

DOCUMENTO DE TRABAJO PARA PRESENTACIÓN EN EL
ENCUENTRO DE ECONOMISTAS DE BOLIVIA

EL EQUILIBRIO DE LA COMPETITIVIDAD CAMBIARIA
BOLIVIANA: UN ENFOQUE EMPÍRICO¹

Pablo Hernán Mendieta Ossio²

Primera versión: junio de 2007

Versión actual: junio de 2008

RESUMEN

Bolivia ha utilizado exitosamente durante veinte años el régimen de *crawling peg*, cuyo principal objetivo ha sido promover la competitividad cambiaria supeditado al control de la inflación. El presente documento muestra que el éxito de este régimen hasta 2002 radicó en la propensión de la autoridad para que el tipo de cambio real se encuentre en torno al equilibrio. Sin embargo, la importante depreciación real para evitar pérdidas de competitividad por la coyuntura regional de 2002 y la dilación de la corrección cambiaria a partir de 2003 habría significado un aumento de la tendencia de la inflación, la cual se habría corregido gradualmente a través de la apreciación nominal y el incremento de la inflación por problemas de oferta. Las perspectivas de mayores ingresos por la exportación de gas y el cambio normativo en el sector hidrocarburos, así como un favorable contexto externo, significarían importantes retos a futuro para la conducción monetaria y cambiaria en Bolivia.

Clasificación JEL: C22, F31, F41

Palabras clave: Tipo de Cambio Real de Equilibrio; Cointegración;

¹ Una versión preliminar de este documento fue presentado en la Reunión de Coordinación del Proyecto de investigación conjunta sobre variables no observables de la Red de Investigadores de Banca Central del Centro de Estudios Latinoamericanos (CEMLA) realizado en Buenos Aires el 15 de junio de 2007. Se agradecen los comentarios de la reunión preparatoria de Buenos Aires y la colaboración de Fernando Cernadas, Claudia Silva y Mabel Lara. El documento no compromete a ninguna institución de la que forma parte el autor.

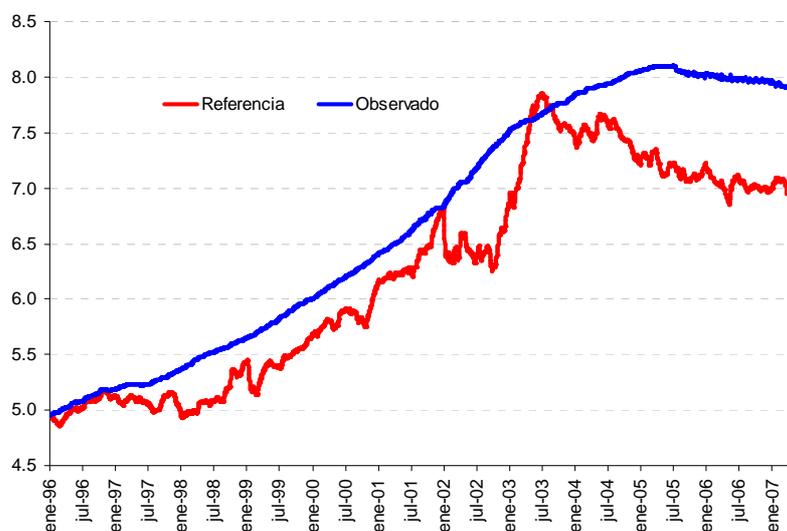
² Dirección: pmendiet@gmail.com

I. INTRODUCCIÓN

Mientras que un grupo cada vez mayor de países está optando por la flexibilidad cambiaria, Bolivia ha mantenido por más de veinte años el régimen de tipo de cambio deslizante o reptante (*crawling peg*), que para fines de análisis puede considerarse como uno de tipo de cambio fijo pero ajustable. En efecto, luego de la crisis más fuerte de la economía boliviana entre 1982 y 1985, uno de los programas claves para detener la hiperinflación fue dirigir el tipo de cambio, para anclar las expectativas de los agentes económicos y reducir gradualmente la inflación.

Para determinar la trayectoria del tipo de cambio, el Banco Central de Bolivia (BCB) ha utilizado una regla de mantener la competitividad en niveles similares a los del periodo base de construcción del indicador del tipo de cambio real (Gráfico 1). La importante propensión de la autoridad cambiaria para que el tipo de cambio se encuentre en torno a su equilibrio fue determinante para la paulatina caída de la inflación, la cual descendió de 66% en 1986 a 1% en 2001, en un contexto en el cual la regla empleada implicaba un ritmo de devaluación apropiado para el balance entre la inflación externa e interna.

Gráfico 1.
Tipo de Cambio Observado y de Referencia, 1996-2007

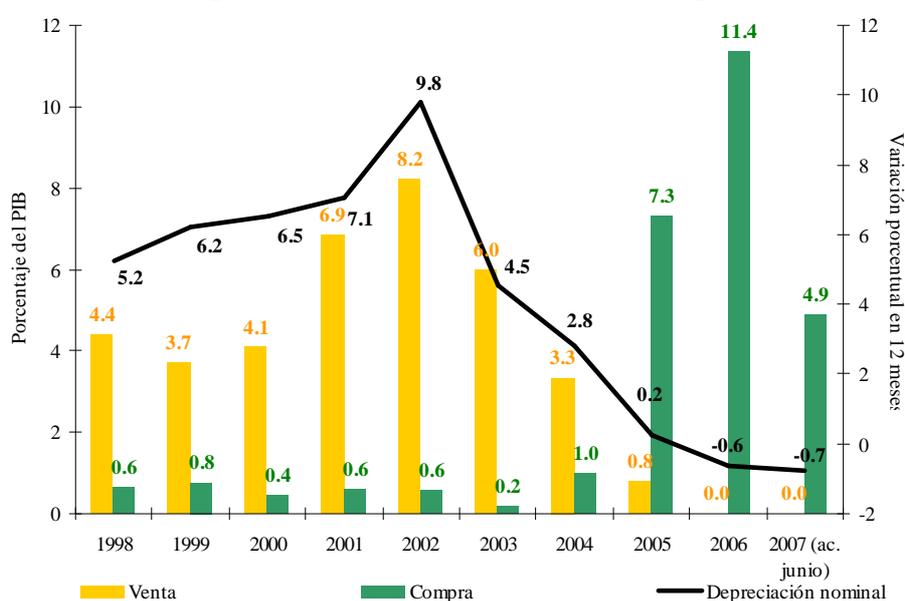


Fuente: Banco Central de Bolivia

No obstante, frente a la crisis regional de 2002, el BCB optó por devaluar fuertemente el boliviano para evitar una pérdida importante de competitividad. Sin embargo, la normalización de las condiciones externas y la apreciación de las monedas de los socios comerciales implicaron señales para revertir la dirección de la política cambiaria, aspecto que fue paulatinamente dilatado hasta 2005.

De esa forma, desde 2003 la brecha entre ambos indicadores se incrementó, evidenciando una importante subvaluación del boliviano, la que implicó una compra importante de moneda extranjera al sistema financiero (Gráfico 2). El aumento de divisas se ha reflejado en una ganancia de reservas internacionales, con efectos considerables en la emisión y la base monetaria, cuyas tasas de expansión se situaron en torno a 60%. Para contrarrestar este aumento, el BCB ha utilizado de forma más activa las Operaciones de Mercado Abierto, llegando a retirar nueve de cada cien bolivianos que circulaban en la economía, en comparación al 1% observado entre 1999 y 2005.

Gráfico 2.
Operaciones de Compra y Venta de divisas del BCB y Depreciación Cambiaria



Fuente: Banco Central de Bolivia

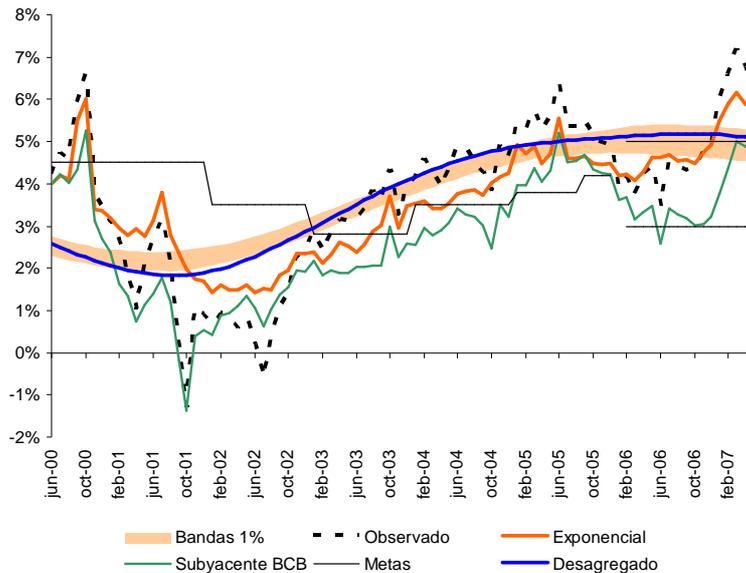
Un aspecto que llama la atención es la paulatina aceleración de la inflación de carácter permanente a partir de 2003. En efecto, aunque se ha identificado este aumento con incrementos temporales por fenómenos de origen político, el componente permanente ha subido casi tres puntos porcentuales (Gráfico 3). Entre las principales explicaciones se encuentran la subvaluación del boliviano, la recuperación de la actividad económica y un ritmo menor de operaciones monetarias entre 2002 y 2005.³

En ese sentido, la evidencia factual indica que el tipo de cambio nominal se ha constituido de forma implícita como el principal instrumento de la política del BCB. De esa forma,

³ Una explicación a la posición cauta del BCB en los años de referencia radica en la dificultad al separar las alzas permanentes y transitorias en un contexto de inestabilidad política entre 2000 y 2005. En ese sentido, el indicador de inflación subyacente que ha utilizado el BCB por construcción podría subestimar el alza de la inflación. Actualmente se encuentra en estudio la construcción de indicadores de tendencia inflacionaria más robustos, en línea con el cambio de año base del IPC que se concretaría a finales de este año.

aunque los estudios de desalineamiento del tipo de cambio son importantes para analizar la necesidad de corregir estos desequilibrios y prevenir sus consecuencias nocivas en el sistema económico, en el caso particular de Bolivia también se podría considerar al desalineamiento como indicador de la posición del Banco Central frente al estado de la economía.

**Gráfico 3.
Indicadores de Inflación**



Fuente: Banco Central de Bolivia e Instituto Nacional de Estadísticas

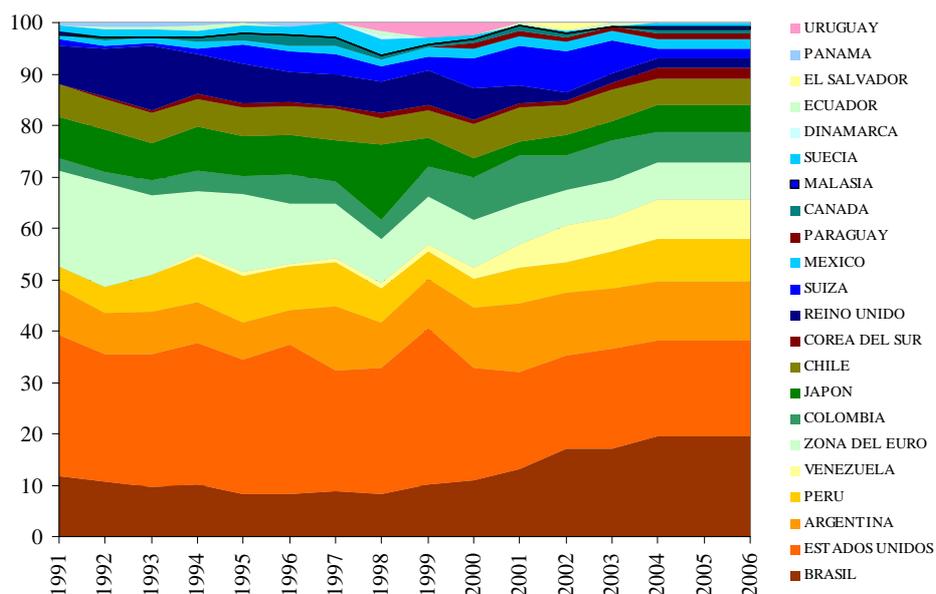
El presente documento pretende utilizar las metodologías pertinentes sobre desalineamiento, aunque con la salvedad de que las interpretaciones van más allá e indicarían cuál ha sido la actitud de la autoridad frente a las distintas circunstancias. En el documento se revisará en principio los aspectos estadísticos y las particularidades del tipo de cambio real (TCR), para luego proceder a efectuar un análisis econométrico sobre los determinantes del TCR y estimar el desalineamiento.

II. COMPRENDIENDO EL TIPO DE CAMBIO REAL EN BOLIVIA

El indicador de TCR efectivo que utiliza el BCB corresponde a la relación entre los precios al consumidor de los principales socios comerciales respecto al Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Bolivia, ambos expresados en la misma unidad monetaria (bolivianos). Se construye utilizando un promedio geométrico con ponderadores variables que toman en cuenta la participación de los países en el comercio con Bolivia (excluyendo los envíos de gas a Brasil y Argentina, aproximadamente el 20% de los envíos al exterior), donde se incluyen países que participan por lo menos con medio punto porcentual en el

comercio exterior boliviano.⁴ El periodo base es agosto de 2003 y comprende actualmente 17 países, que se muestran en el Gráfico 4, donde destacan Brasil, Estados Unidos, Argentina y Perú.

Gráfico 4.
Ponderadores del Tipo de Cambio Real de Bolivia



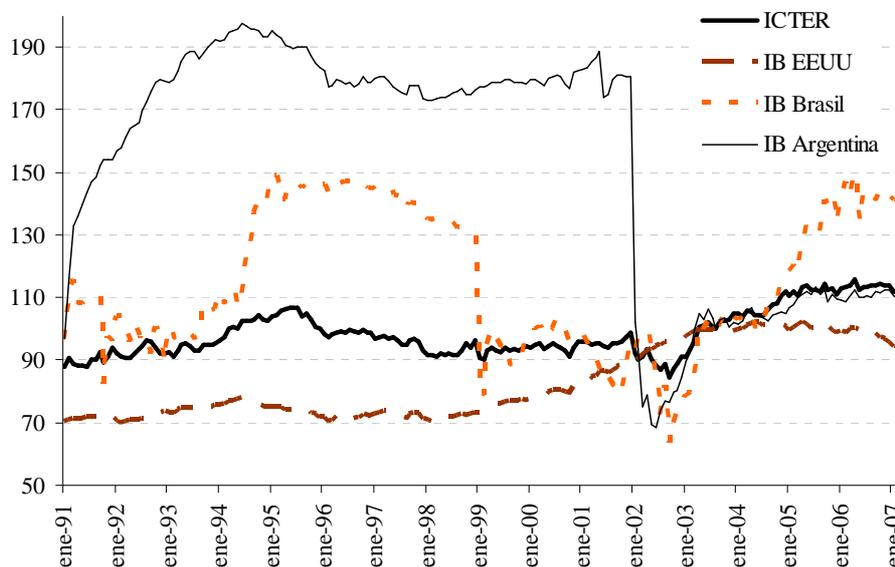
Fuente: Banco Central de Bolivia

El Índice de Tipo de Cambio Efectivo y Real (ICTER) ha sido relativamente estable, pese a los profundos impactos que tuvo en la competitividad cambiaria los movimientos de precios y tipos de cambio de los principales socios comerciales, en especial Argentina y Brasil (Gráfico 5).⁵ Esta relativa estabilidad ha sido producto del objetivo explícito del BCB de que la competitividad agregada sea estable para evitar choques importantes en la producción transable, aspecto que se analizará más adelante al testear las relaciones de cointegración entre las variables que componen el tipo de cambio.

⁴ Una descripción más detallada del índice se encuentra en el Apéndice I al final del documento, donde además se adjunta la información pertinente sobre este indicador.

⁵ En el Apéndice II se encuentra una descripción de los principales eventos que han implicado movimientos importantes en la competitividad agregada.

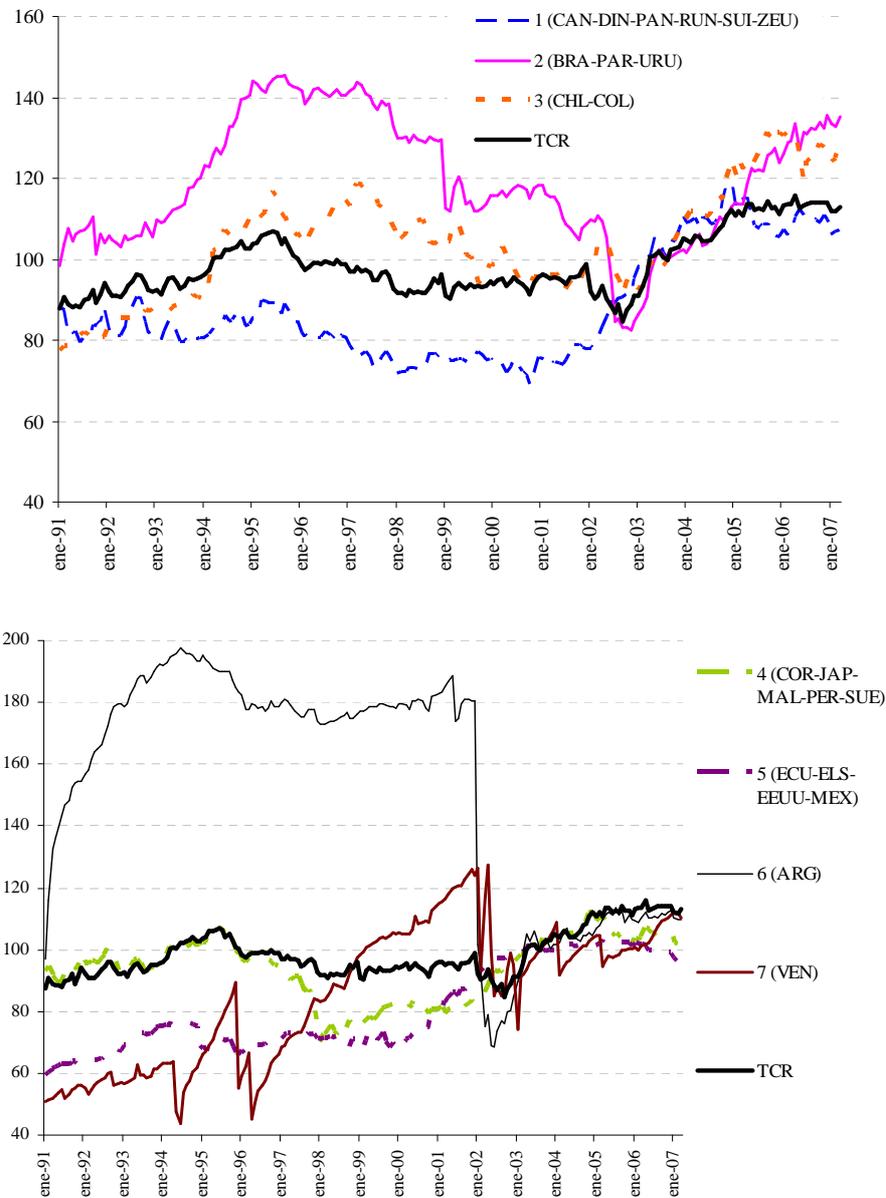
Gráfico 5.
Índice de Tipo de Cambio Efectivo y Real para Bolivia
e Índices Bilaterales, 1991-2007



Fuente: Banco Central de Bolivia

Con el fin de determinar cuáles han sido los grupos de países que han determinado la competitividad cambiaria en el periodo de referencia, se utilizó el análisis de conglomerados (*clusters*) con el fin de determinar movimientos relativamente comunes. De dicho análisis, se clasificaron a los 22 países en 7 grupos. El primero está conformado por los países europeos (incluyendo Reino Unido), Canadá y Panamá; mientras que el segundo corresponde a tres países del MERCOSUR (Brasil, Paraguay y Perú). El tercer conglomerado lo conforman Chile y Colombia; el cuarto corresponde a países asiáticos además de Perú y Suecia; y el quinto lo conforman EE.UU, El Salvador, Ecuador y México. Los otros dos conglomerados corresponden a dos países que han experimentado importantes variaciones en sus paridades cambiarias (Argentina y Venezuela). El Gráfico 6 muestra estos conglomerados y su relación con el ICTER.

Gráfico 6.
Conglomerados de Índices Bilaterales y Tipo de Cambio Real, 1991-2007



Fuente: Elaboración propia con información del Banco Central de Bolivia

Las correlaciones entre los movimientos de los conglomerados y los índices bilaterales se muestran en el Cuadro 1, donde se evidencia el fuerte impacto del conglomerado 3 (Chile y Colombia) y 1 (Canadá, Dinamarca, Panamá, Reino Unido, Suiza y Reino Unido). Por su parte, en el caso por países llama la atención la alta correlación con Chile y determinados países europeos.

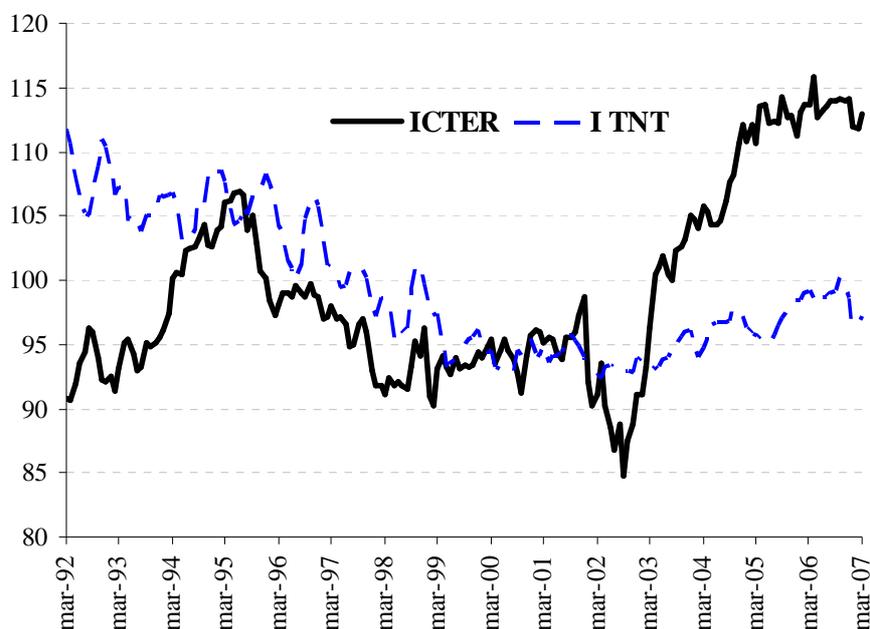
Cuadro 1.
Correlaciones con el Tipo de Cambio Real, 1991-2007

1 (CAN-DIN-PAN-RUN-SUI-ZEU)	78.5%	CHL	86.6%	ESL	59.2%
2 (BRA-PAR-URU)	40.3%	ZEU	82.4%	BRA	57.0%
3 (CHL-COL)	82.6%	DIN	79.9%	PAN	52.6%
4 (COR-JAP-MAL-PER-SUE)	71.3%	COR	78.1%	SUE	47.4%
5 (ECU-ELS-EEUU-MEX)	60.5%	PER	77.6%	JAP	46.9%
6 (ARG)	-29.9%	SUI	77.3%	MAL	41.6%
7 (VEN)	28.1%	COL	74.9%	MEX	36.0%
		CAN	69.7%	VEN	28.1%
		RUN	69.6%	PAR	19.3%
		ECU	67.4%	URU	17.2%
		EEUU	60.0%	ARG	-29.9%

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Actualmente, el indicador construido por el BCB se constituye en el único indicador calculado oficialmente en Bolivia. Un indicador alternativo y que estaría más cercano al concepto de Tipo de Cambio Real interno es la relación entre el IPC de transables respecto al de no transables. Este indicador, que se encuentra disponible desde marzo de 1992, se muestra en el Gráfico 7, donde ha sido re-escalado para tener el mismo promedio que el del BCB. La relación entre ambos es casi nula; y muestra la diferencia entre las dos mediciones.⁶

Gráfico 7.
Tipos de Cambio Real Externo (BCB) e Interno, 1992-2007

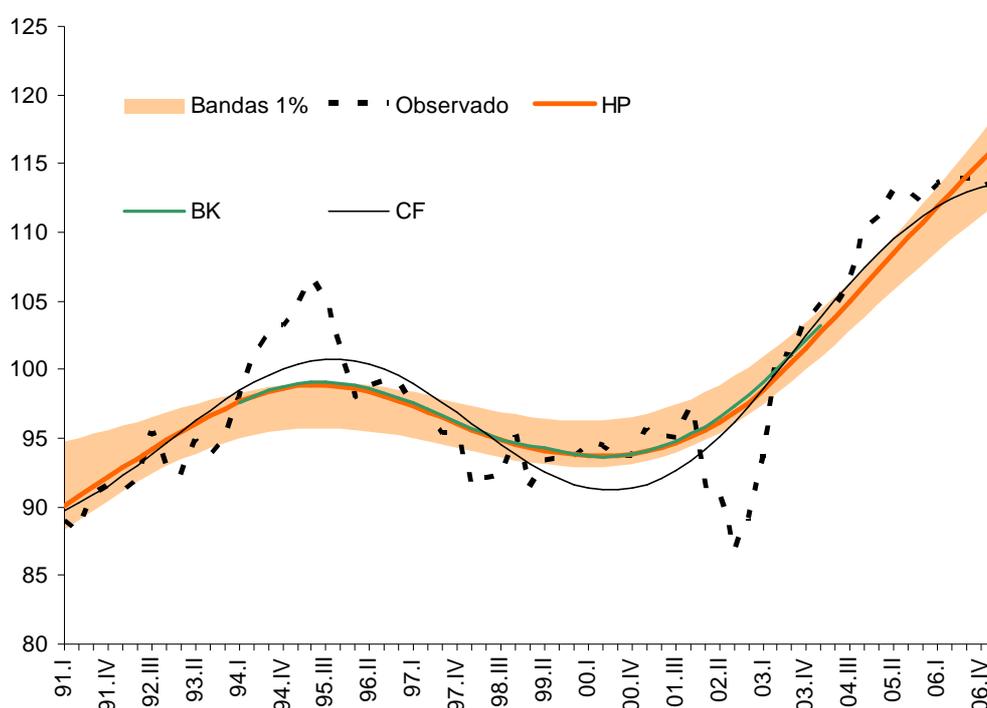


Fuente: Banco Central de Bolivia e Instituto Nacional de Estadísticas

⁶ El coeficiente de correlación es 4%, el cual no es significativo estadísticamente. Además, la prueba usual de cointegración señaló la ausencia de una relación de esta naturaleza entre ambas series. No obstante, el análisis espectral (la coherencia específicamente) indicó cierta similitud en los ciclos más largos.

Como una aproximación al Tipo de Cambio de Equilibrio se pueden utilizar filtros estadísticos que remuevan los componentes transitorios. Para ello, se construyeron las series de tendencia del filtro de Hodrick-Presscott (HP), de Baxter-King (BK) y de Christiano-Fitzgerald (CF). Además, para proveer mayor robustez a los resultados se efectuó un ejercicio de remuestreo (*bootstrapping*), para generar bandas de confianza que muestren los valores en los cuales se habría situado el tipo de cambio de equilibrio (Gráfico 8).⁷ Todos los indicadores muestran un diagnóstico similar, aunque es importante señalar que el de CF no posee la tendencia ascendente de los otros filtros al final del periodo.

Gráfico 8.
Indicadores de Tipo de Cambio Real de Tendencia, 1991-2007

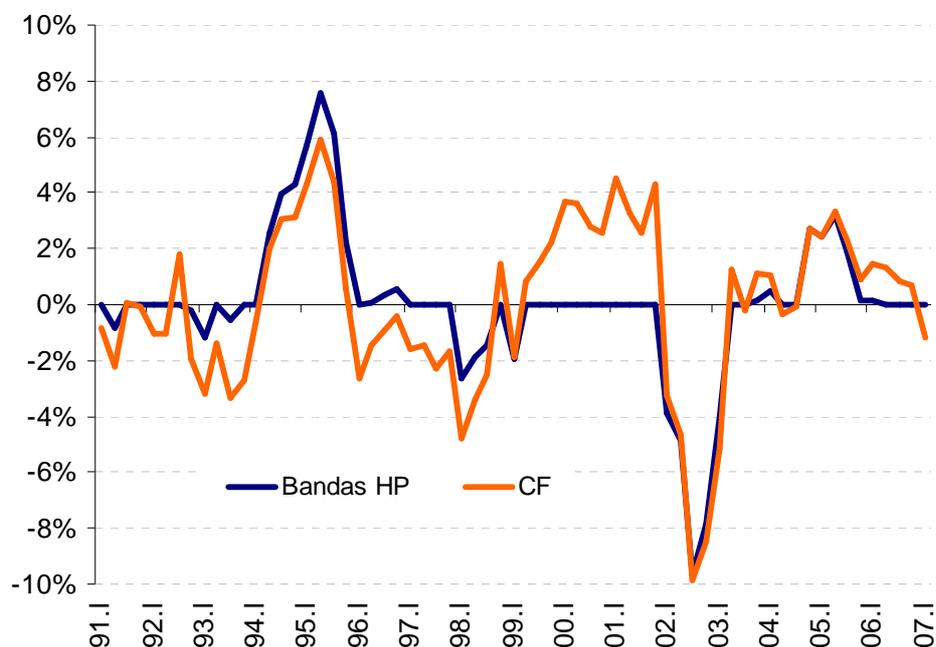


Fuente: Elaboración propia con información del Banco Central de Bolivia

El análisis del desalineamiento cambiario (Gráfico 9) indica que, según este criterio, existieron tres periodos de discrepancia entre el tipo de cambio real observado y uno que podría considerarse como de tendencia. El primero corresponde a una subvaluación entre 1994 y 1995. El segundo se relaciona a los efectos de la crisis argentina de 2003, que generó una importante sobrevaluación cambiaria. Finalmente, la subvaluación de los años 2004 y 2005, que guardan consonancia con el indicador de tipo de cambio de referencia que construye el BCB.

⁷ Para el caso de los filtros tipo *band-pass* (BK y CF) se extrajeron aquellos componentes situados entre un semestre y 8 años. Además como se justificará más adelante, se asumió que el TCR no es estacionario.

Gráfico 9.
Desalineamiento del Tipo de Cambio Real, 1991-2007



Fuente: Elaboración propia con información del Banco Central de Bolivia

Respecto a la estacionariedad, las pruebas pertinentes indicaron que según el orden de integración correspondía a una serie I(1) (Cuadro 2). No obstante, estos resultados que indican que no se cumple la hipótesis de paridad de poder de compra (PPC), podrían estar sesgados en el caso boliviano por la existencia de más de un vector de cointegración.

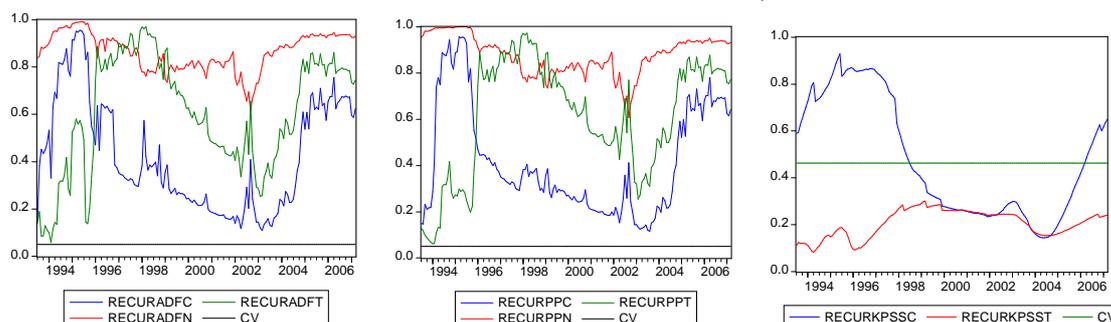
Cuadro 2.
Pruebas de Estacionariedad del Tipo de Cambio Real

	ADF	Phillips-Perron	KPSS
Estadístico	1.11	1.12	0.24
Probabilidad	93.1%	93.2%	-
Valores críticos:			
1%	-2.58	-2.58	0.22
5%	-1.94	-1.94	0.15
10%	-1.62	-1.62	0.12
Constante	No	No	Si
Tendencia	No	No	No
Rezagos	1	-	-
Orden de Integración	I(1)	I(1)	I(1)

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Para analizar la estacionariedad se realizó un proceso recursivo de las pruebas ADF, PP y KPSS (Gráfico 10). Los resultados indican que, salvo por el test KPSS para el periodo 1998-2005, la serie no sería estacionaria, por lo tanto rechazando en esta versión la paridad del poder de compra, hipótesis que podría ser relevante para Bolivia dado el alto grado de dolarización.

Gráfico 10.
Pruebas Recursiva de Estacionariedad, 1993-2007



Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Con el fin de probar la hipótesis sobre la existencia de un vector de cointegración entre el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el tipo de cambio nominal (TCO) y el Índice de Precios Externos (IPE). En primer lugar se realizó la prueba pertinente de estacionariedad de estas variables, donde se pudo aceptar que el IPE y el TCO son variables integradas de orden uno (Cuadro 3). En el caso del IPC, las pruebas de Dickey-Fuller y Phillips-Perron indicaron la estacionariedad de la serie, mientras que el test KPSS señaló la no estacionariedad. Para llevar a cabo este análisis, se utilizó el supuesto de que es integrada de orden uno.

Cuadro 3.
Pruebas de Estacionariedad del IPC, IPE y TCO

	IPC			TCO			IPE		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Estadístico	-3.50	-3.85	1.64	1.40	0.43	0.18	1.75	1.53	0.19
Probabilidad	0.9%	0.3%	-	96.0%	99.9%	-	98.1%	96.9%	-
Valores críticos:									
1%	-3.46	-3.46	0.74	-2.58	-4.01	0.22	-2.58	-2.58	0.22
5%	-2.88	-2.88	0.46	-1.94	-3.43	0.15	-1.94	-1.94	0.15
10%	-2.57	-2.57	0.35	-1.62	-3.14	0.12	-1.62	-1.62	0.12
Constante	Si	Si	Si	No	Si	Si	No	No	Si
Tendencia	No	No	No	No	Si	Si	No	No	Si
Rezagos	1	-	-	3	-	-	0	-	-
Orden de Integración	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

En principio, se utilizó un enfoque a la Engle y Granger para ver si existía alguna relación desde esta perspectiva. Los resultados indicaron la ausencia de un vector de cointegración, según la siguiente salida:

$$\log(IPC_t) = \varphi + \underset{(0.041)}{0.516} \times \log(IPE_t) + \underset{(0.014)}{0.905} \times \log(TCO_t) + \varepsilon_t \quad (E - G = -1.44, p = 0.77)$$

Con el fin de profundizar el análisis, se procedió a efectuar el análisis a la Johansen para analizar la existencia de vectores de cointegración. Los rezagos fueron elegidos con los criterios usuales y verificando la ausencia de autocorrelación. La prueba indicó la existencia de dos vectores de cointegración (Cuadro 4). Además que el IPE resultó exógenamente débil como era de suponerse para ambas relaciones. Tampoco se pudo rechazar que una de las relaciones sea del tipo Paridad del Poder de Compra.

Cuadro 4.
Prueba de Cointegración entre el IPC, TCO e IPE

Observaciones incluidas: 192

Se permite una constante

Series: IPC - TCN - IPE

Test de Cointegración de Rango No Restringido

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%
Ninguna*	0.23	82.48	34.91
A lo más 1*	0.13	33.20	19.96
A lo más 2	0.04	7.05	9.24

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico del máximo eig.	Valor crítico al 5%
Ninguna*	0.23	49.28	22.00
A lo más 1*	0.13	26.16	15.67
A lo más 2	0.04	7.05	9.24

Coeficientes de cointegración no normalizados

	IPC	TCO	IPE
	2.51	-10.80	-5.61
	-19.98	22.26	17.47
	-13.79	-0.69	15.10

Test de Exogeneidad débil de los precios externos

	Estadístico de RV	Probabilidad
Razón de verosimilitud	2.44	29.6%

Coeficientes de cointegración normalizados y restringidos

	IPC	TCN	IPE
	1.00	-1.00	-1.00
	1.00	-0.68	-0.50

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Por lo tanto, los dos vectores de cointegración son los siguientes:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t^1 &= \log(IPC_t) - \varphi_1 - \underset{(0.062)}{0.683} \times \log(TCO_t) - \underset{(0.199)}{0.496} \times \log(IPE_t) \\ \varepsilon_t^2 &= \log(IPC_t) - \varphi_2 - \log(TCO_t) - \log(IPE_t)\end{aligned}$$

Aunque pueda parecer contradictorio, estos dos vectores de cointegración son coherentes con la evidencia previa al respecto. En efecto, el primero correspondería a la relación entre el IPC y las dos variables como determinantes de su dinámica. En el caso del segundo, corresponde a la regla con la cual se ha fijado el tipo de cambio, tal como se mostró en el Gráfico 1.

Por otra parte, los anteriores resultados están, de alguna manera, siendo apoyados por los resultados obtenidos de anteriores estudios, es el caso de Mendieta y Escobar (2006), quienes señalan la existencia de dos vectores de cointegración entre los precios internos, los precios externos expresados en dólares, y el tipo de cambio nominal, uno de los cuales influye en el IPC.

III. EQUILIBRIO Y DESALINEAMIENTO EN BOLIVIA CON UN ENFOQUE DE COMPORTAMIENTO

La metodología denominada Tipo de Cambio Real de Equilibrio por Comportamiento (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate* o BEER) consiste en hallar el tipo de cambio real de equilibrio a través del análisis de las variables que determinan la dinámica del tipo de cambio real y sus valores de equilibrio. Por lo tanto, para la aplicación de esta metodología, corresponde en primer lugar el análisis de las variables que explicarían la dinámica del tipo de cambio real.

La mayor parte de trabajos referentes al tema de estudio, basan sus estimaciones en este método. Una referencia al respecto es Baffes, J., Elbadawi, I. y O'Connell, S. (1999), quienes desarrollan el modelo para el caso de Burkina Faso y Costa de Marfil, llegando a desarrollar los denominados fundamentos contrafactuales, obteniendo que el tipo de cambio real, dependerá de los cambios que se realicen en los términos de intercambio, el crecimiento del PIB, el nivel de apertura de la economía, los flujos de capital, la balanza comercial, y otros principalmente.

Investigaciones previas, aplicadas a Bolivia, efectuadas para los últimos quince años, sobre tipo de cambio real de equilibrio, presentan cierta similitud en los resultados obtenidos; así Lora, O.; Orellana, W. (2000); Aguilar, M. A. (2003); y Humerez, J. (2006), encuentran que las proposiciones de la teoría del PPC quedan inválidas, pues estas llegan a cumplirse solo si las variables son estacionarias. Asimismo, la apertura comercial y los flujos de capital son fundamentos indispensables para hacer un análisis del TCR en Bolivia.

Por otra parte, dependiendo de las variables que tomaron los autores para la estimación de sus modelos, se obtuvo el siguiente cuadro, que muestra la variación del Tipo de Cambio Real ante un incremento porcentual en los valores de los fundamentos.

Cuadro 5.
Sensibilidad del Tipo de Cambio Real frente a un Cambio en sus Determinantes

		ELASTICIDADES				
		FK	AC	Pol.C	TI	Ti
TCR	J. Humérez	0.084	0.229		-0.174	0.039
	M. A. Aguilar	-0.9	0.4	0.25	-0.5	-0.04
	Lora - Orellana	-1.12	0.25	-0.14	-0.6	

El cuadro 6, muestra la velocidad de ajuste que tendría el TCR hacia su nivel de equilibrio; información obtenida a partir de los trabajos mencionados.

Cuadro 6.
Ajuste del Equilibrio para Converger a su Equilibrio

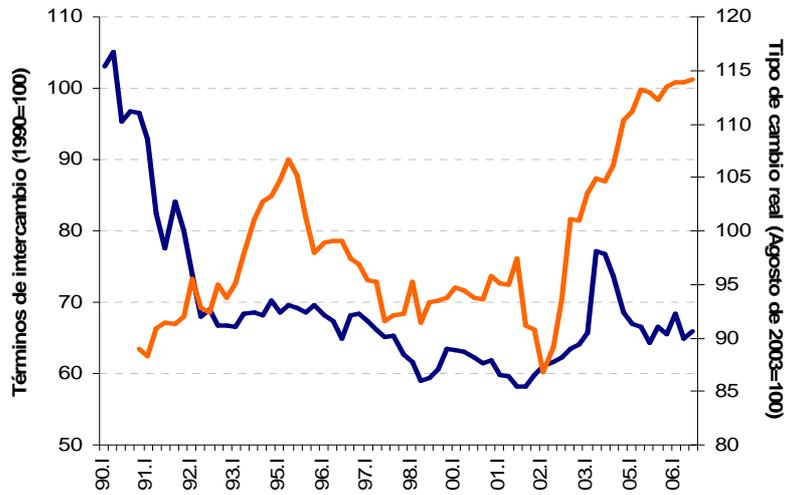
Velocidad de Ajuste	
J. Humérez	(-0.77) 50% del shock - 0.85 meses (25.4 días)
M. A. Aguilar	(-0.51) 95% del shock - 4 trimestres
Lora - Orellana	(-0.51) 99% del shock - 1.5 años

Además, las investigaciones coinciden que entre 1990 y 1995 existieron desalineamientos de relativa importancia, pero de corta duración. Además, entre 1995 y 1996 existió una subvaluación del TCR y a partir de 1996, esta variable presentó un comportamiento más estable hacia el 2002.

Una de las economías que presentan características muy parecidas a la boliviana, es la peruana, en la cual Ferreira, J y Salas, J. (2006); encuentran que el tipo de cambio real es explicado por los pasivos externos netos, los términos de intercambio, y con menor incidencia nombran al gasto del gobierno y al grado de apertura.

En ese sentido, una de las variables clave es el índice de Términos de Intercambio. Esta variable ha experimentó un descenso importante a inicios de los noventa, para continuar con un descenso paulatino (Gráfico 11). No obstante, la recuperación económica mundial implicó una importante recuperación de los precios de exportación a partir de 2003. Los estudios previos encontraron que una mejora de los Términos de Intercambio estaba relacionada a una apreciación real.

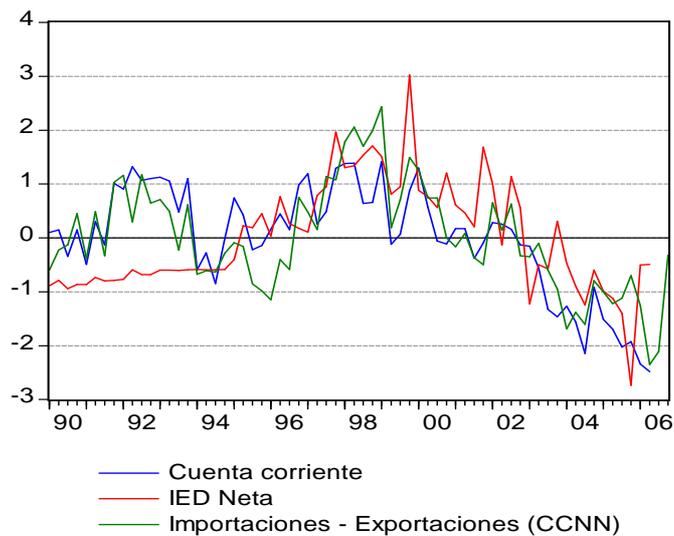
Gráfico 11.
Términos de Intercambio y Tipo de Cambio Real



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Banco Central de Bolivia

Otra de las variables importantes se relaciona a los flujos de capital que ingresan a una economía, en el caso de una economía que enfrenta racionamiento de crédito. Para ello, en el caso boliviano existen por lo menos tres opciones: la primera es la cuenta corriente de la balanza de pagos (con signo inverso); la segunda es la diferencia entre las importaciones y exportaciones de cuentas nacionales; y la tercera es la inversión extranjera directa (Gráfico 12). En estas medidas destaca de forma importante la reversión de la fuerte entrada en los noventa, producto del favorable contexto externo que en los últimos años ha implicado un importante saldo de Cuenta Corriente (12% del PIB en 2006).

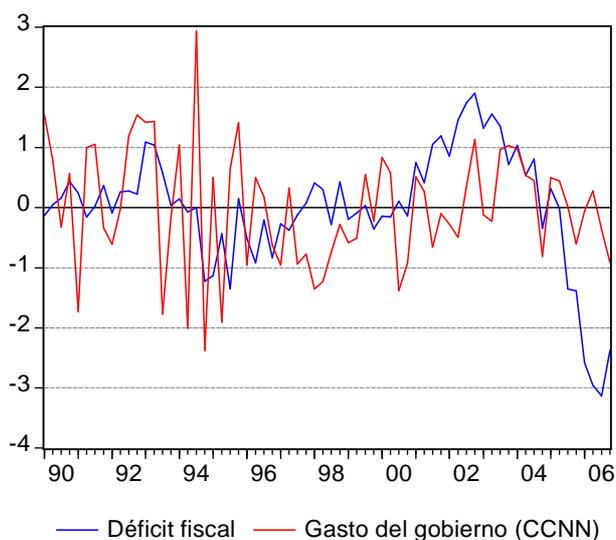
Gráfico 12.
Indicadores de Entrada de Capitales



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Banco Central de Bolivia

De igual forma, otra variable fundamental es el Gasto del Gobierno. Para ello se emplean el gasto del gobierno como porcentaje del PIB real y el déficit fiscal (Gráfico 13). El primero ha mostrado una estabilidad importante en el periodo de referencia; mientras que el segundo se ha visto influido por el incremento de ingresos en los últimos años por las medidas de política económica en el sector hidrocarburos (modificación a la Ley de Hidrocarburos y Nacionalización).

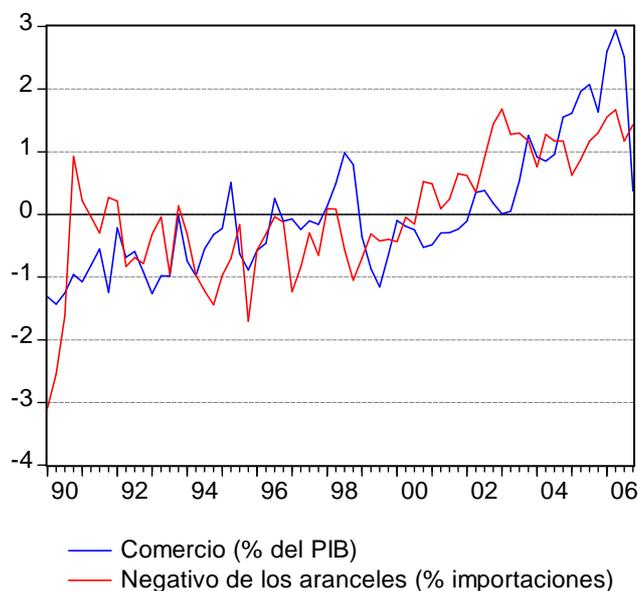
Gráfico 13.
Indicadores de Gasto de Gobierno



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Banco Central de Bolivia

En cuanto a la apertura de la economía, se han utilizado dos medidas. La primera corresponde al comercio como porcentaje del PIB mientras que la segunda se refiere a los ingresos aduaneros como porcentaje de las importaciones (Gráfico 14). En ambos casos, las medidas se mueven en la misma dirección.

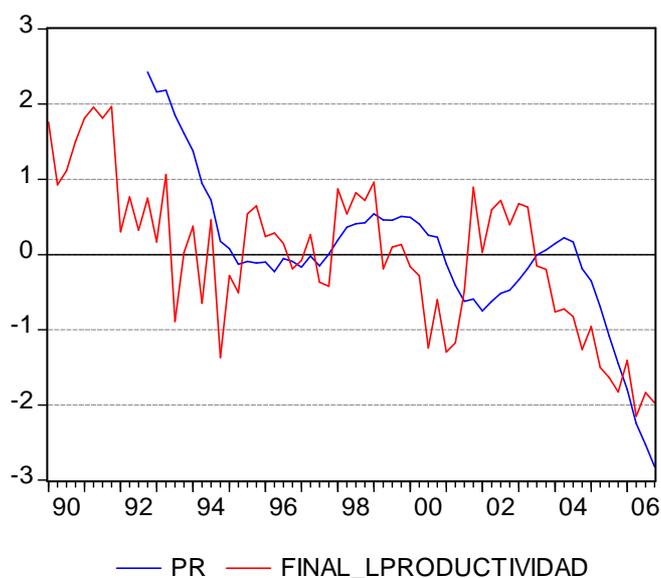
Gráfico 14.
Indicadores de Apertura de la Economía



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Banco Central de Bolivia

Finalmente, para capturar el efecto Harrod – Balassa – Samuelson se utilizó la relación entre el PIB per cápita de Bolivia y el PIB per cápita de los trece principales socios comerciales (Gráfico 15). Para evitar que exista algún efecto de demanda que sea capturado por el modelo, se utilizó el promedio móvil de 12 trimestres (3 años).

Gráfico 15.
Medidas de Productividad Relativa



Fuente: Banco Central de Bolivia y páginas web de bancos centrales.

Posteriormente se procedió a efectuar las pruebas de raíz unitaria para cada una de las series anteriores (Cuadro 7). Aunque para algunas variables una prueba señalaba un orden de estacionariedad distinto al de otra prueba, por lo menos una de las pruebas indicaba que las series contenían raíz unitaria. Por lo tanto, se podía pensar en asumir que las series no son estacionarias, por lo cual el análisis de cointegración es pertinente.

Cuadro 7.
Orden de Integración de las Variables Involucradas

	Términos de intercambio			Entrada de capitales			Déficit fiscal		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Estadístico	-3.21	-3.36	0.21	-2.72	-2.48	0.16	-0.94	-1.35	0.11
Probabilidad	0.2%	0.2%	-	0.1%	0.1%	-	30.5%	16.2%	-
Valores críticos:									
1%	-3.53	-3.53	0.22	-2.60	-2.60	0.22	-2.60	-2.60	0.74
5%	-2.91	-2.91	0.15	-1.95	-1.95	0.15	-1.95	-1.95	0.46
10%	-2.59	-2.59	0.12	-1.61	-1.61	0.12	-1.61	-1.61	0.35
Constante	Si	Si	Si	No	No	Si	No	No	Si
Tendencia	No	No	No	No	No	Si	No	No	No
Rezagos	0	-	-	0	-	-	1	-	-
Orden de Integración	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)

	Política comercial			Productividad relativa		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Estadístico	-4.67	-4.67	0.16	-3.65	-1.05	0.09
Probabilidad	0.2%	0.1%	-	3.5%	73.0%	-
Valores críticos:						
1%	-4.10	-4.10	0.22	-4.14	-3.55	0.22
5%	-3.48	-3.48	0.15	-3.50	-2.91	0.15
10%	-3.17	-3.17	0.12	-3.18	-2.60	0.12
Constante	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Tendencia	Si	Si	Si	Si	No	Si
Rezagos	0	-	-	2	-	-
Orden de Integración	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Debido a la cantidad de variables involucradas en el análisis (por lo menos seis) y lo reducido del tamaño de la muestra (a lo más 55 observaciones), se procedió a analizar la cointegración entre estas variables con distintos enfoques a fin de probar la robustez de la relación y de las magnitudes involucradas y en un estudio secuencial para analizar las variables que deberían quedar del análisis final.

Una primera aproximación corresponde al enfoque de Engle y Granger, cuyos resultados se muestran en la siguiente ecuación, incluyendo la prueba de cointegración sobre los residuos estimados:

$$\log(TCR_t) = \varphi + \underset{(0.07)}{0.33} \times \log(TI_t) - \underset{(0.16)}{0.64} \times \frac{M_t - X_t}{PIB_t} - \underset{(0.21)}{0.81} \times \frac{DEF_t}{PIB_t} - \underset{(0.84)}{1.53} \times \frac{\tau_t^M}{M_t} - \underset{(0.65)}{1.20} \times Prod_t + \underset{(p-EG=0.16)}{\varepsilon_t}$$

Aunque el modelo cointegra a un 16% de confianza, resalta el hecho de que los signos e inclusive las magnitudes guardan consistencia con estudios previos. Sin embargo, la gran excepción es la variable de términos de intercambio, que implicaría que una mejora en el ingreso se destinaría fundamentalmente a bienes importados, presionando al tipo de cambio real en dirección a la depreciación.

Como una siguiente prueba de cointegración se realizó el sugerido por Pesaran, Shin y Smith (2001), que consiste en efectuar la siguiente regresión entre el tipo de cambio real (y_t) en un conjunto de variables (\mathbf{x}_t), el cual podría incluir la presencia de una constante o tendencia (\mathbf{w}_t) y ver la significancia de los parámetros asociados a las variables en niveles:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \delta' \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{a}' \mathbf{w}_t + \zeta_t$$

Los resultados de dicha prueba (Cuadro 8) indican la presencia de un vector de cointegración, lo cual indicaría una relación no espuria entre estas variables.

Cuadro 8.
Prueba de Cointegración Pesaran-Shin-Smith entre las Variables Involucradas

Prueba de Wald:		
Estadístico F	3.42	
Valor crítico	10%	5%
Caso II	3.00	3.38
Caso III	3.35	3.79

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

La siguiente etapa correspondió al análisis de cointegración a la Johansen (Cuadro 9), que de acuerdo a los valores críticos que se utilicen indican la ausencia de una relación de cointegración o la presencia de varios vectores de cointegración.

Cuadro 9.
Prueba de Cointegración entre todas las Variables Involucradas

Observaciones incluidas: 52

Se permite una constante

Test de Cointegración de Rango No Restringido

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Valor ajustado Cheung-Lai
Ninguna*	0.66	150.24	95.75	177.83
A lo más 1*	0.50	94.45	69.82	129.66
A lo más 2*	0.42	58.19	47.86	88.88
A lo más 3*	0.31	30.21	29.80	55.34
A lo más 4	0.14	10.81	15.49	28.78
A lo más 5	0.06	2.99	3.84	7.13

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico del máximo eig.	Valor crítico al 5%
Ninguna*	0.66	55.79	40.08
A lo más 1*	0.50	36.25	33.88
A lo más 2*	0.42	27.98	27.58
A lo más 3	0.31	19.41	21.13
A lo más 4	0.14	7.82	14.26
A lo más 5	0.06	2.99	3.84

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Dados los resultados anteriores y con las pruebas de hipótesis anterior, se asumió la presencia de un vector de cointegración con todas las variables involucradas en el análisis:

Cuadro 10.
Estimación del Vector de Corrección de Errores con todas las Variables Incluidas

Estimación del VEC	
Observaciones incluidas: 52	
Se permite una constante	
Log (TCR)	1
(M-X)/PIB	0.86361 -0.18642 [4.63256]
G/PIB	0.483291 -0.29718 [1.62627]
Productividad	1.070898 -1.16829 [0.91664]
Log (TI)	-0.134633 -0.1038 [-1.29705]
t_m/M	-0.205377 -1.42684 [-0.14394]
Constante	-4.048477
Término de error	-0.502989 -0.21966 [-2.28986]

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Aunque la relación anterior necesita ser depurada, es interesante observar la magnitud y dirección de las variables incluidas, las cuales no guardan una diferencia importante con las encontradas previamente en los estudios al respecto:⁸

- Un incremento de un punto porcentual del ahorro externo (importaciones menos exportaciones) como porcentaje del PIB implicaría una apreciación real de 0.8%.
- Un aumento del déficit fiscal en un punto porcentual apreciaría el tipo de cambio real en 0.5%.
- El incremento de la productividad relativa de la economía boliviana respecto al exterior implicaría una apreciación de 1.1%.

⁸ El Apéndice III contiene un breve resumen de los estudios previos.

- Una mejora de los términos de intercambio de 1% se reflejaría en una depreciación de 0.1%.
- La caída del arancel promedio en un punto porcentual implicaría una apreciación de 0.2%.

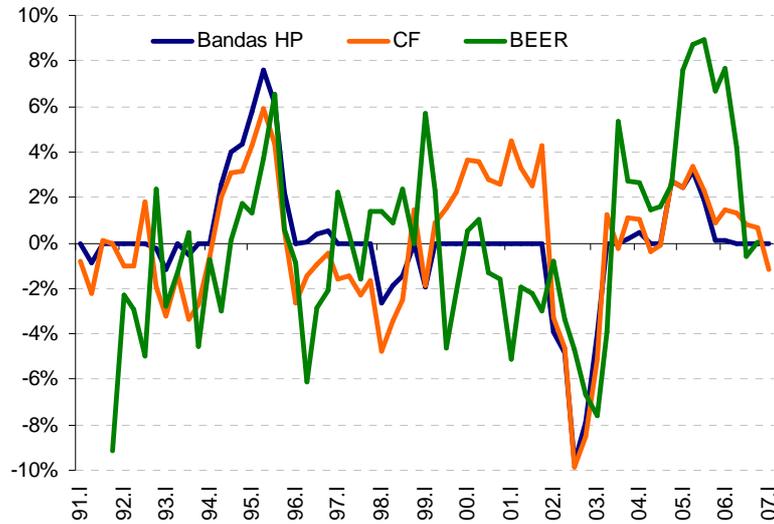
El siguiente paso consistió en la depuración de las variables que no resultaban significativas en el modelo (términos de intercambio, política comercial y productividad relativa). Las pruebas secuenciales avalaron esta exclusión con los siguientes resultados (Cuadro 11) y el residuo de la relación de cointegración (Gráfico 16). El error de equilibrio se corregiría 24% cada trimestre, con una vida media de siete meses y con el 95% del shock agotándose en 10 trimestres (dos años y siete meses).

Cuadro 11.
Estimación del Vector de Corrección de Errores con todas las Variables Incluidas

Estimación del VEC	
Observaciones incluidas: 61	
Se permite una constante	
Log (TCR)	1
(M-X)/PIB	1.055683 -0.18176 [5.80824]
G/PIB	0.589762 -0.23568 [2.50243]
Constante	-4.627161
Término de error	-0.243147 -0.08939 [-2.72000]

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Gráfico 16.
Error de Equilibrio y Medidas de Desalineamiento Cambiario



Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Es interesante observar que luego de la exclusión anterior, el test de Johansen avala la existencia de un vector de cointegración, aún con los valores ajustados por la corrección de Cheung y Lai (Cuadro 12), resultado que difiere del conseguido por Cerutti y Mansilla (2008), quienes encuentran significativas la mayoría de las variables anteriores:

Cuadro 12.
Prueba de Cointegración entre todas las Variables Involucradas

Observaciones incluidas: 61
Se permite una constante

Test de Cointegración de Rango No Restringido

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Valor ajustado Cheung-Lai
Ninguna*	0.36	43.94	29.80	33.05
A lo más 1	0.17	16.28	15.49	17.19
A lo más 2	0.08	5.18	3.84	4.26

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico del máximo eig.	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Ninguna*	0.36	27.66	21.13	0.01
A lo más 1	0.17	11.10	14.26	0.15
A lo más 2	0.08	5.18	3.84	0.02

Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Inclusive la prueba usual de cointegración de Engle y Granger avala con amplios márgenes la existencia de este vector de cointegración:⁹

$$\log(TCR_t) = \varphi - 1.08 \times \frac{M_t - X_t}{PIB_t} - 0.99 \times \frac{DEF_t}{PIB_t} + \varepsilon_t \quad (p-EG=0.003)$$

Con el fin de identificar las relaciones implícitas en este análisis, se emplearon las técnicas de Phillips- Loretan (PL) y de Stock-Watson (SW) o Dynamic Ordinary Least Squares, con los siguientes resultados:

PL:
$$\log(TCR_t) = \varphi - 0.26 \times \frac{M_t - X_t}{PIB_t} - 0.54 \times \frac{DEF_t}{PIB_t} + 0.80 \times \varepsilon_{t-1} + A(L) \times \Delta z_t$$

DOLS:
$$\log(TCR_t) = \varphi - 1.05 \times \frac{M_t - X_t}{PIB_t} - 0.99 \times \frac{DEF_t}{PIB_t} + A(L) \times \Delta z_t$$

Con excepción del enfoque de Phillips-Loretan, la mayoría de los enfoques señalaban una elasticidad unitaria respecto a ambas variables, el cual no fue rechazado por las pruebas relevantes para cada caso.

La implicación de este hallazgo no es menor, pues implicaría una respuesta con mayor fuerza de las importaciones y exportaciones a los movimientos del tipo de cambio real. En efecto, puesto que el promedio de las exportaciones e importaciones como porcentaje del PIB corresponde a 25%, entonces se puede presumir que la elasticidad de las importaciones o exportaciones al tipo de cambio real es relativamente alta.¹⁰

Puesto que estudios previos al interior del BCB indican que las exportaciones no tradicionales (aquellas que excluyen minería y gas) tienen una elasticidad promedio de 1; por lo tanto, las importaciones serían sensibles a los movimientos del tipo de cambio real. Esta regularidad también se entiende por el alto grado de dolarización de la economía, que implicaría una caída importante del consumo frente a una depreciación real, con los subsecuentes efectos en las importaciones.

⁹ Inclusive la prueba de Pesaran-Shin-Smith reportó la existencia de este vector al 5%.

¹⁰ Para analizar este razonamiento, considérese un incremento del ahorro externo en un punto porcentual:

$$1\% = \frac{\Delta Se}{Y} = \frac{\Delta M - \Delta X}{Y} = \frac{\Delta M}{Y} - \frac{\Delta X}{Y} = \frac{\Delta M}{M} \times \frac{M}{Y} - \frac{\Delta X}{X} \times \frac{X}{Y} = 0.25 \times \left(\frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta X}{X} \right)$$

Por lo tanto, en términos de elasticidades de las importaciones y exportaciones al tipo de cambio real esto implica:

$$4\% = \mu \times \Delta q\% - \chi \times \Delta q\% = (\mu - \chi) \times \Delta q\%$$

En ese sentido, los resultados anteriores indican que un incremento del ahorro externo de 1% es correspondido con una apreciación real de 1%. Entonces:

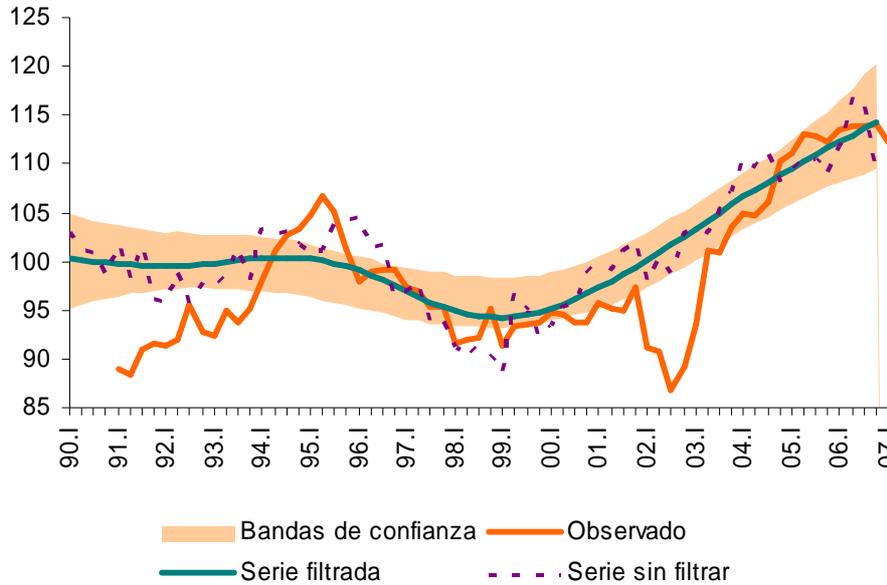
$$4\% = (\mu - \chi) \times -1\% \rightarrow -4 = \mu - \chi \rightarrow 4 = |\mu| + |\chi|$$

Por lo tanto, la suma en valor absoluto de las elasticidades de importación y exportación debería estar en torno a 4.

Para obtener los valores de equilibrio se recurrió nuevamente a los valores permanentes de las dos series relacionadas al tipo de cambio real. Además se efectuó el proceso de remuestreo para generar bandas de confianza (Gráfico 17).

Gráfico 17.

Medidas de Tipo De Cambio Real de Equilibrio en Periodicidad Trimestral



Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Los resultados anteriores indican que el tipo de cambio real se habría encontrado alineado con excepción de los años 1991 al 1994 (sobrevaluación), 1995 (subvaluación) y 2002-2003 (sobrevaluación). No obstante, es importante señalar que estos resultados son sensibles a los filtros estadísticos empleados, por lo cual se deben tomar con la precaución necesaria.

Puesto que la última información se podría considerar como atípica en lo que se refiere a la entrada de capitales y el déficit fiscal, se estimó un vector de cointegración estacional para obtener los datos anuales. Los resultados fueron los siguientes:

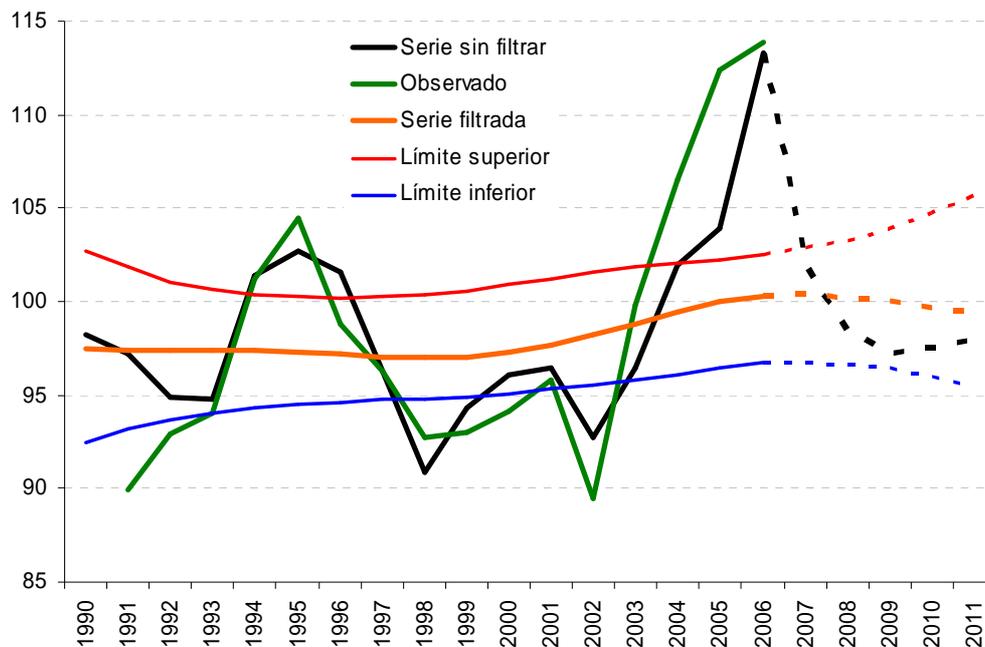
$$\sum_0^3 \log(TCR_{t-i}) = \varphi - 1.32 \times \sum_0^3 \frac{M_{t-i} - X_{t-i}}{PIB_{t-i}} - 1.02 \times \sum_0^3 \frac{DEF_{t-i}}{PIB_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (p-EG=0.04)$$

Dado que estos parámetros no difieren significativamente de los anteriormente encontrados, se puede presumir que para periodicidad anual existen elasticidades unitarias respecto a ambas variables.

Aplicando el mismo proceso de *bootstrapping* a las variables involucradas pero incluyendo las proyecciones sobre el escenario macroeconómico para el periodo 2007-2001, se generaron similares indicadores sólo que con periodicidad anual. Los resultados indican

que el tipo de cambio podría haber estar subvaluado entre 0.5% y 11.1% en 2007 (Gráfico 18).

Gráfico 18.
Medidas de Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Periodicidad Trimestral



Fuente: Elaboración con información del Banco Central de Bolivia

Finalmente, cabe destacar que la aplicación del modelo a los datos (que corresponde a la serie sin filtrar) indicaría la relevancia de incluir estas variables, pues sus movimientos se corresponderían con los efectivamente observados.

IV. APRECIACIÓN Y DESAFÍOS DEL RÉGIMEN CAMBIARIO BOLIVIANO

El análisis precedente muestra que el Tipo de Cambio ha sido fundamental en el control de la inflación, así como en la determinación de la competitividad cambiaria. Esta administración se puede calificar como exitosa en virtud a la cercanía con los valores de equilibrio, lo cual implica que no se generaron desequilibrios importantes por esta vía. Este aspecto también se refleja en la trayectoria descendente de la inflación hasta el año 2001, lo cual implicaría que no existieron conflictos importantes con el objetivo principal del Banco.

Sin embargo, el fuerte impulso cambiario a partir de 2003 habría generado un desalineamiento del Tipo de Cambio con sus niveles de equilibrio, el cual se ha corregido

con mayor fuerza en 2007 debido al aumento de la inflación, pese a que la misma se originó principalmente en problemas de oferta (fenómenos de El Niño y La Niña).

Por lo tanto, la experiencia de los últimos años reflejaría la vieja disyuntiva de la autoridad monetaria cuando existen diversos objetivos con instrumentos limitados y relacionados entre sí. Para analizar los potenciales problemas que surgen de esta forma de priorizar los objetivos del Banco, se expondrá de forma muy general una variante del modelo de inconsistencia temporal (Barro y Gordon, 1983), para una economía abierta en la línea de Welch y McLeod (1993). Éste último modelo citado podría reflejar considerablemente bien la situación de la autoridad monetaria en las actuales circunstancias, pues supone que la función de pérdida está relacionada por una parte a la inflación proveniente de la depreciación nominal, mientras que esta última a la vez promueve el incremento de reservas, argumento que también se encuentra en la función de pérdida mencionada, generando un sesgo devaluatorio.

Para formalizar estos conceptos, supongamos que en la línea de Berg y Borensztein (2000), la oferta agregada corresponde a una oferta a la Lucas (1973) con una sorpresa inflacionaria, mientras que la demanda agregada depende de la competitividad de la economía, medida por el Tipo de Cambio Real. Es decir:¹¹

$$y_t^s = \theta(p_t - E_{t-1}p_t) \quad (1)$$

$$y_t^d = \delta(e_t - p_t) + \zeta_t \quad (2)$$

Combinando ambas ecuaciones se puede demostrar que $E_{t-1}p_t = E_{t-1}e_t$. De esa forma se puede obtener la siguiente expresión para el nivel general de precios:

$$p_t = \frac{1}{\delta + \theta} (\delta e_t + \zeta_t + \theta E_{t-1}e_t) \quad (3)$$

Reemplazando esta última expresión en la ecuación (2), se puede demostrar que el producto depende de la sorpresa en el tipo de cambio, esto es:

$$y_t = \frac{\theta\delta}{\delta + \theta} (e_t + E_{t-1}e_t) + \frac{\theta}{\delta + \theta} \zeta_t = \gamma(e_t + E_{t-1}e_t) + v_t \quad (4)$$

Si denotamos a la depreciación nominal como $\varepsilon_t = e_t - e_{t-1}$ y si sumamos y restamos el tipo de cambio nominal rezagado a la expresión (4), finalmente obtenemos que el producto

¹¹ Podríamos pensar en esta variables como la brecha del producto, en lugar del producto en sí mismo. En ese caso, el producto potencial estaría normalizado a cero.

depende de la depreciación efectiva respecto de la depreciación esperada en el periodo anterior:

$$y_t = \gamma(\varepsilon_t - \varepsilon_t^e) + v_t \quad (5)$$

Por otra parte, podemos postular que la acumulación de reservas depende de las sorpresas devaluatorias, las cuales mejoran el saldo de la balanza de pagos y, por ende, las reservas (R) y de un término aleatorio. Matemáticamente:

$$\Delta R_t = \alpha(\varepsilon_t - \varepsilon_t^e) + u_t \quad (6)$$

Finalmente, se puede señalar que en esta economía se cumple la ley de un solo precio en su versión más débil y que la inflación internacional es cero, entonces la inflación interna queda expresada como:

$$\pi_t = \Delta p_t = \varepsilon_t \quad (7)$$

Ahora sólo nos resta definir la función de pérdida de la autoridad monetaria, la cual supondremos que depende de la inflación; de la desviación del producto respecto de un nivel arbitrario, que podría ser el nivel potencial; y, de la acumulación de reservas:

$$L_t = \frac{\pi_t^2}{2} + \frac{\beta}{2}(y_t - \bar{y})^2 + \frac{\chi}{2}(\Delta R - \Delta \bar{R})^2, \quad \beta, \chi > 0 \quad (8)$$

Reemplazando las expresiones anteriores en la (36), la función de pérdida queda expresada como:

$$L_t = \frac{\varepsilon_t^2}{2} + \frac{\beta}{2}(\gamma(\varepsilon_t - \varepsilon_t^e) + v_t - \bar{y})^2 + \frac{\chi}{2}(\alpha(\varepsilon_t - \varepsilon_t^e) + u_t - \Delta \bar{R})^2 \quad (9)$$

Por lo tanto, el problema al que se enfrenta la autoridad monetaria es minimizar (39), sujeto a las restricciones que le impone la estructura económica y sobre todo la forma en la cual se diseñan las expectativas del público.

La minimización de la función de pérdida de la autoridad monetaria (40) pasa por hallar la condición de primer orden:

$$\frac{\partial L}{\partial \varepsilon} = \varepsilon + \beta\gamma[\gamma(\varepsilon - \varepsilon^e) + v - \bar{y}] + \chi\alpha[\alpha(\varepsilon - \varepsilon^e) + u - \Delta \bar{R}] = 0 \quad (10)$$

A partir de esta expresión podemos encontrar una relación entre la depreciación efectiva y la depreciación esperada:

$$\varepsilon = \frac{\beta\gamma^2 + \chi\alpha^2}{1 + \beta\gamma^2 + \chi\alpha^2} \varepsilon^e + \frac{\beta\gamma(\bar{y} - v) + \chi\alpha(\Delta\bar{R} - u)}{1 + \beta\gamma^2 + \chi\alpha^2} \quad (11)$$

Ahora bien, los agentes económicos utilizan la anterior expresión para formular sus expectativas de depreciación, con el ánimo de no cometer ningún error sistemático al respecto. Esto es, $\varepsilon^e = E(\varepsilon)$ y, en este caso es igual al operador esperanza de la expresión (A5.2). Puesto que la esperanza de las perturbaciones aleatorias es cero, esto queda como:

$$\varepsilon^e = \frac{\beta\gamma^2 + \chi\alpha^2}{1 + \beta\gamma^2 + \chi\alpha^2} \varepsilon^e + \frac{\beta\bar{y} + \chi\alpha\Delta\bar{R}}{1 + \beta\gamma^2 + \chi\alpha^2} \Rightarrow \varepsilon^e = \beta\bar{y} + \chi\alpha\Delta\bar{R} \quad (12)$$

Entonces, la depreciación esperada dependerá de la ponderación que tenga en la función de pérdida del banco el producto y las reservas y a los objetivos que tenga la autoridad respecto de estas dos variables: en la medida que el objetivo de producto (reservas) se aleje de aquellas que existirían en condiciones estructurales ($\bar{y} = \Delta\bar{R} = 0$). Reemplazando esta última expresión en (A5.2), encontraremos una relación para la depreciación efectiva:

$$\varepsilon = \beta\bar{y} + \chi\alpha\Delta\bar{R} - \frac{\beta\gamma v + \chi\alpha u}{1 + \beta\gamma^2 + \chi\alpha^2} = \beta\bar{y} + \chi\alpha\Delta\bar{R} - \frac{\beta\gamma v + \chi\alpha u}{\Phi} \quad (A5.3)$$

De tal forma que el error (no sistemático) de proyección de los agentes racionales es igual a:

$$\varepsilon - \varepsilon^e = -\frac{\beta\gamma v + \chi\alpha u}{\Phi} \quad (A5.4)$$

Reemplazando la anterior expresión en la ecuación (36) del texto, obtenemos que el producto (o en su caso, la brecha del producto) es igual a:

$$y_t = \gamma(\varepsilon_t - \varepsilon_t^e) + v_t = -\gamma\left(\frac{\beta\gamma v + \chi\alpha u}{\Phi}\right) = (a_1 + 1)v + a_2 u \quad (A5.5)$$

Donde los términos a_i dependen de los parámetros estructurales del modelo.

Por lo tanto, las principales implicancias del modelo son que la autoridad se enfrenta a un problema de inconsistencia temporal: por un lado puede devaluar sorpresivamente el tipo de cambio y generar una ganancia en términos de reservas y actividad a costa de una mayor inflación. Pero al hacerlo, enfrenta un costo de credibilidad para el futuro de la Política Monetaria.

En esta línea, la Política Cambiaria aconsejable en este caso sería sólo concentrarse en la inflación y la depreciación y no en las desviaciones del producto, ni de los objetivos de

reservas internacionales. En términos del presente trabajo, corresponde a que el tipo de cambio real se sitúe en torno al equilibrio.

El importante incremento de reservas de gas y la modificación de la política tributaria para generar mayores ingresos al Estado claramente son los desafíos para la política cambiaria. En efecto, el fenómeno del Síndrome Holandés (*Dutch Disease*) implicaría que el tipo de cambio real de equilibrio se apreciaría, lo cual es acorde con un ajuste en la estructura productiva y de consumo de Bolivia. Como este fenómeno es de equilibrio, puede suceder tanto por la vía de una revaluación nominal como por el incremento de inflación, con los problemas distributivos del caso.

En síntesis, el BCB tiene el desafío de asegurar el éxito del régimen cambiario actual, promoviendo un ajuste al equilibrio que no implique mayor inflación. Para ello será determinante el movimiento de los fundamentos del tipo de cambio real, en especial el gasto público. Un fondo de estabilización sería deseable para promover un ajuste gradual, y sin que surjan desequilibrios macroeconómicos que signifiquen mayor inflación y problemas de sostenibilidad de la cuenta corriente.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguilar, Ma. A. (2003). “Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Bolivia” *Revista de Análisis Económico del BCB*, Vol. 6, N° 1.
- Arguedas, C.; Requena, J. (2002), “La Dolarización en Bolivia: Una Estimación de la Elasticidad de Sustitución de Monedas”, *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 5 No. 2 (diciembre): 7-42.
- Asesoría de Política Económica - BCB (2004a), “Evaluación y Propuestas de Modificación al Reglamento de Posición de Cambios”, Informe Técnico APEC – INEP No. 047/04, septiembre.
- Asesoría de Política Económica - BCB (2004b), “Evaluación del Encaje Legal”, Informe Técnico APEC – INEP No. 042/04, septiembre.
- 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.
- Berg, A.; Borensztein, E. (2000), “The Choice of Exchange Rate Regime and Monetary Target in Highly Dollarized Economies”, IMF Working Paper 00/29, febrero.
- Calvo, G. (1999), “Fixed versus Flexible Exchange Rates. Preliminary of a Turn-of-Millennium Rematch”, Research Paper University of Maryland. Disponible en <http://www.bsos.umd.edu/econ/ciecrp.htm>.
- Calvo, G.; Rodríguez C, (1977), “A Model of Exchange Rate Determination Under Currency Substitution and Rational Expectations”, *Journal of Political Economy* Vol 85, pp. 617-625.
- Canales-Kriljenko, J. (2004), “Foreign Exchange Market Organization in Selected Developing and Transition Economies: Evidence from a Survey”, IMF Working Paper 04/04, enero.
- Cerutti, E. y M. Mansilla (2008), “Bolivia: The Hydrocarbons Boom and the Risk of Dutch Disease”, IMF Working Paper 08/154, junio.
- Cheung, Y.; Lai, K. (1993). “Finite Sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, N° 55.
- Escobar, F. (2003), “Efectos de las variaciones del tipo de cambio sobre las actividades de intermediación financiera de Bolivia: 1990-2003”, *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 6 No. 1: 73-121.

- Escobar L.F.; Mendieta, P. (2006). “Inflación y Depreciación en una Economía Dolarizada: El Caso de Bolivia” CEMLA. Vol. 29, n. 1.
- Favero, C. (2000), *Applied Macroeconometrics*. New York: Oxford University Press.
- Ferreira, J.; Salas, J. (2006) “Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú: Modelos BEER y Construcción de Bandas de Confianza”. Gerencia de Estudios Económicos del Banco Central de la República de Perú.
- Goldfjan, I.; Werlang, S. (2000), “The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study”, Documento de Trabajo del Banco Central do Brasil, No. 5.
- Humérez, J. (2006). “Reexaminando el Desalineamiento del Tipo de Cambio Real”. *Revista de Análisis Económico UDAPE* – Vol. 20.
- International Monetary Fund (2004), “Learning to Float: The Experience of Emerging Markets Countries since the Early 1990s” en *World Economic Outlook* (September). Washington: IMF.
- Krugman, P. (1991), “Target Zones and Exchange Rate Dynamics”, *Quarterly Journal of Economics* Vol. 106: 669-82.
- 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.
- Loza, G. (2000), “Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: El Caso de la Economía Boliviana”, *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 3 No. 1 (junio).
- Lucas, R. (1973), “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs”, *American Economic Review*. Vol 63 (junio): 326-334.
- McNelis, P.; Rojas-Suárez L. (1996), “Exchange Rate Depreciation, Dollarization and Uncertainty”, IADB Working Paper 325.
- Rosende, F. (1999), *Teoría Macroeconómica: Ciclos Económicos, Crecimiento e Inflación*. Santiago de Chile: Ediciones de la Universidad Católica de Chile
- Savastano, M. (1992), “The Pattern of Currency Substitution in Latin America: An Overview”, *Revista de Análisis Económico* Vol. 7 No. 1.
- St-Amant, P. (1996), “Decomposing U.S. Nominal Interest rates into Expected Inflation and Ex Ante real Interest Rates Using Structural VAR Methodology”, Bank of Canada Working Paper 96-2, enero.

Wellch, J. y McLeod D. (1993), "The Costs and Benefits of Fixed Dollar Exchange Rate in Latin America", Federal Reserve Bank of Dallas Financial Review (enero): 31-44.

Zivot, E. (2000), "Notes on Structural VAR Modeling". Notas de clase de Econometría de Series de Tiempo, disponible en: <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/584notes.htm>.

APÉNDICE I: NUEVA METODOLOGÍA DE CÁLCULO DEL ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO EFECTIVO Y REAL¹²

El Índice de Tipo de Cambio Efectivo y Real (ITCER), que calcula y difunde el BCB, actualmente considera a los ocho socios comerciales más importantes de Bolivia. Tiene como período base el año 1996 y los ponderadores están definidos considerando el comercio internacional de Bolivia con sus socios en los años 1996 - 1997.

El comercio entre países en un contexto de globalización puede cambiar notablemente de un año a otro. Mantener un año base con cierto rezago temporal podría llevar a distorsiones del índice ITCER y a interpretaciones menos precisas en cuanto a su evolución en el tiempo. Por esta razón, el BCB decidió revisar la metodología de cálculo de este indicador, proceso que concluyó con la adopción de una nueva, más flexible y que, se espera, contribuya a una mejor interpretación del indicador. Esta metodología la aplican bancos centrales de varios países, incluidos EE.UU. y Argentina. La fórmula de cálculo es:

$$ITCER_t = ITCER_{t-1} \prod_i \left[\frac{(e_i p_{i,t} / p_t)}{(e_{i-1} p_{i,t-1} / p_{t-1})} \right]^{w_i}$$

Donde: e es el tipo de cambio nominal expresado en bolivianos por unidad de la moneda del socio i , p_i es el índice de precios del socio i , p es el índice de precios de Bolivia y w_i es el ponderador del socio i .

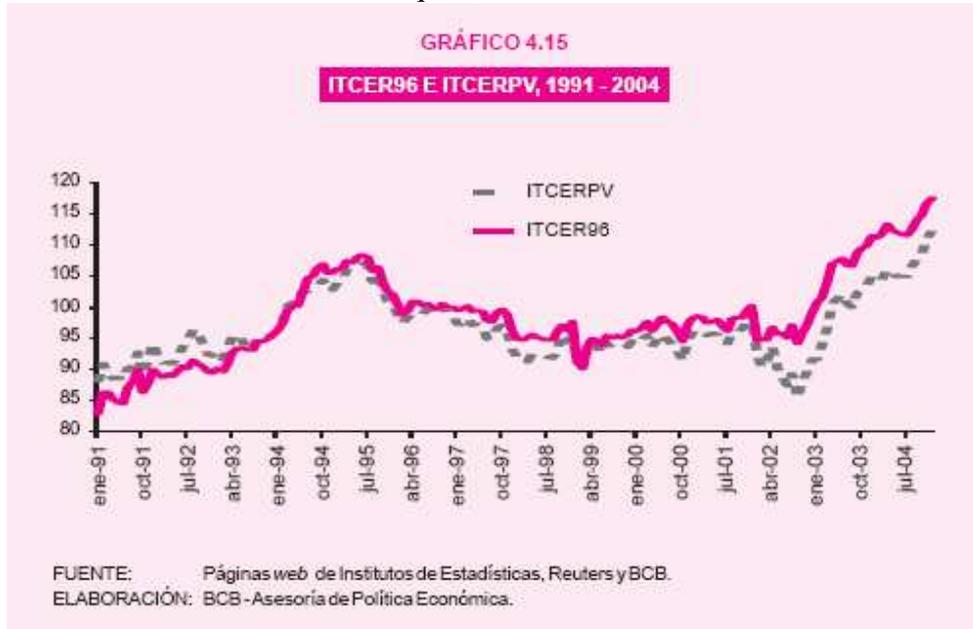
En la fórmula de cálculo se observa que los ponderadores asignados a los socios comerciales no permanecen constantes. Sólo se consideran los países cuya participación (exportaciones más importaciones) en el comercio total de Bolivia es mayor a 0,50%. Ello implica que el ITCER podrá tener un número distinto de países cada año, probablemente con diferente ponderación. Las cifras de comercio exterior no consideran las exportaciones de hidrocarburos a Argentina y Brasil, pues éstas dependen más bien de contratos de mediano y largo plazo y de los precios internacionales de estos productos.

El índice toma el valor de 100 para el período base, que puede ser elegido arbitrariamente pues lo más relevante del cálculo son las variaciones del indicador. Para el cálculo del nuevo indicador (ITCERP) se eligió como período base agosto 2003.

El Gráfico 4.15 muestra una evolución comparativa entre el ITCER base 1996 (ITCER96) y el ITCERP. Los indicadores tienden a diferenciar su comportamiento desde finales de 2001, aunque la tendencia es la misma. El ITCERP captura mejor las tendencias del comercio debido a que en ese período incorpora en promedio a dieciséis países, cifra que

¹² Extraído de la *Memoria 2004* del Banco Central de Bolivia: p. 96.

duplica el número de socios comerciales incluidos en el ITCER96. Debe señalarse además que el ITCERPv resulta menos volátil que el ITCER96.



APÉNDICE II: COMPETITIVIDAD Y TIPO DE CAMBIO REAL (ITCER)¹³

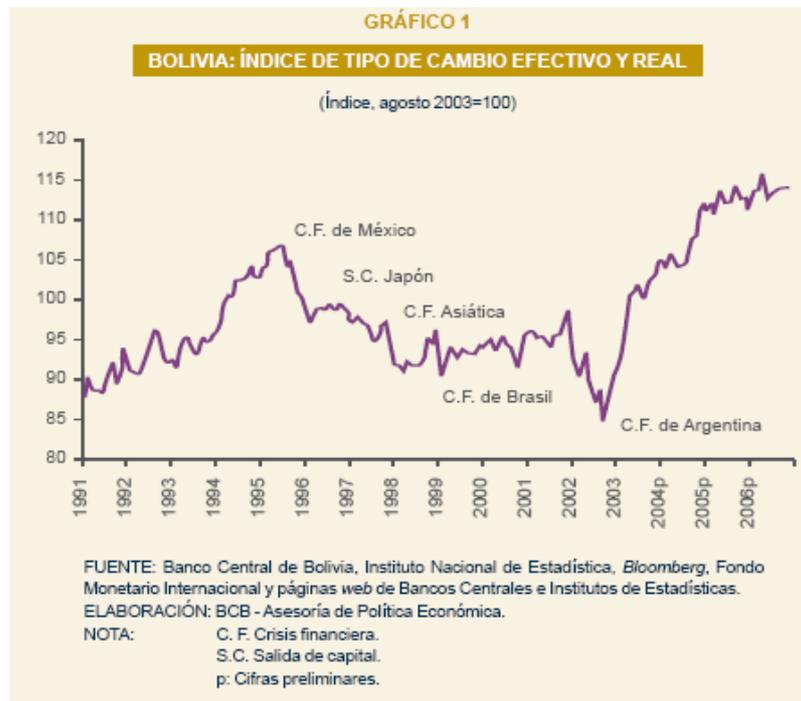
Aunque en inicio la competitividad estaba relacionada principalmente a consideraciones cambiarias, actualmente este concepto involucra todos los aspectos que promueven la inserción externa de un país. En esa línea, existen varias medidas de competitividad, entre las que se encuentran los Índices del Foro Económico Mundial, del Instituto Internacional para la Administración del Desarrollo (IMD), de la CEPAL, entre otros.

En el caso del Tipo de Cambio Real, ésta es una medida de la competitividad cambiaria de una economía frente al resto del mundo, pues compara los precios de los artículos que se producen internamente con los precios de aquellos que se producen en el exterior. Estos precios relativos también orientan el destino de la producción y el consumo a los mercados externos o internos.

Para su cálculo se pueden utilizar diferentes indicadores de niveles de precios. Distintos estudios sugieren varios indicadores: costos unitarios de la mano de obra en la manufactura, deflatores del valor agregado de la industria manufacturera, valores unitarios de exportación e índices de precios al por mayor. Sin embargo, en los países en desarrollo, en los que normalmente no se cuenta con estos indicadores, se emplean los Índices de Precios al Consumidor (IPC) expresados en una misma moneda, para lo que se utiliza el tipo de cambio nominal.

El BCB, utilizando la última metodología, realiza el cálculo tanto de los índices de tipo de cambio reales bilaterales con los principales socios comerciales como de un índice de tipo de cambio efectivo real general (ITCER), que resume la competitividad cambiaria y cuya evolución en el período 1991-2006 se puede observar en el siguiente gráfico.

¹³ Extraído de la *Memoria 2006* del Banco Central de Bolivia: pp. 118-119.



Un aumento en el ITCER se interpreta como una depreciación real de la moneda interna, lo que implica que los bienes extranjeros se volvieron relativamente más caros que los internos. Esto puede darse por un aumento del tipo de cambio nominal, por mayor inflación externa o por menor inflación interna.

Las sucesivas caídas del ITCER a partir de 1995 hasta septiembre 2002 se debieron principalmente a las fuertes depreciaciones de las monedas de algunos de los socios comerciales de Bolivia, producto de las crisis financieras que estos países experimentaron por las salidas masivas de capital y el efecto en la economía mundial de la globalización financiera. Estas crisis se pueden observar de manera más clara en los índices bilaterales de Bolivia con los diferentes países. La primera crisis de competitividad cambiaria ocurrió en 1994, por los problemas en la cuenta corriente de México que provocó el efecto de contagio en otros países, denominado “Tequila” (Gráfico 2).



Posteriormente, la crisis financiera del Asia en 1997 afectó al ITCER de manera indirecta por su repercusión en la economía mundial. Paralelamente, Japón experimentó una importante depreciación del yen por la salida de capitales debido al diferencial de tasas de interés con el resto del mundo (Gráfico 3).



A principios de 1999, el mercado de capitales de Brasil experimentó importantes retiros de capital por problemas fiscales, y a fines de 2001 lo hizo Argentina por similares motivos. Esto ocasionó que el ITCER cayera hasta su nivel mínimo en septiembre 2002. A partir de esa fecha, cambió la tendencia y el ITCER fue subiendo de manera constante hasta alcanzar un nivel récord en 2006.

Los cambios en la competitividad cambiaria que se han reflejado en la balanza comercial de Bolivia con estos países han afectado el volumen de exportaciones e importaciones (Cuadro 1). El cambio de tendencia del ITCER también se ha visto reflejado en la balanza comercial total: de un déficit de \$us476 millones en 2002 alcanzó un superávit de \$us1.054 millones en 2006.

CUADRO 1				
EVENTOS SELECCIONADOS DE PÉRDIDA DE COMPETITIVIDAD				
(Variación acumulada, en porcentajes)				
País	México	Japón	Brasil ¹	Argentina ¹
Año	1994-1995	1995-1996	1999	2001-2002
Índice de tipo de cambio efectivo y real				
Bilateral	-40,3	-22,2	-25,2	-53,6
General	4,9	-7,2	-1,9	-4,8
Variación porcentual del volumen de exportaciones por país de destino				
	-90,9	-55,9	-12,8	-89,7

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.
 ELABORACIÓN: BCB - Asesoría de Política Económica.
 NOTAS: ¹ Excluye exportación de gas.

ÍNDICES DE TIPO DE CAMBIO REAL^{1/ 2/}

(Agosto de 2003 = 100)

	ARGENTINA	BRASIL	CANADA	CHILE	COLOMBIA	COREA DEL SUR	DINAMARCA	ECUADOR	EL SALVADOR	ESTADOS UNIDOS	JAPON	MALASIA	MEXICO	PANAMA ^{4/}	PARAGUAY	PERU	REINO UNIDO	SUECIA	SUIZA	URUGUAY	VENEZUELA	ZONA DEL EURO ^{3/}	MULTILATERAL
1991 DIC	154.32	96.39	93.49	89.30	72.22	92.71	87.39	58.13	51.45	72.34	90.17	97.14	72.82	85.17	120.63	90.67	85.79	123.40	87.67	95.29	56.35	89.11	93.99
1992 DIC	179.41	89.78	85.92	97.37	77.89	92.49	82.94	63.53	53.82	73.68	88.05	105.18	79.53	85.69	119.06	82.85	70.40	97.60	83.59	107.15	56.97	85.47	92.04
1993 DIC	192.56	106.47	83.86	95.74	84.48	95.44	77.75	75.01	63.78	75.68	98.08	105.12	86.13	86.47	124.21	87.17	70.28	86.06	84.19	129.03	62.51	82.43	95.48
1994 DIC	193.32	141.41	76.69	109.16	110.48	99.79	85.53	81.88	66.53	75.12	105.78	110.98	51.99	84.70	138.76	96.34	73.74	94.90	92.21	141.73	64.15	91.08	102.58
1995 DIC	183.40	146.22	74.85	109.15	103.72	99.37	89.28	72.96	69.14	71.91	92.57	107.74	51.39	79.75	139.22	93.57	70.49	101.51	100.10	141.16	54.99	94.07	100.13
1996 DIC	178.58	144.86	74.21	108.92	120.63	95.12	82.87	71.65	72.25	72.31	82.70	108.91	62.18	79.41	137.54	90.49	77.03	95.32	83.71	139.41	86.20	96.04	96.64
1997 DIC	173.69	136.29	69.46	108.00	106.95	47.92	71.48	74.49	71.39	71.30	72.12	70.57	87.75	78.63	126.58	88.94	75.35	81.94	75.27	135.07	83.45	73.44	92.89
1998 DIC	176.22	130.11	66.03	105.91	105.53	70.69	78.32	69.84	74.98	73.02	84.51	76.70	66.36	78.29	121.53	82.10	78.51	79.79	80.17	137.26	97.60	79.91	96.22
1999 DIC	178.17	97.32	73.97	99.72	97.88	78.05	71.80	38.97	76.42	77.20	97.49	80.92	79.58	81.84	112.54	78.94	79.80	78.72	72.43	137.11	105.04	71.94	94.43
2000 DIC	182.43	97.76	75.77	99.44	91.86	74.75	69.98	62.17	82.20	82.33	87.07	84.50	88.90	85.01	119.03	84.06	78.34	73.41	74.13	137.88	113.85	70.44	95.68
2001 DIC	180.66	95.54	76.00	93.42	102.72	78.20	72.12	80.49	88.21	88.41	80.12	90.41	102.75	89.89	102.76	90.91	81.06	71.23	76.90	127.99	123.97	71.99	98.73
2002p DIC	84.68	76.75	85.32	94.53	93.89	96.29	94.11	94.34	97.19	97.01	92.94	98.52	103.21	98.90	83.23	96.95	99.41	94.21	100.32	93.81	94.94	93.92	91.05
2003p DIC	101.94	103.97	106.97	116.82	103.35	99.61	114.11	100.65	100.21	99.40	102.90	100.23	99.06	99.46	106.31	101.40	114.03	117.79	113.90	96.51	106.41	116.00	105.03
2004p DIC	104.76	118.27	115.46	125.29	124.16	116.19	123.23	100.82	103.75	100.86	108.78	100.55	103.08	99.60	107.40	108.89	125.40	125.38	123.85	113.23	103.83	126.07	112.07
2005p ENE	106.83	118.55	110.44	116.69	124.90	116.58	116.68	99.83	103.95	99.82	105.76	99.59	101.25	98.86	103.69	108.31	120.09	117.30	116.00	119.99	104.51	118.21	110.73
FEB	107.66	120.56	111.61	119.54	128.85	119.70	119.87	100.17	104.12	100.47	104.91	99.75	102.85	99.42	103.68	108.19	122.97	120.60	118.93	116.60	104.77	120.71	112.02
MAR	109.96	118.10	114.24	117.70	126.26	119.60	117.89	100.52	104.29	101.35	102.75	99.93	102.42	100.18	105.75	108.91	121.16	117.20	115.95	116.79	94.80	118.99	110.68
ABR	111.14	126.69	111.27	120.03	129.83	122.37	118.84	101.74	105.21	102.41	105.19	100.59	104.34	100.85	107.99	109.60	124.21	117.10	118.06	120.56	96.42	119.72	113.46
MAY	112.12	133.49	109.83	119.75	129.91	119.98	112.47	101.19	105.20	101.57	101.66	100.60	105.02	99.84	109.12	108.98	117.75	111.20	111.60	124.56	98.15	113.55	113.70
JUN	111.04	134.11	111.18	118.79	129.04	114.80	108.61	99.73	103.85	100.09	97.36	99.27	104.57	98.52	110.61	107.63	114.36	104.40	106.75	120.34	97.22	109.88	112.24
JUL	113.40	131.41	111.57	122.96	129.99	116.03	108.47	99.53	103.79	100.51	95.91	100.54	106.54	98.86	112.67	107.73	111.99	104.27	105.46	122.63	98.02	109.84	112.41
AGO	111.21	131.43	114.71	127.01	129.52	114.30	108.67	98.76	103.41	100.39	95.97	99.98	103.92	98.14	110.07	106.15	113.35	105.53	106.68	123.38	98.34	110.31	112.18
SEP	112.42	141.32	118.39	131.83	130.80	114.72	107.94	99.46	103.80	101.61	94.87	100.14	104.85	99.08	110.45	103.93	112.32	104.90	105.01	125.11	99.79	109.30	114.24
OCT	108.75	138.82	115.86	128.18	130.13	113.75	106.97	99.11	105.07	101.10	91.85	99.73	103.85	99.05	111.37	101.79	112.33	101.75	105.93	128.90	99.71	108.70	112.62
NOV	111.01	142.18	115.89	132.92	130.79	113.31	104.10	98.87	103.28	99.87	88.63	98.68	106.40	98.07	112.62	100.85	108.87	99.17	102.73	127.33	100.35	105.87	112.82
DIC	109.61	134.43	115.57	133.35	129.32	116.10	103.55	98.54	102.53	98.85	89.65	99.21	105.63	97.74	112.10	100.21	108.05	100.14	101.67	125.41	100.51	105.56	111.18
2006p ENE	109.31	141.31	117.80	130.29	130.69	121.90	105.71	98.72	102.74	99.31	89.86	99.97	108.13	97.55	112.77	103.92	110.44	103.36	104.02	124.25	100.99	107.72	113.14
FEB	108.89	146.80	117.57	131.45	131.99	120.53	104.32	98.79	102.59	98.88	90.10	100.38	107.21	96.74	115.46	104.35	109.16	99.56	101.43	123.77	99.99	105.54	113.64
MAR	110.47	142.89	116.24	130.13	130.68	121.73	106.95	99.99	103.53	99.98	89.37	103.32	103.60	97.47	120.13	103.75	109.20	102.48	102.42	124.73	101.46	108.44	113.65
ABR	112.28	149.82	120.66	133.48	126.59	124.91	111.00	99.58	103.77	100.35	91.98	104.46	101.78	148.09	123.62	104.67	114.21	107.98	107.57	126.47	101.61	112.74	115.90
MAY	110.10	134.50	122.67	127.58	119.31	123.45	112.54	98.37	102.75	99.76	92.97	103.38	98.54	97.14	120.97	103.63	117.59	109.71	109.65	125.77	102.14	114.50	112.61
JUN	110.18	142.81	120.38	126.37	112.81	122.24	111.30	97.66	103.08	99.47	90.67	101.83	98.25	96.67	124.71	104.14	115.61	108.71	107.69	126.87	103.53	113.04	113.28
JUL	110.57	141.02	117.74	126.23	122.26	120.93	110.47	97.14	103.79	99.20	89.93	101.96	101.27	96.12	125.11	104.06	116.39	108.06	106.21	126.51	105.41	112.14	113.56
AGO	110.13	143.19	119.55	126.23	124.15	120.92	110.63	97.08	102.97	99.12	88.12	100.93	101.61	96.04	127.10	103.67	118.64	107.79	106.07	127.06	107.43	112.60	114.03
SEP	111.85	140.79	116.94	126.20	122.72	121.96	110.53	97.61	102.88	98.61	90.29	101.75	102.50	95.56	127.04	103.92	116.97	108.43	105.89	127.81	109.44	112.14	113.97
OCT	111.41	143.06	116.10	128.70	128.06	122.25	109.26	97.33	101.83	97.45	86.86	101.25	103.62	95.13	131.85	104.04	118.41	107.33	103.72	126.88	109.56	110.93	114.15
NOV	112.31	140.74	113.92	126.71	128.76	122.41	112.62	96.85	101.79	96.66	87.10	101.85	101.23	94.68	132.29	102.89	121.56	112.74	106.79	123.70	110.26	114.50	114.00
DIC	112.48	142.65	111.48	124.98	130.67	121.71	111.61	94.45	101.85	96.03	84.34	103.75	102.41	94.45	140.95	102.97	121.84	111.94	104.79	122.66	111.38	113.83	114.10
2007p ENE	110.46	141.56	107.59	120.30	128.36	118.36	107.75	94.62	101.23	94.61	81.12	103.28	99.35	92.95	134.91	101.08	118.71	107.73	99.97	123.35	111.59	109.72	111.96
FEB	109.66	141.01	108.34	119.75	129.93	117.66	109.53	93.58	99.81	94.01	81.98	102.03	97.40	92.12	134.88	100.47	118.57	106.33	101.19	122.59	111.81	110.61	111.74
MAR	109.98	146.38	110.00	120.02	135.74	117.89	110.09	93.18	99.90	94.37	81.66	102.70	98.57	92.41	135.37	100.45	118.36	106.20	100.40	123.91	110.40	111.44	112.92

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística, Bloomberg, Fondo Monetario Internacional y páginas web de Bancos Centrales e Institutos de Estadísticas

ELABORACIÓN: Banco Central de Bolivia - Asesoría de Política Económica - Sector Externo

NOTAS: Los índices bilaterales sombreados corresponden a los países que no se consideran para el cálculo del índice multilateral debido a que la participación del comercio con esos países en el total fue menor a 0.50%. El cuadro 38 muestra las ponderaciones anuales asignadas a nuestros principales socios comerciales.

n.d. No disponible.

p. Cifras preliminares.

Calculados con el método de ponderadores variables, cuya forma de cálculo es:

$$I_t = I_{t-1} \prod_i \left[\frac{e_{i,t,t} / p_t}{e_{i,t-1,t-1} / p_{t-1}} \right]^{w_{i,t}}$$

Donde:

e Es el tipo de cambio nominal expresado en Bolivianos por unidad de la moneda del socio i

p_t Es el índice de precios del socio i

p Es el índice de precios de Bolivia

w_{i,t} Es el ponderador del socio i, que puede cambiar anualmente, según la participación del comercio con el socio i en el comercio total de Bolivia. Solo se consideran los países cuya participación (exportaciones más importaciones) en el comercio total de Bolivia es mayor a 0.50%

I₀ Es el índice del período base, que toma el valor de 100 en agosto de 2003

^{1/} A partir de mayo 2005 se incorpora en el cálculo de los índices, el tipo de cambio de Bolivia promedio ponderado por monto de operación del sistema financiero con sus clientes.

^{2/} El valor del índice de tipo de cambio real bilateral con la Zona del Euro se modificó a partir de enero 2006, debido a que revisaron sus cifras de inflación.

^{4/} El valor del índice de tipo de cambio real bilateral con Panamá se modificó, por una actualización de sus cifras de inflación.

PONDERADORES DE COMERCIO INTERNACIONAL

1991 - 2005

AÑOS	ARGENTINA	BRASIL	CANADA	CHILE	COLOMBIA	COREA DEL SUR	DINAMARCA	ECUADOR	EL SALVADOR	ESTADOS UNIDOS	JAPON	MALASIA	MEXICO	PANAMA	PARAGUAY	PERU	REINO UNIDO	SUECIA	SUIZA	URUGUAY	VENEZUELA	ZONA DEL EURO	SUMA DE PONDERADORES	
1991	9.05	11.75		6.27	2.42					27.34	8.09	0.53	0.94	0.65		4.50	7.36	1.20	1.35				18.56	100.00
1992	7.99	10.62	0.60	5.72	2.13	0.56		0.54		24.76	8.20		1.01	0.71		5.11	9.26	1.56	0.78				20.42	100.00
1993	8.20	9.57		5.76	2.93	0.62		0.65		25.98	7.35		1.15	0.67		7.23	12.40	1.49	0.65				15.36	100.00
1994	8.07	10.08	0.65	5.31	3.88	0.91		0.94		27.49	8.67		1.40	0.54		8.77	7.73	1.53	1.14		0.66		12.23	100.00
1995	7.07	8.22	1.19	5.56	3.67	0.79		0.59		26.20	7.74		0.88			9.18	7.56	1.66	3.80			0.73	15.16	100.00
1996	6.80	8.18	1.92	5.68	5.59	0.78				29.03	7.59		1.27	0.68		8.43	5.82	1.81	4.01			0.57	11.84	100.00
1997	12.46	8.86	1.41	5.99	4.27	0.70				23.44	8.05		1.62			8.46	5.93	3.03	4.16			0.82	10.81	100.00
1998	8.80	8.27	0.95	5.16	3.86	0.97	0.75	0.72		24.48	14.56		1.31			6.70	6.35	3.20	2.74	1.68		0.98	8.52	100.00
1999	9.51	10.06	0.75	5.31	5.94	1.17				30.49	5.53		1.68			5.34	6.66	1.26	2.64	2.90		1.29	9.46	100.00
2000	11.74	10.94	0.74	6.66	8.28	0.92				21.97	3.71		1.85		0.99	5.42	6.11	0.83	5.91			2.22	9.23	100.00
2001	13.38	13.19	1.13	6.74	9.46	0.91		0.55		18.89	2.45		1.84		1.10	6.88	3.43		7.60	2.48		4.52	7.91	100.00
2002 ^p	12.28	17.19	0.67	5.82	6.76	0.76			1.60	17.89	3.99		1.89		0.77	6.05	1.62	0.58	8.18			7.03	6.93	100.00
2003 ^p	11.92	17.09		6.25	7.61	1.28		0.70		19.32	3.80		2.05		0.78	7.03	1.78		6.42			6.74	7.25	100.00
2004 ^p	11.53	19.60	0.71	4.97	5.63	2.21				18.46	5.43	0.70	1.79		1.13	8.19	2.00	0.68	1.83			7.90	7.25	100.00
2005 ^p	11.53	19.60	0.71	4.97	5.63	2.21				18.46	5.43	0.70	1.79		1.13	8.19	2.00	0.68	1.83			7.90	7.25	100.00
2006 ^p	11.53	19.60	0.71	4.97	5.63	2.21				18.46	5.43	0.70	1.79		1.13	8.19	2.00	0.68	1.83			7.90	7.25	100.00

FUENTE: Cifras de comercio exterior del Instituto Nacional de Estadística.

ELABORACIÓN: Banco Central de Bolivia - Asesoría de Política Económica - Sector Externo

NOTA: Sólo se incluyen los países con los que el comercio exterior de Bolivia representó al menos 0.50% del total. El comercio con China ha cobrado importancia desde 1999, pero debido a falta de información, no ha sido posible incluir a este país en el cálculo
^p Cifras preliminares