURA2	APERTURA3	sin ajustar	ajustados
$r = 0$	121.45	121.06	121.17	82.49	99.99
$r < 1$	73.14	70.82	72.25	59.46	72.07
$r < 2$	40.31	36.27	39.75	39.89	48.35
$r < 3$	23.49	19.58	23.3	24.31	29.47
$r < 4$	7.36	6.18	7.07	12.53	15.19
$r < 5$	0.00	0.02	0.08	3.84	4.65

Notas: El estadístico calculado es el Likelihood ratio de Johansen-Juselius. El test se especificó sin intercepto ni tendencia. La sexta columna presenta los valores críticos ajustados para muestras pequeñas. El factor de ajuste es calculado como  $T/(T-nk)$ , donde  $T$  es el número de observaciones,  $n$  el número de variables incluyendo el intercepto, y  $k$  es el número de rezagos empleado. Se reportan los resultados del test efectuado entre las variables finalmente utilizadas en las regresiones.

*d. Estimación*

Se estimó un Modelo de Corrección de Errores (MCE), que combina la relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos y la dinámica de corto plazo. En esta última pueden influir factores diferentes a los fundamentos de largo plazo. Para la estimación del modelo se adoptó la estrategia de “dos pasos” de Engle y Granger (1987).

Siguiendo este enfoque, en el primer paso de la estimación se halla una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos en una regresión estática (entre variables contemporáneas) que considera las series expresadas en niveles y se efectúa mediante mínimos cuadrados ordinarios. El hecho que las series se encuentran cointegradas determina que los residuos de esta relación de largo plazo deben necesariamente ser estacionarios. En el segundo paso, estos residuos rezagados en un período son incorporados como variable explicativa en una regresión con variables en diferencias, la cual considera a la diferencia del TCR como variable dependiente (es decir, se estima la expresión (20), también mediante mínimos cuadrados ordinarios). En este caso, el coeficiente asociado a los residuos de la relación de largo plazo representa la velocidad de ajuste en el corto plazo del TCR hacia su nivel de largo plazo.<sup>16</sup>

Para realizar el primer paso del proceso de estimación se estructuraron tres modelos a partir de las diferentes definiciones de apertura adoptadas (cada modelo toma el nombre de la variable de apertura que lo compone). Adicionalmente, se incluyó la variable ficticia D9495, que captura *shocks* exógenos sobre el TCR ocasionados por procesos inflacionarios registrados en el Brasil y Perú entre 1994 (segundo semestre) y 1995 (primer semestre)

<sup>16</sup> Sin embargo, las estimaciones de la relación de cointegración podrían presentar sesgos si la muestra es demasiado pequeña.

que determinaron una importante depreciación del TCR en Bolivia. Los resultados de las estimaciones se presentan en el Cuadro 6.

**Cuadro 6**  
**Parámetros de largo plazo estimados usando medidas alternativas del grado de apertura**

Variable dependiente: log(TCR10)			
	APERTURA1	APERTURA2	APERTURA3
Intercepto	7.26 (13,08)	6.66 (16,16)	7.11 (14,25)
log(TI)	-0.63 (-6,28)	-0.57 (-6,22)	-0.60 (-6,41)
log(GNT)	-0.04 (-0,72)	-0.04 (-0,68)	-0.04 (-0,76)
log(APERTURA)	0.26 (2,54)	0.17 (2,44)	0.25 (2,65)
log(POLCOM)	-0.15 (-3,37)	-0.15 (-3,55)	-0.14 (-3,26)
FLUJOSK	-1.42 (-3,47)	-0.72 (-3,12)	-1.12 (-3,64)
D9495	0.09 (4,38)	0.09 (4,44)	0.09 (4,30)
R2 Ajustado	0.808	0.806	0.811
DW	1.273	1.216	1.276
ADF (Residuos)	-4.295	-4.366	-4.344

Notas: Los números entre paréntesis son los estadísticos t. El test ADF para los residuos se especificó sin constante ni tendencia.

El grado de ajuste obtenido en los modelos es bueno y los resultados del test ADF aplicados a los residuos confirman la evidencia de cointegración de las variables en todos los casos. Los coeficientes estimados tienen los signos esperados<sup>17</sup> y -con excepción de la variable que mide el gasto del gobierno en no transables- son significativos al 5%.<sup>18,19</sup> Un hecho destacable es la robustez de los coeficientes estimados, que presentan magnitudes relativamente similares entre modelos.

<sup>17</sup> Recuérdese, sin embargo, que el signo del coeficiente asociado a los términos de intercambio es teóricamente ambiguo.

<sup>18</sup> El efecto del flujo de capitales sobre el TCR no pudo ser capturado adecuadamente por las variables que lo miden a partir del saldo de la cuenta capital de la balanza de pagos (con y sin errores y omisiones), pues se obtuvieron signos contraintuitivos y baja significación. En contraste, trabajando con la variable los flujos de capital definida indirectamente a través del déficit comercial se lograron mejores resultados.

<sup>19</sup> La tasa de interés internacional y la *proxy* de *shocks* de productividad mostraron baja significación y signos contraintuitivos, por lo que no fueron incluidas en los modelos.

Con el propósito de analizar la buena especificación de los modelos estimados, se aplicaron los tests de Breusch-Godfrey (correlación serial) y ARCH (heteroscedasticidad) a los residuos de los tres modelos.<sup>20</sup> Los resultados presentados en el Cuadro 7 muestran que, con un 95% de confianza, no se pueden rechazar las hipótesis nulas de ausencia de correlación serial y homoscedasticidad de los residuos.

**Cuadro 7**  
**Relaciones de largo plazo: Test de diagnóstico**

Test	APERTURA1		APERTURA2		APERTURA3	
	Estadístico F	Probabilidad	Estadístico F	Probabilidad	Estadístico F	Probabilidad
Correlación serial LM (2)	2,3901	0,1083	2,8871	0,0708	2,4073	0,1067
Correlación serial LM (3)	1,5811	0,2145	1,9557	0,1419	1,5967	0,2109
Correlación serial LM (4)	1,1772	0,3414	1,4325	0,2483	1,1933	0,3347
Heteroscedasticidad ARCH (2)	0,657	0,5247	0,7973	0,4585	0,6561	0,5251
Heteroscedasticidad ARCH (3)	0,9022	0,4505	1,9557	0,1419	0,8117	0,4965
Heteroscedasticidad ARCH (4)	0,849	0,5051	0,8901	0,4815	0,7619	0,5581

Nota: Entre paréntesis se señala el número de rezagos empleado.

El segundo paso del proceso de estimación consiste en determinar la dinámica del TCR en el corto plazo, para lo cual deben realizarse regresiones con variables en diferencias y que consideren los residuos de las relaciones de equilibrio de largo plazo rezagados en un período. La estimación de los parámetros de corto plazo también se efectuó con base en los tres modelos estimados en el primer paso. Con el propósito de determinar si variables nominales podrían afectar el comportamiento del TCR en el corto plazo, se incorporó en las ecuaciones el regresor PEXT (ver definición en Anexo 1), que mide el impacto del tipo de cambio nominal sobre el real. Los resultados de la estimación del MCE se presentan en el Cuadro 8.

El grado de ajuste obtenido en los modelos es relativamente bueno considerando que se trabajó con una especificación en diferencias. Los coeficientes obtenidos tienen, en todos los casos, signos consistentes con aquellos estimados para el largo plazo y una significación estadística comparable con la obtenida en estudios similares. Al igual que los obtenidos en el primer paso de la estimación, los resultados del MCE muestran coeficientes robustos entre modelos, tanto en términos de magnitud como de significación.

<sup>20</sup> Adicionalmente se efectuaron los test de residuos recursivos, CUSUM y CUSUM CUADRADO (no se reportan) para evaluar la estabilidad de los parámetros estimados. Estos test señalan que los parámetros estimados en los tres modelos son estables.

**Cuadro 8**  
**Velocidad de ajuste y parámetros de corto plazo**

Variable dependiente:  $\Delta \log(\text{TCR10})$

	APERTURA1	APERTURA2	APERTURA3
Intercepto	-0.01 (-0,84)	-0.01 (-0,83)	-0.01 (-0,84)
Velocidad de ajuste (ERRORES(-1))	-0.50 (-3,74)	-0.50 (-3,81)	-0.51 (-3,77)
$\Delta \log(\text{TI})$	-0.43 (-3,52)	-0.41 (-3,48)	-0.42 (-3,51)
$\Delta \log(\text{GNT})$	-0.04 (-1,78)	-0.04 (-1,83)	-0.04 (-1,82)
$\Delta \log(\text{APERTURA})$	0.07 (1,10)	0.05 (1,11)	0.07 (1,21)
$\Delta \log(\text{POLCOM})$	-0.07 (-1,92)	-0.07 (-2,00)	-0.07 (-1,92)
$\Delta \text{FLUJOSK}$	-0.45 (-1,63)	-0.28 (-1,61)	-0.39 (-1,76)
$\Delta \log(\text{PEXT})$	0.46 (1,35)	0.45 (1,35)	0.46 (1,35)
$\Delta \text{D9495}$	0.03 (1,51)	0.03 (1,49)	0.03 (1,51)
R2 Ajustado	0.412	0.427	0.417
DW	1.832	1.849	1.842
ADF (Residuos)	-3.73	-2.73	-3.73

Notas: Los números entre paréntesis son los estadísticos t.  $\Delta(X)=X_t-X_{t-1}$ . El test ADF para los residuos se especificó sin constante ni tendencia.

### 5.3 TCR: Equilibrio de largo plazo y dinámica de corto plazo

Debido a que los resultados del modelo de largo plazo que considera la variable APERTURA3 son ligeramente superiores a aquellos de las otras alternativas, y que el modelo de corto plazo asociado al mismo presenta resultados aceptables, el análisis que se efectúa a continuación se refiere a ambas estimaciones.

#### a. Parámetros de largo plazo

Los signos de los parámetros de largo plazo estimados para los fundamentos del TCR se encuentran de acuerdo al modelo analítico adoptado. En este modelo, el efecto de los *shocks* sobre los términos de intercambio es ambiguo. Los resultados obtenidos muestran que una mejora de los términos de intercambio lleva a una apreciación del tipo de cambio real, sugiriendo que el efecto gasto de esta variable domina al efecto sustitución. Estos resultados son consistentes con el grueso de la evidencia empírica encontrada (ver p.ej. Edwards [1989], Repetto [1992] y Elbadawi y Soto [1995]). La magnitud de la elasticidad encontrada es superior a las halladas en

otros estudios<sup>21</sup> y señala que una mejora de 1 por ciento en los términos de intercambio apreciaría el tipo de cambio real en 0.6 por ciento.

Un incremento del gasto del gobierno en no transables presiona este mercado y determina una apreciación del TCR. Los resultados muestran evidencia no conclusiva sobre esta premisa. Si bien el signo del coeficiente estimado es el esperado, la significación estadística de la variable GNT como factor explicativo de TCR es baja. Asimismo, la elasticidad obtenida es pequeña, lo que muestra un efecto marginal del gasto del gobierno en no transables sobre el TCR.

El coeficiente de la variable que mide el grado de apertura de la economía es positivo, lo cual apoya la noción de que reformas estructurales orientadas a lograr un mayor grado de apertura comercial tendrán un efecto positivo sobre la competitividad de la economía, depreciando el tipo de cambio real. De esta manera, el creciente grado de apertura de la economía boliviana observado entre 1985 y 1999 habría contribuido a la depreciación del TCR a lo largo del período de estudio.

La postura más restrictiva de la política comercial, reflejada por ejemplo en mayores aranceles, determina una apreciación del TCR. El resultado sugiere la existencia de sustitución entre los bienes importables y los producidos internamente: mayores aranceles encarecen las importaciones, dirigiendo el consumo hacia bienes no transables. La evidencia encontrada muestra sin embargo que el efecto de esta variable de política sobre el TCR es bastante pequeño en el largo plazo. La elasticidad estimada señala que un incremento de 1 por ciento en las recaudaciones arancelarias determinará una apreciación de 0.14 por ciento del TCR.

El efecto de los flujos de capital estimado indirectamente a partir de la magnitud del déficit comercial pudo ser captado adecuadamente, de manera consistente con lo que se esperaría para una economía con ciertas restricciones en el acceso a recursos externos. De acuerdo a lo esperado, el coeficiente de esta variable es negativo. Ello determina que un incremento de los inlfujos de capital aumenta la absorción doméstica, la cual se dirigiría principalmente a no transables, apreciando el TCR tal como señala la literatura estándar.

Finalmente, se realizó un ejercicio orientado a comprobar el hecho que, en el largo plazo, variables nominales no tienen efecto sobre el tipo de cambio real de equilibrio (Baffes *et.al.* [1999]). Para ello se incluyó la variable PEXT en la especificación de largo plazo y se probó la hipótesis nula de que su coeficiente es igual a cero, hipótesis que no pudo ser rechazada (el test no se reporta). Ello corrobora la percepción de que variables nominales, como por ejemplo depreciaciones de la moneda, no tendrían un efecto de largo plazo sobre la competitividad de la economía.

---

<sup>21</sup> Ver por ejemplo Ferrufino (1992) para el caso boliviano.

*b. Velocidad de ajuste y dinámica de corto plazo*

Los coeficientes de corto plazo estimados proveen alguna evidencia en sentido que depreciaciones nominales de la moneda tienen efectos directos sobre el TCR en el corto plazo, aún cuando no los tienen en el largo plazo. Este resultado sugiere la existencia de rigideces nominales (como p.ej. de los salarios) que impiden que los efectos de depreciaciones nominales sean totalmente contrarrestados por el incremento de los precios domésticos.<sup>22</sup> Pese a que su significación es relativamente baja, el signo del coeficiente estimado es consistente con el esperado. La elasticidad obtenida es elevada y señala que –si los precios externos se mantienen constantes– una devaluación nominal de 1 por ciento induce una depreciación del TCR de 0.46 por ciento dentro de un trimestre.

Un parámetro de suma importancia dentro del segundo paso del proceso de estimación es el coeficiente asociado al término de corrección de errores, el cual mide la velocidad de ajuste del TCR hacia su nivel de equilibrio. La velocidad de ajuste es relativamente elevada (-0.51), lo que muestra la posibilidad de una rápida convergencia del TCR hacia su nivel de equilibrio de largo plazo.<sup>23</sup> Por ejemplo, la eliminación del 99 por ciento de un *shock* sobre el TCR requeriría de algo más de un año y medio.<sup>24</sup> Si bien la velocidad de ajuste es relativamente alta, la convergencia hacia un nuevo equilibrio no es de carácter inmediato, lo cual sugiere la presencia de rigideces en la economía.

Considerando el efecto de corto plazo de los fundamentos del TCR, se aprecia que los signos de los coeficientes estimados tienen sin excepción direcciones similares y magnitudes inferiores que las determinadas en el largo plazo. La significación de los coeficientes estimados es aceptable aunque no del todo elevada, tal cual suele observarse en especificaciones que incorporan variables expresadas en diferencias.

#### **5.4 TCR de Equilibrio y desalineamiento**

Bajo la metodología adoptada, el TCRELP se calcula empleando los parámetros de largo plazo de las regresiones estimadas (Cuadro 6) y “alimentándolos” con valores *sostenibles* de los fundamentos del TCR, es decir:

$$\log e^* = \mathbf{b}'F^* \tag{22}$$

donde  $\mathbf{b}$  son los parámetros de largo plazo (primer paso de la metodología de Engle-Granger), y  $F^*$  son valores sostenibles de los fundamentos del TCR.

---

<sup>22</sup> Orellana y Requena (1999) y Comboni (1994) muestran que el coeficiente *pass-through* se ha reducido sistemáticamente desde la estabilización de mediados de los ochenta, situándose en la actualidad en un nivel significativamente distinto de la unidad.

<sup>23</sup> Baffes *et al.*, con base en datos anuales, encuentran velocidades de ajuste de -0.76 para Burkina Faso y de entre -0.30 y -0.45 para Costa de Marfil. En otro estudio, efectuado con datos sobre 12 países en desarrollo con una metodología de ajuste parcial, Edwards (1989) encuentra una velocidad de ajuste sustancialmente menor: -0.19.

<sup>24</sup> El tiempo requerido para disipar  $x$  por ciento de un shock se puede calcular mediante la expresión  $(1-a)^t = x$ , donde  $t$  es el número de períodos y  $a$  es la velocidad de ajuste.

Debido a que en la práctica los fundamentos del TCR están conformados por componentes tendenciales y de corto plazo, un posible enfoque para determinar los valores “sostenibles” de estos fundamentos es el de series de tiempo. Teniendo en cuenta que las series pueden ser descompuestas en sus componentes permanente y transitorio, podría asociarse al primer componente el concepto de valores sostenibles.<sup>25</sup> Existen diferentes alternativas de descomposición, entre las cuales se encuentran la de Beveridge y Nelson, que permite separar el componente permanente de los shocks transitorios que afectan a una variable; el filtro de Hodrick-Prescott, que posibilita extraer la tendencia de largo plazo de una serie y provee por residuo el componente transitorio de la misma; o simplemente el cálculo de un promedio móvil que, mediante el proceso de suavización que implica, permite visualizar la tendencia que gobierna la evolución de una variable. Para fines del estudio se calcularon los valores sostenibles de cada uno de los fundamentos del TCR mediante la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott, empleando el parámetro de suavizado ( $\mathbf{I}$ ) sugerido por dichos autores ( $\mathbf{I}=1600$  en el caso de datos trimestrales). Adicionalmente, se construyeron valores sostenibles de los fundamentos del TCR mediante el cálculo de promedios móviles (“*backward-looking*”) considerando información de un período arbitrariamente definido de cinco trimestres.

El grado de desalineamiento estimado,  $\mathbf{d}_t$ , es simplemente la diferencia porcentual entre el valor de equilibrio computado y el índice observado en  $t$ :

$$\mathbf{d}_t = \log e_t^* - \log e_t = (\hat{\mathbf{b}}' F_t^p - \log e_t) \quad (23)$$

Tomando como base los resultados del modelo APERTURA3, en el Cuadro 9 se presentan el TCR observado, el estimado a partir de los valores observados de los fundamentos y dos medidas del TCR de equilibrio de largo plazo, obtenidas mediante la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott y a través del cálculo de promedios móviles.

---

<sup>25</sup> Al margen del enfoque de series de tiempo, Baffes *et.al.* (1999), plantean la posibilidad de construir fundamentos “contrafactuales”, consistentes en valores “deseables” de estas variables. La construcción de este tipo de fundamentos implica un elevado grado de juicios normativos.

**Cuadro 9**  
**Indices del Tipo de Cambio Real (promedios anuales)**  
**(Índice del TCR observado 1996=100)**

Año	Observado	Estimado	Tipo de Cambio Real de equilibrio		Sobrevaluación (%)	
			Hodrick-Prescott	Promedio móvil	Hodrick-Prescott	Promedio móvil
1990	80.9	81.1	82.1	n.d.	1.46	n.d.
1991	86.1	87.0	85.5	84.0	-0.72	-2.56
1992	88.9	88.5	89.2	87.3	0.34	-1.80
1993	92.6	95.4	92.7	92.1	0.09	-0.54
1994	103.1	103.5	102.0	102.8	-1.04	-0.30
1995	105.9	101.2	101.6	101.4	-4.27	-4.48
1996	100.0	98.4	97.8	97.1	-2.21	-2.96
1997	98.3	97.0	97.8	98.1	-0.51	-0.22
1998	95.5	97.4	97.3	97.6	1.77	2.06
1999	94.3	95.3	96.6	95.9	2.46	1.74
Promedio 91/97					-1.19	-1.84
Promedio 98/99					2.11	1.90

Notas: El TCR observado es el empleado en el análisis econométrico. Los parámetros empleados para calcular los índices del TCR de equilibrio en las diferentes alternativas corresponden al modelo de largo plazo APERTURA3. Los valores del TCR bajo la alternativa Hodrick-Prescott se obtuvieron mediante la aplicación de dicho filtro a las series de los fundamentos. Los valores bajo la alternativa Promedio móvil se obtuvieron mediante datos de los fundamentos suavizados con promedios móviles de 5 trimestres. La sobrevaluación se define como (TCR equilibrio - TCR observado)/TCR equilibrio.

Los resultados muestran que a lo largo de la década de los noventa el TCRELP presenta una tendencia a la depreciación, excepto en 1998 y 1999, reflejando una mayor competitividad de la economía y un incentivo para la producción de bienes transables. Este comportamiento estaría relacionado con la estabilización de mediados de los ochenta que determinó una mayor disciplina fiscal, una política comercial con una postura menos restrictiva hacia el comercio y un creciente grado de apertura de la economía, aspectos que fueron consolidados en los noventa. Asimismo, sería consistente con el deterioro de los términos de intercambio que enfrentó el país a lo largo del período de estudio.

Los resultados obtenidos mediante las dos metodologías de determinación del TCRELP muestran subvaluaciones o sobrevaluaciones cambiarias relativamente pequeñas del TCR a lo largo del horizonte de estudio, respecto a su valor de equilibrio de largo plazo estimado. Destacan por su magnitud los episodios de subvaluación acaecido en los años 1994/96 y la reciente sobrevaluación cambiaria de los años 1998/99. En el primer caso, el desalineamiento habría obedecido a la combinación de dos factores: por una parte se presentó el impacto de factores exógenos, en particular a la inestabilidad macroeconómica observada en las economías del Perú y Brasil (importantes socios comerciales del país), reflejada en el incremento de sus niveles inflacionarios en parte del período 1994/95; y por otro a la apreciación de las principales monedas europeas y del yen japonés frente al dólar en 1994/95. En contraste con la depreciación del TCR, entre 1994 y 1996 habría existido una tendencia a la apreciación del TCRELP, por efecto de una modesta recuperación de los términos de intercambio. En el episodio

de sobrevaluación del TCR de 1998/99 se presentó un escenario inverso, en el cual un marcado deterioro de los términos de intercambio y un mayor gasto del gobierno en no transables (medido como el gasto corriente del gobierno en relación al PIB) indujeron a una depreciación del TCRELP. Contrastando con esta tendencia, se produjo un fuerte *shock* exógeno a raíz de la marcada devaluación del real brasileño (65%) a principios de 1999 que determinó una apreciación del TCR observado de alrededor de 8% entre diciembre de 1998 y febrero de 1999.

De esta manera, las subvaluaciones o sobrevaluaciones observadas se habrían debido principalmente a un desalineamiento de tipo estructural. El TCR no se ajustó, o sólo lo hizo parcialmente, ante movimientos del TCRELP determinados por la trayectoria de sus fundamentos.

## 6. Apuntes finales

Bajo una óptica de equilibrio, las decisiones de la autoridad monetaria sobre el nivel de una devaluación en regímenes de tipo de cambio fijo o del ritmo de depreciación nominal de la moneda doméstica en regímenes del tipo *crawling-peg* dependen del grado de sobre o subvaluación del tipo de cambio real y de la velocidad con que la economía puede alcanzar su equilibrio macroeconómico, dadas las rigideces nominales o reales que enfrenta. Sin embargo, la medición del desalineamiento del TCR es una tarea difícil, debido a que el TCR de equilibrio es una función no observable de sus fundamentos. A ello se agrega el hecho que las economías generalmente no se encuentran en situación de balance interno y externo que permita identificar un TCR de equilibrio.

Los resultados del trabajo desechan la proposición de que el TCRE pueda ser determinado de acuerdo al enfoque de la Paridad del Poder de Compra, por lo menos para el período comprendido entre los años 1988 y 1999. Por tanto, una política cambiaria orientada simplemente a neutralizar diferenciales de inflación estaría perdiendo de vista posibles cambios de equilibrio del Tipo de Cambio Real a raíz de movimientos en sus fundamentos.

En contraposición, el análisis empírico efectuado muestra que tanto el TCR como sus fundamentos evolucionan en el tiempo, lo cual implica que el TCRE no se mantiene constante en el tiempo. Las metodologías alternativas empleadas para calcular los valores sostenibles de los fundamentos y estimar el TCRELP son consistentes entre sí, aún cuando las mismas podrían ser discutibles. Las estimaciones realizadas permiten observar que el TCRELP en general se ha depreciado a lo largo del período de estudio, obedeciendo principalmente a la sostenida tendencia decreciente de los términos de intercambio. Por tanto, buena parte de las variaciones del TCR a lo largo de la década de los noventa puede ser interpretada como cambios de equilibrio en respuesta a la evolución de sus fundamentos.

Las estimaciones del desalineamiento cambiario a lo largo del período 1990-1999 muestran que el TCR se ha mantenido en torno a sus niveles de equilibrio estimados a partir de los valores permanentes de sus fundamentos, salvo una subvaluación en 1994/96 y una pequeña sobrevaluación en 1998/99. La estabilización económica de

mediados de los ochenta, sumadas a la disciplina monetaria y fiscal observada durante los noventa reducen la posibilidad de desalineamiento inducido por inconsistencia de políticas macroeconómicas. De esta manera, el moderado desalineamiento observado del TCR consistiría fundamentalmente en un desalineamiento de tipo estructural.

Los resultados encontrados deben ser interpretados con cautela, ya que podrían estar influidos por limitaciones emergentes de la relativamente corta extensión del período muestral (40 trimestres). En muestras pequeñas, la metodología adoptada para la estimación del TCRE puede no ser capaz de captar sobre o subvaluaciones significativas del TCR respecto a su nivel de equilibrio, ya que implícitamente presupone que *en promedio* la economía se encuentra en equilibrio externo e interno a lo largo del período de estudio. Sin embargo, debe considerarse que, ante el significativo ajuste y la liberalización de la economía de mediados de los ochenta, la década de los noventa probablemente refleje de mejor manera las condiciones de equilibrio de la economía boliviana, caracterizada en los años setenta por flujos de capital y gasto fiscal insostenibles, y en la primera parte de los ochenta por graves desequilibrios productivos, fiscales y del mercado de trabajo.

Para alcanzar un TCR que permita eliminar los desequilibrios externos (medidos ya sea a través del déficit global de la balanza de pagos o de la cuenta corriente) y alcanzar el equilibrio interno, en ocasiones son necesarios ajustes de magnitud en el tipo de cambio real vigente. Sin embargo, realizar estos ajustes es difícil por sus potenciales consecuencias. Si bien la política cambiaria, a través de la devaluación/depreciación de la moneda, es un instrumento por excelencia orientado al logro del equilibrio externo mediante la modificación del tipo de cambio real y la mejora de la cuenta corriente cuando existen desequilibrios de balanza de pagos, también tiene otros efectos macroeconómicos que afectan el equilibrio interno. Esto es, impactos inflacionarios y efectos sobre el nivel de actividad.

Por su gran influencia sobre diversos aspectos de la economía, el manejo de la política cambiaria debe ser cuidadoso en busca de la consecución del equilibrio interno y externo. Este manejo debería considerar las modificaciones del tipo de cambio en función de sus fundamentos, así como tomar en cuenta la evolución de la inflación y la tendencia de la balanza de pagos. Asimismo, la política cambiaria debe considerar proyecciones realistas sobre la disponibilidad de fondos externos y el nivel de los términos de intercambio, de modo de evitar atrasos cambiarios y/o movimientos desestabilizadores de capital.

## **Referencias bibliográficas**

- Banco Central de Bolivia: "Boletín Estadístico". Varios números.
- \_\_\_\_\_, "Boletín Informativo" Nos. 74 (mayo 1999) y 80 (noviembre 1999).
- Baffes, John; Elbadawi, Ibrahim and O'Connell, Stephen (1999): "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate", in Montiel and Hinkle (Eds.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank. Washington DC, USA.
- Banerjee, Anindya; Dolado, Juan; Galbraith, John and Hendry, David (1997): *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press, USA.
- Cheung, Wong and Lai, Kon (1993): "Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No. 55.
- Comboni, Javier (1994): "La Política Cambiaria de Bolivia en el Período Agosto de 1985 – Septiembre de 1994", *Monetaria*, Vol. 18, No. 4.
- Edwards, Sebastián (1989): *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*, Cambridge. Massachusetts. MIT Press.
- Elbadawi, Ibrahim and Soto, Raimundo (1994): "Capital Flows and Equilibrium Real Exchange Rates in Chile", *Policy Research Working Paper 1306*, World Bank.
- \_\_\_\_\_, "Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Saharan Africa and other Developing Countries", *African Economic Research Consortium*, November.
- Enders, Walter (1995): *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, USA.
- Ferrufino, Rubén (1992): "El Tipo de Cambio Real en el Período Post Estabilización en Bolivia", mimeo, UDAPE.
- Hamilton, James (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press, USA.
- Hinkle, Lawrence and Nsengiyumva, Fabien (1999): "External Real Exchange Rates: Purchasing Power Parity, the Mundell-Fleming Model, and Competitiveness in Traded Goods", in Montiel and Hinkle (Eds.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank. Washington DC, USA.
- Kaminsky, Graciela (1988): "The Real Exchange Rate in the Short Run and the Long Run", *Discussion Paper*, University of California at San Diego.
- Montiel, Peter and Hinkle, Lawrence (1999): "Exchange Rate Misalignment: An Overview", in Montiel and Hinkle (Eds.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank. Washington DC, USA.
- Montiel, Peter (1999a): "The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research", in Montiel and Hinkle (Eds.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank. Washington DC, USA.
- \_\_\_\_\_, (1999b): "Determinants of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model", in Montiel and Hinkle (Eds.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank. Washington DC, USA.
- Nelson, C. and Plosser, C. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10.

- Nurkse, Ragnar (1945): "Conditions of International Monetary Equilibrium", *Essays in International Finance* No. 4 (Spring).
- Orellana, Walter y Requena, Jorge (1999): "Determinantes de la Inflación en Bolivia", *Revista de Análisis BCB*, Vol. 2, No. 2.
- Ramírez, Patricia (1991): "Análisis de los Determinantes del Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Bolivia", *Documentos de Trabajo IISEC-UCB*, La Paz.
- Repetto, Andrea (1992): "Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Una Aplicación al Caso Chileno", *Colección de Estudios CIEPLAN*, No. 36, (Diciembre).

## Anexo 1 Definición de variables

Las variables fueron construidas con información del Instituto Nacional de Estadística, Banco Central de Bolivia y Fondo Monetario Internacional.

**Tipo de Cambio Real (TCR8/TCR10).** Toma en cuenta las inflaciones y tipos de cambio de los principales socios comerciales de Bolivia: Argentina, Brasil, Chile, Perú, Estados Unidos, Alemania, Inglaterra y Japón (TCR8). En el caso de TCR 10 se suman Colombia y Suiza. Los índices del TCR son promedios geométricos de los tipos de cambio reales bilaterales de Bolivia respecto a cada uno de los países mencionados, ponderados por la participación de cada uno de ellos dentro del comercio internacional de Bolivia.

**Términos de Intercambio (TI).** Es el *ratio* del índice de precios de exportaciones al índice de precios de importaciones, calculados por el Instituto Nacional de Estadística con base 1990=100:  $TI = IPC^X / IPC^M$ .

**Gasto del Gobierno en Bienes No Transables (GNT).** Es el *ratio* del Gasto Final de Consumo de la Administración Pública a Producto Interno Bruto, ambos en términos corrientes:  $GNT = CONSGOB / PIB$ .

**Apertura Comercial 1 (APERTURA1).** Es el *ratio* de Importaciones a Producto Interno Bruto, ambos medidos en bolivianos de 1990:  $APERTURA1 = IMPK / PIBK$ .

**Apertura Comercial 2 (APERTURA2).** *Ratio* de Exportaciones más Importaciones a Producto Interno Bruto. Todas las variables se encuentran expresadas en bolivianos de 1990:  $APERTURA2 = (IMPK + EXPK) / PIBK$ .

**Apertura Comercial 3 (APERTURA3).** *Ratio* de Importaciones a Absorción Interna, ambas expresadas en bolivianos corrientes:  $APERTURA3 = IMP / (PIB - (EXP - IMP))$ .

**Política Comercial (POLCOM).** *Ratio* de Recaudaciones por Renta Aduanera a Importaciones, en términos corrientes:  $POLCOM = RENTADU / IMP$ .

**Flujos de Capital (FLUJOSK).** Flujos de capital definidos de manera indirecta como el *ratio* de Importaciones menos Exportaciones en términos constantes a Producto Interno Bruto, también en términos constantes:  $DEFICIT = (IMPK - EXPK) / PIBK$ .

**Precios Externos (PEXT).** Índice de Precios Externo, construido a partir de los IPC de los 10 principales socios comerciales de Bolivia, ponderados por su participación en el comercio; multiplicado por el Tipo de Cambio Nominal:  $PEXT = IPC^W * TCN$ .