ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Colque H., Paul

Working Paper

Fundamentos del tipo de cambio real de equilibrio

Documento de Trabajo, No. 04/06

Provided in Cooperation with:
Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC), Universidad Católica Boliviana

Suggested Citation: Colque H., Paul (2006) : Fundamentos del tipo de cambio real de equilibrio, Documento de Trabajo, No. 04/06, Universidad Católica Boliviana, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC), La Paz

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/72820

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Instituto de Investigaciones Socio Económicas

Documento de Trabajo No. 04/06
Agosto 2006

Fundamentos del Tipo de Cambio Real de Equilibrio

por
Paul Colque H.

Fundamentos del Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Paul Colque H.[*]

Resumen

El presente trabajo pretende evaluar el comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio a través de sus fundamentos (Términos de intercambios, activos externos netos, grado de apertura comercial, flujo de capitales y tasa de interés internacional), y así poder determinar el grado de desalineamiento del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio.

Los resultados obtenidos indican que entre el año 1990 – 2003 (tercer trimestre) el tipo de cambio real ha tenido desalineamientos no muy acentuados y que estos son consistentes con la coyuntura económica.

[*] Investigador asociado del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas de la Universidad Católica Boliviana.

I. Introducción

Es responsabilidad del Banco Central de Bolivia formular y conducir la política cambiaria, cuyo objetivo principal es mantener la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda nacional, subordinando a un otro objetivo, que es procurar un tipo de cambio real estable para preservar la competitividad de las exportaciones, lo que implícitamente se traduciría en evitar sistemáticamente una sobrevaluación del tipo de cambio real.

Sin embargo, los continuos déficits en cuenta corriente de balanza de pagos obligó a nuestra economía ha asegurar transferencias externas de recursos de una manera creciente, vía endeudamiento o vía importaciones de capital, que han derivado, según algunos analistas, en un proceso de sobrevaluación de la moneda nacional.

Las condiciones de deterioro en los términos de intercambio, la inestabilidad externa que a partir de 1997 propicio una caída de los precios de las materias primas -que se generalizo a nivel mundial afectando las exportaciones bolivianas a razón de las bajas cotizaciones de nuestros productos en el mercado internacional-, la fuerte devaluación de la moneda brasileña (1999), la recesión internacional (2001) y la crisis Argentina (2002) derivaron en una situación económica que se expresa en una estabilidad frágil y un crecimiento bajo e insuficiente, como para encarar las tareas de desarrollo del país.

Este escenario internacional contribuyó a un papel mas activo de las políticas cambiarias y dadas las características deficitarias fiscales y comerciales. Las condiciones para un sostenimiento del tipo de cambio real, consistente con los equilibrios macroeconómicos necesarios han sido cada vez más restringidas.

Es en este sentido, los últimos años fueron de preocupación y debate sobre la dinámica que adquirió la política cambiaria conducida por el Banco Central de Bolivia; por lo que el presente trabajo tratará de realizar un análisis de los fundamentos del tipo de cambio real y así determinar los desalineamientos producidos en el periodo 1990 – 2003 (tercer trimestre).

Este documento esta estructurado de la siguiente manera: en la sección II se aborda la definición del tipo de cambio real, la sección III examina un modelo teórico de determinación de los fundamentos del tipo de cambio real, en la sección IV se describe la metodología econométrica y se procede a la estimación empírica del modelo, finalizando con una sección de apuntes finales a manera de conclusiones.

II. Marco Teórico

a) El Tipo de Cambio Real

Esta sección esta basada en Carrera, Feliz y Panigo (1998) y Espert (2000). El tipo de cambio real (TCR) es en primera instancia un precio relativo que señala tanto las rentabilidades entre sectores productivos de bienes transables y no transables, como las relaciones de intercambio entre ambos tipos de bienes. Entonces, el tipo de cambio real se constituirá en uno de los factores determinantes de las decisiones de producción y consumo de dichos bienes, además de, por ende, ser un indicador de la competitividad.[1]

[1] Véase a este respecto Mora, Miguel. Índice de precios de bienes transables y no transables y el índice del tipo de cambio real, Gerencia de Estudios Económicos. Banco central de Paraguay.

En un contexto de vínculos comerciales entre países, el concepto de competitividad de una economía hace referencia a la capacidad para mantener o aumentar la cuota de mercado de sus productos comerciales, tanto en los mercados internos como en los mercados externos. Un criterio útil a la hora de analizar el nivel de competitividad internacional de una economía es el que consiste en distinguir entre las formas fundamentales, y no excluyentes a través de las cuales las empresas ejercen competencia: competencia vía precios y competencia vía factores no ligados a los precios.[2] Es así, que el tipo de cambio real propiciará las condiciones de competitividad en una economía a nivel macroeconómico al expresarse esta en competencia vía precios.

b) Definiciones empíricas y problemas de medición

Siendo que el tipo de cambio nominal es un concepto monetario, expresa el precio relativo de una moneda en términos de otra (indica cuantas unidades de moneda nacional pueden cambiarse por una unidad de moneda extranjera). A diferencia del anterior concepto el tipo de cambio real expresa el precio relativo de una canasta de bienes en un país respecto a la misma canasta de bienes en otro país.

Es difícil encontrar dentro de la literatura económica, consenso sobre la definición del tipo de cambio real por lo que a continuación detallamos algunas definiciones.

$$e = \frac{PT}{PNT} \tag{1}$$

El tipo de cambio real (e) es igual al cociente entre el precio de los bienes transables (PT) y el precio de los bienes no transables (PNT). En (1) las canastas consisten en bienes considerados transables (comerciables internacionalmente) y no transables (no comerciables internacionalmente). Esta definición también es conocida como el tipo de cambio real interno de dos bienes López (2000), ya que relaciona dos tipos de precios internos: el de los bienes transables y no transables respectivamente.

Una segunda definición se presenta de la siguiente manera:

$$e = \frac{E * PT^*}{PNT} \tag{2}$$

Se define, como el tipo de cambio nominal (E) multiplicado por la razón entre el precio de los bienes transables externos (PT^*) y los precios de los bienes no transables internos (PNT) de manera que se corrige la razón PT^*/ PNT a través del tipo de cambio nominal para expresarlo en moneda nacional.

Otra definición usada, es la que se refiere a que el tipo de cambio real puede definirse como la relación entre el precio de los bienes domésticos de una economía externa (P^*) expresados en moneda nacional por el tipo de cambio nominal (E) y el precio de los bienes domésticos de la economía interna (P) expresados de la siguiente manera:

$$e = \frac{E * P^*}{p} \tag{3}$$

[2] Véase el capitulo 13 de Fernández, Parejo y Rodríguez. Política económica, editorial McGraw Hill 1998. op. cit., pág. 503.

Otras definiciones alternativas usadas están en función de la imposibilidad en muchos casos de disponer de información, ya sea del precio de la canasta de bienes transables y no transable o los índices de precios por lo que se opta por el uso del índice de precios al consumidor (IPC) y el índice de precios al por mayor (IPM) representadas en (4) y (5) respectivamente.

$$e = \frac{E * IPC^*}{IPC} \tag{4}$$

Donde el IPC* será el índice de precios al consumidor de la economía externa y el IPC el índice de precios al consumidor de la economía nacional.

$$e = \frac{E * IPM^*}{IPM} \tag{5}$$

De igual manera, IPM es el índice de precios al por mayor y (*) hace referencia a la economía externa.

III. Modelo de Determinación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio

a) El modelo

Drine-Rault (2003) y Alper-Saglam (2003)[3] describen un modelo para una economía abierta y pequeña con tres bienes, exportables (X), importables (M) y no transables (N). Considerando también a los consumidores.

El país produce bienes no transables y exportables y consume bienes no transables e importables.

En un sistema de tipo de cambio flexible, donde E representa el tipo de cambio nominal empleado para las transacciones con el exterior, P_X y P_N son los precios de los bienes de exportación y no transables.

Se supone que el precio mundial de los bienes exportables es igual a uno $P_X^* = 1$, así el precio doméstico de los bienes de exportación será $P_X = EP_X^* = E$. El precio internacional de los bienes de importación será P_M^*.

Definiendo e_X y e_M como los precios relativos domésticos de los bienes de importación y exportación con respecto a un no transables, tenemos:

$$e_M = \frac{P_M}{P_N} \tag{6}$$

y

$$e_X = \frac{E}{P_N} \tag{7}$$

[3] El modelo sigue la línea de Edwards (1988) en relación a la estimación del tipo de cambio real de equilibrio considerando el equilibrio simultáneo interno y externo.

Entonces el precio relativo de los bienes importables con respecto a uno no transable será:

$$e_M^* = \frac{EP_M^*}{P_N} \tag{8}$$

El país impone aranceles a las importaciónes de modo que:

$$P_M = EP_M^* + \tau \tag{9}$$

Donde τ es la tasa arancelaria.

La producción total (Q) del país es:

$$Q = Q_X(e_X) + Q_N(e_X) \tag{10}$$

Donde $Q'_X > 0$ y $Q'_N < 0$

El consumo privado, C, se denota como:

$$C = C_M(e_M) + C_N(e_M) \tag{11}$$

Donde C_M y C_N son el consumo de bienes de importación y no transables respectivamente, además, $C'_M < 0$ y $C'_N > 0$.

El tipo de cambio real e se definirá entonces como:

$$e = \alpha e_M + (1-\alpha)e_X = \frac{E(\alpha P_M^* + (1-\alpha)) + \tau}{P_N} \tag{12}$$

Con $\alpha \in (0,1)$

En presencia de movilidad de factores, el país invierte sus activos netos (A) de capital a la tasa de interés internacional (r^*). La cuenta corriente se representara como:

$$CA = r^* A + (Q_X(e_X) - P_M^* C_M(e_M) \tag{13}$$

La variación de las reservas internacionales R esta dado por:

$$R = CA + KI \tag{14}$$

Donde KI es el flujo neto de capitales.

El equilibrio interno y externo será:

$$r^* A + Q_X(e_X) - P_M^* C_M(e_M) + KI = 0 \tag{15}$$

Por otro lado, existe equilibrio interno en la economia si el mercado domestico para los bienes no transables de despeja, entonces:

$$C_N(e_M) = Q_N(e_X)^4 \tag{16}$$

El tipo de cambio real esta en equilibrio si existe equilibrio interno y externo simultáneamente. En tal caso y en función a las ecuaciones (15) y (16) es posible expresar el tipo de cambio real de equilibrio (e^*) como una función de P_M^*, τ, A, KI y r^*.

$$e^* = \psi(P_M^*, \tau, r^*, A, KI) \tag{17}$$

b) Los fundamentos de largo plazo del tipo de cambio real

b.1) *Los términos de Intercambio*: La relación de esta variable con el tipo de cambio real no es absoluta, ya que existen dos efectos simultáneos de signo opuesto. El primero es un efecto ingreso, de signo negativo, que se produce en la medida que un shock de términos de intercambio es percibido como permanente. Esto afecta el ingreso disponible del país, provocando aumentos en el consumo que presionan la demanda de bienes no transables y elevan su precio, con lo cual disminuye el TCR. El segundo es un efecto sustitución, generado por el cambio en los precios relativos de bienes importables, exportables y no transables. Si producto del aumento de términos de intercambio, los bienes importables se abaratan relativamente, aumentará su demanda afectando también la de bienes no transables, en la medida que sean bienes sustitutos o complementarios. Si la demanda por bienes no transables aumenta, los precios de estos bienes se incrementarán y caerá el TCR. Por el contrario, si esa demanda disminuye, los precios de los bienes no transables caerán, conllevando un aumento del TCR.

Si el efecto ingreso domina, se da un caso del tipo Enfermedad Holandesa que determina que un shock favorable en los términos de intercambio deteriora la competitividad de los bienes transables, mientras que un shock adverso la mejora. Si bien se espera que en general un shock positivo en los términos de intercambio tenga un efecto inverso sobre el TCR (predominancia del efecto ingreso sobre el efecto sustitución), la constatación del impacto de los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real de equilibrio se torna en una tarea esencialmente empírica.

b.2) *Apertura comercial*: Mientras mayor apertura tenga el régimen comercial estará asociado con mayor depreciación real. Las restricciones comerciales incrementan los precios domésticos de los bienes transables, lo que lleva a incrementar el nivel de precios totales. Es ampliamente utilizada la razón de exportaciones más importaciones con respecto al PIB como una manera de aproximar la apertura comercial.

b.3) *Activos Externos Netos*: El tamaño de los Activos Externos Netos (AEN) está asociado con una apreciación real en el largo plazo. AENs cuantiosos induce a mayores gastos en bienes domésticos, haciendo que crezcan los precios de los no-

[4] Siguiendo a Alper y Saglam no se incluye el gasto del gobierno en bienes no transables (no resulto significativo por lo que fue excluido del analisis), como lo representan explícitamente Drine y Rault.

transables, apreciando de esta manera al TCR. Por otra parte el país que alcanza altos niveles de AEN puede financiar una cuenta corriente deteriorada y puede por tanto sostener pérdidas en competitividad asociadas con un tipo de cambio real más apreciado.

b.4) *Flujos de capital*: Un incremento en los flujos de capital con destino a financiar un gasto privado genera presiones importantes sobre el tipo de cambio real de equilibrio. Si los flujos de capital permiten un incremento en el gasto privado. Esto a su vez, genera presiones de demanda sobre el mercado de no transables, en condiciones de equilibrio se da un proceso de ajuste en el cual aumenta el precio en dicho sector que genera un incremento en el precio relativo de los no transables que significa una apreciación del tipo de cambio real.

b.5) *Tasa de interés real internacional:* Una caída en la tasa de interés real internacional produce la sustitución de activos externos en favor de los activos internos por parte de los agentes económicos, reduciendo la tasa de interés domestica. En consecuencia los agentes sustituyen consumo futuro a favor de consumo presente. Esto, dada la exogeneidad en el precio de los transables, esta necesariamente asociado a una apreciación del tipo de cambio real.

c) Especificación de un Modelo Empírico para Bolivia

Son pocos los trabajos empíricos realizados en nuestro medio entre los cuales él más significativo es el de Lora y Orellana (2000) quienes plantean el siguiente modelo para el tipo de cambio real (*e*):

$$\log(e) = \varphi(F, T, H) \qquad (18)$$

donde: F es el vector de fundamentos, T es un vector de factores que podrían afectar al tipo de cambio real en el corto plazo y H son shocks exógenos: donde de manera extensiva el modelo queda especificado la siguiente manera:

$$\log(e) = \alpha_0 + \alpha_1 TI + \alpha_2 GNT + \alpha_3 APERTURA + \alpha_4 POLCOM + \alpha_5 FLUJOSK + \alpha_6 D9495 \qquad (19)$$

TI, GNT, APERTURA, POLCOM, FLUJOSK y *D9495* representan respectivamente a los términos de Intercambio, Gasto del gobierno en no transables, Apertura comercial, política comercial, Flujo de capitales expresados en logaritmos además de una variable Dummy que captura los episodios inflacionarios acaecidos en Perú y Brasil entre 1994-1995. Todas las variables a excepción de la variable FLUJOSK expresadas en logaritmos. La regresión se la realizo a través de mínimos cuadrados ordinarios.

Cabe mencionar que los autores utilizaron 3 variaciones en el caso de la variable apertura, según la metodología utilizada por Baffes, Elbadawi y O'Connell (1997) para el tipo de cambio real en Côte d'Ivoire y Burkina Faso. Estimaron además un modelo de corrección de errores y siguieron el método de dos pasos de Engle y Granger para la estimación del modelo.

IV. Metodología Econométrica

A diferencia del trabajo de Lora y Orellana, la metodología econometrica empleada en este trabajo se refiere al análisis de cointegracion desarrollado por Johansen (1988, 1990) para identificar las relaciones de largo plazo entre las variables aquellas constituidas como los fundamentos del tipo de cambio real.

a) Prueba de raíz unitaria

Un paso previo a la estimación econometrita es verificar en cada variable utilizada la existencia de raíz unitaria, los resultados nos permitirán especificar tanto las relaciones de largo plazo como el mecanismo de ajuste en el corto plazo. Esto, a razón del comportamiento que estas tienen a través del tiempo ante los shocks e innovaciones de donde pudiesen producirse cambios estructurales.

En un proceso no estacionario todas las innovaciones tienen un efecto permanente sobre la variable, lo que implica que la tendencia de largo plazo es estocástica y no se puede tratar de forma determinista Nelson y Kang (1981).

Perron (1989), sostiene que las innovaciones que experimentan las variables económicas son una mezcla de innovaciones transitorias y permanentes, aunque la probabilidad de que una innovación permanente ocurra en un momento determinado es muy baja; en la práctica un esquema de este tipo se puede aproximar por un proceso estacionario con componentes deterministas cuyos parámetros cambian cuando se produce una innovación que incide en el largo plazo, conectando así el problema de contrastar raíces unitarias con la literatura de cambio estructural; y la mayor parte de la evidencia empírica favorable a la presencia de raíces unitarias se explica por la distorsión que provoca un cambio estructural cuando no se trata de forma adecuada.

El test más común para la determinación de la estacionaria edad en una serie de tiempo es el referido a la prueba aumentada de Dickey-fuller, donde se contrasta la hipótesis nula (Ho) de presencia de raíz unitaria en el proceso generador de datos de la serie analizada, la cual sigue un proceso AR(p) especificada en tres posibles regresiones:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{20}$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{21}$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \beta T + \sum_{i=2}^{p} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{22}$$

La ecuación (21) permite el estudio del orden de integración de una variable generada como un proceso estocástico con termino constante (intercepto o deriva) y la ecuación (22) con termino constante y tendencia.

El número de rezagos *p* en cualquiera de las ecuaciones se determina por los criterios de Akaike-Schawartz. Además, estos rezagos deben garantizar la no presencia de autocorrelacion en la regresión.

La idea general de esta prueba es contrastar el valor calculado del estadístico t asociado con γ en (20), (21), (22) que suele representarse como (τ), con los valores críticos proporcionados por Fuller (1976), aunque en la practica es común el uso de los valores críticos de MacKinnon (1990) reportados por el eviews.[5]

Sin embargo, según Perron (1989, 1994) el uso del test ADF tiene bajo poder, debido a que son incapaces de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria cuando el proceso generador de los datos es estacionario pero en torno a una tendencia determinística con quiebre estructural.

Phillips (1987) y Phillips-Perron (1988) plantean un otro contraste que soluciona los problemas de heteroscedasticidad y autocorrelacion en las perturbaciones que pueden estar presentes en el test ADF. Este básicamente consiste en corregir la autocorrelacion a través de una corrección no paramétrica en las que se permite que las perturbaciones sean débilmente dependientes y heterogéneamente distribuidas.

A continuación en el Cuadro 1 se reporta los resultados de la prueba de raíz unitaria ADF y PP para las variables tipo de cambio real (tcr), Términos de Intercambio (ti), grado de apertura (aper), Activos externos Netos (aen), Tasa de interés Internacional (r*) y Flujo de capitales (fk).

CUADRO 1
Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado y Phillip-Perron

Variable en:		Estr.	No. de rezagos	Estadístico ADF	Valor Critico 5%	Estadístico PP	Valor Critico 5%	Orden de Integración
lntcr	Nivel	T,i	3	-1.8529	-3.4987	-3.1623	-3.493535	I(1)
	1ra. Dif.	i	2	-4.7817	-2.9190	-7.6179	-2.9167	
lnti	Nivel	T,i	3	-2.7032	-3.4987	-1.9591	-3.4935	I(1)
	1ra. Dif.	i	2	-4.1314	-2.9190	-6.7222	-2.9167	
lnaper	Nivel		1	-0.6812	-1.9468	-0.6728	-1.9467	I(1)
	1ra. Dif.		2	-9.1455	-1.9471	-8.7446	-1.9468	
aen	Nivel	i	1	-0.2255	-2.9167	-0.2531	-2.9157	I(1)
	1ra. Dif.	i	1	-5.4126	-2.9178	-10.0656	-2.9167	
r*	Nivel	i	3	-2.3017	-2.9190	-1.1325	-2.9157	I(1)
	1ra. Dif.	i	1	-4.3452	-2.9178	-8.0436	-2.9167	
fk	Nivel	i	1	-1.9123	-2.9167	-2.6008	-2.9157	I(1)
	1ra. Dif.	i	1	-7.2777	-2.9178	-9.6464	-2.9167	

Nota: t, i significan tendencia e intercepto respectivamente. El número de rezagos fue definido utilizando el criterio de Akaike. El término ln se refiere al logaritmo natural.

Los resultados evidencian que todas las series que representan los fundamentos del TCR se encuentran integradas de orden I(1). Es decir todas son estacionarias en sus primeras diferencias.

Soto(1998) sostiene que los modelos tradicionales del TCR Edwards (1988, 1989) parten de la suposición de que tanto el TCR como sus variables fundamentales son estacionarias, dándose la necesidad de que estas sean integradas de orden I(0) porque de otro modo se tendría una regresión espuria o inconsistente (Izquierdo y Moron, 2000) y aquellos trabajos que han incluido en la estimación series no estacionarias deberían caracterizarse por

[5] Se emplea en este trabajo la versión 4.0 del paquete econométrico Eviews.

presentar residuos que no son estacionarios, frecuentemente correlacionados, y parámetros estimados que son de difícil interpretación estadística. No obstante, es posible que una combinación lineal de variables integradas de orden (*p*) presente un residuo que sea integrado de un orden menor a (*p)* Engle y Granger (1987). En este caso, es posible que modelos del TCR estimados con variables I(1) cointegren dando pie a un residuo integrado de orden cero, por tanto, estacionario. En tal caso, si bien la distribución de los parámetros continúa siendo desconocida, al menos los estadígrafos basados en los residuos no están distorsionados. Más allá de sus propiedades estadísticas, la importancia de un modelo que cointegra es que el vector de cointegración describe la relación de largo plazo de las variables, por cuanto un residuo estacionario nos asegura que las variables no pueden diferir sistemáticamente entre sí en el largo plazo.

b) Análisis de cointegración

Una vez realizado los contrastes de raíz unitaria, procedemos a la determinación del número de relaciones de cointegracion entre las series. Esto es, la existencia de relaciones de equilibrio estacionarias a largo plazo, a través de la metodología propuesta por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

El procedimiento parte de la definición de un modelo VAR(*k*) representado de la siguiente forma:

$$Z_t = \mu + \Pi_1 Z_{t-1} + \Pi_2 Z_{t-2} + ... + \Pi_k Z_{t-k} + \varepsilon_t, (t = 1,..., T) \quad (23)$$

Donde Z_t es un vector n x 1 de variables no estacionarias I(1), Π_i corresponde a las matrices (n x n) de parámetros autorregresivos, k es el retardo optimo del modelo VAR, μ es un vector de constantes y ε es el vector de residuos ruido blanco.

La estimación del modelo VAR(*k*) con presencia de relaciones de cointegracion requiere una reparametrizacion en forma de un vector de mecanismo de corrección de errores (VECM), representada de la siguiente manera:

$$\Delta Z_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + ... + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \alpha\beta' Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Donde $\beta' Z_{t-1}$ es la relación de largo plazo y $\alpha\beta' Z_{t-1}$ es el término corrector de error. Si al menos existe un vector de cointegración entre las series analizadas es posible entonces la estimación del modelo a través de la ecuación (24), donde Z_t representa el vector con los determinantes del TCR.

Antes de determinar el rango de cointegracion es preciso obtener una correcta especificación del modelo, determinando los diferentes componentes deterministicos a incluir y eligiendo el número optimo de rezagos a en el sistema VAR de manera que los residuos sean ruido blanco. Utilizando para tal propósito los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ).

De acuerdo a los criterios de información reportados (cuadros 2 y 3), la formulación VAR(1) parece ser la más adecuada.

El Test Wald (cuadro 3) que contrasta la hipótesis nula (Ho), que los coeficientes son conjuntamente no significativamente diferentes de 0 (es decir, pueden excluirse) si el valor de la probabilidad es mayor que el nivel de significancia escogido. Esta prueba señala que es

necesario el empleo de un rezago en el sistema VEC, rechazando la hipótesis de que el rezago es insignificante para la ecuación al 5%.

CUADRO 2
Criterios de selección de orden de rezagos

Lag	AIC	SC	HQ
0	7.3621	7.5894	7.4489
1	-0.1672*	1.4237*	0.4407*
2	0.0072	2.9617	1.1362
3	0.4309	4.7491	2.0810
4	0.2585	5.9404	2.4297

CUADRO 3
VEC prueba Wald de exclusión de rezagos

Dlag1	57.17
Prob.	0.01
Df	36

Pero como se indico anteriormente, es necesario que los residuos sean ruido blanco, para lo cual procedemos a efectuar la prueba de autocorrelacion Portmanteau.

La hipótesis a ser probada es:

$Ho: \varsigma_1 = ... = \varsigma_h = 0$

donde $\varsigma_k = (\rho_{ij}(k))$ es la matriz de autocorrelacion de la serie de residuos, con $\rho_{ij}(k)$ la autocorrelación cruzada de orden *k* de la serie de residuos *i* y *j*.

El test portmanteau se definirá como:

$$Q_h = T \sum_{k=1}^{h} tr(\hat{\varsigma}_k' \hat{\varsigma}_0^{-1} \hat{\varsigma}_k \hat{\varsigma}_0^{-1}) \qquad (25)$$

donde $\hat{\varsigma}_k' = \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^{T} \hat{u}_t \hat{u}_{t-1}'$ y $\hat{u}_t$ denota el residuo de un proceso VAR(*p*). En el caso de muestras pequeñas es estadístico se modifica de la siguiente manera:

$$Q_h^* = T^2 \sum_{k=1}^{h} (T-k)^{-1} tr(\hat{\varsigma}_k' \hat{\varsigma}_0^{-1} \hat{\varsigma}_k \varsigma_0^{-1}) \qquad (26)$$

Los resultados son reportados en la tabla 2 (anexo 2) y adicionalmente se realizo el test LM (tabla 3), ambas pruebas dan cuenta de la no presencia de autocorrelacion en los residuos, lo que permite admitir como adecuada la cantidad de rezagos utilizada.

Se realizo también las pruebas para verificar la presencia de heteroscedasticidad y normalidad tablas 4 y 1 respectivamente. Se puede concluir entonces, que los residuos están bien comportados.

c) Contraste del rango de cointegración

Para determinar la existencia de vectores de cointegración se utilizara los estadísticos desarrollados por Johansen (1988), el estadístico de la traza (λ_{trace}) y el estadístico del valor máximo característico (λ_{max}), el primero contrasta la hipótesis nula de que existen *r* vectores

de cointegración en contra de la hipótesis alternativa de un número de vectores de cointegración mayor a *r*. El estadístico λ_{trace} viene dado por

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (27)$$

donde T es el número de observaciones una vez descontado los rezagos, n el número de variables, $\hat{\lambda}_i$ el valor estimado de la raíz característica y *r* el número de vectores de cointegración.

En el caso del estadístico λ_{max} se contrasta la hipótesis nula de que existen *r* vectores de cointegración en contra de la hipótesis alternativa de que hay *r+1* vectores de cointegración. El estadístico viene representado por

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad (28)$$

En el cuadro 4 se reporta los resultados del análisis de cointegracion de Johansen en el sistema VECM (1) con un rezago, utilizando como referencia los estadísticos calculados λ_{trace} y λ_{max}. Los mismos se construyen en base a los valores propios de la matriz $\alpha\beta'$ de la ecuación que representa el modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores.

CUADRO 4
Test de Johansen-Juselius
Series: ln(tcr) ln(ti) li(aper) r* AEN FK

Relación de Cointegracion	Eigenvalue	λ_{Trace} Estadístico	Test Valor Critico (1%)*	λ_{Max} Estadístico	Test Valor Critico (1%)*
R = 0	0.670	150.78	118.54	58.76	51.82
r = < 1	0.508	92.02	87.40	37.62	44.54
r = < 2	0.376	54.40	62.57	24.96	37.04
r = < 3	0.268	29.44	40.96	16.57	29.32
r = < 4	0.204	12.87	23.02	12.07	21.40
r = < 5	0.015	0.80	7.64	0.80	7.64

Nota: El test se especificó con intercepto y sin tendencia.

* Valores ajustados para muestras pequeñas según la metodología sugerida por Cheung y Lai.

El resultado es indicativo de la existencia de al menos 2 vectores de cointegración definidas por el estadístico λ_{trace} y un vector de cointegración por el estadístico λ_{max} al 1%. En ambos casos se rechaza, la hipótesis nula de no cointegración de las variables (r = 0).

Al respecto, Harris (1995) y Juselius (1994) aconsejan analizar el número de tendencias comunes (p-r). Partiendo del supuesto de relaciones de cointegración, los valores de las raíces inversas deberán encontrarse dentro del círculo unitario de modo que aquellos valores que se encuentran mas cerca de la unidad[6] determinan el número de tendencias comunes. En este caso según el anexo 3, se puede observar que todos los valores se encuentran dentro del circulo unitario y que solo uno de ellos se acerca a la unidad, indicando la presencia de una tendencia común (p-r = 1).En consecuencia se corrobora la idea de un vector de cointegración.

Por otro lado, la permanencia de las raíces inversas dentro del circulo unitario dan cuenta de que la especificación del VECM satisface la condición de estabilidad Lutkepohl (1991) proporcionándonos alguna intuición acerca del probable comportamiento dinámico en lo que se refiere a la tasa de decremento de las innovaciones y su posible ajuste cíclico.

[6] En el caso de una estimación en el sistema VECM las raíces de *k-r* deben ser igual a la unidad. Ver Quantitative Micro Software, Eviews 4 User's Guide.

En la ecuación (29) se muestra la relación de cointegracion, que surge del modelo VECM (1), imponiendo la existencia de una única relación sugerida por el estadístico λ_{max}.

$$\ln(tcr) = 6.55 - \underset{(-8.10)}{0.32}\ln(ti) - \underset{(-5.08)}{0.001}aen + \underset{(4.34)}{0.013}r^* + \underset{(7.07)}{0.45}\ln(aper) - \underset{(-11.84)}{0.056}fk \qquad (29)$$

Como podemos observar en (29) las variables del vector de cointegración son significativos (entre paréntesis los estadísticos t) y los signos de los fundamentos del TCR son los teóricamente esperados. Los resultados obtenidos con relación a los términos de intercambio dan cuenta de un predominio del efecto ingreso, dado que una mejora en los términos de intercambio tiene como resultado una apreciación del tipo de cambio real. De igual forma, un incremento en los activos externos netos conducirán a una apreciación real del boliviano. Otro apunte importante es el referido a la tasa internacional de interés real ya que el signo obtenido da cuenta de una posición de deudor neto en el contexto internacional.

Sobre esta relación de largo plazo es necesario probar si todas las variables son importantes dentro del vector de cointegración para lo cual se imponen restricciones sobre los parámetros β_i y así determinar si las variables podrían ser excluidas de la misma. La prueba consiste en un test de razón de máxima verosimilitud (LR) con información completa del modelo restricto y sin restringir. El estadístico se distribuye asintoticamente χ^2 donde los grados de libertad están determinados por el número de variables a poner a prueba y el número de relaciones de cointegración.

CUADRO 5
Prueba de exclusión de variables y exogeneidad débil

	$\beta_i = 0$		$\alpha_i = 0$	
Variables	**χ^2 (1)**	**prob.**	**χ^2 (1)**	**Prob**
lntcr	20.9864	0.0000	11.7894	0.0006
lnti	11.9277	0.0006	1.0685	0.3013
lnaper	9.1706	0.0025	0.0652	0.7985
r*	9.2111	0.0024	10.3022	0.0013
fk	19.3087	0.0000	3.2479	0.0715
Aen	7.4149	0.0065	0.1359	0.7124

Los estadísticos χ^2 obtenidos permiten rechazar la hipótesis de que las variables testeadas no integran la relación de cointegración (cuadro 5). O dicho de otro modo no se puede rechazar que los coeficientes de estas variables en la ecuación (24) sean cero.

El cuadro 5 también reporta los resultados de la prueba de exogeneidad débil siguiendo la metodología de contraste propuesta por Johansen (1995), si alguna variable que entra en la relación de cointegración es débilmente exógena con respecto a las demás es necesario probar que esta variable no se ajusta a los desequilibrios o, lo que es igual, probar que los coeficientes de ajuste de estas variables son nulos.

La prueba permite rechazar fuertemente que las variables lntcr y r* sea exogenas, mientras que en el resto de las variables se acepta la exogeneidad débil de las mismas. Esto estaría confirmando la teoría económica de que el tipo de cambio real es una variable endógena.[7]

[7] Similar resultado es hallado por Aboal (2002) para el caso de Uruguay.

d) El tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo

El cálculo del tipo de cambio real de equilibrio se lo realiza sobre los componentes permanentes (ajustados cíclicamente) de los fundamentos, eliminando las variaciones transitorias que pudieran afectar el cómputo. Una metodología de gran popularidad en los últimos años es la utilización del filtro Hodrick-Prescott que permite la descomposición de series no estacionarias en sus tendencias estocásticas de largo plazo y sus ciclos, este es un filtro lineal de dos lados, que computa la serie suavizada denotada por s_t a partir de la serie real y_t, minimizando la varianza de y alrededor de s_t, sujeta a un parámetro de penalización que restringe la segunda diferencia de s_t. Es decir, se calcula s_t de forma que se minimice la expresión:

$$\underset{\{s\}_t}{Min} \sum_{t=1}^{N} (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} \left[(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}) \right]^2 \qquad (30)$$

El primer término es interpretado como el grado de ajuste de la tendencia a la serie original, mientras que el segundo termino indica el grado de variabilidad definido en términos de la segunda diferencia. El factor de penalidad λ es el que determina finalmente los valores de los componentes de ciclo y tendencia, es decir, el grado de suavización de la serie y dependerá del valor de λ es cual ha de ser positivo. Un valor pequeño de λ produce una serie cercana a la original (si λ=0 la tendencia es igual a la serie *y*), por otro lado cuanto más grande sea el valor de λ se reduce la sensibilidad de la tendencia a las fluctuaciones (si $\lambda \to \infty$ los valores tendenciales son representados pro la línea recta de los mínimos cuadrados ordinarios).

Los valore sugeridos por Hodrick y Perscott para λ corresponden a:

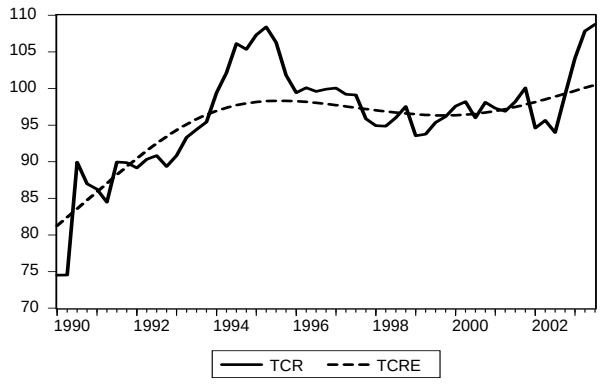
λ = 100 (para datos anuales)

λ =1600 (para datos trimestrales)

λ = 14400 (para datos mensuales)

Una vez extraída el componente tendencial de largo plazo a través de la metodología propuesta por Hodrick-Prescott de los valores sostenibles de cada uno de los fundamentos, obtenemos la aproximación al tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo (TCRE)[8] que nos permitirá el cálculo de los desalineamientos producidos en el periodo de estudio.

Grafico 1
Tipo de cambio efectivo y real (1996=100)



[8] El parámetro de suavizamiento corresponde al sugerido por Hodrick-Prescott para series trimestrales λ=1600.

Como se puede observar en relación al comportamiento del tipo de cambio real en los últimos años, uno de los periodos de mayor apreciación correspondió al 2002, en un contexto externo de significativas depreciaciones de las monedas nacionales de algunos de los principales socios comerciales tras el abandono del régimen cambiario argentino, la autoridad monetaria aplicó una política mas activa de depreciaciones del boliviano, en pos de mantener la competitividad y aminorar los efectos del ritmo de depreciaciones de países como Brasil y Chile, posible solamente, por la reducción sostenida de la tasa de inflación y la ausencia de presiones inflacionarias en 2001-2002.

En el 2003 la relativa estabilidad del contexto externo permitió un menor ritmo de depreciación nominal del boliviano, pero que, favorecido por las apreciaciones nominales de las monedas de nuestros socios comerciales y los aumentos en las tasas de inflación de países como Argentina y Brasil el tipo de cambio real se deprecio.

El ajuste cambiario efectuado por el Brasil a principios de 1999 tuvo efectos negativos sobre la economía boliviana obligando a un mayor ritmo de depreciación en tipo de cambio nominal para mantener la competitividad de nuestras exportaciones. Este fue un factor importante que culmino en definitiva con la apreciación real del tipo de cambio real en este año.

e) Dinámica de corto plazo

Una vez que se ha establecido las propiedades de equilibrio de largo plazo es preciso analizar la dinámica de ajuste de las variables en el corto plazo, cuando ocurre un shock inesperado que hace que estas se aparten transitoriamente de su relación de equilibrio de largo plazo.

Para tal efecto hacemos uso de las funciones de impulso respuesta generalizada (FIRG) que permitirá estimar los efectos dinámicos de un shock a una ecuación particular sobre todas las variables endógenas, de manera que se elimine cualquier correlación contemporánea, además de evitar el problema de la ordenación causal establecida al utilizar la descomposición de Cholesky. Esta metodología fue introducida por Koop *ed al* (1996) y desarrollada por Pesaran y Sims (1998).

Las funciones impulso respuesta se obtuvieron a partir del Vector de corrección de errores (VECM) estimado, los resultados son reportados en el anexo 3.

Los shocks de los fundamentos sobre TCR tienen los efectos esperados análogos a los coeficientes estimados en la ecuación (29), manteniéndose estos en el largo plazo. Un shock sobre los términos de intercambio genera una reacción negativa e inmediata sobre el TCR, este efecto es significativo durante el primer periodo con una tendencia a estabilizarse a partir del cuarto periodo. La respuesta de TCR ante un shock en el grado de apertura comercial es positiva y significativa en el tercer periodo con una tendencia a estabilizarse desde el quinto periodo.

Como era de esperar según los resultados del cuadro 5, el efecto de un shock en la tasa de interés internacional es positivo y muy significativo en el segundo periodo descendiendo gradualmente a su nivel de largo plazo en el quinto periodo. En el caso de los activos externos netos y los flujos de capital, el efecto de shocks en estas variables sobre el TCR es negativo con una tendencia a estabilizarse en el cuarto y quinto periodo respectivamente.

f) Desalineamientos

Según Edwards (1988) el desalineamiento del tipo de cambio real ocurre cuando tipo de cambio real observado se desvía de su valor de equilibrio .Los desalineamientos pueden ser causados por la aplicación de políticas macroeconómicas inapropiadas o por factores estructurales, como shocks permanentes en los términos de intercambio (Edwards, 1988; Nilsson, 1998). Los desalineamientos persistentes pueden llevar a severos desequilibrios macroeconómicos que normalmente llevan a costosas correcciones. El cálculo de los desalineamientos se realiza a través de la siguiente expresión:

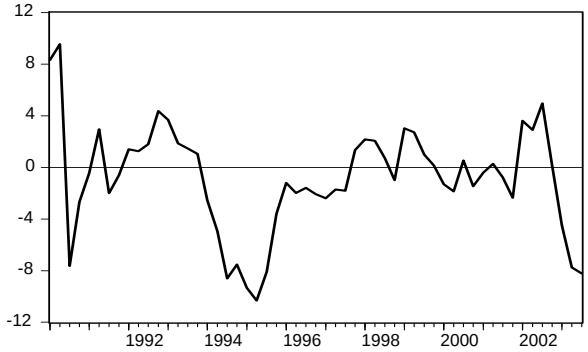
$$v = \left(\frac{(TCRE - TCR}{TCRE} \right) * 100 \qquad (31)$$

Donde: *v*, TCRE y TCR corresponden al grado de desalineamiento, el Tipo de cambio real de equilibrio y tipo de cambio real observado.

Los desalineamientos producidos dan cuenta de episodios de sobrevaluación y subvaluación del tipo de cambio real no muy acentuadas si no que mas bien se observa una tendencia sobre su valor de equilibrio. Como se puede observar los episodios de sobrevaluación en los últimos años se produjeron entre el cuarto y tercer trimestre de 1997-1998, el primer y cuarto trimestre de 1999 y por ultimo entre el primer y cuarto trimestre del 2002. Se pueden diferenciar también episodios de subvaluación acaecidos entre el primer y cuarto trimestre del 2000-2001 y los tres trimestres sucesivos correspondientes al 2003 estimándose una subvaluación al tercer trimestre de aproximadamente 8%.

Para finales de 1997, la crisis financiera del sudeste asiático iniciada en el mes de Julio en Tailandia provocó efectos adversos en nuestros principales socios comerciales los cuales depreciaron sus monedas en relación al dólar americano mismo que sufrió una apreciación en relación al yen japonés y al marco alemán. Este hecho, aunado al incremento de la inflación a fines del año contribuyó a la sobrevaluación de la moneda, misma que se mantuvo durante 1998 pese a una política cambiaria mas activa con una mayor depreciación del tipo de cambio nominal en relación a 1997 y una baja tasa de inflación registrada. Por el lado de los componentes permanentes, el aumento de los activos externos netos propicio una apreciación del TCRE que no fue seguida por el TCR.

Grafico 2
Desalineamientos del tipo de cambio real
en porcentajes



EL deterioro en los términos de intercambio entre 1998-1999 condujo a una depreciación del TCRE contrastada con el shock exógeno resultante de la libre flotación del real brasileño a principios de valuación del real que culmino en una apreciación del TCR.
Para el 2002 la inestabilidad macroeconómica en la Argentina indujo a fuertes depreciaciones en relación al dólar de las monedas de los socios comerciales, contrastada con una relativa mejora en los términos de intercambios se determino la subvaluación..

En el 2003 las bajas tasas de interés internacionales, una relativa mejora en los términos de intercambio presionaron a la apreciación del TCRE contrastada con mayores tasas inflacionarias en Brasil y Argentina, además de una mayor apreciación nominal en las monedas de nuestros principales socios comerciales en la región determino el periodo de subvaluación.

La subvaluación de 1994-1995 corresponden a los procesos inflacionarios acaecidos en Brasil y Perú, la apreciación de las monedas europeas y el yen japonés respecto al dólar. Por el lado de los fundamentos, la leve recuperación en los términos de intercambio contribuyó a la apreciación del TCRE.

V. Consideraciones Finales

Este trabajo ha examinado los determinantes de largo plazo (fundamentos) del tipo de cambio real a partir de un análisis de sus fuentes de tendencia, observándose algunos resultados de interés. A partir de dicho análisis de consideraron como fundamentos aquellas variables que la teoría económica indica son relevantes. Términos de intercambio, Flujo de capitales, grado de apertura externa, tasa de interés internacional y activos externos netos. Estas variables a su vez fueron sometidas a pruebas estadísticas a efecto de encontrar el mejor modelo de predicción de largo plazo. Utilizando el enfoque de cointegración y la metodología de Johansen se verificó la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio real y sus fundamentos lo cual posibilitó la estimación de la relación de largo plazo para la construcción del tipo de cambio real de equilibrio, misma que responde satisfactoriamente a las exigencias propias de las técnicas de regresión, para la realización de inferencias y estimaciones consistentes en el sistema VECM.

Con base en los resultados, se observa que los desalineamientos en Bolivia de manera general en el periodo de estudio se han mantenido en torno a su nivel de equilibrio con ligeras desviaciones que determinaron episodios de sobrevaluación y subvaluación. Tal es el caso de la subvaluación acaecida entre 1994-1995, 2000-2001 y 2003. Los episodios de sobrevaluación entre 1998-1999, 2000 y 2002 Sin embargo tales episodios de sobrevaluación y subvaluación son consistentes con la coyuntura económica al periodo que se refiere.

La autoridad monetaria aplicó durante el periodo una política activa de depreciaciones nominales de la moneda nacional (en un contexto de menor efecto transmisión de la depreciación hacia los precios Cupe (2002)) con el objetivo de aminorar los shocks externos y preservar la competitividad de la producción nacional, teniendo cuidado de que la depreciación real no impulse un a subida de la tasa de interés real, para los sectores no transables. A partir de 1994 se otorga una mayor flexibilidad al manejo de la política cambiaria que en definitiva alcanzaría una mayor dinámica tras las sucesivas crisis que afectaron a nuestros socios comerciales permitiendo aumentar el ritmo de las depreciaciones en un entorno de baja inflación interna.

La coherente aplicación de la política cambiaria y monetaria por parte de la autoridad monetaria, la relativa disciplina fiscal y principalmente los bajos niveles inflacionarios registrados en los últimos años han permitido aminorar los efectos negativos derivados de los shocks exógenos que nos darían la percepción de que los desalineamientos producidos se debieron a factores estructurales.

Empero, por definición, el tipo de cambio real de equilibrio consistente con el equilibrio externo e interno denota el carácter modesto de los resultados encontrados por la posible incapacidad de interpretar los desalineamientos significativos del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio dadas las características propias de la economía boliviana en el periodo de estudio, que bien no podría ser consecuente con la condición antes mencionada de equilibrio interno (estabilidad de precios y pleno empleo) y equilibrio externo (déficit en cuenta corriente sostenible). Esto obliga a una interpretación cautelosa de los resultados.

Por ultimo, el contar con la estimación del tipo de cambio real de equilibrio permite tener un punto de referencia para adoptar políticas económicas con el fin de absorber los shocks externos que alteren transitoriamente al tipo de cambio real o a algunos de sus fundamentos.

Referencias

Aboal, Diego (2002). Tipo de Cambio Real en Uruguay. Junio.

Alper, C. Emre y Saglam, Ismail (2003). The Equilibrium Real Exchange Rate: Evidence from Turkey. African Economies Journal, Vol 2.

Arena, M. y Tuesta, P: Fundamentos y Desalineamientos: El tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú. Banco Central de la República del Perú.

Aron, Janine; Elbadawi, Ibrahim y Kahn, Brian (1997). Determinants of the Real Exchange Rate in South Africa. Centre for the Study of African Economies, University of Oxford WPS/97-16. April.

Baffes, Jhon; Elbadawi Ibrahim y O´Connell Stephen (1997). Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate, Washington D.C.: The World Bank and World Bank Working Paper No. 08/20/97

Banco Central de Bolivia. Boletín Estadístico, varios números.

Banco Central de Bolivia. Boletín Informativo, varios números.

Banco Central de Bolivia. Memorias, Varios números.

Benigno, Gianluca and Thoenissen, Christoph (2002). Equilibrium exchange rates and supply-side performance. Bank of England.

Bergvall, Anders (2002). What Determines Real Exchange Rates? The Nordic Countries. Uppsala University August.

Calderon, Gustavo y Galindo, Douglas (2003). Tipo de cambio Real de Equilibrio en Guatemala. Banco de Guatemala.

Carrera, J., Félix, M. y Panigo, D. (1998). La medición de TCR de equilibrio: Una nueva aproximación econométrica, CACES-UBA, UNLP.

Céspedes, L. y De Gregorio, J. (1989). Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile. Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Cheung, Wong and Lai, Kon (1993). Finite Sample Sizes of Johansen´s Likelihood Ratio Tests for Cointegration, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 55.

Consejo Monetario Centroamericano (2003). Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Centroamérica. Julio.

Cupe, E. (2002). Efecto passthrough de la depreciación sobre inflación y términos de intercambio internos en Bolivia. Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas.

Drine, Imed y Rault, Christophe (2003). On the long-run determinants of real exchange rates for developing countries : Evidence from Africa, Latin America and Asia, William Davidson Working Paper Number 571.

Edwards, Sebastian, (1988). Exchange Rate Misalignment in Developing Countries, Occasional Paper Number 2, New Series, The World Bank.

Edwards, S. (1989). Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Égert, Balázs (2001). Equilibrium Real Exchange Rates in Central Europe's Transition Economies : How Far is Heaven?. University of Paris X – Nanterre.

Engle R, and C. W. Granger (1987). Cointegration and Error-Correction Model: Representation, Estimation and Testing. Econométrica.

Engle, R. y C. Granger (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica, 55:251–276.

Espert, Jose L. (2000). Determinantes del Tipo Real de Cambio en el Largo Plazo. El Enfoque del Equilibrio Macroeconómico con microfundamentos. Universidad de Buenos Aires, Doctorado en Economia, Marzo.

Faruquee H., (1995). Long-run determinants of the real exchange rate, IMF Sta .Papers, vol. 42, n .1, March, pp. 80-107.

Ferreyra, J. y Herrera, R. (2002). El tipo de cambio real y sus fundamentos: Estimación del desalineamineto. Banco Central de la Reserva del Perú.
Feyzioglu, Tarhan (1997). Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland. IMF Working Paper 97/109.
Filipozzi, Fabio (2000). Equilibrium exchange rate of the estonian Kroon, Its dynamics and impacts of deviations, Bocconi University.
Frait, Jan y Komárek, Luboš (2001). Real exchange rate trends in transitional countries, Warwick Economic Research Papers # 596.
Gay, Alejandro y Pellegrini Santiago (2003). The Equilibrium Real Exchange Rate of Argentina, Universidad Nacional de Córdoba. Julio.
Harris, R. I. D. (1995). Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. Prentice Hall.
Great Britain.
Izquierdo, Alejandro y Moron, Eduardo (2000). Métodos para el estudio de series de tiempo en macroeconomía.
Juselius, K. (1994). On the Duality Between Long Run Relations and Common Trends in the I(1) versus I(2) Model: An Application to Aggregate Money Holdings. Economic Reviews, 13: 151-178.
Koop, G., M.H. Pesaran, and S.M. Potter (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models, Journal of Econometrics, 74, 119-47
Lora, O. Y Orellana, W. (2000). Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un Análisis del Caso Boliviano en los Últimos Años. Banco Central de Bolivia.
Lopez, Sergio (2000). Una nota sobre el debate acerca del cálculo del tipo de cambio real en países en desarrollo. Banco Central de Guatemala, Notas Monetarias.
MacDonald, Ronald (1999). Exchange Rate Behaviour: Are fundamentals important? Royal Economic Society.
MacDonald, Ronald y Luca Ricci (2003). Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for South Africa. IMF Working Paper 03/44. March.
Mkenda, Beatrice Kalinda (2001). Long-run and Short-run Determinants of the Real Exchange Rate in Zambia, Working Papers in Economics no 40, Göteborg University. April.
Nelson, C. and C. Plosser (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications, Journal of Monetary Economics, vol. 10, pp. 139-162.
Nelson, C. y Kang, H. (1981). Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series, *Econometrica*, 49, 741-751.
Nilsson, Kristian, (1998) Essays on Exchange Rates, Exports and Growth in Developing Countries, Lund Economic Studies, PhD thesis, University of Lund.
Orellana, W. y Requena, J. (1999). Determinantes de la Inflación en Bolivia, en Revista de Análisis, Volumen 2, No. 2, Banco Central de Bolivia, diciembre de 1999. Paper No. No. 5394.
Patnaik, Ila y Pauly, Peter (2000). Fundamental determinants of the real exchange rate of the Indian rupee: Long run equilibrium and short term behavior.
Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, Econometrica, 57, 1361-1401.
Pesaran, M. H. and Y. Shin (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear multivariate Models, Economics Letters, 58, 17-29.
Phillips, P.-Loretan, M. Estimating long-run economic equilibria. Review of Economic Studies, 1991, ss. 407-436
Sjaastad, Larry A and Meher Manzur, (1996). Protecction an Real Exchange Rate Volatility. Working Paper, Department of Economics, University of Chicago.
Soto, Raimundo (1998). El TCRE: Un modelo no lineal de series de tiempo. ILADES/Georgetown University.
UDAPE. Dossier Estadístico No. 12 y N. 13.

ANEXO 1

Definición de variables

Las variables empleadas corresponden a series trimestrales de 1991:1 – 2001:3 y fueron constituidas sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadísticas, UDAPE y el Banco central de Bolivia.

TCR: Se empleo el índice del Tipo de Cambio Efectivo y Real (REER) con base 1996=100 calculado por el Banco Central de Bolivia considerando los ocho socios comerciales: Argentina. Brasil, Chile, Perú, Estados Unidos, Inglaterra, Alemania y Japón.

La metodología de cálculo es:

$$REER = \prod_{i=1}^{n} (TCRB_{i,j})^{x_i}$$

donde:

REER: Tipo de cambio efectivo y real

TCRB: Tipo de cambio Bilateral

x: Participación normalizada en el comercio exterior de Bolivia con respecto a los socios comerciales.

TI: Índice de términos de intercambio con base 1990=100. definido como la relación de el índice de precios de exportación y el índice de precios de importación.

APER: Apertura. Se utilizo una proxy calculada como APER = M/(PIB-(X-M)).

AEN: Activos Externos Netos. Se utilizo como proxy de esta variable la razón de Reservas internacionales Netas (correspondiente al sistema bancario consolidado) a PIB,

FK: Flujo de capitales ponderado por el grado de apertura. Calculado como FK=((M-X)/PIB)*APER, según el enfoque de Sjasstad.

r*: Tasa Internacional de interes real. Se utiliza la tasa LIBOR a 3 meses y la tasa de inflación de los EEUU, extractados respectivamente de www.economagic.com y el Bureau of Labor Statistics.

ANEXO 2

DIAGNOSTICO

Tabla 1
VEC Residual Normality Test
Orthogonalization: Cholesky (lutkepohl)

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.21	0.38	1	0.54
2	-0.17	0.24	1	0.62
3	-0.22	0.44	1	0.51
4	-0.46	1.89	1	0.17
5	-0.57	2.90	1	0.09
6	-0.31	0.85	1	0.36
Joint		6.70	6	0.35

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.73	0.16	1	0.69
2	2.16	1.54	1	0.21
3	1.81	3.13	1	0.08
4	2.34	0.97	1	0.32
5	3.09	0.02	1	0.89
6	1.75	3.46	1	0.06
Joint		9.29	6	0.16

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.54	2	0.76
2	1.79	2	0.41
3	3.57	2	0.17
4	2.87	2	0.24
5	2.92	2	0.23
6	4.30	2	0.12
Joint	15.99	12	0.19

Tabla 2
VEC residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	7.74	NA*	7.89	NA*	NA*
2	45.87	0.13	47.52	0.10	36
3	68.31	0.60	71.30	0.50	72
4	109.84	0.43	116.22	0.28	108
5	136.97	0.65	146.18	0.43	144
6	173.08	0.63	186.89	0.35	180
7	208.99	0.62	228.27	0.27	216
8	241.05	0.68	266.03	0.26	252
9	268.86	0.78	299.53	0.31	288
10	301.52	0.81	339.78	0.26	324
11	336.31	0.81	383.68	0.19	360
12	356.67	0.92	410.00	0.30	396

Tabla 3
VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
1	47.79	0.09
2	45.11	0.14
3	23.96	0.94
4	45.29	0.14
5	29.94	0.75
6	42.22	0.22
7	43.87	0.17
8	42.76	0.20
9	36.03	0.47
10	51.18	0.05
11	45.41	0.14
12	30.72	0.72

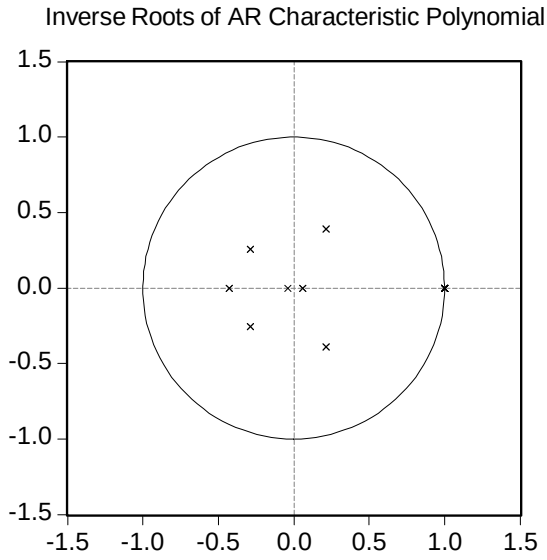
Tabla 4
VEC Residual Heteroskedasticity Tests
No Cross Term
Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
316.61	294.00	0.17

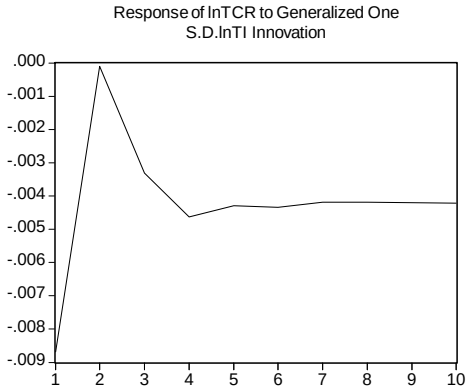
Includes Cross Term
Joint test:

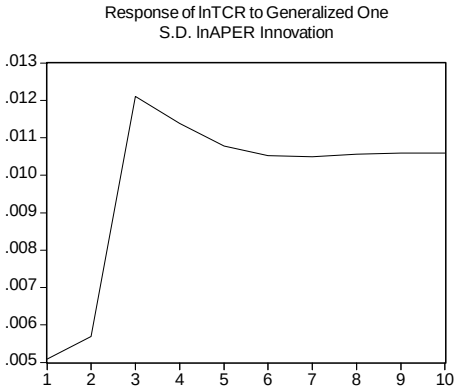
Chi-sq	df	Prob.
768.26	735.00	0.19

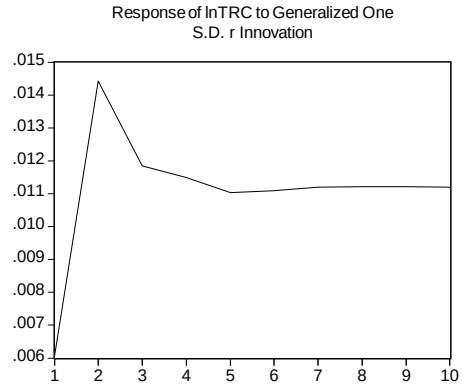
ANEXO 3

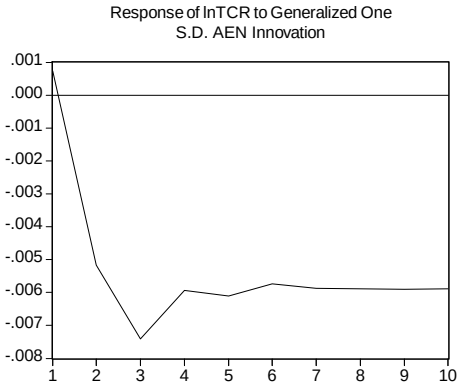


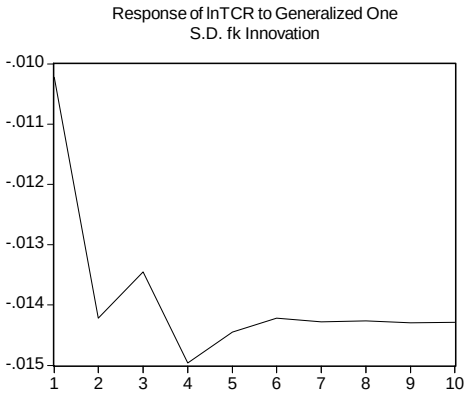
ANEXO 4

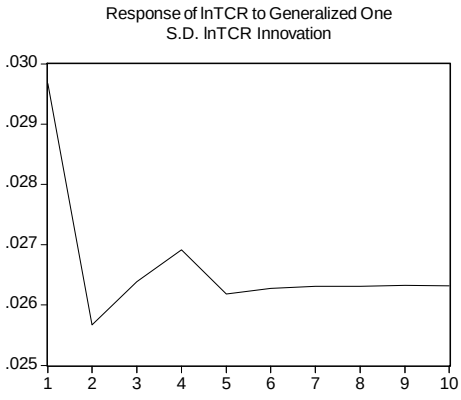

Response of lnTCR to Generalized One
S.D.lnTI Innovation
.000
-.001
-.002
-.003
-.004
-.005
-.006
-.007
-.008
-.009
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10


Response of lnTCR to Generalized One
S.D. lnAPER Innovation
.013
.012
.011
.010
.009
.008
.007
.006
.005
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10


Response of lnTRC to Generalized One
S.D. r Innovation
.015
.014
.013
.012
.011
.010
.009
.008
.007
.006
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10


Response of lnTCR to Generalized One
S.D. AEN Innovation
.001
.000
-.001
-.002
-.003
-.004
-.005
-.006
-.007
-.008
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10


Response of lnTCR to Generalized One
S.D. fk Innovation
-.010
-.011
-.012
-.013
-.014
-.015
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10


Response of lnTCR to Generalized One
S.D. lnTCR Innovation
.030
.029
.028
.027
.026
.025
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10