

# **DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN PARAGUAY (1970-2000)<sup>1</sup>**

**Bernardo Dario Rojas Páez**  
**Banco Central del Paraguay**  
**Gerencia de Estudios Económicos**  
**Dpto. de Economía Internacional**

**Emiliano Rolando Fernández Franco**  
**Banco Central del Paraguay**  
**Gerencia de Estudios Económicos**  
**Dpto. de Economía Internacional**

## **ABSTRACT**

We study the long-run determinants of the real exchange rate in Paraguay. Our results show cointegration between the real exchange rate and capital inflows as a percent of GDP, the terms of trade, and openness. We find that the degree of openness reduces the impact of capital flows on the real exchange rate: the more open is the economy, the lesser impact has a capital inflow on the real exchange rate. The dynamic analysis shows that 58 percent of the misalignment of the real exchange rate from its long-run equilibrium is corrected within one year. Finally, our results suggest that in 2000 the local currency was undervalued in real terms by about 9 percent.

---

<sup>1</sup> Este documento fue elaborado a partir del curso de Políticas Comercial y Cambiarias ofrecido por el Fondo Monetario Internacional en el Centro de Entrenamiento para América Latina, en Brasilia del 9 al 20 de julio de 2001. Los autores agradecen los valiosos comentarios de Hugo Juan Ramón, Víctor Elías, Aníbal Insfrán, Leticia Carosini, Tatiana López e Isaac Brizuela y la colaboración de Syrley Jiménez en la confección de la base de datos. Las opiniones vertidas en el documento son de exclusiva responsabilidad de los autores.

## I - INTRODUCCION<sup>2</sup>

El tipo de cambio nominal (TC) es una variable económica importante, debido a sus efectos en el presupuesto de los agentes económicos y en la actividad económica. Si bien el TC refleja las variaciones nominales del valor de la moneda extranjera, expresada en términos de la moneda nacional, cuyos efectos inciden en los niveles de transacciones corrientes y en las expectativas de los agentes, una variable económica que profundiza lo reflejado por el TC es el tipo de cambio real (TCR).

El TCR considera además de las variaciones del TC, los movimientos de precios de los países. Por lo tanto, el TCR es visto como un termómetro de la relación de competitividad externa: Una apreciación del TCR es una pérdida en la competitividad nacional y una depreciación es una mejora en la competitividad frente al exterior. Este hecho, conectado con la actualidad en donde casi todos los estudios teóricos demuestran que la orientación hacia afuera es el camino para alcanzar el desarrollo, especialmente para los países pequeños que tienen limitaciones en cuanto al tamaño de sus mercados, refuerza la importancia del conocimiento y entendimiento de la variable mencionada.

Un objetivo de política económica es evitar desequilibrios del TCR no compatibles con los fundamentos de la economía. Pero, cómo evaluar la magnitud y la dirección de los desequilibrios del TCR que queremos corregir?. En este trabajo abordamos esta pregunta. Para ello, empezaremos a introducir el concepto de tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo (TCRELP). El período analizado por este trabajo abarca el lapso de 1970 al 2000, utilizando observaciones anuales. En el apéndice 4 se describen las variables usadas.

---

<sup>2</sup> Este trabajo sigue la línea metodológica trazada en los trabajos de: Andrea Repetto 1992 “ Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Una aplicación al caso chileno”; Soledad Arellano y Felipe Larrain 1996 “Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un modelo econométrico para Chile”; Oscar Lora Rocha y Walter Orellana 2000 “Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un análisis del caso Boliviano en los últimos años”;

## II - TEORIA y ESTIMACION

Los enfoques comúnmente utilizados para estimar el TCRELP tienen que ver con la Paridad del Poder de Compra (PPC) y con los fundamentos.

### 1. ENFOQUE DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA (PPC)

Este enfoque, tiene su fundamento en la llamada Ley del Precio Único: bajo ciertos supuestos<sup>3</sup>, *productos idénticos deben tener el mismo precio en distintos mercados, al ser estos expresados en una misma moneda*. Si consideramos un  $TCN_{Gs/USD}$  dado, y con bienes similares cuyos precios difieren de un país a otro cuando son expresados en una misma moneda<sup>4</sup>, se daría la posibilidad de arbitraje comercial, es decir, se exportaría del país con el precio más bajo al país con el precio más alto, hasta que las posibilidades del arbitraje desaparezcan y los precios expresados en la misma moneda vuelvan a ser los mismos. *La variable de ajuste es el TCN*.

En el concepto de la PPC intervienen los niveles de precios de los países y el tipo de cambio nominal. La PPC, expresada en la ecuación 1, se interpreta que la igualdad en el poder adquisitivo de los distintos países y expresado en la misma moneda, es lograda por efectos de un tipo de cambio que ajusta cualquier diferencia que pueda afectar dicha igualdad.

$$IPC_{PY} = TCN_{Gs/USD} * IPP_{USA} \quad (1)$$

Dónde :

$IPC_{PY}$  es el índice de precios al consumidor de Paraguay

$IPP_{USA}$  es el índice de precios al productor<sup>5</sup> de USA

---

Rodrigo Cerda Norambuena, Alvaro Donoso y Aldo Lema N. 2000 “ Tipo de Cambio Real en Chile: Fundamentos y Desalineamientos”

<sup>3</sup> Mercados competitivos, sin barreras arancelarias o para-arancelarias y sin costo de transporte.

<sup>4</sup> Por ejemplo en Paraguay dado un tipo de cambio nominal, una TV cuesta 200 USD, pero en Estados Unidos el mismo bien cuesta 100 USD.

<sup>5</sup> Se usa el IPP pues, este refleja en mayor medida el nivel de precios de productos transables en el exterior.

En términos económicos, si suben los precios internos (caída del poder adquisitivo) sería más barato comprar del exterior, por lo que demandaríamos más divisas incrementando la cotización de la moneda extranjera, es decir tendríamos una depreciación de nuestra moneda. Contrariamente, si bajan los precios internos, la moneda local se apreciaría.

### 1.1 ESTIMANDO LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA (Corto Plazo)

La ecuación 1 sugiere que podemos estimar econométricamente la siguiente ecuación:

$$\ln TCN_t = \beta (\ln IPC_{py_t} - \ln IPP_{ext_t}) + u_t \quad (2)^6$$

Dónde  $\beta$  es un parámetro,  $\ln TCN_t$  es el logaritmo natural del tipo de cambio nominal del guaraní versus moneda extranjera,  $\ln IPC_{py_t}$  es el logaritmo natural del Índice de Precios al Consumidor de Paraguay,  $\ln IPP_{ext_t}$  es el logaritmo natural del Índice de Precio al Productor del Extranjero y  $u_t$  son los errores de la estimación.

Si  $\beta = 1$  entonces se infiere que PPC se cumple; es decir: cualquier variación de los precios es ajustada por el tipo de cambio nominal, manteniendo constante los poderes adquisitivos de los países, por lo que el TCR también estaría en equilibrio. Si bien el término de error, recoge los choques aleatorios que impiden que la PPC se cumpla sistemáticamente en el corto plazo (inclusive si  $\beta = 1$ ), se espera que en el largo plazo estos errores se anulen, lo cual validaría la PPC en el largo plazo<sup>7</sup>.

Siguiendo a Andrea Repetto 92, suponiendo  $\beta = 1$ , e incorporando el intercepto en la ecuación 2, obtenemos el tipo de cambio real e:

$$\left( \frac{TCN_t * IPP_{ext_t}}{IPC_{py_t}} \right) = e_t$$

Por lo tanto, el punto de partida del análisis econométrico es la siguiente ecuación:

---

<sup>6</sup> Esta ecuación, también podría ser estimada con el intercepto, sin modificar la sustancia de lo que queremos demostrar.

$$\ln e_t = \alpha + u_t \quad (3)$$

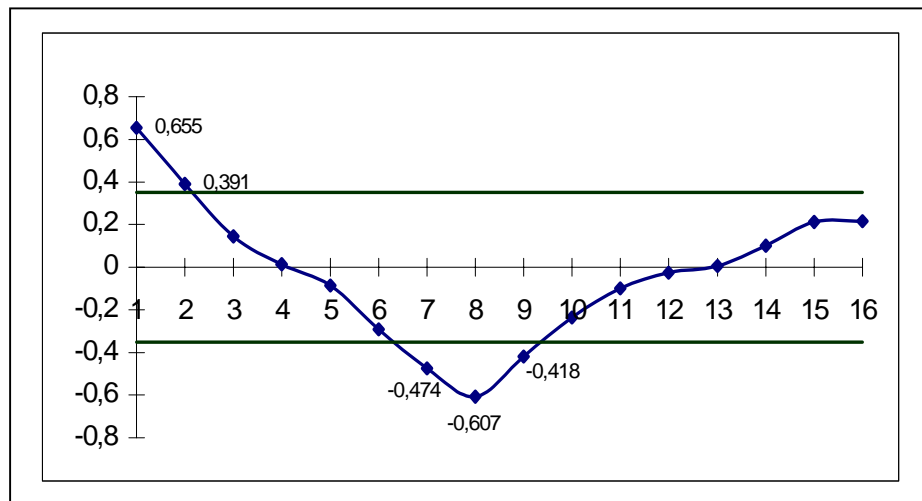
Donde  $\alpha$  es una constante y  $u_t$  es el término de error aleatorio.

Si en promedio  $u_t$  es cero, el  $\ln$  del TCR será constante cumpliéndose la PPC. Una manera de demostrar esto, es comprobar si la serie  $\ln TCR^8$  esta o no autocorrelacionada. La autocorrelación de una serie puede ser verificada atendiendo cualquiera de los tres métodos siguientes: a) observando su función de autocorrelación, b) con el estadístico Q de Box Pierce y c) con el estadístico de Ljun Box.

a) *Función de autocorrelación*

Para chequear si existe o no autocorrelación, nos valemos del correlograma de la serie del TCR hasta el rezago 16.

Gráfico N° 1



Considerando un intervalo de confianza del 95%, el valor crítico para cualquier rezago, es  $(\pm 1,96/\sqrt{31}) = 0,352$ , donde 31 es el número de observaciones. El eje de abscisas representa los rezagos y el de ordenada los coeficientes de autocorrelación. Las líneas rectas paralelas son los valores críticos señalados (que nos muestran el intervalo de confianza al 95%).

El correlograma, evidencia que los coeficientes de autocorrelación en los rezagos 1, 2, 7, 8 y 9 son superiores a su valor crítico de 0,352 (en valor absoluto), lo que implicaría que esos

<sup>7</sup> Esto requiere que el término de error aleatorio sea de ruido blanco: media cero, varianza constante y no estar autocorrelacionado.

coeficientes son estadísticamente significativos (significativamente distintos de cero), por lo que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, es decir que existe autocorrelación en la serie TCR. *Este hecho, como lo estableciéramos, implicaría que la PPC no se cumple en el corto plazo.*

b) *Estadístico Q de Box y Pierce y el estadístico Q de Ljung y Box*<sup>9</sup>

El estadístico Q Box y Pierce, testea la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación son simultáneamente iguales a cero, contra la alterna de que al menos uno de ellos es distinto de cero.

El coeficiente de Q calculado es de 50,60 (con 16 rezagos) en tanto que su valor crítico para un nivel de confianza del 95% es de 26,29<sup>10</sup>. Por tanto se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, a favor de la alterna de autocorrelación en al menos un rezago. Alternativamente, el estadístico de *Q de Ljung y Box*; que es un refinamiento del estadístico anterior, arrojó un valor de 68,6 (para 16 rezagos), que se comparan con el valor crítico para un nivel de confianza del 95% de 26,29. Por lo tanto volvemos a confirmar que la serie de TCR se encuentra correlacionada.

Dado que *las tres técnicas usadas invalidan la proposición de PPC en el corto plazo, investigamos si en el largo plazo esta teoría se cumple.* Para ello recurrimos a las técnicas normalmente desarrolladas con las series de tiempo.

---

<sup>8</sup> Para efectos de este trabajo el TCR utilizado es lo que se conoce como tipo de cambio real efectivo, que considera la ponderación del comercio exterior con los países con los que se tiene contacto comercial.

<sup>9</sup> Walter Enders. Applied Econometric Time Series. Pág. 87. Enders refiere que este estimador presenta un mejor desempeño en muestras pequeñas que el anterior.

## 1.2 ESTIMANDO PPC (Largo Plazo)

### a) Prueba de estacionariedad del TCR

Como se señalara más arriba, aun cuando  $\beta$  (en la ecuación 2) sea igual a 1, podría no cumplirse la PPC si es que las desviaciones representadas por el término  $u_t$  no son transitorias, o lo que es lo mismo son permanentes. Si resulta que los desvíos son de naturaleza permanente, se llega a la conclusión de que la PPC no se cumple en el largo plazo, pues el TCR no retornaría a su nivel anterior; cualquier choque lo desviaría permanentemente de su situación inicial<sup>11</sup>.

En la ecuación 3 verificar si  $u_t$  es una serie estacionaria<sup>12</sup> o no, es verificar si el TCR está influida por choques que le imprimen o no un carácter permanente en su formación. En otras palabras, si  $u_t$  es una serie no estacionaria, presentaría tendencias, evidenciándose que la misma no vuelve a su nivel anterior una vez que haya sido modificada.

Si el TCR muestra una tendencia, es evidente que cada valor del TCR depende del anterior, por tanto a medida que pase el tiempo no se puede suponer un valor medio constante del TCR (por el contrario creciente o decreciente con el tiempo). De esta forma se invalidaría la PPC en el largo plazo. Una serie que no posea un valor medio constante no puede considerarse estacionaria. Para chequear la estacionariedad o no de una serie recurrimos a los tests normalmente utilizados: los tests Dickey-Fuller Aumentado y el de Phillip Perron<sup>13</sup>.

---

<sup>10</sup> El estadístico Q de Box y Pierce sigue asintóticamente una distribución ji-cuadrado con grados de libertad igual a los rezagos escogidos. Walter Enders. Applied Econometric.

<sup>11</sup> Esto podría dar origen a lo que se conoce como caminata aleatoria, que da la intuición de una serie de tiempo no estacionaria.

<sup>12</sup> Los textos de econometría definen a una serie estacionaria, como aquella que presenta una media y varianza constante y una covarianza constante que depende de la magnitud del rezago escogido para su cálculo y no del momento del rezago.

<sup>13</sup> Para los dos tests la series estarán en ln, por más que las fórmulas no expliciten eso. Esto es a fin de no sobrecargar la nomenclatura de las expresiones.

a.1) *Test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA)*

Si el TCR no es una serie estacionaria su valor rezagado (por ejemplo un periodo) influirá persistentemente en su valor contemporáneo. Por tanto, para la prueba de DFA fue calculado el siguiente modelo con el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

$$\Delta TCR_t = \mu + \delta TCR_{t-1} + \omega \Delta TCR_{t-1} + \kappa \Delta TCR_{t-2} + T + V_t \quad \text{siendo}$$

$\mu$ ,  $\delta$ ,  $\omega$  y  $\kappa$  parámetros,  $T$  una variable de tendencia y  $V_t$  el término aleatorio.

La hipótesis nula es que  $\delta = 0$  contra la alterna de que  $\delta$  sea menor que cero.

El valor estimado de  $\delta$  arrojó un coeficiente de -0,431 siendo el error estándar de 0,1850, por lo que estadístico calculado es de -2,332448.

Cuadro N° 1

ADF Test Estadísticos (calculado)	Nivel de Significancia	Valores críticos <sup>14</sup>
-2,332448	1%	-4,3226
	5%	-3,5796
	10%	-3,2239

Para todos los niveles de significancia el estadístico calculado es menor que los valores críticos, lo que nos lleva a no rechazar la hipótesis nula, mostrando la serie por tanto, problema de raíz unitaria, es decir no es estacionaria. Este resultado invalida la proposición de la PPC en el largo plazo. *Los choques ejercen por tanto efectos permanentes en el TCR, apartando de la constancia predicha por la PPC.*

a.2) *Test de Phillips-Perron (PP)*

Este test estima la siguiente ecuación:  $\Delta TCR_t = \alpha + \beta TCR_{t-1} + \varepsilon_t$ , donde  $\alpha, \beta$  son parámetros y  $\varepsilon$  es el término de error. La hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria (es decir se testea que  $\beta = 1$ ). Si el test estadístico calculado bajo esta metodología es menor que

<sup>14</sup> Este estadístico posee una distribución tabulada por Dickey-Fuller (1979) y mejorada por Mackinnon (1991). Los valores críticos aquí presentados son los desarrollados por Mackinnon.

los valores críticos<sup>15</sup> a los niveles de significancia escogidos,  $\beta$  no es estadísticamente distinto de uno, por lo que no se rechaza la presencia de raíz unitaria en la serie, es decir la serie es no estacionaria. Los resultados son:

Cuadro N° 2

PP Test Estadísticos (calculado)	Nivel de Significancia	Valores críticos
-2,462423	1%	-4,2949
	5%	-3,5670
	10%	-3,2169

Por tanto a todos los niveles de significancia se rechaza la hipótesis de que la serie no tenga problemas de raíz unitaria, siendo la serie no estacionaria, dando lugar al rechazo de la PPC en el largo plazo. Otra manera de ver el tema de largo plazo es apelando el concepto de cointegración.

*b) Cointegración*

Ahora analizamos más de una serie (en los anteriores enfoque de autocorrelación, Box Pierce, Ljun Box, ADF y PP sólo trabajamos con la serie TCR); en este caso el tipo de cambio nominal, y los índices de precios nacional y extranjero (tres variables), presentados en la ecuación 2.

Si los residuos de esta ecuación son estacionarios, implica una relación de largo plazo, lo que validaría la PPC en ese lapso. De lo contrario la PPC no se cumple en el largo plazo. Para verificar la estacionariedad de los residuos recurrimos al método de Johansen desarrollado en 1995<sup>16</sup>. Los resultados obtenidos fueron:

<sup>15</sup> Los estadísticos usados siguen la misma distribución tabulada para el test de DFA

<sup>16</sup> Para ver los fundamentos de esta técnica ver Walter Enders “Applied Econometric.Times Series”. Wiley & Sons, Inc. 1° Edición Pág: 396

Cuadro N° 3

TEST DE COINTEGRACION			
Variables: TCN y IP			
Hipótesis nula	Likelihood Ratio ( $\lambda_{trace}$ )	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
Ninguna cointegración	10,47	15,4	20,4

Al ser los valores calculados menores a los críticos no podemos rechazar la hipótesis nula, por tanto, las series no están cointegradas, descartándose cualquier relación estadísticamente significativa de largo plazo de las variables. *Es decir descartamos que se cumpla PPC en el largo plazo.* En resumen bajo ninguno de los métodos desarrollados pudo ser establecida la paridad del poder de compra en el largo plazo.

## 2. ENFOQUE DE LOS DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO – METODO DE LOS FUNDAMENTOS

La evidencia presentada anteriormente resalta la necesidad de encontrar una teoría alternativa a la PPC para explicar el comportamiento del TCR. La teoría alternativa aquí presentada es la basada en los fundamentos de la economía que determinan los valores de equilibrio de largo plazo del TCR. Existe un amplio consenso en la mayoría de los estudios empíricos sobre las principales variables que explicarían el comportamiento del tipo de cambio real en el largo plazo. Bajo estos esquemas el TCRELP depende, o está en función de: gastos del gobierno, de los términos de intercambio, del grado de apertura y del flujo de capitales internacionales.

Por tanto la estimación de los valores de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio real, bajo este método nos llevaría a comprobar empíricamente la magnitud y el sentido del efecto sobre el TCR de las variables señaladas, al mismo tiempo nos permitirá construir una serie de largo plazo, para ver el grado de desajuste del tipo de cambio real observado, respecto a su valor de equilibrio.

## 2.1 ESTIMACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL

Se especificó la siguiente relación de largo plazo para el logaritmo del TCR<sup>17</sup>:

$$\ln TCR_t = \alpha_1 + \alpha_2 FK_t + \alpha_3 FLUJOK_t + \alpha_4 GPIB_t + \alpha_5 \ln TDI + U_t \quad (4)$$

*Donde;*

TCR: es el tipo de cambio real efectivo.

FK: es el flujo de capital definido como las importaciones menos las exportaciones sobre el PIB.

FLUJOK: es el flujo de capital multiplicado por el grado de apertura de la economía,

GPIB: es el gasto del gobierno como porcentaje del PIB

TDI : son los términos de intercambio.

Un paso previo a la estimación del modelo señalado es verificar el orden de integración de las variables. Para ello, a cada serie se aplicó el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cuyos resultados evidenciaron que todas las series que representan los fundamentos del tipo de cambio real, se encuentran integradas de orden uno  $I(1)$ <sup>18</sup>, es decir, son todas estacionarias en sus primeras diferencias. Dado que son todas integradas del mismo orden podemos verificar si estas se hallan cointegradas. Usando el enfoque de Engle-Granger<sup>19</sup>. Este enfoque consiste en estimar la regresión de largo plazo y verificar si su error es estacionario en niveles. Si la ecuación estimada cumple con la condición anterior, se deduce que las series están cointegradas en el largo plazo.

---

<sup>17</sup> Para una breve intuición de la relación causal ver el Apéndice 4.

<sup>18</sup> Por definición, la cointegración necesita que las variables estén integradas en el mismo orden- Walter Enders – Pag. 374.

<sup>19</sup> Se descartó el enfoque de Johansen – Juselius porque el test suele presentar sesgo cuando la muestra no es lo suficientemente grande, en nuestro caso 31 observaciones.

Cuadro N° 4  
 Parámetros de largo plazo estimados (ecuación 4)  
 Variable Dependiente: ln TCR

VARIABLES	Parámetros	Test Estadísticos
Intercepto	6,272	9,208
FK	-7,291	-3,438
FLUJOK	0,156	2,479
GPIB	-0,018	-1,677
LTDI	-0,305	-2,170

R <sup>2</sup>	0,419
DW	1,31
ADF (Residuos)*	-2,77

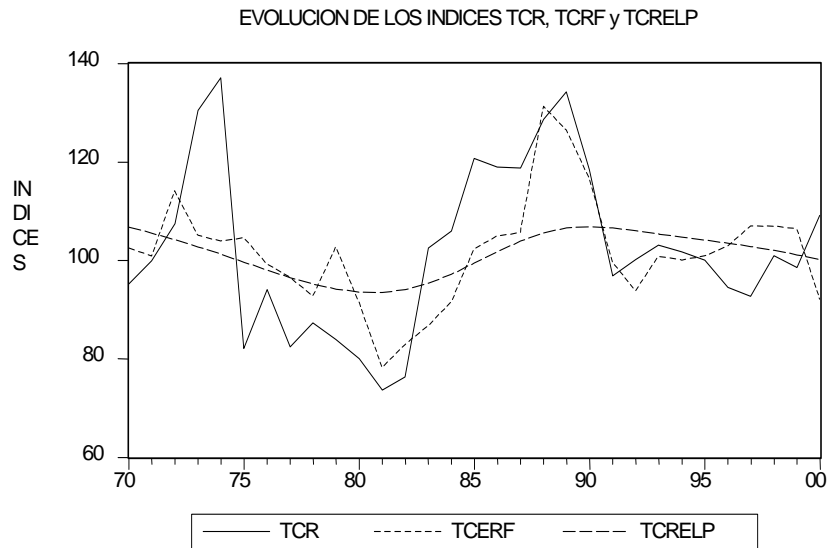
\* Los valores críticos al 5% y 1% respectivamente son -1,95 y -2.64

Todos los coeficientes estimados tienen los signos esperados y son estadísticamente significativos (excepto los gastos del gobierno como porcentaje del PIB), y el ajuste del modelo es bueno. Por otro lado el test de ADF de los residuos muestra que estos son estacionarios en niveles, lo que nos confirma que la relación (dada por la ecuación 4) de largo plazo es válida y por ende se puede inferir conclusiones económicas de la misma.

El hecho de que el coeficiente estimado de la variable FLUJOK tenga signo positivo implica que cuanto más abierta es la economía menor será la apreciación (depreciación) real de la moneda debido a una entrada (salida) de capitales del 1% del PIB (ver apéndice 4). Este punto fue analizado en el contexto de otros países por Sjaastad y Manzur (1996).

El gráfico 2 muestra el tipo de cambio real observado (TCR), el tipo de cambio real sugerido por los fundamentos TCRF y el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo TCRELP (que explicaremos posteriormente).

Gráfico N° 2



Si bien la ecuación estimada nos da la serie del TCRF de largo plazo, ésta todavía no representa los valores de equilibrio del largo plazo. El motivo es que para estimar la serie de TCR de equilibrio de largo plazo (TCRELP), es necesario que las series que representan los fundamentos del TCR (gastos del gobierno, grado de apertura, términos de intercambio y flujos de capitales), sean las series de largo plazo, que se aproximan utilizando el filtro de Hodrick-Prescott<sup>20</sup>. El resultado de la estimación es representado por la línea con variaciones suaves (TCRELP)<sup>21</sup>.

La estimación de la serie de TCRELP, será utilizada posteriormente para verificar el grado de desajuste del TCR observado y la velocidad de ajuste del mismo (usando el modelo de corrección de errores).

## 2.2 MODELO DE CORRECCION DE ERRORES

Una vez definido el modelo de la ecuación de largo plazo, es necesario especificar una ecuación que describa el comportamiento dinámico del modelo. Para ello se especifica un

<sup>20</sup> El filtro Hodrick-Prescott es muy sensible a los valores extremos de las series, por ese motivo algunos autores recomiendan utilizar un promedio móvil de los fundamentos a ser utilizados en la estimación, no obstante este método de promedios móviles nos hacen perder algunas observaciones.

modelo de corrección de errores en el cual sólo se consideran las variables estacionarias haciendo necesario que la estimación se realice en sus primeras diferencias. En el modelo de corrección de errores no necesariamente las variables incluidas deben coincidir con aquellas de largo plazo, es posible que algunas variables tengan un efecto transitorio pero no permanente sobre la variable dependiente, en este sentido además de las variables ya utilizadas en el modelo de largo plazo en primeras diferencias se incorporan la tasa de depreciación y el residuo de la ecuación de largo plazo rezagado un periodo (que medirá la velocidad de ajuste). El resultado de la estimación se presenta en el cuadro a continuación.

Cuadro N° 6

Modelo De Corrección de Errores  
Variable Dependiente: D lnTCR

Variables Explicativas	Parámetros	Test Estadísticos
Intercepto	-0,045	-1,48
Residuos <sub>(-1)</sub>	-0,585	-3,70
FK	-2,428	-1,66
FLUJOK	0,066	1,58
D(GPIB)	-0,066	-3,26
D(LTCN)	0,773	4,63
D(LTDI)	0,123	1,07

R <sup>2</sup>	0,614
DW	1,96
ADF (Residuos)*	-4,71

\* Los valores críticos al 5% y 1% respectivamente son -1,954 y -2,652

Desde un punto de vista económico, el modelo estimado presenta resultado satisfactorio con un 61% de ajuste con variables en primeras diferencias.

Por otro lado la tasa de depreciación resultó ser muy importante en el modelo de corto plazo, la elasticidad obtenida es elevada señalando que si los precios externos e internos se mantienen constantes, una depreciación nominal de 1% implicaría una depreciación real del 0,7 por ciento.

<sup>21</sup> Para realizar esta serie de TCRELP se usan los parámetros estimados en la ecuación de largo plazo y los valores de equilibrio de los fundamentos generados por el filtro de Hodrick-Prescott.

Un parámetro de suma importancia es el coeficiente del residuo rezagado de la ecuación cointegrada en el modelo de corrección de errores, pues este mide la velocidad de ajuste del TCR hacia su nivel de equilibrio de largo plazo. El coeficiente estimado es (-0,58), que demuestra la posibilidad de una rápida convergencia del TCR hacia sus valores de equilibrio; por ejemplo, si se produce un choque negativo sobre el TCR en un año se disiparía el 58% de la perturbación.

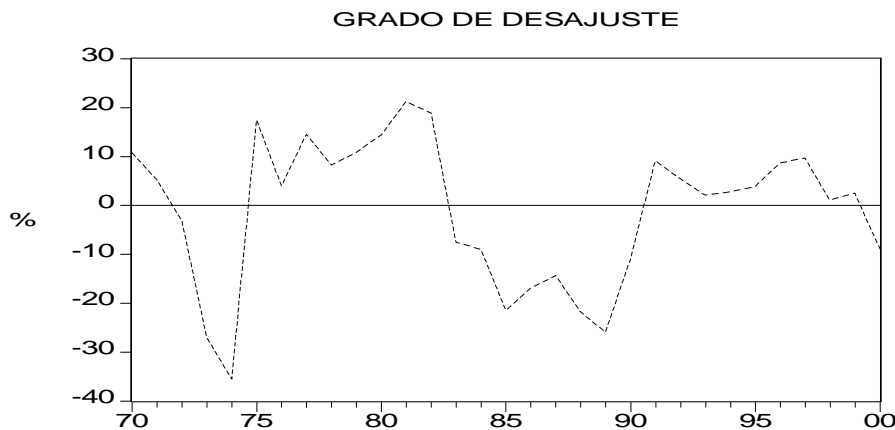
### 2.3 DESAJUSTES CON RESPECTO AL EQUILIBRIO<sup>22</sup>

Como habíamos mencionado, para calcular el desajuste se necesita saber el Tipo de Cambio de Equilibrio de Largo Plazo. El grado de desajuste estimado se obtiene aplicando la siguiente relación :

$$Des\% = \frac{(TCRELP - TCR)}{TCRELP} * 100$$

Para 2000, encontramos un TCR observado desajustado en 8,9% respecto a su valor de equilibrio de largo plazo, es decir depreciado respecto a su valor de equilibrio<sup>23</sup>.

Gráfico N° 3



<sup>22</sup> En algunos documentos usan la palabra desalineamiento, y en inglés misalignment, en el presente documento usamos la palabra desajuste, en todos los casos todas las palabras son entendidas como sinónimos.

<sup>23</sup> Un trabajo sobre el tipo de cambio real en Paraguay confeccionado por Benedikt Braumann, concluyó que en el año 2000 el tipo de cambio real se hallaba subvaluado respecto a su valor de equilibrio en torno al 23%.

Por encima de cero el gráfico precedente nos indica que el TCR está apreciado (sobreevaluado) con respecto a su valor de equilibrio y cuando se ubica por debajo de cero el TCR está depreciado (subvaluado) con respecto a su valor de equilibrio. Al respecto Bernardo Rojas (2001) en su trabajo de tesis sobre "Itaipú y el Crecimiento Económico del Paraguay" comenta el comportamiento del tipo de cambio real, que presenta aspectos congruentes con los resultados obtenidos en este trabajo.

Observando el gráfico 3 se pueden resaltar períodos de desajustes cambiarios asociados fuertemente con los influjos de capitales utilizados para la construcción de dos hidroeléctricas en el país, uno con el gobierno Brasileño (Itaipú) y otra con el Argentino (Yacyretá), al tiempo del impacto de cuestiones de precios internacionales de los productos objetos del comercio exterior. Al respecto, la apreciación observada durante la segunda mitad de la década del 70 está relacionada directamente al efecto ingreso generados por los influjos de capitales para la construcción de la represa de Itaipú, y por la otra parte derivadas de las ganancias en términos de intercambios por el auge de la expansión agrícola.

Después del año 81 el efecto combinado de una pérdida en términos de intercambios por la fuerte caída de los precios de la soja y el algodón que representan los principales rubros de exportación, además de la culminación de los principales trabajos en la hidroeléctrica citada, motivaron una fuerte disminución en las entradas de capitales externos, empezándose a ensanchar la brecha entre el tipo de cambio oficial y el del mercado paralelo<sup>24</sup>, que llevó a fines del año 89 a la adopción de un sistema de tipo de cambio único, libre y fluctuante. Este sistema cambiario acompañado de un déficit del sector público a partir del año 95 y de la construcción de otra represa, esta vez con la Argentina, más los crecientes ingresos en términos de los royalties y compensaciones de Itaipú empezaron a surtir efectos sobre la apreciación del tipo de cambio real.

De esta manera, las sobre ó sub devaluaciones observadas se habrían debido principalmente a un desajuste de tipo estructural. Dicho de otra forma el TCR no se ajustó, o sólo lo hizo

parcialmente, ante movimiento del TCRELP determinado por la trayectoria de sus fundamentos.

### III- CONCLUSIÓN

Desde el punto de vista del concepto de equilibrio, las decisiones de la autoridad monetaria sobre el nivel de una devaluación nominal (depreciación) en régimen de flotación sucia dependen del grado de sobre o subvaluación del Tipo de Cambio Real, asociado con la velocidad a la que la economía puede alcanzar su equilibrio macroeconómico, dada las rigideces a la que se enfrenta. Sin embargo, la medición del grado de desajuste no es una tarea fácil, debido a que el TCR de equilibrio es una función no observable de los fundamentos. Además es difícil encontrar periodos en que la economía se encuentre en situación de balance interno y externo que permita identificar un Tipo de Cambio Real de Equilibrio, por lo tanto las conclusiones a las que llegamos sólo pretenden ser una primera aproximación de los valores reales de las series.

Por otro lado, los resultados del trabajo desechan la proposición que el TCR pueda ser determinado de acuerdo al enfoque de la Paridad de Poder de Compra, al menos para el periodo comprendido en el trabajo (1970-2000). De esto se deduce que una política cambiaria orientada a cubrir las diferencias inflacionarias estaría soslayando posibles cambios en los fundamentos del TCR.

No obstante los resultados obtenidos deberían ser interpretados con cautela ya que podrían estar sesgados especialmente por la duración de la muestra y el periodo de consideración de la misma. A pesar de esto las estimaciones parecen ser consistentes con lo que debiera esperarse del comportamiento económico del periodo considerado.

Los resultados apoyan la hipótesis de Sjaastad y Manssur (1996) de que cuanto más abierta es una economía, menor es la volatilidad del TCR debido a flujos de capitales.

---

<sup>24</sup> En esa época en el Paraguay existía un sistema cambiario de tipos múltiples, lo que dio origen a serios problemas de corrupción asociados a esos sistemas.

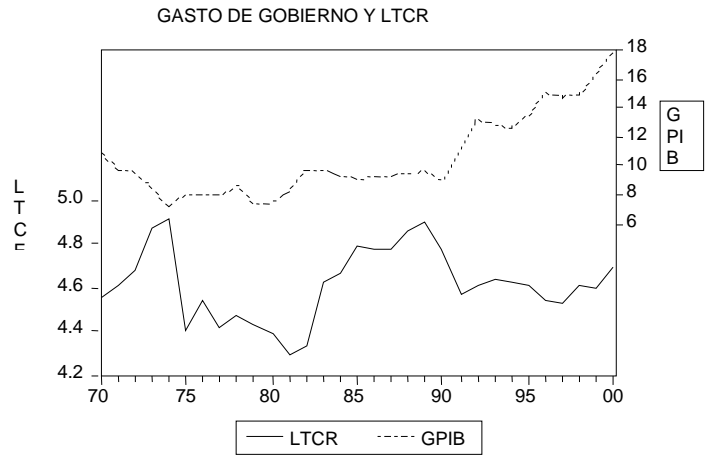
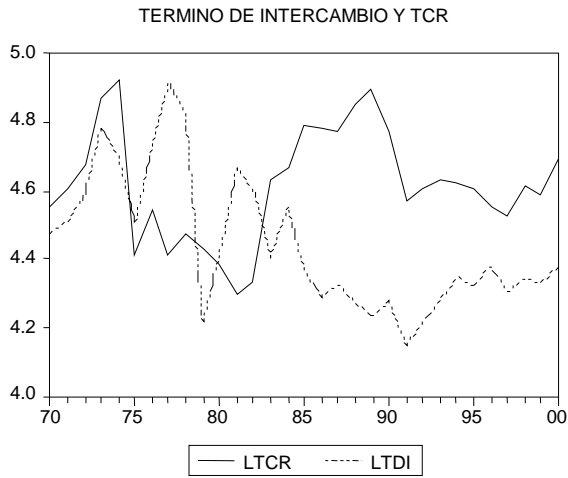
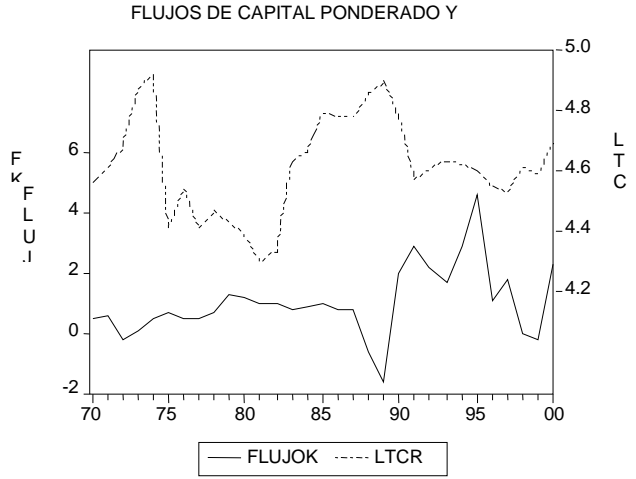
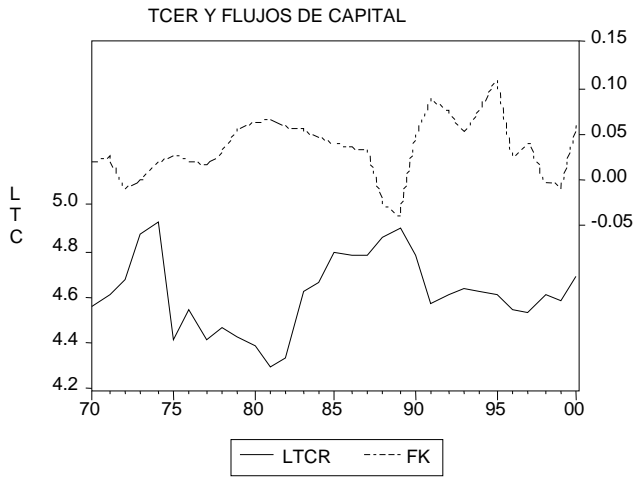
Atendiendo al *desajuste* del TCR observado respecto al de equilibrio de largo plazo, los episodios de sobrevaluación y subvaluación detectados son consistentes con la coyuntura económica al período que se refieren. Es necesario destacar que para el año 2000, el presente documento detecta una sub-evaluación del TCR observado en aproximadamente 8,9%.

## IV APENDICE

## 1. SERIES ESTADÍSTICAS USADAS EN LA REGRESIÓN

	TCR	TCRF	TCRELP	TCRBUSA	Desal	PIB	TDI	GPIB	XMPIB	TCN	FK	FLUJOK
1970	95,26	102,49	106,75	114,60	10,76	2171,00	87,80	10,96	21,50	134,00	0,0190	0,4089
1971	99,92	100,84	105,46	112,85	5,25	2295,00	91,00	9,77	20,37	134,06	0,0249	0,5065
1972	107,39	114,11	104,14	106,94	-3,12	2449,00	98,00	9,54	20,29	133,29	-0,0097	-0,1978
1973	130,43	105,07	102,71	108,45	-26,99	2633,00	120,00	8,44	23,26	134,32	0,0002	0,0058
1974	137,10	103,91	101,18	103,50	-35,50	2856,00	110,00	7,18	25,58	135,29	0,0188	0,4810
1975	82,16	104,63	99,58	108,15	17,50	3062,00	90,50	8,13	23,50	137,96	0,0269	0,6317
1976	94,05	99,30	97,97	107,58	4,01	3284,00	113,10	7,92	21,31	137,10	0,0215	0,4588
1977	82,42	96,51	96,45	100,36	14,55	3643,00	136,50	8,03	25,54	131,95	0,0165	0,4209
1978	87,25	92,78	95,14	102,17	8,29	4057,00	123,90	8,64	22,45	137,67	0,0296	0,6655
1979	83,89	102,70	94,12	89,41	10,87	4518,00	67,70	7,33	21,74	137,50	0,0564	1,2256
1980	79,99	91,44	93,49	81,67	14,44	5034,00	82,70	7,51	18,60	134,69	0,0618	1,1502
1981	73,57	78,26	93,40	86,20	21,23	5473,00	105,90	8,30	14,25	148,40	0,0665	0,9474
1982	76,30	82,90	94,01	112,67	18,84	5419,00	100,00	9,67	16,82	202,98	0,0581	0,9778
1983	102,47	86,74	95,30	155,53	-7,52	5257,00	81,90	9,72	13,34	314,13	0,0549	0,7325
1984	105,95	91,56	97,16	162,57	-9,05	5418,00	94,80	9,21	19,32	385,88	0,0460	0,8894
1985	120,71	102,32	99,40	202,03	-21,44	5634,00	78,80	9,12	23,61	603,09	0,0399	0,9410
1986	118,95	104,94	101,73	170,75	-16,93	5634,00	73,10	9,19	20,92	691,25	0,0348	0,7271
1987	118,73	105,64	103,87	166,08	-14,30	5878,00	75,60	9,35	23,33	798,29	0,0329	0,7687
1988	128,55	131,27	105,57	164,04	-21,77	6252,00	71,80	9,45	25,43	930,46	-0,0253	-0,6429
1989	134,19	126,50	106,56	166,90	-25,92	6614,00	68,90	9,62	40,59	1138,63	-0,0399	-1,6186
1990	118,45	116,67	106,82	134,53	-10,89	6819,00	71,90	8,92	40,72	1224,80	0,0480	1,9532
1991	96,79	99,66	106,52	117,29	9,14	6987,00	63,50	11,12	32,18	1324,00	0,0882	2,8392
1992	100,15	93,85	105,95	116,28	5,48	7113,00	67,70	13,21	29,37	1504,46	0,0745	2,1897
1993	103,11	100,81	105,30	115,99	2,08	7407,00	72,20	12,86	32,20	1746,34	0,0515	1,6575
1994	101,76	100,05	104,65	106,31	2,76	7636,00	77,20	12,60	37,64	1906,88	0,0772	2,9047
1995	100,00	100,91	104,03	100,00	3,87	7996,00	75,30	13,48	41,27	1962,96	0,1093	4,5099
1996	94,46	102,95	103,41	97,70	8,66	8097,00	79,80	15,03	40,41	2058,88	0,0250	1,0121
1997	92,74	106,93	102,74	97,00	9,73	8306,49	73,90	14,74	44,16	2187,88	0,0399	1,7634
1998	100,88	106,93	101,98	105,85	1,07	8271,60	77,10	14,88	40,55	2729,17	-0,0007	-0,0267
1999	98,54	106,39	101,10	114,86	2,54	8311,00	75,90	16,40	31,85	3136,46	-0,0082	-0,2606
2000	109,10	92,08	100,15	124,03	-8,94	8282,00	79,70	17,87	37,79	3487,29	0,0608	2,2992

## 2. GRAFICOS



### 3. DEFINICION DE VARIABLES

#### **TCR : Tipo de cambio real observado**

Se refiere al concepto del tipo de cambio efectivo real. Su cálculo representa la suma ponderada (año tras año) de los tipos de cambios reales bilaterales de los principales socios comerciales con los que el Paraguay comercia. Los países considerados fueron: Brasil, Argentina, Estados Unidos, Alemania, Japón. La participación de estos países en promedio representa más del 60% de nuestro comercio exterior. Para las ponderaciones se usa la suma de las exportaciones más las importaciones sobre el total del comercio internacional. Los datos fueron extraídos de las Estadísticas Financieras Internacionales (FMI). Como proxy del nivel de precios de esos países fue utilizado el Índice de Precio al Productor.

#### **TCN: Tipo de Cambio Nominal, Gs./USD**

Es la serie del Tipo de Cambio Nominal del mercado libre del guaraní / dólar estadounidense. Los datos son del Banco Central del Paraguay

#### **IPPex: Es la suma ponderada del Índice del Precios al Productor Extranjero.**

Suma ponderada de los IPP de los países del extranjero mencionada más arriba. La ponderación es la misma usada para el TCR. Los datos fueron extraídos de las Estadísticas Financieras Internacionales (FMI).

#### **IP: $\ln IPC_{py} - \ln IPPex_t$**

Corresponde a la diferencia señalada. Las series que conforman la diferencia ya fueron explicadas.

#### **GPIB: es el gasto del gobierno sobre el PIB.**

Corresponde a la suma de gastos del gobierno que refieren las Cuentas Nacionales más las transferencias corrientes, sobre el PIB, en dólares constantes de 1982.

#### **TDI: Términos de Intercambio.**

Es el cociente del deflactor de precios de las exportaciones sobre el deflactor de las importaciones. Datos obtenidos de la Dirección de Cuentas Nacionales del Banco Central del Paraguay.

#### **FK: Flujo de capitales**

Corresponde al negativo del saldo de la Balanza Comercial, relativo al PIB, es decir :  $(\text{Importaciones} - \text{Exportaciones}) / \text{PIB}$ . Todas las variables en dólares corrientes. Un valor positivo es una entrada de capitales.

#### **FLUJOK: Flujo de capitales ponderado por grado de apertura.**

Corresponde FK, ponderado por el grado de apertura, es decir:  $\text{FK} * \text{XMPIB}$

#### **XMPIB: Grado de Apertura.**

Es el cociente de la suma de las exportaciones y las importaciones sobre el PIB. Expresado en dólares corrientes. Datos obtenidos de Cuentas Nacionales del Banco y el Departamento de Economía Internacional del Banco Central del Paraguay.

#### 4. INTUICIÓN DE LA CAUSALIDAD DE LAS VARIABLES

##### **FLUJO DE CAPIALES –FK-**

El influjo de capitales, posibilita a los residentes de una economía incrementar su consumo de bienes transables y no transables presionando por tanto el precio de estos últimos. Por tanto, un incremento del flujo de entrada de capitales se espera afecte negativamente al tipo de cambio real.

##### **FLUJO DE CAPIALES PONDEDADO POR COMERCIO EXTERIOR –FLUJOK<sup>25</sup>-**

El grado de apertura afecta la intensidad de la respuesta del TCR frente al flujo de capital. Por tanto uno esperaría que un influjo de capital tenga un efecto mayor en una economía más cerrada que en una abierta. Esto podría expresarse de la siguiente manera:

$$\ln TCR_t = \alpha_1 + \alpha_2 FK_t + \alpha_4 GPIB_t + \alpha_5 LTDI + U_t$$

Como el grado de apertura afecta la intensidad del efecto de FK sobre TCR, podríamos escribir como:

$\alpha_2 = \beta_1 + \beta_2 XMPIB$  dónde XMPIB es el grado de apertura. Introduciendo esta ecuación en la anterior tenemos que:

$\ln TCR_t = \alpha_1 + \beta_1 FK + \beta_2 XMPIB * FK_t + \alpha_4 GPIB_t + \alpha_5 LTDI + U_t$  dónde XMPIB\*FK es la variable FLUJOK definida más arriba, siendo por tanto lo ecuación a estimar.

$$\ln TCR_t = \alpha_1 + \alpha_2 FK_t + \alpha_3 FLUJOK_t + \alpha_4 GPIB_t + \alpha_5 LTDI + U_t$$

##### **GASTOS DEL GOBIERNO COMO PORCENTAJE DEL PIB –GPIB-**

El nivel de gasto del gobierno y su composición entre transables y no transables tienden a afectar el comportamiento del TCR. Sin embargo el país no dispone de una discriminación de la serie de gasto del gobierno en transables y no transables, no obstante se espera que una gran proporción de los gastos del gobierno esté sesgado hacia el sector doméstico, hecho por lo cual se espera que la influencia de esta variable sobre el TCR sea negativa, es decir un fuerte incremento del gasto del gobierno tenderá a apreciar al TCR.

##### **TERMINOS DE INTERCAMBIO –TDI-**

El efecto de los términos de intercambio se presenta ambiguo. Normalmente en la literatura el efecto de la variación de los términos de intercambio se descompone en dos: efecto ingreso y efecto sustitución. Si una mejora sustancial (incremento) de los términos de intercambio genera un efecto riqueza, que incrementa el consumo de los no transables, esto afectaría negativamente al TCR al incrementar los precios internos. Por otro lado una variación de los términos de intercambio puede generar un efecto sustitución entre los transables y los no transables, en este caso para los países pequeños los precios internacionales están dados, por ende un incremento de la riqueza estaría sesgado hacia el incremento del consumo de los importables, con los que los precios de los no transables deberían disminuir generando una mejora en el nivel del TCR.

---

<sup>25</sup> Agradecemos al Dr. Hugo Juan Ramón su sugerencia para utilizar el enfoque de Sjaastad en el trato del grado de apertura y flujo de capital en nuestro modelo de estimación.

## V - REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Arellano, S. y Larraín, F. (1996), “ Tipo de Cambio Real y Gasto Publico: Un Modelo Econométrico para Chile”. Cuaderno de Economía N° 98. (1996).

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.

Dabos, Marcelo and Hugo Juan-Ramón, 2000 “Real Exchange Rate Response to Capital Flows in México: An Empirical Análisis” Working Paper, International Monetary Fund, (WP/00/108). June 2000.

Braumann, B. (2001), “Is The Guarani Overvalued”. Office Memorandum – Fondo Monetario Internacional.

Cerda Norambuena, R. ; Donoso A. y Lema, A. (2000) “ Tipo de Cambio Real en Chile: Fundamentos y Desalineamientos”. Centro de Investigación en Economía y Finanzas (CIEF) y Universidad Andrés Bello (UNAB).

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.

Repetto, A. (1992), “Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Una Aplicación al Caso Chileno (1960-1990)”. Colección de Estudios CIEPLAN N° 36.

Rodríguez, F. (2000), “Análisis de la Paridad Cambiaria del Bolivar”. Universidad de Maryland.

Rojas B. (2001) “Itaipú y Crecimiento Económico del Paraguay”. Tesis de Magister en Economía Universidad Nacional de Tucumán.

Sjaastad, Larry A and Meher Manzur, 1996 “Protecction an Real Exchange Rate Volatility” Working Paper, Department of Economics, University of Chicago.

Walter, E., “Applied Econometric Time Series (1995)”. John Wiley & Sons. INC.