

ESTIMACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO PARA BOLIVIA*

MARÍA ANGÉLICA AGUILAR MARQUEZ

* Se agradecen los valiosos comentarios de Armando Pinell, Walter Orellana, Raúl Mendoza, Rafael Boyán, Fernando Escobar y los de funcionarios de la División del Hemisferio Occidental del Fondo Monetario Internacional a una versión anterior de este documento. Los errores u omisiones que pudieran subsistir son de exclusiva responsabilidad de la autora. Asimismo, las opiniones expresadas en este documento corresponden a la autora y no comprometen la posición del Banco Central de Bolivia.

RESUMEN

La estimación del tipo de cambio real de equilibrio para distintas economías es un tema constantemente abordado en la literatura económica. Los trabajos empíricos de esta naturaleza intentan determinar si el tipo de cambio real se encuentra desalineado respecto a su nivel de equilibrio con el propósito de que las autoridades elijan cómo corregir los desvíos en la medida en que resulten importantes.

El estudio estimó el tipo de cambio real de equilibrio para Bolivia con base en sus fundamentos para el período 1990-2002 empleando modelos de corrección de errores. Los resultados encontrados permiten diferenciar el comportamiento del tipo de cambio real en dos períodos: en el primero (1990-1995), éste experimentó desalineamientos de relativa importancia (sobreevaluaciones y subvaluaciones) pero de corta duración. En el segundo, a partir de 1996, su trayectoria siguió muy de cerca a la del tipo de cambio real de equilibrio, con pequeños desvíos transitorios. A fines de 2002, el boliviano habría estado subvaluado aproximadamente en 3%.

Clasificación JEL: F31, F41, F47

Palabras clave: tipo de cambio real de equilibrio, desalineamiento, modelos de corrección de errores, Bolivia

Correo electrónico: maguilar@bcb.gov.bo

1. INTRODUCCIÓN

La estimación del tipo de cambio real de equilibrio para distintas economías es un tema constantemente abordado en la literatura económica. En general, los trabajos empíricos de esta naturaleza determinan si el tipo de cambio real se encuentra desalineado respecto a su nivel de equilibrio y estiman el grado de desalineación a fin de que las autoridades analicen las opciones de política disponibles para corregir los desvíos en la medida en que éstos resulten importantes.

Los estudios sobre el tipo de cambio real de equilibrio en Bolivia, empero, son relativamente escasos. A inicios de la década de los noventa, se destacan los estudios de Ramírez (1991), Candia (1992), Edwards (1992) y Ferrufino (1992). Candia se centra en el desarrollo de un marco teórico que relaciona el déficit fiscal y las tasas de interés con la evolución del tipo de cambio real, en tanto que Ramírez, Edwards y Ferrufino estiman ecuaciones para el tipo de cambio real de equilibrio de corto plazo, hallando desalineamientos asociados al deterioro de los términos de intercambio, principalmente. Más recientemente, Lora y Orellana (2000), para el período 1990-1999, estiman el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo identificando períodos de subvaluación entre 1994 y 1996 y de sobrevaluación entre 1998-1999.

Factores de orden externo e interno más recientes, como la devaluación del peso argentino que siguió al abandono del Plan de Convertibilidad y un mayor gasto público en un contexto de bajo crecimiento económico, permiten explorar nuevamente la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio. En este sentido, este trabajo se propone estimar dicha trayectoria y determinar si el tipo de cambio real se encuentra desalineado respecto a su valor de equilibrio.

El trabajo se halla dividido en cinco partes. Luego de esta introducción se desarrolla una breve revisión de los métodos que generalmente se emplean para estimar el tipo de cambio real de equilibrio. En la tercera sección, se describe el modelo teórico que identifica las relaciones entre el tipo de cambio real de equilibrio y sus fundamentos para efectuar las estimaciones econométricas en la cuarta sección. En la última parte del estudio se exponen las conclusiones.

2. METODOLOGÍAS PARA LA ESTIMACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO

2.1 MEDICIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL

El punto de partida para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio consiste en establecer qué medida se empleará para calcular el tipo de cambio real observado. Hinkle y Nsengiyumva (1999) señalan que el tipo de cambio real (TCR) puede ser medido de dos formas alternativas: El TCR “externo” y el TCR “interno”.

El TCR “externo” se calcula como la razón entre el nivel agregado de precios externos y el nivel de precios vigente en el país de origen, medidos en una moneda común. Esta definición se deriva de la condición de la paridad del poder de compra, aunque también existen medidas del TCR externo asociadas al modelo Mundell-Fleming y a la competitividad de los bienes transables. En el primer caso, se asume que cada país produce un solo bien agregado que se consume y se exporta (el PIB) y el precio del bien de cada país está determinado por su costo de producción. Entonces, el TCR “externo” se definiría como el cociente entre el deflactor del PIB del país de origen y el de su socio comercial. El modelo asume que el deflactor del PIB es equivalente al índice de precios de las exportaciones y que los costos de producción del país socio podrían compararse a los índices de precios de las importaciones. De esta manera, el TCR del modelo Mundell-Fleming es exactamente igual a la relación de términos de intercambio. Este análisis es particularmente útil para los países desarrollados, que producen bienes manufacturados diferenciados y cuyos costos de producción no son muy distintos a los costos asociados al deflactor del PIB. Esto, sin embargo, no ocurre con los países menos desarrollados, que se caracterizan por exportar materias primas y que enfrentan precios internacionales muy volátiles.

El TCR “externo” asociado a la competitividad del sector transable intenta reflejar los costos de producción de los productos transables. Está definido como el costo relativo de producir bienes transables, medido en una moneda común entre el país de origen y su principal socio comercial. Se pueden utilizar diferentes variables para medir los costos, entre las cuales estaría el costo unitario laboral en la manufactura, los deflactores de la industria manufacturera, precios al por mayor y valores unitarios de exportación. Desde luego, la medición de este concepto del TCR requiere mayor información que la asociada a la condición de la paridad del poder compra.

El TCR "interno", en cambio, está definido como la razón entre los precios de bienes transables y no transables. Este concepto intenta reflejar los incentivos que se dan a través de estos precios relativos en una economía para producir y/o consumir bienes transables o no transables, constituyéndose el TCR en un indicador para la asignación de recursos. Cuando se trabaja con esta definición del TCR en modelos teóricos, se supone que los bienes importables y exportables se agregan en un solo bien compuesto que es transable. Esta formulación no permite captar el efecto de la relación de términos de intercambio sobre el tipo de cambio real, que tradicionalmente se ha considerado como un fundamento de este último.

La medición del TCR "interno" también presenta algunas complicaciones. Como el objetivo de este indicador es medir los incentivos relativos internos para la producción y consumo entre bienes transables y no transables, los efectos de los impuestos, subsidios y restricciones al comercio deberían ser excluidos de su cálculo (Hinkle y Nsengiyumva, 1999). Un segundo tema consiste en cómo efectuar la clasificación de bienes en transables y no transables; en la práctica, los bienes más bien tienen grados de transabilidad y no es posible realizar una clasificación muy estricta.

Este estudio optó por utilizar el TCR "externo" que, pese a sus limitaciones (pues se calcula con índices de precios al consumidor y está fuertemente influenciado por los desequilibrios macroeconómicos que atraviesan los socios comerciales), cuenta con un número mayor de observaciones que el TCR "interno" y elimina el problema de la clasificación de los bienes según su transabilidad.¹ La serie disponible del TCR interno para Bolivia se inicia en el segundo trimestre de 1992 y el criterio de transabilidad corresponde a la canasta de productos establecida en 1991 por el Instituto Nacional de Estadística.

¹ El TCR "externo" en Bolivia se denomina Índice de Tipo de Cambio Efectivo y Real y considera a los diez socios comerciales más importantes del país.

2.2 METODOLOGÍAS DE ESTIMACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO (TCRE)

La estimación empírica del TCRE se ha realizado utilizando diferentes enfoques y metodologías. Ahlers y Hinkle (1999) agrupan estos enfoques en los cuatro siguientes grupos:

a. El enfoque asociado a la condición de paridad relativa del poder de compra

Esta condición sugiere que la variación del tipo de cambio nominal debe ser proporcional al diferencial entre la inflación interna e internacional. Si la condición se cumple, el TCRE sería una constante y los desalineamientos del tipo de cambio real ocurrirían cuando las variaciones del tipo de cambio nominal no sean suficientes para compensar el diferencial entre la inflación interna e internacional.

Si se asume *ex ante* que un país cumple con la condición de la paridad relativa del poder de compra, el TCRE estimado corresponde a aquel valor que se obtendría en una situación en la que la economía no presenta *shocks* importantes. En términos prácticos, este valor se obtiene definiendo un año base considerado como “estable”. El valor del TCR en ese año, corresponde al valor de equilibrio del tipo de cambio real.

Si, por el contrario, se considera que el tipo de cambio real de un país está determinado por sus fundamentos, el enfoque de la paridad relativa del poder de compra sólo es aplicable si las series correspondientes a éstos son estacionarias y, en consecuencia, la serie del tipo de cambio real también lo es. En este caso, el valor del TCRE correspondería a la media de la serie del tipo de cambio real observado.

b. Enfoque de las ecuaciones de comercio exterior

Esta metodología se basa en el papel básico del tipo de cambio real para influir en el saldo de la cuenta corriente, principalmente a través de la balanza comercial. Las tareas a efectuarse para estimar el TCRE son las siguientes:

- Estimación de las elasticidades de las exportaciones e importaciones respecto al tipo de cambio real, de modo que se

pueda establecer una relación cuantitativa entre estas variables y, en consecuencia, con el saldo en cuenta corriente.

- De manera independiente, se determina un saldo “objetivo” o de “equilibrio” para la cuenta corriente, utilizando proyecciones del balance ahorro-inversión o datos sobre flujos de capital considerados como sostenibles.
- Estimar un balance “estructural” de la cuenta corriente, ajustando el balance observado por factores cíclicos, exógenos y asociados a cambios de política por parte de las autoridades.

La relación cuantitativa entre el tipo de cambio real y la cuenta corriente permite determinar el grado de apreciación o depreciación que requeriría el tipo de cambio real para modificar el saldo de la cuenta corriente “estructural” hacia su valor “objetivo”, todo lo demás constante. En consecuencia, el TCRE estimado es aquel que es consistente con el saldo “objetivo” de la cuenta corriente.

La especificación de un saldo “objetivo” para la cuenta corriente es a menudo uno de los pasos más complicados para la estimación empírica del TCRE pues implica un análisis intertemporal de esta variable. Ahlers y Hinkle (1999) sugieren que para determinar los niveles sostenibles de los flujos netos de capital, es necesario diferenciar a los países que tienen acceso a los mercados internacionales para financiarse de aquellos que tienen restricciones para ello. En los países que tienen un reducido acceso a los mercados de capital y que, por lo tanto, absorben recursos externos principalmente en la forma de flujos de ayuda, el saldo “objetivo” de la cuenta corriente debe basarse en proyecciones sobre la disponibilidad de estos flujos de ayuda. Estas proyecciones pueden realizarse con base en la información pasada o con datos de futuros desembolsos de las instituciones donantes.

En el caso de aquellos países que tienen acceso a los mercados de crédito, los flujos pueden proyectarse con base en balances ahorro-inversión que se consideran sostenibles o con saldos de deuda compatibles con la restricción intertemporal presupuestaria del país. Un mayor flujo de capitales permitirá un mayor déficit “objetivo” en cuenta corriente, consistente con un valor más apreciado del tipo de cambio real de equilibrio.

En lo que se refiere a la estimación del balance “estructural” de la cuenta corriente, es necesario establecer relaciones entre aquellas variables que pueden afectarlo, como la demanda interna, los términos de intercambio, etc., y con base en estas relaciones calcular el balance “estructural”. Ésta, desde luego, no es una tarea menos complicada que la anterior.

c. Equilibrio general - modelos estructurales

Una de las principales críticas al enfoque de las ecuaciones de comercio exterior es que no considera el proceso a través del cual se determina el tipo de cambio real de equilibrio. Éste se calcula sin tomar en cuenta la endogeneidad de algunas variables y con cada cambio que se asume en los saldos de la cuenta corriente “objetivo” y “estructural” es posible estimar un nuevo valor para el tipo de cambio real de equilibrio, las exportaciones e importaciones, pero no es posible determinar los nuevos valores de otras variables importantes en la economía como el ahorro, inversión, ingresos fiscales, etc. Por estas razones, muchos estudios han optado por desarrollar modelos estructurales de equilibrio general que permitan analizar de mejor manera las interacciones entre las variables que conforman el modelo.

La construcción de modelos de equilibrio general suele ser la opción más atractiva para la estimación del TCRE porque incorpora interacciones macroeconómicas a través de un modelo agregado completamente dinámico. Asimismo, esta metodología tendría cierta flexibilidad para adoptar versiones distintas del TCR en diferentes períodos de tiempo y permite que su naturaleza estructural muestre los mecanismos a través de los cuales el TCRE se determina.

Las limitaciones de los modelos estructurales están relacionadas con la profundidad del conocimiento teórico de las relaciones que operan en la economía, con la efectividad de las técnicas estadísticas empleadas y con la disponibilidad y calidad de la información. Aún en los países desarrollados, las dudas sobre la especificación de los modelos, la estimación empírica y la estabilidad de los parámetros han reducido la confianza en ellos. La especificación de estos modelos por primera vez en países en desarrollo, en los que han sido frecuentes los desequilibrios macroeconómicos y que tienen restricciones con la calidad y cantidad de información, también ha sido una tarea difícil y su credibilidad ha sido mucho más cuestionada. El diseño y puesta en marcha de modelos con estas características suelen ser costosos en tiempo y en recursos.

Haque, Lahiri y Montiel desarrollaron un modelo basado en la estructura productiva planteada por Mundell y Fleming, que asume que la economía tiene un alto grado de integración con los mercados financieros internacionales. Este modelo fue aplicado para el caso de Tailandia por Haque y Montiel (1999), habiendo encontrado que el tipo de cambio real estaba sobrevaluado aproximadamente 13% en 1995. Esto se confirmó más adelante, con la crisis que enfrentó este país en 1997.

d. Equilibrio general - formas reducidas

Este método resulta atractivo debido a que, como los modelos de carácter estructural, incorpora las interacciones de equilibrio general en una estructura dinámica que permite generar una serie temporal para el TCRE, en lugar de un solo punto en un momento determinado. En comparación con los modelos estructurales, los modelos especificados en formas reducidas demandan una menor cantidad de información para su especificación. Desde un punto de vista teórico, este método requiere de una apropiada especificación de las relaciones de largo plazo, pero la estructura dinámica de la economía no necesariamente debe ser establecida *ex ante*.

Baffes *et al.* (1999) realizan un estudio para Burkina Faso y Costa de Marfil, en el que identifican los fundamentos del tipo de cambio real de equilibrio. Algunos de ellos son los términos de intercambio, el grado de apertura de la economía, los flujos de capital, la composición de la absorción doméstica, etc. En el caso de Burkina Faso, los determinantes elegidos y el TCR resultaron ser series estacionarias, por lo que este caso se constituye en evidencia de que aún en algunos países la condición de la paridad del poder de compra podría presentar una adecuada representación del comportamiento del tipo de cambio real. Para Costa de Marfil, los autores encontraron series no estacionarias y estimaron el TCRE, identificando una sobrevaluación de aproximadamente 34% a principios de la década de los noventa, justo antes de la devaluación que experimentó la moneda de ese país.

Este método ha recibido bastante atención por parte de los investigadores como una técnica para estimar el TCRE en economías desarrolladas y en desarrollo y, por sus ventajas, se constituye en un interesante campo de

investigación.² Sin embargo, la metodología también tiene sus desventajas: las pruebas estadísticas que a menudo se efectúan en los modelos tienen poco poder en muestras pequeñas y las especificaciones dinámicas requeridas en algunas de las técnicas estadísticas absorben un gran número de grados de libertad. Como resultado, los estimadores del TCRE derivados con esta técnica pueden resultar poco robustos respecto al conjunto de fundamentos o a los procedimientos para seleccionar el “mejor modelo” cuando se tiene un conjunto muy amplio de fundamentos y las series de tiempo son relativamente cortas, como es el caso usual en los países menos desarrollados.

2.3 METODOLOGÍA ADOPTADA

Revisadas las metodologías que podría emplear el estudio, se adoptó la línea de los trabajos empíricos que plantean la estimación del tipo de cambio real de equilibrio a través de la identificación de sus fundamentos, empleando formas reducidas. La elección de esta metodología obedece principalmente a las siguientes razones:

- El enfoque de la paridad relativa del poder de compra ha sido abordado previamente por otros trabajos para Bolivia. Lora y Orellana (2000) descartan formalmente la posibilidad de que este enfoque se aplique al caso boliviano.
- El enfoque de las ecuaciones de comercio exterior y los modelos estructurales de equilibrio general plantean requerimientos de información considerablemente mayores a los modelos que emplean formas reducidas. La calidad y cantidad de la información disponible han sido frecuentemente factores limitantes para la especificación este tipo de modelos en Bolivia.

3. FUNDAMENTOS DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO

Esta sección presenta de forma muy breve el modelo analítico empleado por Lora y Orellana, también empleado por Baffes *et al.* y desarrollado por Montiel (1999). Este modelo corresponde al de un país en desarrollo, considerado “representativo” e intenta analizar la determinación del tipo

² Pueden consultarse, por ejemplo, los estudios de Chand (2001) para Australia, MacDonald y Ricci (2003) para Sudáfrica, Paiva (2001) para Costa Rica y para Bolivia, Lora y Orellana (2000).

de cambio real en una economía pequeña y abierta con un tipo de cambio nominal predeterminado.³

La economía es descrita con el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$L_T(w_T) + L_N(w_N) = L \quad (1)$$

$$y_N(e, \xi) = c_N + g_N \quad (2) \quad \frac{\partial y_N}{\partial e} < 0; \quad \frac{\partial y_N}{\partial \xi} < 0$$

$$y_N(e, \xi) = (1-\theta)c + g_N \quad (2')$$

$$\dot{b} + z + if = \dot{f}$$

$$b + z + if = f \quad (3)$$

$$y_T(e, \xi) - g_T - \theta c + z + if = 0 \quad (3') \quad \frac{\partial y_N}{\partial e} < 0; \quad \frac{\partial y_N}{\partial \xi} < 0$$

$$\dot{f}_c = t + if_c + m - (g_T + g_N) \quad (4)$$

Las ecuaciones (1) y (2) reflejan el equilibrio interno, que ocurre cuando no se producen excesos de oferta o demanda en los mercados de trabajo y de bienes no transables. La ecuación (1) muestra que la demanda de trabajo en los sectores transable y no transable (L_T y L_N , respectivamente) debe ser igual a la oferta total de mano de obra (L).

Por su parte, la producción de bienes no transables, y_T , debe satisfacer la demanda por estos bienes por parte de los sectores privado (c_N) y público, g_N . Si denotamos a θ como la proporción del consumo (c) destinada a bienes transables, la ecuación (2) puede ser re-escrita como (2'). Además, es importante destacar que las depreciaciones reales tienen como efecto una reasignación de recursos del sector no transable al transable, de modo que la producción de no transables se reduce. Los *shocks* de productividad, denotados por ξ , incrementan la productividad del sector transable, reduciendo la producción de bienes no transables.

La ecuación (3) incorpora al sector externo de la economía: el saldo en la

³ Con tipo de cambio predeterminado, el autor se refiere específicamente a un régimen de tipo de cambio deslizando (Montiel, 1999).

cuenta corriente refleja la variación de activos externos, f . El balance en cuenta corriente incluye a la balanza comercial, b , las donaciones externas recibidas por el gobierno (z) y el rendimiento de los activos externos netos (if). Una visión de equilibrio externo sugiere que éste se alcanza cuando los activos externos netos llegan a su estado estacionario, es decir, cuando permanecen invariables. Esto equivale a decir que se podría igualar (3) a cero, quedando como (3'). Esta ecuación desagrega la balanza comercial como la diferencia entre la producción de bienes transables y su consumo por parte de los sectores público y privado. Cuando se presenta la ecuación de esta forma, es posible observar que un mayor consumo puede ocasionar un déficit en cuenta corriente, por lo que para retornar al equilibrio se necesitará una depreciación del tipo de cambio real que desvíe la producción hacia el sector transable y la demanda hacia el sector no transable.

Para cerrar el modelo, la ecuación (4) incorpora la restricción presupuestaria del sector público consolidado. El sector público percibe ingresos por la recaudación de impuestos (t), por el rendimiento de sus

activos (i) y por señoreaje (m), sus gastos se pueden clasificar en bienes transables y no transables y el resultado se reflejaría en la variación de los activos que mantiene. En estado estacionario, los activos del sector público permanecen invariables, por lo que en equilibrio, los gastos del gobierno deben ser financiados con impuestos, rendimientos de los activos y señoreaje. El modelo asume que los déficit se financian exclusivamente con impuestos.

Cuando se alcanza simultáneamente el equilibrio interno y externo, es posible expresar el tipo de cambio real de equilibrio (de largo plazo) en función de sus fundamentos:

$$e^* = e^*(g_N, g_T, [i^{**} + z], \xi) \quad (5)$$

El asterisco denota los valores de estado estacionario de las variables. Baffes *et al.* sostienen que cuando la economía enfrenta restricciones de acceso a financiamiento externo, depende en mayor medida del ahorro interno. A medida que la economía se acerca al límite de financiamiento externo que puede obtener, los movimientos en la cuenta capital dejan de ser relevantes y lo mismo ocurre con el rendimiento de los activos (y las transferencias que se puedan recibir del exterior), entonces el déficit en

balanza comercial se convierte en una función exógena de los flujos de donaciones en el corto y largo plazo, determinando el flujo de recursos a la economía. En este caso el déficit comercial pasa a formar parte de los fundamentos del TCRE y se define como $d = -b = if + z$. En consecuencia, (5) se puede expresar como:

$$e^* = e^*(g_N, g_T, d, \xi) \quad (6)$$

Por último, el modelo introduce consideraciones sobre los términos de intercambio, la política comercial y diferenciales de productividad sobre el tipo de cambio real de equilibrio, quedando éste finalmente explicado por (7):

$$e^* = e^*(g_N, g_T, d, \xi, \eta, \tau) \quad (7)$$

- + - - - ?

η es un parámetro que resume la política comercial del país, definido como $\eta = (1 + t_M)/(1 - t_X)$. t_M , se refiere a los aranceles y t_X , a los subsidios a las exportaciones. El término τ , por su parte, representa a los términos de intercambio.

Los signos que se encuentran por debajo de la ecuación denotan las derivadas parciales de e^* respecto a sus fundamentos y se explican brevemente a continuación:

Política fiscal (g_N, g_T)

El gasto del sector público tiene distintos efectos sobre el TCRE dependiendo de su composición. Por ejemplo, un incremento en el gasto del sector público en bienes transables afecta el equilibrio externo, generando déficit comercial, lo cual requiere una depreciación real para mantener dicho equilibrio. Por el contrario, si se produce un aumento en el consumo de bienes no transables, el exceso de demanda en este mercado necesitará un aumento en los precios relativos, produciéndose una apreciación del tipo de cambio real.

MacDonald y Ricci (2003) incorporan al déficit fiscal del sector público en lugar de alguna variable de gasto. Sin embargo, en este caso los resultados son más difíciles de interpretar debido a que el déficit es el resultado de decisiones que no sólo involucran el consumo del gobierno, sino también el nivel de ingresos públicos.

Flujos de capital

La entrada de flujos de capital permite un mayor nivel de consumo en los agentes económicos y este efecto podría traducirse en una mayor absorción. En el mercado de bienes no transables, se produciría un aumento en los precios, causando la apreciación del tipo de cambio real. También resulta útil diferenciar entre flujos de transferencias y otros que exigen repago. En el primer caso, el efecto sobre el tipo de cambio real definitivamente es de apreciación. En el segundo, el repago de los flujos podría generar también una depreciación real, asociada al posible deterioro del saldo en la cuenta corriente.

Efecto Balassa-Samuelson

Incrementos en la productividad del sector transable tienen como efecto una mayor demanda de mano de obra y, en consecuencia, se eleva el salario de equilibrio en ese sector. La mano de obra se desplaza entonces del sector no transable al transable y se puede observar una menor producción de no transables. Como resultado, el exceso de demanda en el mercado de no transables incrementa los precios en ese sector, produciendo la apreciación del tipo de cambio real. El consumo se incrementa en el largo plazo, como se esperaría luego de un incremento en la productividad del sector transable.

Los estudios empíricos han enfrentado importantes limitaciones al momento de establecer una variable *proxy* que mida la productividad del sector transable. Es común, en muchos de ellos, la utilización del diferencial entre el producto *per capita* del país y el de sus socios comerciales. Debido a que en muchos casos esta variable es difícil de construir, MacDonald y Ricci sugieren que el diferencial de tasas de interés podría contribuir a medir este efecto. A través de este diferencial se estaría reflejando la productividad del capital del país respecto a la de los socios comerciales.

Política comercial

Si un país decide elevar las tasas arancelarias y/o los subsidios a las exportaciones, estará reflejando una postura comercial más dura respecto a otros países. Si las importaciones se encarecen, se sustituirá el consumo de importables por bienes producidos internamente y los precios de los bienes

no transables se elevarán, produciendo la apreciación del tipo de cambio real. Si se otorgan subsidios a las exportaciones, los trabajadores se trasladarían al sector que produce exportables, presionando nuevamente sobre los precios del sector no transable y ocasionando la apreciación del tipo de cambio real. En suma, una postura más dura en materia comercial, tendría como efecto la apreciación del tipo de cambio real de equilibrio.⁴

Términos de intercambio

Una mejora en la relación de términos de intercambio genera un efecto de mayor ingreso en la economía. Ello incrementa el consumo, el saldo en cuenta corriente se deteriora y se necesita una apreciación del tipo de cambio para corregir la situación. Sin embargo, también es posible que se den efectos de sustitución entre los bienes exportables, importables y no transables con la consecuente depreciación del tipo de cambio real. La predominancia de uno u otro efecto sobre el tipo de cambio real es una cuestión empírica.

4. ESTIMACIÓN DEL TCRE Y DESALINEAMIENTO

4.1 LOS DATOS

Considerando las limitaciones en términos de disponibilidad de datos, la frecuencia elegida para el estudio fue la trimestral. No se cuenta con series anuales lo suficientemente largas para obtener buenos resultados y la inestabilidad macroeconómica de mediados de la década de los ochenta representó un cambio estructural muy importante que probablemente invalidaría una estimación con datos anuales.

Para cada fundamento descrito en la sección anterior, se construyó una o más variables *proxy* y el Anexo 1 presenta un detalle de las mismas.

- Como medida del TCR se empleó el índice de tipo de cambio efectivo y real que se calcula en el Banco Central de Bolivia.
- Se construyeron varias alternativas para medir el efecto del gasto público sobre el TCRE. Estudiada la composición del gasto del sector público boliviano, se asumió que está destinado

⁴ En la sección siguiente, además de la variable de política comercial, se incluye una *proxy* que caracteriza el grado de apertura de la economía boliviana en el comercio internacional.

principalmente a bienes no transables, aunque no es posible realizar una diferenciación muy clara entre las partidas de gasto. Las variables LGNT2 y LGNT3, por ejemplo, consideran los gastos de capital del sector público y también se considera que éstos se destinan al sector no transable. La inversión pública se caracteriza por la dotación de infraestructura, lo cual implica la contratación de servicios del sector privado (licitaciones), el pago por mano de obra y la utilización de insumos de carácter no transable (insumos para la construcción, por ejemplo).

- Los datos de las exportaciones e importaciones permitieron construir varias alternativas para las *proxies* de los flujos de capital (FK1 a FK6), de política comercial (LPOLCOM1 a LPOLCOM4) y apertura (LAPERTURA1 a LAPERTURA10). Esto fue posible porque se tienen datos de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios (de las Cuentas Nacionales) y de los valores oficiales CIF y FOB para el comercio exterior de bienes. Además, los datos están disponibles tanto en valores corrientes como constantes.
- Las variables que tienen un número bastante reducido de *proxies* son el diferencial de tasas de interés, que sólo considera las variantes en cuanto al plazo de la tasa de interés internacional (LIBOR)⁵ y el índice de términos de intercambio, que es la única variable disponible para medir la relación entre precios y tipo de cambio real.⁶

Un análisis gráfico de las series permitió identificar un componente estacional importante en las variables del sector fiscal. Por esta razón, se trabajó con series desestacionalizadas, empleándose el método CENSUS X12 en su opción aditiva. Se eligió esta alternativa debido a que las *proxies* para los flujos de capital presentan valores negativos. Esta característica impide el uso del método multiplicativo. Adicionalmente, el análisis gráfico de las series sugiere la independencia entre los componentes de las series.

⁵ Pese a que esta es una medida -muy imperfecta- para capturar el efecto Balassa-Samuelsón, se incluyó de todas maneras en las estimaciones a falta de datos para construir un diferencial entre productos *per cápita*.

⁶ Algunos estudios emplean índices de precios de exportación en lugar del índice de términos de intercambio. El BCB cuenta con un índice mensual de precios para los principales productos de exportación de Bolivia, pero la serie se encuentra disponible sólo a partir de 1996.

4.2 PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Una vez definido el conjunto de variables a emplear en la estimación, se procedió a verificar el orden de integración de las series. El Anexo 2 presenta los resultados de la prueba ADF en cada una de las series disponibles. Resultaron estacionarias en niveles las series de ingresos de capital del Sector Público No Financiero, una de las *proxies* para medir los flujos de capital (FK5) y algunas de las variables construidas para medir el grado de apertura de la economía. Se seleccionó un conjunto reducido con las variables que se comportaron mejor luego de realizar varias estimaciones alternativas. El Cuadro 1 presenta los resultados de la prueba de estacionariedad para este conjunto reducido de variables.

Cuadro 1
Pruebas de raíz unitaria: Series seleccionadas
Datos trimestrales 1990 - 2002

	Variable ^a	Supuestos ^b	Series en niveles		Series en 1 ^{ra} diferencias	
			ADF	Valor crítico (5%)	ADF	Valor crítico (5%)
Tipo de cambio real	LREER10	c	-2.80	-2.93	-6.50	-1.95
Política fiscal	LGNT1	c,t	-3.87	-3.52	-6.69	-2.93
	LGNT3	c,t	-2.82	-3.50	-9.62	-2.92
	LGNT2	c	-2.28	-2.92	-9.81	-1.95
	LGNT4	c,t	-2.90	-3.50	-9.01	-2.92
	DEFG1	c	-0.71	-2.92	-12.19	-1.95
	DEFG2	c	-0.74	-2.93	-2.74	-1.95
Efecto Balassa-Samuelson	DIFT360	c	-1.59	-2.93	-2.29	-1.95
Flujos de capital	FK2	c	-2.45	-2.92	-7.20	-1.95
Términos de intercambio	LTI		-2.76	-2.93	-5.26	-1.95
Política comercial	LPOLCOM1	c,t	-5.27	-3.50	-6.17	-2.93
Apertura	LAPERTURA4	c	-2.79	-2.92	-5.87	-1.95

^a La letra "L" al inicio de cada abreviatura indica que se emplea el logaritmo de la variable.

^b Indica los supuestos que se emplearon en la prueba: c: constante; c,t: constante y tendencia.

4.3 ESTIMACIÓN

Para establecer una relación entre el tipo de cambio real de equilibrio y sus fundamentos, se empleó un modelo de corrección de errores. Esta especificación es particularmente útil para el estudio debido a que se estiman dos ecuaciones: una de largo plazo con los fundamentos del TCRE como variables explicativas y una segunda ecuación, especificada en diferencias, que además de contener a las mismas variables explicativas de la primera ecuación, incluye al término de error de la relación de largo plazo -rezagado en un período-, a un conjunto de variables que podrían influir en el comportamiento del TCR en el corto plazo y su propio término de error. El coeficiente asociado al término de error de la ecuación de largo plazo es de particular interés debido a que permite estimar la velocidad de ajuste del TCR respecto a su valor de equilibrio.

Los modelos de corrección de errores fueron estimados siguiendo la especificación *Vector Error Correction* (VEC). Esta especificación tiene la ventaja de considerar problemas de simultaneidad y autocorrelación en las variables endógenas y, en este sentido, es superior a métodos uniecuacionales como el de Engle y Granger.⁷ El método VEC, en este caso, considera el siguiente vector:

$$x_t = [LREER10, DIFT360, FK2, LTI, LPOLCOM1, LAPERTURA4, \text{Variable fiscal}] \quad (8)$$

x_t puede ser reescrito como el vector de corrección de errores:

$$\Delta x_t = \Gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Donde Δ denota al operador de primeras diferencias, Φ es una matriz de coeficientes (de 7x7 en este caso) que refleja las elasticidades de corto plazo de las variables endógenas, p es el número de rezagos empleado en la especificación y ε_t es ruido blanco. El rango de la matriz Γ , también de 7x7, determina el número de vectores de cointegración. Si

⁷ Se realizaron pruebas de causalidad, encontrándose que el tipo de cambio real (LREER) tendría efectos sobre algunas de las variables fiscales, por lo que se decidió emplear el método VEC.

Γ es de rango completo o cero, no existe cointegración entre las variables, pero si su rango es menor a 7, entonces existe un conjunto de matrices α y β de modo que $\Gamma = \alpha\beta'$. β es la matriz cuyas columnas corresponden a los vectores de cointegración y α es conocida como la matriz de ajuste, que indica la velocidad con la que el sistema responde a las desviaciones pasadas en las ecuaciones de cointegración.

Un paso previo a la estimación de los vectores de corrección de errores consiste en realizar las pruebas de cointegración correspondientes. Para ello se empleó la prueba de Johansen con las distintas combinaciones que se pueden efectuar con el conjunto disponible de variables fiscales. El valor crítico fue ajustado de acuerdo con lo sugerido por Cheung y Lai (1993) para muestras pequeñas (Cuadro 2).

Cuadro 2
Pruebas de cointegración de Johansen

Ecuaciones de cointegración (t)	Estadístico Max-Eigen	Valor Crítico (1%)
Combinación con LGNT1		
r=0	75.46	60.36
r<=1	42.50	54.44
Combinación con LGNT2		
r=0	78.76	60.36
r<=1	55.72	54.44
r<=2	30.86	46.27
Combinación con LGNT3		
r=0	76.58	60.36
r<=1	50.73	54.44
Combinación con LGNT4		
r=0	80.72	60.36
r<=1	53.79	54.44
Combinación con DEFG1		
r=0	78.20	60.36
r<=1	46.48	54.44
Combinación con DEFG2		
r=0	49.76	60.36

Los resultados señalan que cinco de las seis combinaciones de variables tienen ecuaciones de cointegración. El estadístico Maximum Eigenvalue (Max-Eigen) muestra que no hay una relación de largo plazo cuando las variables se combinan con la variable fiscal DEFG2, por lo que no será posible especificar un modelo de corrección de errores con esta variable. Las demás combinaciones muestran una ecuación de cointegración y en el caso de LGNT2, el estadístico reporta dos.

Verificada la presencia de relaciones de largo plazo entre las variables que conforman el vector x_t , se procedió a especificar los modelos de corrección de errores empleando las cinco variables fiscales alternativas (Cuadro3).

Los comentarios que se pueden realizar respecto a los parámetros estimados son los siguientes:

- La relación de términos de intercambio resultó significativa en todos los modelos y de manera consistente, se obtuvieron signos negativos. Esto quiere decir que una mejora en esta relación conduciría a la apreciación del tipo de cambio. Los coeficientes estimados señalan que una mejora de 1% en los términos de intercambio produciría una apreciación de entre 0,4% y 0,6% en el tipo de cambio real.
- El diferencial de tasas de interés, que intenta mostrar el efecto Balassa – Samuelson, estaría indicando que mientras mayor es la tasa de interés respecto a la tasa internacional, se produciría una apreciación del tipo de cambio real. En este sentido, los coeficientes estimados tienen el signo correcto y, en promedio, un incremento de 1% en este diferencial llevaría a una apreciación de 0,04% del tipo de cambio real.
- Los flujos de capital que ingresan al país ocasionan la apreciación del tipo de cambio pues la mayor absorción que se produce incrementa el nivel de precios en el sector no transable. Pese a que muchos de los flujos de capital que ingresan al país representan deuda, debe considerarse que tienen un importante componente concesional y otros, como la inversión directa extranjera, son flujos de muy largo plazo. En términos de magnitud, esta variable parece tener el efecto más importante pues los coeficientes estimados indican que un incremento de 1%

en los flujos de capital determinaría una apreciación que estaría entre 0,7% y 1,1%.

- La variable de apertura muestra que cuanto mayor sea el grado de apertura de la economía boliviana, mayor sería la depreciación del tipo de cambio real. Los coeficientes estimados son significativos en todos los casos y muestran que si se produjera un incremento de 1% en la variable, el tipo de cambio real se depreciaría en un rango de 0,3% a 0,5%.
- La variable *proxy* que se empleó para medir la política comercial resultó significativa, pero con el signo opuesto al esperado. Los resultados obtenidos sugieren que posturas comerciales más rígidas provocarían la depreciación del tipo de cambio real, en un rango de 0,2% a 0,3%.⁸
- En lo que se refiere a las variables de política fiscal, los coeficientes asociados a los Modelos (1) y (5), no resultaron significativos. En ambos casos, la dificultad que se presenta al discriminar entre gastos en bienes transables y no transables, y al identificar si el efecto proviene de los ingresos o de los gastos estarían afectando la significación de las variables.
- Las variables fiscales de los Modelos (2) al (4) son significativas y presentan los signos correctos, aunque el coeficiente estimado en el Modelo (4) es algo más pequeño que los demás. Un mayor gasto en el sector público (en bienes no transables), ocasionaría la apreciación del tipo de cambio real.

⁸ Al respecto, Repetto (1992) sostiene que ello podría ocurrir cuando al producirse un incremento en los aranceles, el efecto riqueza es más fuerte que el de sustitución y la demanda total de bienes cae, presionando por una depreciación del tipo de cambio real.

Cuadro 3
VEC: Resultados

Variables	Modelos				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LRER	1	1	1	1	1
Constante	7.733 [31.115]	7.556 [19.965]	8.330	7.941 [37.336]	7.698 [28.950]
LTI	-0.449 [-6.663]	-0.425 [-6.498]	-0.643 [-5.686]	-0.540 [-14.638]	-0.472 [-10.971]
DIFT360	-0.006 [-5.924]	-0.003 [-2.148]	-0.003 [-2.421]	-0.005 [-5.172]	-0.005 [-3.388]
FK2	-0.708 [-6.323]	-0.929 [-5.353]	-1.199 [-5.328]	-0.739 [-8.060]	-0.702 [-6.493]
LAPERTURA4	0.362 [6.388]	0.410 [4.842]	0.464 [5.387]	0.432 [7.402]	0.313 [5.667]
LPOLCOM1	0.259 [7.643]	0.365 [7.353]	0.271 [4.693]	0.233 [7.494]	0.253 [6.984]
T			-0.003 [-1.992]		
LGNT1	0.032 [0.249]				
LGNT2		-0.136 [-2.470]			
LGNT3			-0.142 [-2.426]		
LGNT4				-0.029 [-2.112]	
DEFG1					0.305 [0.962]
<i>Dinámica de corto plazo</i>					
Dummy 9495	0.036 [2.241]	0.029 [1.914]	0.024 [1.616]	0.033 [2.195]	0.023 [1.609]
CointEq1	-0.523 [-6.353]	-0.360 [-7.023]	-0.426 [-6.965]	-0.641 [-7.526]	-0.563 [-7.936]
<i>Nº de trimestres para absorber 95% de un shock</i>					
	5	3	4	7	5

Estadísticos t entre paréntesis

Los modelos especificados fueron sometidos a varias pruebas para determinar su robustez. En primer lugar, el número de rezagos empleado (uno en todos los casos) fue seleccionado efectuando varias estimaciones y empleando el criterio de Schwarz para elegir la mejor opción. Los residuos de las ecuaciones estimadas se sometieron a pruebas de asimetría, curtosis y normalidad. Las distribuciones de los residuos son,

en general, simétricas y sólo en el Modelo (5) se verifica la presencia de curtosis. Este problema, sin embargo, se ve minimizado cuando se consideran los resultados de la prueba con el estadístico Jarque Bera, que no permite el rechazo de la hipótesis nula de normalidad en todos los modelos (Cuadro 4).

Cuadro 4
Elección de rezagos y pruebas de normalidad en los errores

		Modelos:				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
N° de rezagos		Estadístico de Schwarz ^a				
1		-14.04	-12.31	-11.75	-12.11	-15.82
2		-11.49	-9.11	-8.80	-9.31	-13.16
3		-8.71	-6.94	-6.39	-7.40	-11.52
4		-7.34	-5.28	-5.50	-4.70	-8.82
GL ^b		Probabilidades ^c				
Asimetría	7	0.69	0.39	0.35	0.40	0.50
Curtosis	7	0.08	0.10	0.06	0.06	0.05
Normalidad	14	0.23	0.15	0.10	0.10	0.11

^a Se prefieren los valores más pequeños.

^b G.L. Grados de libertad.

^c Ho: La distribución asociada a los residuos no presenta asimetría, curtosis y es normal.

Las pruebas de asimetría y curtosis emplean el estadístico Chi cuadrado para el conjunto de los componentes y la prueba de normalidad emplea el estadístico Jarque Bera.

En el corto plazo, y como se esperaba, algunas de las variables explicativas pierden significación. El Cuadro 3 reporta a la variable *dummy* D9495, que representa períodos de inestabilidad de Brasil y Perú que contribuyeron a una fuerte depreciación real entre 1994 y 1995. Esta variable resultó significativa en la mayoría de los casos, el signo es el correcto y los coeficientes estimados son similares.

El término más importante de las ecuaciones de corto plazo (reportado en el Cuadro 3) es el de los errores rezagados en un período (*Cointeq1*) de la ecuación de cointegración. Los coeficientes estimados permiten conocer la velocidad de ajuste del tipo de cambio real hacia su valor de equilibrio.

Siguiendo a Lora y Orellana, el tiempo necesario para absorber x % de un

shock se calcularía como:

$$(1 - \alpha)^t = x \quad (10)$$

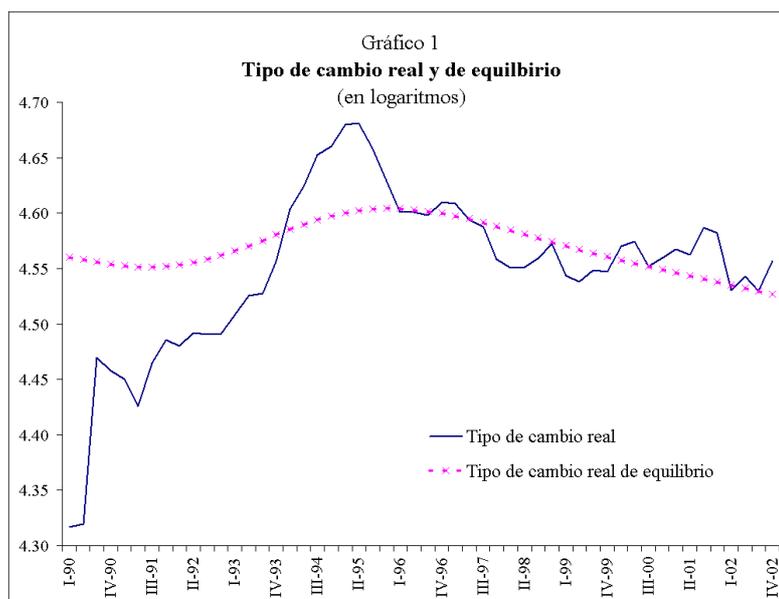
donde t es el número de períodos y α el parámetro estimado. Realizados los cálculos con los parámetros de cada modelo, el tipo de cambio real convergería a su valor de equilibrio entre tres y siete trimestres luego de un *shock*. Aunque los períodos de tiempo estimados para la convergencia varían de modelo a modelo, en general son períodos bastante cortos. Lora y Orellana, para el período 1990-1999, estimaron una velocidad de ajuste de 0,51, que equivale a una absorción de 95% de un *shock* en cuatro trimestres.

4.4 DESALINEAMIENTO

El tipo de cambio real de equilibrio se define como aquel que resulta de incorporar valores sostenibles para los fundamentos en las ecuaciones de cointegración estimadas previamente. Por valores sostenibles, nos referimos al componente permanente de las series. Para ello, se empleó el filtro Hodrick-Prescott y los valores obtenidos se reemplazaron en los Modelos (2) a (4).⁹ Los Modelos (1) y (5) no se consideraron debido a que la variable fiscal no resultó significativa en estas especificaciones. El Gráfico 1 presenta la evolución del TCR y del TCRE estimado con los parámetros del Modelo 2, que resulta ser algo más “pesimista” que los otros modelos. El gráfico permite destacar dos períodos importantes:

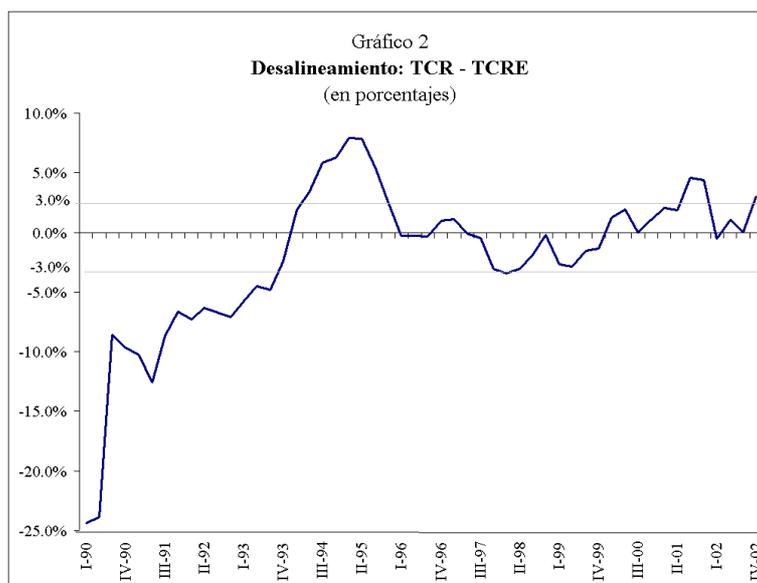
- Entre 1990 y 1995, el TCR fluctúa de manera relativamente importante alrededor del TCRE, con sobrevaluaciones y subvaluaciones del boliviano. Ninguno de estos eventos, empero, fue persistente. Entre 1990 y 1993, el TCR estuvo por debajo del TCRE, pero se dieron crecientes ganancias de competitividad que terminaron por posicionar al TCR por encima del TCRE en 1994 y 1995. Este último hecho estuvo asociado a la importante inestabilidad económica que atravesaron Brasil y Perú, importantes socios comerciales de Bolivia.

⁹ Este filtro fue elegido, pese a sus limitaciones, debido a que es el que más comúnmente empleado para obtener el componente permanente de las series. Podían haberse empleado medias móviles como alternativa más simple o el filtro desarrollado por Beveridge-Nelson para muestras pequeñas, pero el *software* necesario no se encuentra disponible.



- A partir de 1996, el TCR tiene un comportamiento más estable y sigue de cerca al TCRE, que parece apreciarse ligeramente hasta fines de 2002. En este período, pueden observarse los efectos de la devaluación del real y del peso argentino en 1999 y 2001, respectivamente. En el primer caso, se produce una apreciación real que ocasiona una sobrevaluación del boliviano y en el segundo caso, dado que el TCR se encontraba por encima del TCRE, se retorna a valores muy próximos a los de equilibrio. A fines de 2002, el TCR se encuentra por encima del TCRE, mostrando una pequeña subvaluación del boliviano.

El Gráfico 2 muestra las magnitudes de desalineamiento que habría experimentado el TCR respecto a sus valores de equilibrio. En el primer período, la sobrevaluación promedio del boliviano fue de 4,5% y en el segundo período el promedio de los desalineamientos fue cero, indicando que el TCR estuvo muy cerca de sus valores de equilibrio, pese a las fuertes perturbaciones externas. A fines de 2002, el boliviano estaría subvaluado aproximadamente en 3%.



5. CONCLUSIONES

Los coeficientes estimados para los fundamentos del TCRE resultaron significativos y con magnitudes similares entre los modelos alternativos estimados, a excepción de los asociados a las variables fiscales. Éstas resultan significativas sólo en tres de los cinco modelos estimados. La dificultad para separar el gasto en bienes transables y no transables parece haber afectado los resultados obtenidos. En el caso del déficit fiscal, el problema es más complejo, pues el resultado global no sólo obedece a decisiones en materia de gastos, sino también en lo referido a los ingresos.

La estimación del tipo de cambio real de equilibrio con los valores permanentes de sus fundamentos permitió identificar dos períodos importantes en la evolución del tipo de cambio real entre 1990 y 2002. En el período 1990-1995, éste experimentó desvíos de relativa importancia respecto al TCRE (sobreevaluaciones y subvaluaciones), pero en ningún caso su duración fue prolongada. A partir de 1996 se inicia una etapa en la que el TCR sigue muy de cerca al TCRE, con desvíos transitorios y de menor magnitud respecto a los observados en la primera mitad de la década de los noventa. A fines de 2002, el boliviano habría estado subvaluado en

alrededor de 3%.

La dinámica de corto plazo de los modelos estimados sugiere que el TCR converge rápidamente a su valor de equilibrio. Las estimaciones realizadas indican que esta convergencia se daría entre tres y siete trimestres luego de un *shock*. La rápida recuperación del TCR –impulsada tanto por factores externos como internos– luego de las crisis de Brasil (1999) y de Argentina (2001) es consistente con los resultados encontrados en el estudio.

Por último es necesario recalcar que estos resultados deben tomarse con cautela. Si bien los modelos estimados pasan satisfactoriamente las pruebas efectuadas, el tamaño de la muestra representa una restricción importante que debe ser considerada. Asimismo, queda abierto el desafío de explorar otras metodologías para la estimación del TCRE. Entre ellas, el planteamiento de un modelo estructural para el caso boliviano, que permita captar además las relaciones entre los distintos sectores de la economía.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahlers, T. y Hinkle, L. (1999). "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate Empirically: Operational Approaches", en *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. Montiel y Hinkle, editores. Banco Mundial. Oxford University Press.
- Baffes, J., Elbadawi, I. y O'Connell, S. (1999). "Single Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate", en *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. Montiel y Hinkle, editores. Banco Mundial. Oxford University Press.
- Candia, G. (1992). "Tipo de Cambio Real". Revista "Análisis Económico". Vol. 5, Junio. UDAPE.
- Chand, S. (2001). "How misaligned is the Australian real exchange rate?". The Australian National University.
- Cheung, Y. y Lai, K. (1993). "Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, N° 55.
- Edwards, S. (1992). "Política cambiaria en Bolivia: Avances Recientes y Perspectivas". Revista "Análisis Económico". Vol. 5, Junio. UDAPE.
- Ferrufino, R. (1992). "El Tipo de Cambio Real en el Período Post-Estabilización en Bolivia". Revista "Análisis Económico". Vol. 5, Junio. UDAPE.
- Haque, N. y Montiel, P. (1999). "Long-Run Real Exchange Rate Changes in Developing Countries: Simulations from an Econometric Model", en *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. Montiel y Hinkle, editores. Banco Mundial. Oxford University Press.
- Hinkle, L. y Nsengiyumva, F. (1999). "External Real Exchange Rates: Purchasing Power Parity, the Mundell-Fleming Model, and Competitiveness in Traded Goods", en *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing*

Countries. Montiel y Hinkle, editores. Banco Mundial. Oxford University Press.

Lora, O. y Orellana, W. (2000). "Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un Análisis del Caso Boliviano en los Últimos Años". Revista de Análisis Vol. 3 N° 1. Banco Central de Bolivia.

MacDonald, R. y Ricci, L. (2003). "Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for South Africa". Documento de Trabajo 44/2003. Fondo Monetario Internacional.

Montiel, P. (1999). "Determinants of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model", en *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. Montiel y Hinkle, editores. Banco Mundial. Oxford University Press.

Paiva, C. (2001). "Competitiveness and the Equilibrium Exchange Rate in Costa Rica". Documento de Trabajo 23/2001. Fondo Monetario Internacional.

Ramírez, P. (1991). "Análisis de los Determinantes del Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Bolivia". Documentos de Trabajo. Instituto de Investigaciones Socioeconómicas – UCB.

Repetto, A.. (1992). "Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Una aplicación al Caso Chileno". Colección Estudios CIEPLAN N° 36. Diciembre.

Quantitative Micro Software (2002). Eviews 4 User's Guide. Febrero de 2002.

ANEXO 1
Definición de variables

Variables	Definición	Abreviatura ^a
Tipo de cambio real	Índice del tipo de cambio efectivo y real (1996 = 100)	LREER
Política fiscal	<i>De las cuentas nacionales:</i>	
	Consumo final de las Administraciones Públicas / PIB	LGNT1
	Formación bruta de capital fijo pública / PIB	LGNT3
	<i>De las operaciones del SPNF:</i>	
	Gastos de capital del sector público no financiero / PIB	LGNT2
	Transferencias corrientes del SPNF / PIB	LGNT4
	Balance global / PIB ^b	DEFG1
	Balance global / PIB ^c	DEFG2
Efecto Balassa-Samuelson	<i>Diferencial de tasas reales activas:</i>	
	Doméstica - LIBOR90	DIFT90
	Doméstica - LIBOR360	DIFT360
Flujos de capital	Ingresos de capital del SPNF / PIB	LYK
	Flujos de endeudamiento externo neto del SPNF / PIB	LFEXT
	-(Valor oficial de X Bs. constantes * TI - MCIF Bs. constantes) / PIB en Bs. constantes	FK1
	-(Valor oficial de X Bs. constantes - MCIF Bs. constantes) / PIB en Bs. constantes	FK2
	-(X bs y ss en Bs. constantes * TI - M bs y ss Bs. constantes) / PIB en Bs. constantes	FK3
	-(X bs y ss en Bs. constantes - M bs y ss Bs. constantes) / PIB en Bs. constantes	FK4
	-(X bs y ss - M bs y ss) / PIB	FK5
	-(Valor oficial de X - MCIF) / PIB	FK6
Términos de intercambio	Índice de términos de intercambio (1990 = 100)	LTI
Política comercial	Gravamen aduanero / importaciones CIF	LPOLCOM1
	Recaudaciones aduaneras / importaciones CIF	LPOLCOM2
	Gravamen aduanero / importaciones de bs y ss	LPOLCOM3
	Recaudaciones aduaneras / importaciones de bs y ss	LPOLCOM4
Apertura	Importaciones CIF / PIB	LAPERTURA1
	Importaciones CIF en Bs. constantes / PIB en Bs. constantes	LAPERTURA2
	(Valor oficial de las exportaciones + Importaciones CIF) / PIB	LAPERTURA3
	Apertura 3, medida en Bs. constantes	LAPERTURA4
	Importaciones CIF en Bs. constantes / Absorción	LAPERTURA5
	Importaciones de bienes y servicios / PIB	LAPERTURA6
	Apertura 6, medida en Bs. constantes	LAPERTURA7
	(Exportaciones bs y ss + Importaciones bs y ss) / PIB	LAPERTURA8
	Apertura 8, medida en Bs. constantes	LAPERTURA9
	Importaciones de bs y ss en Bs. constantes / PIB en Bs. constantes	LAPERTURA10

^a La letra "L" al inicio de cada abreviatura indica que se emplea el logaritmo de la variable.

^b Comparación entre trimestres

^c Comparación entre cifras anualizadas

X: Exportaciones

M: Importaciones

TI: Términos de intercambio

ANEXO 2
Pruebas de raíz unitaria

	Variable ^a	Supuestos ^b	Series en niveles		Series en 1 ^{er} diferencias	
			ADF	Valor crítico (5%)	ADF	Valor crítico (5%)
Tipo de cambio real	LREER10	c	-2.80	-2.93	-6.50	-1.95
Política fiscal	LGNT1	c,t	-3.87	-3.52	-6.69	-2.93
	LGNT3	c,t	-2.82	-3.50	-9.62	-2.92
	LGNT2	c	-2.28	-2.92	-9.81	-1.95
	LGNT4	c,t	-2.90	-3.50	-9.01	-2.92
	DEFG1	c	-0.71	-2.92	-12.19	-1.95
	DEFG2	c	-0.74	-2.93	-2.74	-1.95
Efecto Balassa-Samuelson	DIFT90	c	-1.56	-2.93	-3.31	-1.95
	DIFT360	c	-1.59	-2.93	-2.29	-1.95
Flujos de capital	LYK	c	-4.17	-2.92	-4.27	-1.95
	LFEXT	c	-1.97	-2.94	-0.93	-1.95
	FK1	c	-2.66	-2.92	-2.95	-1.95
	FK2	c	-2.45	-2.92	-7.20	-1.95
	FK3	c	-2.77	-2.92	-8.66	-1.95
	FK4	c	-2.85	-2.92	-10.25	-1.95
	FK5	c	-3.10	-2.92	-10.26	-1.95
FK6	c	-2.47	-2.92	-2.87	-1.95	
Términos de intercambio	LTI		-2.76	-2.93	-5.26	-1.95
Política comercial	LPOLCOM1	c,t	-5.27	-3.50	-6.17	-2.93
	LPOLCOM2	c,t	-4.88	-3.50	-5.87	-2.93
	LPOLCOM3	c	-3.82	-2.92	-5.64	-1.95
	LPOLCOM4	c	-4.85	-2.92	-6.08	-1.95
Apertura	LAPERTURA1	c	-2.86	-2.92	-5.99	-1.95
	LAPERTURA2	c	-2.76	-2.92	-5.86	-1.95
	LAPERTURA3	c	-3.08	-2.92	-6.18	-1.95
	LAPERTURA4	c	-2.79	-2.92	-5.87	-1.95
	LAPERTURA5	c	-2.81	-2.92	-6.20	-1.95
	LAPERTURA6	c	-3.80	-2.92	-6.46	-1.95
	LAPERTURA7	c	-3.32	-2.92	-6.16	-1.95
	LAPERTURA8	c	-4.05	-2.92	-6.97	-1.95
	LAPERTURA9	c,t	-4.30	-3.50	-6.81	-2.93
	LAPERTURA10	c,t	-4.27	-3.50	-6.73	-2.93

^a La letra "L" al inicio de cada abreviatura indica que se emplea el logaritmo de la variable.

^b Indica los supuestos que se emplearon en la prueba: c: constante; c,t: constante y tendencia.