

# Desalineación y variables fundamentales: tasas de cambio de equilibrio en siete países latinoamericanos

---

*Fernando Broner<sup>1</sup>*

*Norman Loayza*

*Humberto López*

## RESUMEN

Este trabajo examina el grado de desalineación de la tasa de cambio real en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú, Venezuela y Estados Unidos. Seguimos un modelo en el cual la tasa de cambio real de equilibrio es el valor compatible con una posición de balanza de pagos en la que, cualquier desequilibrio de la cuenta corriente es compensado por un flujo sostenible de capital extranjero (equilibrio externo) y el uso eficiente de recursos domésticos (equilibrio interno). Usando análisis de cointegración encontramos que, para

todos los países mencionados, existe una relación de largo plazo entre la tasa de cambio real basada en el IPC, el acervo de activos externos netos y el precio relativo de los bienes no transables. Para estimar el valor de equilibrio de la tasa de cambio real y el grado de desalineación usamos un modelo de componentes no observados. Nuestros resultados sugieren que en 1996 la tasa de cambio real en Perú y Argentina estaría en equilibrio, en Chile y Colombia cercana al equilibrio pero con algún espacio para una apreciación adicional. En México y Venezuela estaría ligeramente sobrevaluada y en Brasil, claramente sobrevaluada. En 1995, en Estados Unidos la tasa de cambio real estaría subvaluada alrededor de 5%.

---

<sup>1</sup> Fernando Broner, MIT; Norman Loayza y J. Humberto López, Banco Mundial. Los autores agradecen la asistencia de investigación de C. Chang y C. Calderon. Así mismo agradecen los comentarios y sugerencias de P.R. Agenor, J. De Gregorio, R. Dornbusch, H. Faruquee, Y. Goldfajn, A. Kraay, D. Lederman, S. Lizondo, G. Perry, R. Rigobon, L. Servén, K. Schmidt-Hebbel, R. Soto, A. Ubide, R. Valdes, A. Werner y los participantes en el seminario del MIT, el Banco Mundial y las reuniones de 1997 de la Sociedad Econométrica Latinoamericana. Los hallazgos, interpretaciones y conclusiones expresadas en este trabajo son de entera responsabilidad de los autores. Ellos no representan necesariamente los puntos de vista del Banco Mundial, sus Directores Ejecutivos o los países que ellos representan.

## I. INTRODUCCION

La tasa de cambio real (TCR) es uno de los precios relativos más importantes de la economía. Desviaciones sostenidas de su nivel de equilibrio pueden llevar a desequilibrios macroeconómicos severos, cuya corrección "generalmente requerirá políticas de manejo de la demanda y una devaluación real"

(Edwards 1994). El éxito de un programa de estabilización es visto a menudo como resultado del manejo apropiado de la tasa de cambio real. Se ha culpado de la crisis de la moneda mexicana de 1994, a un manejo equivocado de la tasa de cambio, esto es, una política que combinó tasas de cambio nominales rígidas con una política monetaria expansionista (Sachs y Tornell 1996, Edwards 1996). De manera más general, Goldfajn y Valdes (1996), analizando la evidencia provista por una muestra de 93 países en el período 1960-1994 concluyen que, cuando una moneda se ha sobrepreciado en más de 25%, es altamente improbable que la moneda tenga un retorno suave. En su muestra, en 90% de los casos que llegaron a ese nivel de desalineación, la sobreapreciación terminó abruptamente en un colapso de la moneda.

Sin embargo, medir el grado de desalineación no es sencillo. El método más usado comúnmente se apoya en la teoría de la paridad poder adquisitivo relativa (PPA). Esta teoría sostiene que, cambios en las tasas de cambio nominales efectivas deben compensar el diferencial de inflación entre el país y sus socios comerciales, lo cual implica que la tasa de cambio real de equilibrio es constante. Medir la desalineación de la TCR de acuerdo con la paridad poder adquisitivo relativa implica, primero, establecer (a menudo de manera ad hoc) un período en el cual la TCR estuvo en equilibrio y, segundo, calcular la diferencia entre la TCR efectiva en períodos posteriores y la TCR de equilibrio (constante); esta diferencia se denomina "desalineación de la paridad".

Para el estudio de la desalineación, el enfoque PPA no es aceptable debido a que las tasas de cambio, como precios relativos, cambian en la medida en que sus determinantes fundamentales cambian. Esta crítica es particularmente importante en períodos de ajuste fiscal, reforma estructural y apertura al

comercio y al capital internacionales, dado que los determinantes fundamentales de la tasa de cambio real están obligados a cambiar sustancialmente bajo esas circunstancias. Una política de tasa de cambio basada en la noción PPA de la TCR de equilibrio puede resultar en un empeoramiento de los desequilibrios externos. Faruquee (1995), citando evidencia provista por Aghevli, Khan y Montiel (1991), Montiel y Ostry (1991) y Calvo, Reinhart y Vegh (1994), señala que "los esfuerzos por estabilizar una meta inapropiada para la tasa de cambio real han llevado algunas veces a incrementar la inestabilidad macroeconómica".

Este trabajo modela la tasa de cambio real de equilibrio como el valor o la senda consistente con el equilibrio externo, esto es, una posición de balanza de pagos en la que cualquier desequilibrio en cuenta corriente es compensado con un flujo sostenible de capital internacional, y con el equilibrio interno, esto es, la utilización eficiente del capital y el trabajo domésticos. El uso eficiente de los recursos domésticos se alcanza cuando el precio relativo de los bienes no transables está en su valor de equilibrio, al cual converge gradualmente. La tasa sostenible de flujos de capital se modela siguiendo el enfoque acervo-flujo para el equilibrio de la balanza de pagos presentado en los modelos teóricos de Mussa (1984) y Frenkel y Mussa (1985) y su aplicación empírica presentada en Faruquee (1995) y MacDonald (1995a). De acuerdo con este enfoque, la tasa sostenible de flujos de capital está determinada por el acervo deseado de activos externos y obligaciones entre naciones, dado un proceso de ajuste hacia este acervo deseado. La tasa de cambio real se mueve para asegurar el equilibrio de mercado del acervo y el flujo, donde el último se deriva del primero. Bajo el enfoque del equilibrio externo del acervo-flujo, se pueden distinguir dos niveles de TCR de equilibrio: una TCR de equilibrio de corto plazo, consistente con el flujo de equilibrio,

y una TCR de equilibrio de largo plazo, consistente con el acervo de equilibrio. Por definición, los valores efectivos de la TCR se identifican con sus valores de equilibrio de corto plazo y el grado de desalineación esta dado por la diferencia entre la TCR efectiva y la de equilibrio de largo plazo. En lo que sigue, el término "equilibrio" se aplica sólo al concepto de equilibrio de largo plazo (acervo).

El resto del documento esta estructurado de la siguiente forma. En la sección 2 se presenta un modelo ilustrativo de los determinantes de la tasa de cambio. La sección 3 vincula los conceptos de equilibrio económico y cointegración para el problema bajo análisis. En la sección 4 se estudian los principios econométricos que tienen que ver con la estimación del equilibrio no observado de largo plazo. En la sección 5 se describen los datos y en la sección 6 se presentan los resultados empíricos. El documento termina con algunas conclusiones en la sección 7.

## II. EL MODELO

Ahora presentamos un modelo ilustrativo que muestra cómo los fundamentos afectan la dinámica de la tasa de cambio, tanto en el largo plazo como en el corto plazo. Nuestro modelo es similar al de Mussa (1984) y su versión de tiempo-continuo que se encuentra en Faruquee (1995).

La principal diferencia entre el modelo que nosotros proponemos y el de Faruquee es la distinción que hacemos entre desequilibrio externo e interno. En nuestro modelo los desequilibrios externos se reflejan en la diferencia entre la posición neta de activos externos de un país y su posición "deseada". Los determinantes de la propensión de un país a ser deudor o acreedor neto de capital incluyen factores demográficos, oportunidades de inversión y la tasa de interés internacional que el país enfrenta -la cual

puede depender del nivel de activos y obligaciones. La posición neta de activos externos de un país tendrá un efecto sobre la tasa de cambio real porque, en nuestro modelo, los superávits comerciales están acompañados de precios relativamente bajos de los bienes domésticos, en términos de bienes externos. Por otra parte, los desequilibrios internos, corresponden a desempleo, diferencias en salarios o retornos al capital entre sectores domésticos y otras formas de uso ineficiente de los recursos. Estos desequilibrios serán capturados por desviaciones de los precios relativos de los no transables de su valor de equilibrio. Como en los modelos de Mussa y Faruquee nosotros asumimos expectativas racionales, lo cual nos permitirá obtener un conjunto de ecuaciones que caracterizan la dinámica de la economía.

El país produce dos bienes, uno transable y uno no transable. Los consumidores consumen tres bienes, los dos que se producen domésticamente y un segundo bien transable producido en el exterior. Existen dos interpretaciones posibles de la naturaleza de los bienes transables. En la primera, existen diferentes bienes, la diferencia en sus precios es simplemente los términos de intercambio. El problema de esta interpretación es que, en nuestro modelo, la diferencia en los precios de los bienes transables será una variable endógena que jugará un papel activo en el proceso de ajuste. Por lo tanto, nosotros escogemos una interpretación diferente que nos permitirá tratar los precios relativos de los bienes transables como endógenos. Asumiremos que los dos bienes transables son realmente dos variedades de un mismo bien, que son cercanas pero sustitutos imperfectos. Ellos pueden, por lo tanto, tener precios diferentes, cuya diferencia podemos verla como la desviación de la ley del precio único o, de manera alternativa, como términos de intercambio endógenos.

Hay tres precios relativos importantes en la economía, el precio relativo del bien no transable que es relevante para las decisiones de consumo,  $q_d$ , el precio relativo del bien no transable que es relevante para las decisiones de producción,  $q_s$  y el precio relativo del transable doméstico en términos del transable externo el cual llamaremos la desviación de la ley del precio único  $\lambda^2$ . Ellos son definidos como sigue:

$$q_d = p_n - \frac{\sigma_h}{\sigma_t} \cdot p_h - \frac{\sigma_f}{\sigma_t} \cdot p_f \quad (1)$$

$$q_s = p_n - p_h \quad (2)$$

$$\lambda = p_h - p_f \quad (3)$$

donde  $p_n$ ,  $p_h$ , y  $p_f$  son los precios de los bienes no transable, transable doméstico y transable externo, respectivamente;  $\sigma_h$  y  $\sigma_f$  son las participaciones marginales de los bienes transables en el gasto doméstico; y  $\sigma_t = \sigma_h + \sigma_f$ .

Como en Mussa (1984), caracterizaremos el equilibrio interno usando una función de exceso de demanda para el bien no transable:

$$d_n = \sigma_n \cdot \psi - \beta_d \cdot q_d - \beta_s \cdot (q_s - k) + x \quad (4)$$

donde  $\psi$  es el exceso de gasto doméstico sobre el valor del producto doméstico medido en términos del transable externo,  $\sigma_n$  es la participación marginal del sector no transable en el gasto doméstico,  $\beta_d$  y  $\beta_s$  reflejan las elasticidades precio del consumo y la producción,  $k$  es un parámetro que caracteriza la diferencia de productividades entre los dos sectores domésticos (un incremento en  $k$  significa un incremento en la productividad relativa del sector tran-

sable doméstico) y  $x$  es un parámetro que toma en cuenta factores exógenos como los aranceles. No asumiremos, como lo hace Mussa, que el exceso de demanda por no transables siempre es cero. Por el contrario, nosotros tomaremos el exceso de demanda por no transables como una medida del desequilibrio interno.

¿Por qué necesitamos dos precios relativos diferentes para el sector no transable? La razón es que el precio del transable externo no tiene impacto sobre la asignación de recursos en la producción, mientras que es importante en la determinación de la asignación de gasto entre los dos sectores. Por ejemplo, una caída en el precio del transable externo en relación con el transable doméstico (es decir, un incremento en  $\lambda$ ) trasladaría la curva de la demanda del bien no transable a la izquierda, pero no afectaría su curva de oferta.

Adicionalmente, no es  $q_s$  por si mismo el que determina la asignación de recursos de producción entre los dos sectores domésticos. Por ejemplo, un incremento en  $q_s$  que se deriva únicamente de crecimiento en productividad en el sector transable no tendrá un efecto en la oferta de no transables. Esta es la razón por la que necesitamos incluir  $k$ . Solamente incrementos en  $q_s$  en exceso del crecimiento de la productividad relativa tendrán un impacto positivo sobre la oferta del bien no transable.

Cuando existe desequilibrio interno, el cual se manifiesta por un exceso de demanda diferente de cero por no transables, el precio relativo de los no transables se ajusta, "sólo gradualmente", para restablecer el equilibrio:

$$\dot{q}_s = \phi \cdot d_n \quad (5)$$

Por ejemplo, si  $d_n > 0$ ,  $q_s$  tenderá a incrementarse. En la medida en que el sector no transable llega a

<sup>2</sup> Puesto que hay tres bienes, es obvio que existen sólo dos precios relativos independientes.

ser más rentable, los recursos se trasladarán y su oferta se incrementará. Al mismo tiempo, los consumidores encontrarán los no transables más costosos en relación a los transables y la demanda por no transables disminuirá. Ambos efectos tenderán hacia un exceso de demanda por no transables más bajo.

La inflexibilidad en el precio relativo de los no transables puede reflejar la existencia de diferentes fuentes de retraso en el proceso de ajuste. Estas incluyen fricciones en el mercado laboral las cuales tenderán a incrementar el desempleo durante el proceso de ajuste, los costos de ajuste de la inversión que enfrentan las empresas al cambiar sus escalas de operación instantáneamente y la inflexibilidad de los precios.

Ahora dirigimos la atención al mercado de bienes transables. Como se mencionó antes, ya que los bienes transables domésticos y extranjeros son sustitutos imperfectos en el consumo, las diferencias en precios no serán completamente arbitradas. Sin embargo, entre mayor sea la diferencia entre los dos - por ejemplo, entre mayor sea la desviación de la ley del precio único - más consumo se trasladará hacia el más barato de los dos. Suponiendo que los extranjeros gastan una proporción más pequeña de su gasto de lo que lo hacen los locales en transables domésticos, un gasto doméstico más pequeño ( y por lo tanto un mayor equilibrio comercial) estará asociado con un precio más bajo del transable doméstico<sup>3</sup>. Entonces, asumimos que el balance comercial simplemente es proporcional a  $-\lambda$ :

$$T = -v \cdot \lambda \quad (6)$$

<sup>3</sup> Realmente nosotros no necesitamos asumir efectos de preferencia por bienes domésticos, en la medida en que los efectos sustitución son lo suficientemente grandes. Sin embargo, para nuestra implementación empírica necesitaremos que los índices de precios tengan ponderaciones más grandes en los transables propios del país.

donde  $T$  es el balance comercial expresado en términos del transable externo (el cual debe ser igual a  $-\psi$ ) y  $v$  refleja tanto la elasticidad de sustitución entre bienes transables como los efectos de preferencia por bienes domésticos. Bajo la interpretación de que  $\lambda$  es un término de intercambio endógeno, un balance comercial decreciente sobre el precio relativo de los transables domésticos simplemente requiere que los efectos sustitución sean más grandes que los efectos ingreso, por ejemplo que se satisfaga la condición de Marshall- Lerner .

Finalmente, nosotros cerramos el modelo haciendo la cuenta corriente igual a la "tasa deseada de acumulación de activos". La cuenta corriente  $CA$  está dada por el balance comercial menos los pagos de intereses:

$$CA = T + r^* \cdot A = -v \cdot \lambda + r^* \cdot A \quad (7)$$

donde  $A$  es la posición de activos externos netos del país en términos del transable externo y  $r^*$  es la tasa de interés internacional.

Siguiendo a Mussa (1984),  $CA$  será una función de la diferencia entre la tasa de interés real doméstica  $R$  y la tasa de preferencia en el tiempo  $\rho$ , y la diferencia entre  $A$  y el nivel deseado de activos externos netos  $\hat{A}$ :

$$CA = \alpha \cdot (R - \rho) + \mu (\hat{A} - A) \quad (8)$$

Ya que en (8) sólo importa la suma  $-\alpha \cdot \rho + \mu \cdot \hat{A}$  y no  $\rho$  y  $\hat{A}$  independientemente, podemos asumir, sin perder la generalidad, que  $\rho = r^*$ .

La tasa de interés real  $R$  es igual a  $r^*$  menos la tasa de inflación esperada:

$$R = r^* - \sigma_n \cdot E[\dot{p}_n] - \sigma_h \cdot E[\dot{p}_h] - \sigma_f \cdot E[\dot{p}_f] \quad (9)$$

$$= r^* - (\sigma_n + \sigma_h) \cdot E[\dot{\lambda}] - \sigma_n \cdot E[\dot{q}_s] \quad (10)$$

donde se supone que la inflación externa es cero.

Bajo el supuesto de expectativas racionales, la economía puede describirse a través de un sistema de ecuaciones diferenciales en  $A$ ,  $q_s$  y  $\lambda$  con variables de control  $x$ ,  $k$  y  $\hat{A}$ :

$$\begin{aligned}\dot{\lambda} &= \frac{1}{\alpha(\sigma_n + \sigma_h)} \left[ (v + \alpha\sigma_n\phi(\beta_d - \frac{\sigma_f}{\sigma_t} - \sigma_n v)) \lambda \right. \\ &\quad \left. + \alpha\sigma_n\phi((\beta_d + \beta_s) q_s - \beta_s k - x) - r^*A + \mu(\hat{A} - A) \right] \quad (11) \\ \dot{q}_s &= \phi \left[ (\sigma_n v - \beta_d - \frac{\sigma_f}{\sigma_t}) \lambda - (\beta_d + \beta_s) q_s + \beta_s k + x \right] \\ \dot{A} &= -v\lambda + r^*A\end{aligned}$$

En este modelo, sólo  $\lambda$  puede cambiar discontinuamente (a causa de movimientos en la tasa de cambio nominal).  $q_s$  y  $A$  están predeterminados, pues los precios son inflexibles y los balances comerciales deben ser finitos. Dada una senda futura esperada para  $\{x(r), k(r), \hat{A}(r)\}_{t=t}^{\infty}$ , y el valor de las variables de estado  $A(t)$  y  $q_s(t)$ , existe un  $\lambda(t)$  único consistente con la senda de equilibrio de la economía.

Por ejemplo, supongamos que  $x$ ,  $k$  y  $\hat{A}$  fueran constantes. En este caso, el sistema (11) sería un sistema dinámico no estocástico con una senda de equilibrio de dos dimensiones. Entonces  $\lambda(t)$  estaría dado por el único punto en la senda con  $A = A(t)$  y  $q_s = q_s(t)$ . A medida que la economía se desarrolla,  $A$ ,  $q_s$  y se mueven hacia sus valores de largo plazo y el sistema converge a su punto fijo. Si en algún punto las variables de control cambian inesperadamente a nuevos valores constantes, entonces  $\lambda$  saltaría para que la economía se sitúe en su nueva senda de equilibrio.

Dado que, se supone que la economía siempre esta en su senda de equilibrio, qué queremos decir con desequilibrio? En algún sentido, podríamos decir que la economía siempre esta en equilibrio, ya que siempre esta en una senda de equilibrio consistente con la senda futura esperada de los fundamentos que dirigen la economía. Pero llamaremos desequi-

librio en precios relativos a la diferencia entre los precios relativos reales y sus valores de equilibrio de largo plazo, y definiremos equilibrio de largo plazo como el punto que podría alcanzarse, asintóticamente, si las variables fundamentales dejaran de moverse. De manera intuitiva, el equilibrio de largo plazo se mueve como lo hacen las variables fundamentales, mientras la economía le sigue la pista a este equilibrio de largo plazo, sin alejarse demasiado de él. Dada la forma reducida de nuestro modelo, nosotros no podemos responder por la naturaleza o magnitud de los costos de estar por fuera del equilibrio, pero estos costos incluyen desempleo y, en general, un uso ineficiente de los recursos.

Aunque resolver el sistema (11) es un tanto complicado, encontrar su punto fijo es fácil. Nos limitaremos a encontrar su punto fijo puesto que eso es todo lo que necesitamos para obtener el equilibrio de largo plazo de la economía:

$$\begin{aligned}\lambda &= \frac{1}{v} r^* \hat{A} \\ q_s &= \frac{1}{\beta_d + \beta_s} \left[ \beta_s k + x + (\sigma_n - \frac{\beta_d \sigma_f}{v \sigma_t}) r^* \hat{A} \right] \quad (12) \\ A &= \hat{A}\end{aligned}$$

La intuición detrás de estos resultados es realmente simple. En el largo plazo, la posición neta de activos externos  $A$  es igual a su nivel deseado. Dado este nivel de activos, un balance comercial igual a  $-r^* \hat{A}$  es necesario para pagar los intereses sobre los activos. Dada la relación entre el balance comercial y la desviación de la ley del precio único, obtenemos  $\lambda$ . El precio relativo de los no transables en términos de los transables domésticos  $q_s$  es creciente en la productividad relativa del sector transable  $k$  y en factores externos que incrementan el exceso de demanda por no transables  $x$ . El efecto de  $\hat{A}$  sobre  $q_s$  es ambiguo. Por una parte, un incremento en  $\hat{A}$

aumenta la demanda por no transables porque el gasto doméstico es más alto. Por otra parte, un incremento en  $A$  implica un déficit comercial que podría estar asociado con transables externos más baratos. Si este efecto es muy grande (por ejemplo, si  $v$  es pequeño, de manera que los transables externos son muy baratos), la demanda por no transables podría de hecho ser reducida en la medida en que la demanda se traslade hacia transables externos.

¿Qué podemos concluir de estas condiciones para el equilibrio de largo plazo en términos del comportamiento de la tasa de cambio real? El primer punto es destacar que la TCR combina precios relativos  $\lambda$  y  $q_s$  en uno solo. Expresando el IPC doméstico y externo en la misma moneda y asumiendo que cada bien transable tiene el mismo precio en el mercado doméstico y en el extranjero (aunque  $p_h$  podría ser diferente de  $p_f$ ), la tasa de cambio real esta dada por:

$$\begin{aligned} TCR &= IPC - IPC^* \\ &= (\alpha p_n + (1 - \alpha - b) p_h + b p_f) - \\ &\quad (\alpha^* p_n^* + (1 - \alpha^* - b^*) p_f + b^* p_h) \end{aligned} \quad (13)$$

donde  $\alpha$ ,  $(1 - \alpha - b)$  y  $b$  son las ponderaciones en el IPC doméstico de los bienes no transables, el bien transable doméstico y el bien transable externo, respectivamente. Los asteriscos indican las mismas ponderaciones en el IPC externo. Nótese que desde el punto de vista de los extranjeros  $p_h$  y  $p_f$  son sus precios de los bienes externo y doméstico, respectivamente. La TCR puede entonces escribirse como:

$$\begin{aligned} TCR &= \alpha (p_n - p_h) - \alpha^* (p_n^* - p_f) + (1 - b - b^*) (p_h - p_f) \\ &= \alpha q_s - \alpha^* q_s^* + (1 - b - b^*) \lambda \end{aligned} \quad (14)$$

donde  $q_s^* = p_n^* - p_f$ . Luego, nosotros concluimos que la TCR es una combinación del precio relativo

de los bienes no transables en el mercado doméstico  $q_s$ , el precio relativo de los bienes no transables extranjeros  $q_s^*$  y el precio relativo de los transables domésticos en términos de los transables externos,  $\lambda$ .

De las ecuaciones del estado estacionario (12) vemos que el equilibrio de largo plazo implica dos relaciones, una entre  $\lambda$  y las variables fundamentales  $k$  y  $A$ , y otra entre  $q_s$  y las mismas variables fundamentales. Dado que TCR combina  $\lambda$  con  $q_s$ , debemos incluir otra variable que combine  $\lambda$  y  $q_s$  con ponderaciones distintas a las correspondientes a TCR. Con este fin escogeremos una variable que es a veces usada como una medida alternativa del tipo de cambio, pues refleja el precio relativo de los bienes no transables con respecto al de los bienes transables. La llamaremos TNT y se definirá a continuación.

Definamos el índice de precios al productor (IPP) como sigue:

$$\begin{aligned} IPP &= \alpha' p_n + (1 - \alpha' - b') p_h + b' p_f \\ IPP^* &= \alpha'^* p_n^* + (1 - \alpha'^* - b'^*) p_h + b'^* p_f \end{aligned} \quad (15)$$

Entonces TNT estaría dada por:

$$\begin{aligned} TNT &= (IPC - IPP) - (IPC^* - IPP^*) \\ &= (\alpha - \alpha') (p_n - p_h) - (\alpha^* - \alpha'^*) (p_n^* - p_f) + \\ &\quad [(b' - b) + (b'^* - b^*)] (p_h - p_f) \\ &= (\alpha - \alpha') q_s - (\alpha^* - \alpha'^*) q_s^* + [(b' - b) + (b'^* - b^*)] \lambda \end{aligned} \quad (16)$$

Además, si asumimos  $\alpha = \alpha^*$  y  $\alpha' = \alpha'^*$ , tenemos:

$$\begin{aligned} (\alpha - \alpha') TCR - \alpha TNT &= \{(\alpha - \alpha') (1 - b - b^*) - \\ &\quad \alpha [(b' - b) + (b'^* - b^*)]\} \lambda \end{aligned}$$

y

$$\begin{aligned} [(b' - b) + (b'^* - b^*)] TCR - (1 - b - b^*) TNT &= \\ \{[(b' - b) + (b'^* - b^*)] \alpha - (1 - b - b^*) (\alpha - \alpha')\} (q_s - q_s^*) \end{aligned}$$

Por lo tanto, las condiciones de equilibrio de largo plazo correspondientes al equilibrio externo e interno predicen que tendremos dos relaciones de largo plazo entre TCR, TNT,  $k$  y el nivel de activos externos netos NFA que antes llamamos A, una con la combinación lineal de TCR y TNT que elimina el precio relativo de bienes no transables  $((\alpha - \alpha') \text{ TCR} - \alpha \text{ TNT})$ , y la otra con la combinación lineal que elimina la desviación de la ley del precio único  $(([b' - b] + (b'^* - b^*)) \text{ TCR} - (1 - b - b^*) \text{ TNT})$ .

Las restricciones arriba señaladas se pueden probar desde un punto de vista empírico. En un sistema con TCR, TNT, NFA y  $k$  uno debería encontrar dos vectores de cointegración que corresponden a cada una de las relaciones de largo plazo. Desafortunadamente, no se dispone de información anual directa sobre cambios en productividad en el sector transable con respecto al sector no transable ( $k$ ). Sin embargo, para propósitos de la estimación de la tasa de cambio de equilibrio, el sistema puede reducirse a uno de tres variables donde sólo entran TCR, TNT y NFA. En ese caso podríamos observar una relación de largo plazo (vector de cointegración). Para ver por qué esto debe ser así, supongamos que las relaciones de largo plazo se caracterizan por:

$$\begin{aligned} \beta_{11} \text{TCR} + \beta_{12} \text{TNT} + \beta_{13} \text{NFA} + \beta_{14} k \\ \beta_{21} \text{TCR} + \beta_{22} \text{TNT} + \beta_{23} \text{NFA} + \beta_{24} k \end{aligned}$$

siendo ambas estacionarias. Entonces

$$\begin{aligned} (\beta_{24}\beta_{11} - \beta_{14}\beta_{21})\text{TCR} + (\beta_{24}\beta_{12} - \beta_{14}\beta_{22})\text{TNT} + \\ (\beta_{24}\beta_{13} - \beta_{14}\beta_{23})\text{NFA} \end{aligned}$$

también debe ser estacionaria.

### III. COINTEGRACION Y EQUILIBRIO ECONOMICO

En esta sección vinculamos el concepto de equilibrio económico a aquellos de integración y cointegración

en econometría de series de tiempo. Empecemos desde la noción de equilibrio para la tasa de cambio real (TCRE) derivada de la teoría de la paridad poder adquisitivo relativa (PPA),

$$\text{TCRE} = \mu \quad (17)$$

Obviamente, en la práctica uno no espera que la TCR sea igual a su valor de equilibrio en cada período de tiempo. La tasa de cambio real  $(\text{TCR}_t)$  estaría dada por el siguiente modelo empírico,

$$\text{TCR}_t = \mu + v_t, \quad (18)$$

donde el elemento  $v_t$  captura todas las propiedades estocásticas de la tasa de cambio real en el período  $t$ . Uno podría esperar que en promedio la tasa de cambio real sea igual a su valor de equilibrio  $\mu$ , que es,

$$E(\text{TCR}_t) = \mu, \quad (19)$$

donde  $E(\cdot)$  es el operador de expectativas. En segundo lugar, uno esperaría que exista un límite a las desviaciones de la  $\text{TCR}_t$  de  $\mu$ , esto es,

$$\text{var}(\text{TCR}_t) = \sigma^2 < \infty. \quad (20)$$

Esta condición también asegura que cuando la  $\text{TCR}_t$  en un período dado esta lejos de su valor de equilibrio  $\mu$ , habrá una tendencia de  $\text{TCR}_t$  a acercarse a  $\mu$  en el siguiente período.

Si  $v_t$  sigue un proceso estacionario ó  $I(0)$ , en resumen, satisfecerá las condiciones (19) y (20). Como se explicó antes, cuando se alcanzan esas condiciones, tiene sentido considerar  $\mu$  como el valor de equilibrio de la TCR.

Sin embargo, si  $v_t$  es descrito de manera mejor por el siguiente proceso

$$v_t = v_{t-1} + \eta_t,$$

donde, por simplicidad  $\eta_t$ , es ruido blanco con media cero y varianza  $\sigma_\eta^2$ , luego, es claro que aunque

$$E(TCR_t) = \mu, \quad (21)$$

es también el caso que

$$\text{var}(TCR_t) = t\sigma_\eta^2, \quad (22)$$

De la ecuación (22) se sigue que en la medida en que  $t$  aumenta la varianza de  $TCR_t$ , aumenta sin límites, lo que a su turno implica que  $TCR_t$  puede alejarse de  $\mu$  sin límite. En otras palabras, a medida que pasa el tiempo cualquier valor de  $TCR_t$  sería factible, y por lo tanto, no hay espacio para hablar de equilibrio.

Las variables que no son estacionarias en niveles pero son estacionarias en primeras diferencias son conocidas como *integradas* de orden 1,  $I(1)$ . Tienen la característica de no retornar al equilibrio o valor promedio. Por lo tanto, una prueba simple de si PPA es una teoría apropiada sería una prueba de si la TCR es descrita de mejor manera por un proceso  $I(0)$  o por un proceso  $I(1)$ .

En la parte empírica del trabajo, haremos una prueba sobre la teoría PPA. Como se explica más adelante encontramos que existe una pequeña evidencia para rechazar la hipótesis de que las series de TCR están bien representadas por un proceso  $I(1)$ , lo que apunta hacia una falla de la teoría PPA. Claramente, esto no implica que no exista un valor de equilibrio para la tasa de cambio real, sino que ese equilibrio puede estar variando en el tiempo.

Suponga por ejemplo la hipótesis destacada por el modelo de la sección previa, donde

$$TCRE_t = \beta_1 \overline{NFA_t} + \beta_2 \overline{TNT_t} \quad (23)$$

Las barras indican los fundamentos de los valores de equilibrio de largo plazo de NFA y TNT. Suponga también que, aunque el mencionado  $v_t$  es  $I(1)$ , uno podría expresarlo como

$$v_t = \beta_1 NFA_t + \beta_2 TNT_t + \mu_t \quad (24)$$

Al margen del término constante  $\mu$  en (18), la tasa de cambio real efectiva sería

$$TCR_t = \beta_1 NFA_t + \beta_2 TNT_t = \mu_t \quad (25)$$

Otra vez, si  $\mu_t$  es  $I(0)$  entonces la TCR fluctuará alrededor de  $\beta_1 NFA_t + \beta_2 TNT_t$  y nosotros podríamos aceptar la hipótesis de que la tasa de cambio de equilibrio esta dada por NFA y TNT. En ese caso diríamos que TCR, NFA y TNT están cointegradas con un vector de cointegración  $[1 - \beta_1 - \beta_2]$ . Si por el contrario,  $\mu_t$  es  $I(1)$  entonces TCR podría desviarse sin límites, de la combinación lineal dada por NFA y TNT. En ese caso diríamos que TCR, NFA y TNT no están cointegradas y que nuestra hipótesis de equilibrio no se cumple y debe ser reemplazada.

Un comentario adicional tiene que ver con la estimación empírica de  $TCRE_t$ , pues en la práctica los que diseñan la política pueden encontrar interesante estimar la diferencia entre el valor de equilibrio  $TCRE_t$  y el valor observado  $TCR_t$ . Si denotamos el estimado de  $TCRE_t$  como  $\widehat{TCRE}_t$ , uno podría estar tentado de usar (25) y calcular

$$\widehat{TCRE}_t = \beta_1 NFA_t + \beta_2 TNT_t \quad (26)$$

Sin embargo, obsérvese que este estimado de la tasa de cambio real de equilibrio estaría basado en el supuesto de que los valores observados de NFA y TNT son los valores de largo plazo  $\overline{NFA_t}$  y  $\overline{TNT_t}$ , algo no muy atrayente desde el punto de vista empírico. Un supuesto más posible es que

$$\begin{aligned} NFA_t &= \overline{NFA_t} + CNFA_t, \\ TNT_t &= \overline{TNT_t} + CTNT_t, \end{aligned} \quad (27)$$

donde  $CNFA_t$  y  $CTNT_t$  son procesos suma cero  $I(0)$  y por lo tanto, podríamos asumir que  $NFA_t$  y  $TNT_t$  fluctuarían alrededor de los valores de largo plazo pero no los forzaríamos a estar en esos valores de manera permanente. Fuera de eso de (26) y (27) obtendríamos

$$\begin{aligned} \widehat{TCRE}_t &= \beta_1 NFA_t + \beta_2 TNT_t \\ &= \beta_1 \overline{NFA_t} + \beta_2 \overline{TNT_t} + \beta_1 CNFA_t + \beta_2 CTNT_t \\ &= TCRE_t + TCRC_t \end{aligned} \quad (28)$$

donde

$$TCRC_t = \beta_1 CNFA_t + \beta_2 CTNT_t \quad (29)$$

En otras palabras, uno podría obtener un estimado de la tasa de cambio de equilibrio que fluctuaría alrededor del valor efectivo de  $TCRE$  y claramente, la estimación del grado de desalineación podría estar equivocada. Más adelante tendremos en cuenta este punto para calcular las estimaciones de  $TCRE_t$ .

Queremos terminar esta sección con una advertencia. Si la teoría PPA se mantiene y uno encuentra que la tasa de cambio real está sobrevaluada en 10%, uno podría esperar que la tasa de cambio real cayera en el futuro cercano en ese 10%. Las variaciones del equilibrio en el tiempo agregan el problema de desarrollos futuros en los determinantes de la  $TCRE$  (en nuestro caso  $NFA$  y  $TNT$ ). Por ejemplo, un hallazgo consistente sería que la moneda en el período  $t$  este subvaluada (y así uno esperaría que se apreciara); en  $t+1$  la tasa de cambio real observada permanece inalterada y todavía uno encuentra que en  $t+1$  está sobrevaluada. Una posible razón para este hallazgo es que el valor de largo plazo de las variables de control haya cambiado. Por lo tanto, con un equilibrio que cambia en el tiempo uno tendría que inferir no

sólo la probabilidad de un movimiento debido a la desalineación en el período  $t$ , sino también la posibilidad de cambios en los valores de equilibrio de largo plazo en el período  $t+1$ . En consecuencia, el grado de desalineación en un período dado de tiempo puede dar sólo información relativa sobre la desalineación en el próximo período. De la misma forma, una moneda que está mostrando una apreciación sostenida (depreciación) podría todavía estar subvaluada (sobrevaluada).

#### IV. ESTIMACION E INFERENCIA

En esta sección revisamos la metodología econométrica usada para la identificación y estimación de los vectores de cointegración. Nosotros seguimos el enfoque de Johansen, entre los diferentes métodos que existen para inferir la presencia de cointegración. Existen tres razones principales para esta elección: en primer lugar Gonzalo (1994) muestra que la prueba de Johansen se comporta mejor que otras bajo varios errores de especificación. En segundo lugar, el enfoque de Johansen es capaz de incorporar el resultado completo de cointegración dentro de la representación familiar VAR sin restricciones sobre las características de exogeneidad de las variables. Finalmente, el procedimiento provee simultáneamente pruebas estadísticas (las pruebas  $\lambda$ -max y Trace) para inferir el número de relaciones cointegrantes y estimar los vectores de cointegración. La principal diferencia entre las pruebas  $\lambda$ -max y Trace es que la primera, prueba la existencia de vectores de cointegración contra la alternativa  $r + 1$ , mientras que la última prueba contra la alternativa de más de  $r$  vectores de cointegración.

También es importante anotar que el método Johansen no impone ninguna restricción sobre el orden de la integración de las series en el vector bajo análisis, en el sentido en que uno podría incluir series  $I(1)$  y  $I(0)$  en ese vector. Si por ejemplo,

en el vector  $x_t$   $N \times 1$  existe una serie que es  $I(0)$ , entonces al menos uno debería encontrar un vector trivial de cointegración (un vector de ceros con 1 en la posición de las series  $I(0)$ ). Es por esta razón que es aconsejable probar estacionariedad al interior de la estructura de Johansen, después de encontrar una restricción de cointegración en cualquier conjunto de variables. De otra manera, existe el peligro de interpretar la estacionalidad de una variable como un vector de cointegración (por ejemplo, como la existencia de un equilibrio de largo plazo). En particular, si se mantiene la teoría PPA uno podría encontrar un vector de cointegración trivial donde el elemento que corresponde a la tasa de cambio real es 1 y los elementos restantes son 0.

La estructura empírica de la prueba de cointegración incluye el supuesto de que  $x_t$  es un vector  $N \times 1$ , el cual admite la siguiente representación:

$$\Delta x_t = \Delta D_{t-1} x_{t-1} + \dots + \Delta D_{t-p} x_{t-p} + \Pi x_{t-p} + e_t, \quad (30)$$

donde  $e_t$  es un vector ruido blanco con media cero y varianza  $\Sigma$ . Existen tres posibilidades a considerar dependiendo del rango de  $\Pi$ . Primero,  $\Pi$  podría ser de rango completo, en cuyo caso, dado que  $e_t$  es un proceso de ruido blanco,  $x_t$  debería ser estacionario. En ese caso, cada una de las  $N$  variables en  $x_t$  fluctuaría alrededor de sus valores promedio y para los propósitos de este trabajo, no rechazaríamos la hipótesis PPA.

Segundo,  $\Pi$  podría tener rango cero y (30) se reduciría a un VAR estándar en diferencias. En ese caso, todas las variables serían  $I(1)$  (con lo que se rechazaría PPA), no habría ninguna relación vinculando los movimientos de largo plazo de las variables en  $x_t$  y por lo tanto, no habría lugar para hablar de equilibrio.

Finalmente,  $\Pi$  podría ser de rango intermedio  $r$  ( $0 < r < N$ ) en cuyo caso habría  $r$  vectores de cointegra-

ción. En este caso  $\Pi$  podría escribirse como el producto de dos matrices rectangulares  $\alpha$  y  $\beta$  de orden  $N \times r$  tal que  $\Pi = \alpha\beta'$ . Obsérvese que, en este caso  $\beta'x_t$  será estacionaria dado que  $e_t$  es un proceso ruido blanco. Por lo tanto, uno podría definir las  $r$  columnas de  $\beta$  como los vectores de cointegración, esto es las combinaciones lineales de  $x_t$  que son estacionarias y  $\alpha$  como la matriz de pesos, es decir la matriz que describe qué tan importante es cada uno de esos vectores  $r$  para la dinámica.

Un resultado teórico final en esta sección se refiere a la estimación de la tasa de cambio real de equilibrio que varía en el tiempo. Como se anotó en la sección anterior, usando el vector de cointegración y los valores observados de las variables puede llegarse a resultados equivocados ya que es probable que el valor estimado difiera del valor efectivo de la TCRE debido a la presencia de componentes transitorios en NFA y en TNT. La situación estudiada aquí es análoga a la descomposición de series de tiempo económicas en componentes permanentes y transitorios. Los componentes permanentes capturarían el comportamiento de largo plazo del sistema, mientras los componentes transitorios capturarían las desviaciones temporales de las variables observadas desde el largo plazo o valores fundamentales.

Para ser más específicos, considere otra vez el vector  $x_t$   $N \times 1$  y suponga que las variables en  $x_t$  están cointegradas con  $r$  vectores de cointegración. Luego, como se muestra en Stock y Watson (1988),  $x_t$  admite la siguiente representación:

$$x_t = A f_t + c_t, \quad (31)$$

donde  $A$  es una matriz  $N \times N-r$ ,  $f_t$  es un vector  $N-r \times 1$  que captura los componentes permanentes y  $c_t$  es un vector  $N \times 1$  que captura los componentes transitorios o de desequilibrio. Claramente, lo contrario

también es verdad: si  $x_t$  admite una representación como (31) entonces las variables en  $x_t$  están cointegradas con  $r$  vectores de cointegración.

Nótese que pre-multiplicando (31) por  $i_j$ , donde  $i_j$  es un vector  $N \times 1$  compuesto de ceros con 1 en el elemento  $j$ , uno puede aislar el componente permanente y transitorio de la variable  $j$ .

En el modelo presentado en la sección 2,  $N=4$ ,  $r = 2$  y por tanto  $f_t$   $2 \times 1$ . Suponga ahora que  $x_t = [TCR_t NFA_t TNT_t k_t]'$  y defina  $M = [i_1' i_2' i_3']'$ ; premultiplicando (31) por  $M$  obtenemos

$$Mx_t = MAf_t + Mc_t = A^*f_t + c^* \quad (32)$$

donde, ahora  $Mx_t = [TCR_t NFA_t TNT_t k_t]'$ ,  $A^*$  es  $3 \times 2$  y  $c^*$  es  $3 \times 1$ . Por lo tanto, los valores de largo plazo del sistema dé 3 variables todavía están dirigidos por  $f_t$ . En consecuencia,  $f_t$  puede ser estimado con el sistema de cuatro variables y con el sistema de tres variables. La principal diferencia será que el sistema de cuatro variables incluirá más información (por ejemplo, los estimados serán más eficientes). Sin embargo, con la pequeña extensión de nuestras variables, al adicionar variables también se reducirán los grados de libertad. Con todo, habrá un intercambio entre eficiencia y grados de libertad. En estos términos y dados los problemas de para observar  $k$  anotados en la sección 2, los resultados empíricos estarán basados en el sistema de tres variables.

La pregunta natural que surge ahora es cómo estimar  $A$  y  $f_t$  (que en general no es observada y es la fuerza que dirige las variables). Desafortunadamente, no existe una única descomposición entre componentes permanentes y transitorios (véase Maravall (1993) para los aspectos teóricos involucrados en la identificación de los componentes permanentes y transitorios. También véanse, entre otros, Quah

(1992), Kasa (1992) y Gonzalo y Granger (1995) para descomposiciones diferentes). Nótese que debido a que diferentes descomposiciones se apoyan en restricciones econométricas diferentes, los resultados probablemente difieren entre ellos.

Aquí nosotros seguimos Gonzalo y Granger (1995). Las restricciones de identificación básicas de su descomposición son que los componentes transitorios no causan los componentes permanentes en el largo plazo y que los componentes permanentes son una combinación lineal de variables observables contemporáneas. En otras palabras, la primera restricción implica que un cambio en el componente transitorio hoy, no afectará el fundamento o los valores de largo plazo de las variables. La segunda restricción hace observable el componente permanente y asume que las observaciones contemporáneas contienen toda la información necesaria para extraer el componente permanente.

Desde un punto de vista econométrico, dadas las matrices de pesos de los factores  $\alpha$  y de los vectores de cointegración  $\beta$ , tal que  $\alpha\beta' = I$ , uno siempre puede definir los complementos ortogonales  $\alpha_\perp$  y  $\beta_\perp$  como los vectores propios asociados con los valores propios unitarios de las matrices  $(I - \alpha(\alpha'\alpha)^{-1}\alpha')$  y  $(I - \beta(\beta'\beta)^{-1}\beta')$ , respectivamente. Obsérvese que  $\alpha_\perp'\alpha = 0$  y  $\beta_\perp'\beta = 0$ . Con esta notación es posible escribir

$$x_t = \beta_\perp (\alpha_\perp' \beta_\perp)^{-1} \alpha_\perp' x_t + \alpha (\beta' \alpha)^{-1} \beta' x_t, \quad (33)$$

donde los componentes permanentes y transitorios son capturados por los términos  $\beta_\perp (\alpha_\perp' \beta_\perp)^{-1} \alpha_\perp' x_t$  y  $\alpha (\beta' \alpha)^{-1} \beta' x_t$ , respectivamente. Gonzalo y Granger muestran que los componentes transitorios definidos de esta forma no tendrán ningún efecto en el valor de largo plazo de las variables capturadas por los componentes permanentes.

## V. LOS DATOS

Nosotros estimamos las tasas de cambio reales de equilibrio para una muestra de siete países latinoamericanos, Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela y para Estados Unidos. En el proceso de estimación, usamos datos anuales promedio para el período 1960-1995, excepto en el caso de México, donde usamos datos de 1960 a 1994 (la observación de 1995 no se incluye en este caso a por la alta inestabilidad macroeconómica en ese período en México y el hecho de que, bajo esas condiciones, los resultados de la estimación son muy sensibles a la última observación). Aunque la observación de 1996 no se usa para el proceso de estimación, nosotros somos capaces de proyectar las tasas de cambio reales de equilibrio para este año para los países latinoamericanos, basados en los datos preliminares para las variables relevantes. Ahora describimos las series de datos incluidas en el modelo.

### A. Tasa de cambio real (TCR)

Para la tasa de cambio real usamos un índice basado en IPC de la tasa de cambio real efectiva. Entonces la TCR de las series fue construida como sigue,

$$TCR = \frac{(IPC/e)}{\prod_i (IPC_i/e_i)^{\delta_i}} \quad (34)$$

donde IPC es el índice de precios al consumidor doméstico,  $e$  es el precio en moneda doméstica de un dólar de Estados Unidos,  $IPC_i$  y  $e_i$  son las series correspondientes de los socios comerciales del país y  $\delta_i$  son las respectivas participaciones del comercio. De acuerdo con esta definición, un incremento en la TCR significa una apreciación real de la moneda doméstica. Siguiendo la práctica común, nosotros usamos el logaritmo natural de la TCR en el proceso de estimación.

### B. Precio relativo de los bienes no transables (TNT)

Nosotros usamos un índice comparativo del precio relativo de los bienes no transables versus el de los transables. Específicamente, este índice comparativo está conformado por la razón del índice de precios al consumidor doméstico (IPC) y el índice de precios al por mayor (IPM) en relación con la razón correspondiente de los socios comerciales del país. La razón del IPC al IPM es una función creciente del precio relativo de los bienes no transables dada su mayor participación en el índice de precios al consumidor (principalmente servicios). Las series de TNT fueron construidas como sigue:

$$TNT = \frac{(IPC / IPP)}{\prod_i (IPC_i / IPP_i)^{\delta_i}} \quad (35)$$

Nosotros usamos el logaritmo natural de TNT en el proceso de estimación.

### C. Activos netos externos (NA)

El cambio en la posición neta de activos externos (NA) para cada país se obtiene de sumar los balances en cuenta corriente (CAB). Sin embargo, para obtener el acervo de NA en un momento dado del tiempo necesitamos un valor de los activos iniciales, el cual no está disponible sino para Venezuela y Estados Unidos. Para los demás países lo estimamos usando el siguiente razonamiento. El ingreso externo neto en el período  $t$  ( $NI_t$ ) está dado por

$$\begin{aligned} NI_t &= i_t NA_t = i_t (NA_0 + \sum_{s=1}^t CAB_s) = i_t NA_0 + i_t (\sum_{s=1}^t CAB_s) \\ &= i_t NA_0 + i_t ACAB_t, \end{aligned} \quad (36)$$

donde  $i_t$  es la tasa de interés efectiva promedio pagada o recibida sobre los NA en el período  $t$ . La ecuación (36) es la base para estimar el valor inicial  $NA_0$ . Si  $i_t$  fue observado, entonces uno podría obte-

ner inmediatamente el valor de  $NA_0$ . Desafortunadamente,  $i_t$  no es observado y por lo tanto, trataremos de estimar conjuntamente  $i_t$  y  $NA_0$  imponiendo algunas restricciones. Nuestra primera restricción es que  $i_t = i$  en un período dado  $t$ . Claramente, para que los resultados de estimación tengan sentido uno esperaría que esta restricción sea satisfactoria, algo que durante los setenta y ochenta no es realista. Así, la medida en la que nuestra restricción podría ser aceptable es muy limitada (los sesenta) y, consecuentemente, los resultados de la estimación no serían eficientes (correcto). Un problema adicional es que la muestra de NI no cubre la década de los sesenta completa para todos los países. La primera observación de NI corresponde a 1965 para Argentina y Chile, 1966 para Brasil, 1967 para México, 1968 para Colombia y Venezuela y 1969 para Perú. Así, si nosotros intentamos la estimación país a país, aunque extendiéramos a 1972, estaríamos usando tamaños de muestra que irían de 4 a 8 observaciones. Nosotros tratamos de superar este problema imponiendo una restricción adicional: la tasa de interés para todos los países en nuestra muestra es la misma. Esto nos permite estimar un panel de 7 países con efectos fijos; la fecha inicial para cada país es la primera observación disponible para NI y la fecha final 1972. Formalmente, nosotros estimamos

$$NI_{ij} = \gamma_j + \beta ACAB_{ij} + \eta_{ij} \quad (37)$$

donde  $t$  es un índice de tiempo,  $j$  es un índice de país y  $\eta_{ij}$  es un término de error. Obsérvese que  $\beta = i$  y  $NA_{0j} = \gamma_j / \beta$ . Así, una estimación de  $NA_{0j}$  puede obtenerse reemplazando los parámetros desconocidos con estimaciones consistentes.

El Cuadro 1 contiene los resultados de la estimación MCO de (37). Todas las estimaciones son significativas y los valores son sensibles. Además, la tasa de interés estimada (7%) parece aceptable. El  $R^2$  de

la regresión es .86. MCG. y la estimación de IV del mismo modelo, produjeron básicamente los mismos resultados pero el  $R^2$  fue más bajo en los últimos casos. De este modo, nosotros procedimos a calcular el acervo de activos externos netos, usando como condición inicial  $\widehat{NA}_{0j}$ . Para controlar por el tamaño de la economía, en la aplicación empírica que se hace más adelante, usaremos la razón de NA a PNB y señalaremos esta razón como NFA.

## VI. RESULTADOS

Los Cuadros 2 a 9 presentan los resultados de las pruebas de Johansen para los ocho países bajo análisis así como los resultados de las pruebas de estacionalidad para cada una de las variables. También probamos las restricciones de exclusión para cada una de las variables en el vector de cointegración. Obsérvese que la estacionalidad de la TCR implicaría que la PPA se mantiene. Nótese, también, que el rechazo de la existencia de al menos un vector de cointegración lleva al rechazo de la PPA.

Cada tabla contiene el número de rezagos usados en la estimación VAR. Con estos ordenes para los VAR ninguno de los residuos presenta problemas de correlación en serie. Las tablas también presentan el valor de los vectores propios usados en el cálculo de las pruebas, la prueba Trace y la prueba del  $\lambda$ -max junto con los correspondientes valores críticos de 5% y 10%.

Los principales resultados son los siguientes. Para todos los países existe evidencia de la presencia de un solo vector de cointegración. Los coeficientes de todos los vectores de cointegración tienen el signo correcto y las magnitudes son sensibles, aunque los cambios en NFA afectan de diferente forma a diferentes países. Por ejemplo, mientras un cambio de 10% en el valor de largo plazo de NFA

## Cuadro 1. ESTIMACION DE ACTIVOS EXTERNOS NETOS

| País      | $\hat{\gamma}_i$ | t-st | $\hat{\beta}$ | t-st | $\hat{NA}_{0j}$ | t-st |
|-----------|------------------|------|---------------|------|-----------------|------|
| Argentina | -265.9           | -8.9 | .068          | 5.0  | -3853.3         | -4.6 |
| Brasil    | -338.7           | -8.3 | .068          | 5.0  | -4913.4         | -3.4 |
| Chile     | -146.9           | -4.9 | .068          | 5.0  | -2130.9         | -3.2 |
| Colombia  | -109.0           | -2.8 | .068          | 5.0  | -1581.6         | -2.2 |
| México    | -300.1           | -6.0 | .068          | 5.0  | -4352.6         | -2.9 |
| Perú      | -149.9           | -3.6 | .068          | 5.0  | -2174.5         | -2.9 |

## Cuadro 2. PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN ARGENTINA VAR (3)

|            | $\lambda_1$ | Trace-test | $\lambda_{\max}$ -test | 5% cv T | 5% cv $\lambda$ | 10% cv T | 10% cv $\lambda$ |
|------------|-------------|------------|------------------------|---------|-----------------|----------|------------------|
| $r \leq 2$ | .01         | .28        | .28                    | 8.18    | 8.18            | 6.50     | 6.50             |
| $r \leq 1$ | .15         | 5.68       | 5.40                   | 17.95   | 14.90           | 15.66    | 12.91            |
| $r = 0$    | .46         | 26.17      | 20.47                  | 31.52   | 21.07           | 28.71    | 18.90            |

(a) Significancia al 5%, (b) significancia al 10%.

$$TCR = 2.09NFA + .79TNT$$

Pruebas de estacionariedad (cv 5.99) TCR: 25.21, NFA:35.97, TNT:38.46.

Pruebas de exclusión (cv 3.84) TCR:31.56, NFA:19.85, TNT:20.83.

## Cuadro 3. PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN BRASIL VAR (2)

|            | $\lambda_1$ | Trace-test | $\lambda_{\max}$ -test | 5% cv T | 5% cv $\lambda$ | 10% cv T | 10% cv $\lambda$ |
|------------|-------------|------------|------------------------|---------|-----------------|----------|------------------|
| $r \leq 2$ | .07         | 2.39       | 2.39                   | 8.18    | 8.18            | 6.50     | 6.50             |
| $r \leq 1$ | .22         | 10.94      | 8.54                   | 17.95   | 14.90           | 15.66    | 12.91            |
| $r = 0$    | .49         | 33.65      | 20.47                  | 31.52   | 21.07           | 28.71    | 18.90            |

(a) Significancia al 5%, (b) significancia al 10%.

$$TCR = .88NFA + .68TNT$$

Pruebas de estacionariedad (cv 5.99) TCR:39.67, NFA:35.13, TNT:42.70.

Pruebas de exclusión (cv 3.84) TCR:28.83, NFA:9.79, TNT:18.45.

lleva a un cambio de 20% en los valores de la TCR en Argentina y de cerca de 27% en Colombia, induce un cambio de 9% en Brasil, 7% en Perú cerca de 5% en Chile y alrededor de 2% en México, Venezuela y Estados Unidos. Así, los países más sensibles a cambios en el valor de NFA son Argentina

y Colombia con cambios de alrededor de 2 a 1 con respecto a NFA, mientras que los otros países presentan cambios de menos de 1 a 1. Nótese también que para México la prueba de exclusión no permite rechazar la hipótesis nula de un valor cero para el parámetro de NFA.

#### Cuadro 4. PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN CHILE VAR (3)

|            | $\lambda_i$ | Trace-test | $\lambda_{\max}$ -test | 5% cv T | 5% cv $\lambda$ | 10% cv T | 10% cv $\lambda$ |
|------------|-------------|------------|------------------------|---------|-----------------|----------|------------------|
| $r \leq 2$ | .07         | 2.41       | 2.41                   | 8.18    | 8.18            | 6.50     | 6.50             |
| $r \leq 1$ | .32         | 15.30      | 12.69                  | 17.95   | 14.90           | 15.66    | 12.91            |
| $r = 0$    | .40         | 32.05      | 16.94                  | 31.52   | 21.07           | 28.71    | 18.90            |

(a) Significancia al 5%, (b) significancia al 10%.

TCR = 47NFA + .72TNT  
 Pruebas de estacionariedad (cv 5.99) TCR: 31.29. NFA:21.60. TNT:31.05.  
 Pruebas de exclusión (cv 3.84) TCR:4.13. NFA:4.09. TNT:1.87.

#### Cuadro 5. PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN COLOMBIA VE (2)

|            | $\lambda_i$ | Trace-test | $\lambda_{\max}$ -test | 5% cv T | 5% cv $\lambda$ | 10% cv T | 10% cv $\lambda$ |
|------------|-------------|------------|------------------------|---------|-----------------|----------|------------------|
| $r \leq 2$ | .05         | 1.85       | 1.85                   | 8.18    | 8.18            | 6.50     | 6.50             |
| $r \leq 1$ | .13         | 5.58       | 4.73                   | 17.95   | 14.90           | 15.66    | 12.91            |
| $r = 0$    | .50         | 30.10      | 23.51                  | 31.52   | 21.07           | 28.71    | 18.90            |

(a) Significancia al 5%, (b) significancia al 10%.

TCR = 2.82NFA + 1.01TNT  
 Pruebas de estacionariedad (cv 5.99) TCR: 41.90. NFA:26.84. TNT:44.81.  
 Pruebas de exclusión (cv 3.84) TCR:21.96. NFA:39.08. TNT:10.33.

#### Cuadro 6. PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN MEXISO VAR (2)

|            | $\lambda_i$ | Trace-test | $\lambda_{\max}$ -test | 5% cv T | 5% cv $\lambda$ | 10% cv T | 10% cv $\lambda$ |
|------------|-------------|------------|------------------------|---------|-----------------|----------|------------------|
| $r \leq 2$ | .02         | .52        | .52                    | 8.18    | 8.18            | 6.50     | 6.50             |
| $r \leq 1$ | .26         | 10.64      | 10.12                  | 17.95   | 14.90           | 15.66    | 12.91            |
| $r = 0$    | .46         | 31.33      | 20.68                  | 31.52   | 21.07           | 28.71    | 18.90            |

(a) Significancia al 5%, (b) significancia al 10%.

TCR = .24NFA + 1.48TNT  
 Pruebas de estacionariedad (cv 5.99) TCR: 33.26. NFA:41.51. TNT:35.73.  
 Pruebas de exclusión (cv 3.84) TCR:19.33. NFA:70. TNT:17.92.

A continuación procedimos a la estimación de la TCRE. Los gráficos 1 a 8 muestran la tasa de cambio real de equilibrio estimada (TCRE) y el valor efectivo observado (TCR) así como las desviaciones de la TCR con respecto a la TCRE (valores sobre la línea 0 indi-

can una sobrevaluación mientras que valores debajo de cero, una subvaluación). También presentamos los intervalos de confianza de 95% para las desviaciones del equilibrio estimadas. Véase el apéndice para detalles sobre el cálculo de estos intervalos.

**Cuadro 7. PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN MEXICO VAR (2)**

|            | $\lambda_i$ | Trace-test | $\lambda_{\max}$ -test | 5% cv T | 5% cv $\lambda$ | 10% cv T | 10% cv $\lambda$ |
|------------|-------------|------------|------------------------|---------|-----------------|----------|------------------|
| $r \leq 2$ | .01         | .33        | .33                    | 8.18    | 8.18            | 6.50     | 6.50             |
| $r \leq 1$ | .22         | 9.33       | 8.99                   | 17.95   | 14.90           | 15.66    | 12.91            |
| $r = 0$    | .47         | 31.45      | 22.12                  | 31.52   | 21.07           | 28.71    | 18.90            |

(a) Significancia al 5%, (b) significancia al 10%.

$$TCR = .74NFA + .99TNT$$

Pruebas de estacionariedad (cv 5.99) TCR: 31.81. NFA:17.11. TNT:39.55.

Pruebas de exclusión (cv 3.84) TCR:16.74. NFA:18.05. TNT:14.46.

**Cuadro 8. PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN VENEZUELA VAR (2)**

|            | $\lambda_i$ | Trace-test | $\lambda_{\max}$ -test | 5% cv T | 5% cv $\lambda$ | 10% cv T | 10% cv $\lambda$ |
|------------|-------------|------------|------------------------|---------|-----------------|----------|------------------|
| $r \leq 2$ | .06         | 2.29       | 2.29                   | 8.18    | 8.18            | 6.50     | 6.50             |
| $r \leq 1$ | .09         | 5.59       | 3.29                   | 17.95   | 14.90           | 15.66    | 12.91            |
| $r = 0$    | .45         | 25.63      | 20.04                  | 31.52   | 21.07           | 28.71    | 18.90            |

(a) Significancia al 5%, (b) significancia al 10%.

$$TCR = .22NFA + 3.11TNT$$

Pruebas de estacionariedad (cv 5.99) TCR: 37.28. NFA:35.54. TNT:36.75.

Pruebas de exclusión (cv 3.84) TCR:30.32. NFA:25.04. TNT:35.52.

**Cuadro 9. PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN ESTADOS UNIDOS VAR (2)**

|            | $\lambda_i$ | Trace-test | $\lambda_{\max}$ -test | 5% cv T | 5% cv $\lambda$ | 10% cv T | 10% cv $\lambda$ |
|------------|-------------|------------|------------------------|---------|-----------------|----------|------------------|
| $r \leq 2$ | .09         | 3.51       | 3.51                   | 8.18    | 8.18            | 6.50     | 6.50             |
| $r \leq 1$ | .14         | 8.64       | 5.13                   | 17.95   | 14.90           | 15.66    | 12.91            |
| $r = 0$    | .57         | 37.01      | 28.36                  | 31.52   | 21.07           | 28.71    | 18.90            |

(a) Significancia al 5%, (b) significancia al 10%.

$$TCR = .23NFA + 1.78TNT$$

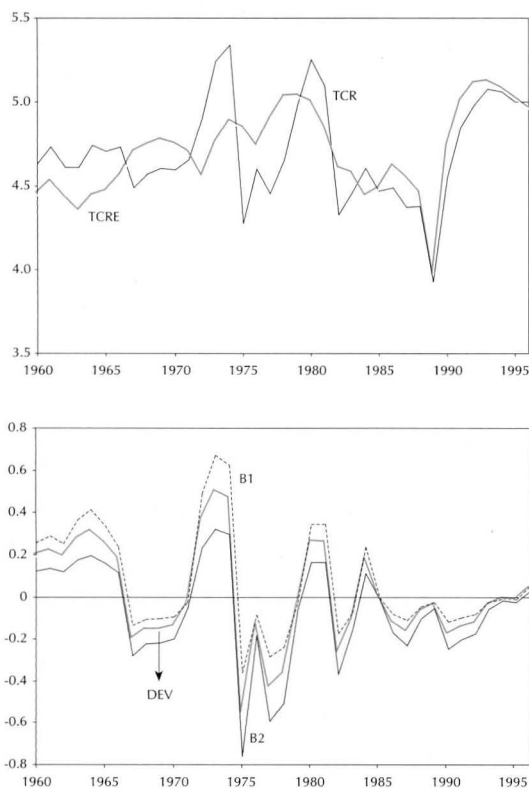
Pruebas de estacionariedad (cv 5.99) TCR: 44.60. NFA:49.39. TNT:49.68.

Pruebas de exclusión (cv 3.84) TCR:49.15. NFA:19.32. TNT:36.43.

La revisión de estos gráficos sugiere que las series de TCRE estimadas rastrean bastante bien las series observadas aunque las desviaciones transitorias del equilibrio pueden ser importantes. Por ejemplo, a comienzos de los setenta encontramos evidencia

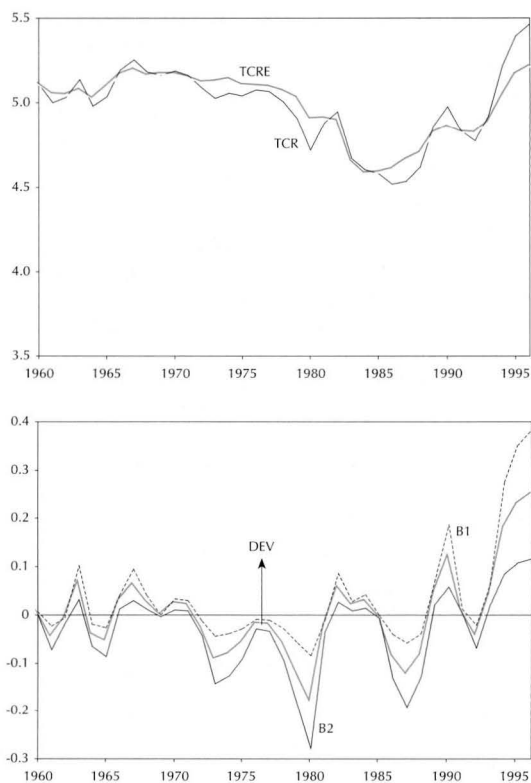
de una sobrevaluación de la moneda argentina de cerca de 50% con una corrección en 1975 que llevó a una moneda subvaluada por un período que duró cerca de cinco años. De acuerdo con nuestras estimaciones la apreciación real de la moneda

**Gráfico 1. ARGENTINA**



Desviaciones con respecto al equilibrio y bandas de 2 errores estándar

**Gráfico 2. BRASIL**



Desviaciones con respecto al equilibrio y bandas de 2 errores estándar

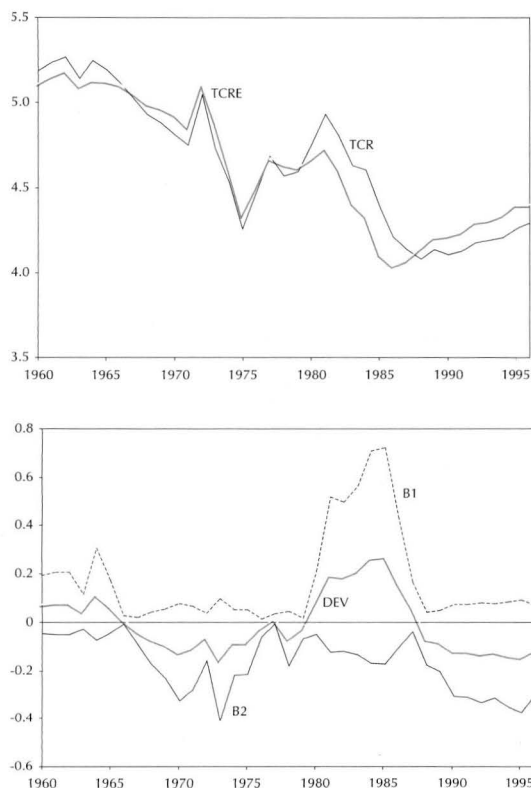
Argentina desde 1989 sería consistente con los cambios en los fundamentos y, de hecho, la desalineación en 1994, 1995 y 1996 estaría alrededor de -1% (s.e. .26), -2% (s.e. .34) y 3% (s.e. .7), respectivamente, todos ellos significativamente diferentes de cero.

Brasil presenta fluctuaciones transitorias más pequeñas que Argentina (una banda de más o menos 20%). Sin embargo, el número de oscilaciones es mayor que en el caso argentino. Nosotros observamos que desde comienzos de los setenta hasta mediados de los ochenta, la TCR y la TCRE se depreciaron aunque como es de esperar la TCRE de

manera más suave que la TCR. Desde mediados de los ochenta la moneda entró en un período de apreciación real consistente con la TCRE para 1992. Sin embargo, estimamos que en 1994, 1995, y 1996 la moneda estuvo sobrevaluada en 18% (s.e. 4.7), 23% (s.e. 6) y 25% (s.e. 6.6), respectivamente. Sin embargo, hay que destacar que en las últimas observaciones el intervalo de confianza llegó a ser más grande y lo mismo en 1996 el intervalo de 95% estaría dado por (12, 38).

En Chile observamos una alta persistencia del componente transitorio. Esto es, el tiempo que toma el ajuste del componente transitorio es mayor que

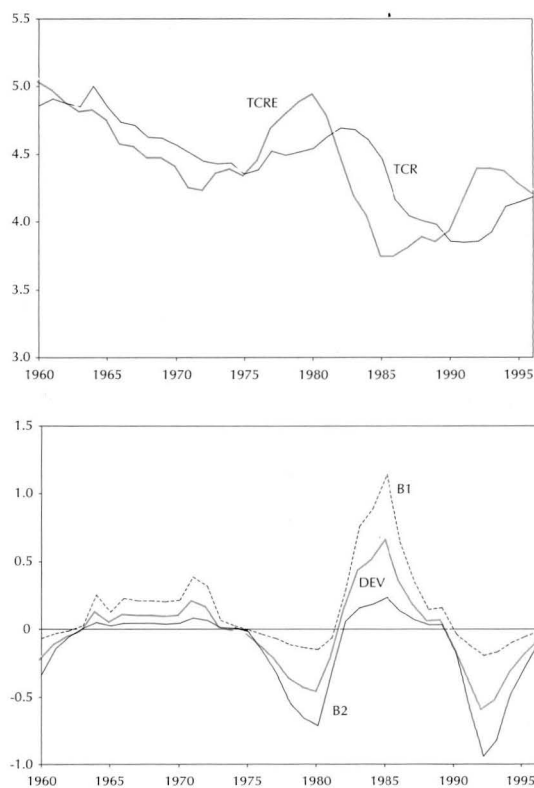
**Gráfico 3. CHILE**



Desviaciones con respecto al equilibrio y bandas de 2 errores estándar

en los dos casos previos. Las estimaciones indican que, desde mediados de los sesenta hasta comienzos de los ochenta la moneda estuvo subvaluada. Durante la primera mitad de los ochenta, aunque la moneda se deprecia, no se deprecia lo suficiente y está sobrevaluada alcanzando un pico de alrededor de 25% en 1985. Luego, empezó un período en el que el valor de equilibrio aumenta y la brecha entre la TCR y la TCRE se empieza a cerrar. A finales de los ochenta y comienzos de los noventa se registra un incremento estable en la TCR y la TCRE aunque la TCR siempre está por debajo de la TCRE. El punto estimado para 1996 indica que la moneda chilena estaría subvaluada en cerca de 11% (s.e.

**Gráfico 4. COLOMBIA**

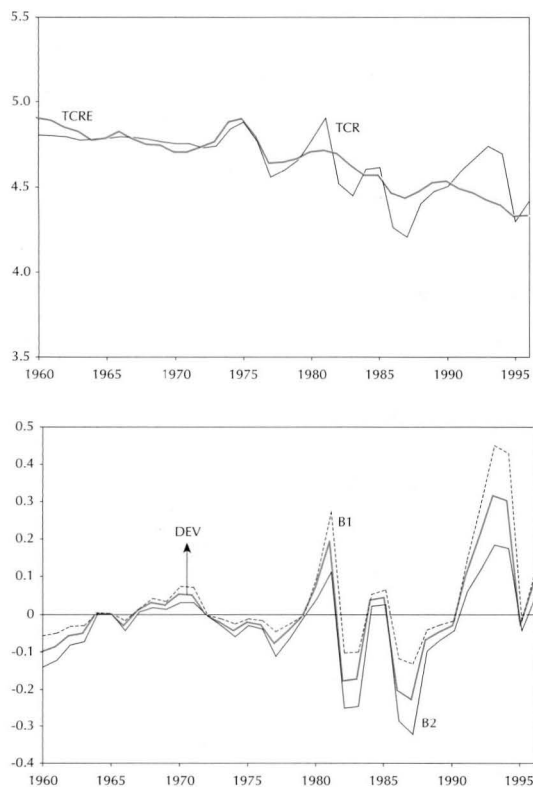


Desviaciones con respecto al equilibrio y bandas de 2 errores estándar

9.26) en 1996. No obstante, el intervalo de confianza también indica que la estimación para Chile no es muy exacta y el intervalo de 95% sería (-30, 10), sugiriendo que la moneda podría estar más subvaluada de lo que se indicó antes o por el contrario, ligeramente sobrevaluada.

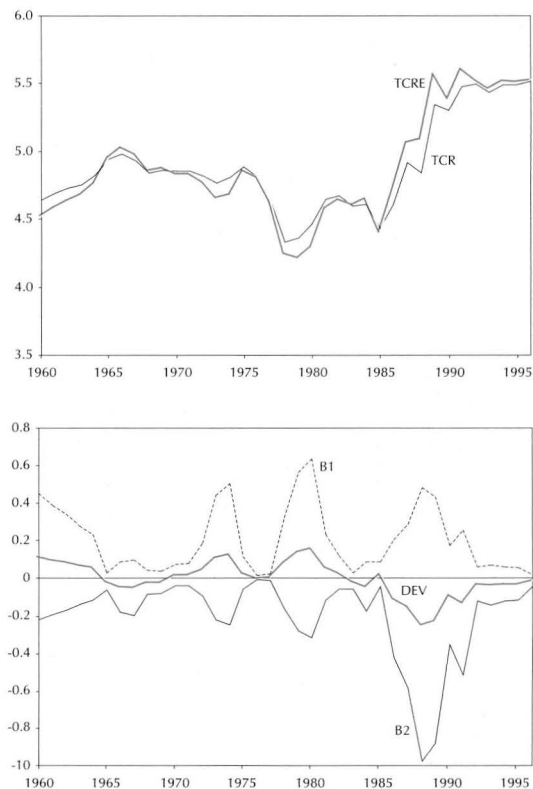
La evolución de la moneda colombiana desde mediados de los setenta es muy similar a la de la moneda chilena (aunque la estimación es más exacta), con una menos esperada depreciación durante los ochenta y con una menos esperada apreciación durante los noventa, aunque en 1992 hay una corrección. Sin embargo, nosotros creemos que todavía

**Gráfico 5. MEXICO**



Desviaciones con respecto al equilibrio y bandas de 2 errores estándar

**Gráfico 6. PERU**



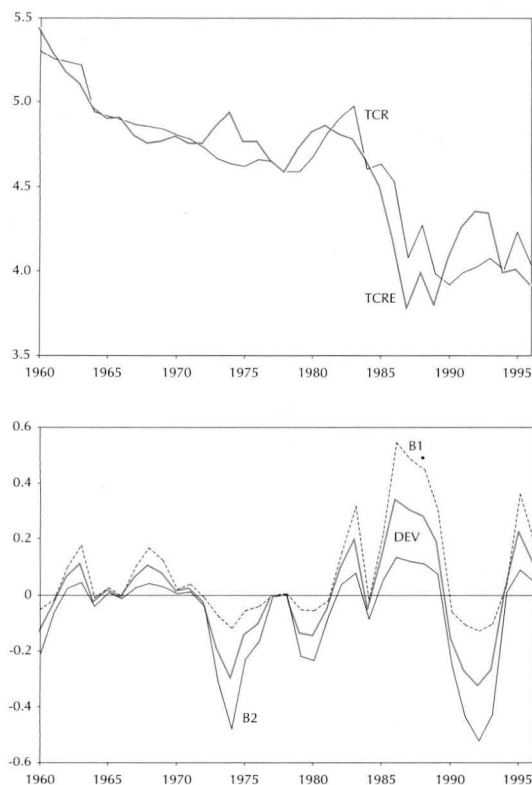
Desviaciones con respecto al equilibrio y bandas de 2 errores estándar

hay espacio para una apreciación adicional consistente con los valores fundamentales de NFA y TNT de cerca de 6% (s.e. 2) en 1996. El intervalo de confianza de 95% en 1996 sería (-10, 2) significativamente diferente de cero. También es interesante anotar que en Colombia las series de TCRE parecen guiar las series de TCR por cerca de cuatro o cinco años.

México presenta un pequeño desequilibrio hasta los ochenta cuando los giros de la tasa de cambio real mexicana llegaron a ser más marcados. Observando los desarrollos durante los noventa notamos

que de 1990 a 1994 la TCR se habría apreciado en 20%. Al mismo tiempo, la TCRE se habría depreciado en 7% llevando a una sobrevaluación de 30% en 1994 (s.e. 6.3) (intervalo de confianza (17, 43)). Así, la sobrevaluación estimada de la moneda mexicana en 1994 no sólo se debió a la apreciación de la tasa de cambio real sino también a la brecha creciente entre la TCR y la TCRE. La fuerte devaluación de la moneda mexicana durante la crisis habría llevado la moneda a un valor cercano al equilibrio (-3%) aunque en 1996 nosotros estimamos una sobrevaluación significativamente diferente de cero de cerca de 8.5% (s.e. 2.07). También es

**Gráfico 7. VENEZUELA**

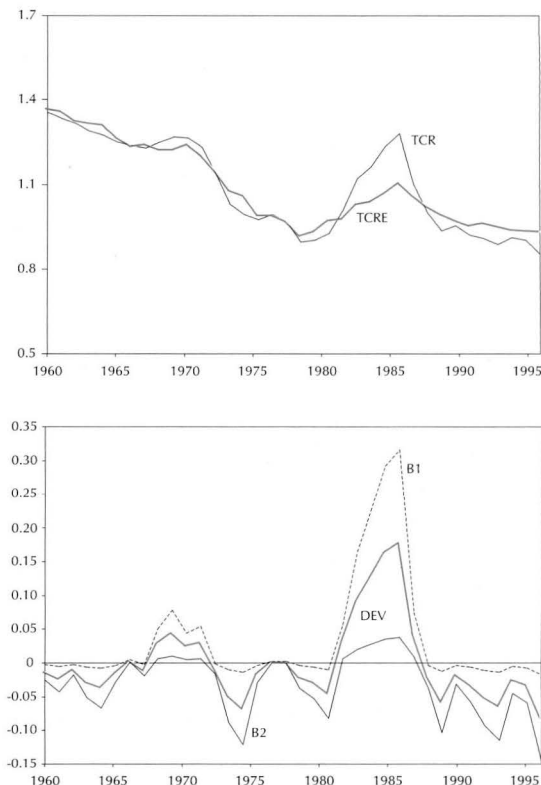


Desviaciones con respecto al equilibrio y bandas de 2 errores estándar

interesante señalar que la desviación del equilibrio en 1993 fue la más alta observada en los últimos treinta años.

Perú exhibe una tasa de cambio real relativamente estable hasta mediados de los ochenta, con desequilibrios de 10% aunque como en el caso chileno, la estimación no es muy exacta. Juzgando desde las estimaciones, nosotros observamos que en la mitad de los ochenta la TCR y la TCRE empiezan a apreciarse aunque la tasa de cambio real observada no se aprecia lo suficiente, llevando a una subvaluación de cerca de 25% en 1989 (aunque no estadísticamente

**Gráfico 8. ESTADOS UNIDOS**



Desviaciones con respecto al equilibrio y bandas de 2 errores estándar

diferente de cero), cuando empieza un período de corrección. Estimamos que la desalineación durante los últimos tres años ha estado dentro de una banda de -3% (s.e. 3, y por lo tanto no estadísticamente diferente de cero).

La tasa de cambio de Venezuela tiende hacia abajo para la mayoría de las observaciones de la muestra. Las desviaciones de la tasa de cambio de equilibrio son más pequeñas en el período previo a los ochenta que en el período 1980-1996 cuando las oscilaciones de las desalineaciones son más marcadas. En 1986, la moneda estaría sobrevaluada en cerca

de 35%, entrando entonces en un proceso de corrección excesiva que llevó a una subvaluación de alrededor de 30% en 1992. El Gráfico 7 muestra que, mientras la tasa de cambio de equilibrio aumenta en el período 87-93 en cerca de 60%, la tasa de cambio observada permanece estable. Después de 1992 la moneda entra en un nuevo período de corrección y llega a estar sobrevaluada nuevamente. El grado de sobrevaluación en 1994, 1995 y 1996 sería 2% (s.e. .6), 22% (s.e. 7) y 12% (s.e. 3.5).

El último país que consideramos es Estados Unidos. El Gráfico 8 indica que, aparte del período 1982-1987, la tasa de cambio observada ha seguido muy de cerca a la tasa de cambio de equilibrio. En particular, antes de 1980 el grado máximo de desalineación fue una subvaluación de 7% en 1974. En 1977 comienza el incremento del dólar americano. Sin embargo, la tasa de cambio observada se incrementa más que la de equilibrio llevando a una sobrevaluación de 17% en 1985. Después de 1985, la desalineación empieza a caer y durante los primeros cinco años de esta década habría estado subvaluada en cerca de 5%, estando el valor para 1995 cercano a 9%. Aparte de los últimos años, estos resultados confirman los hallazgos de Faruque (1995) para Estados Unidos.

Sobretudo, los resultados sugieren que Argentina y Perú básicamente estarían en equilibrio. Chile, Colombia y Estados Unidos estarían cercanos al equilibrio pero posiblemente con algún espacio para una apreciación adicional de 5% a 10%. México, a pesar de la corrección de diciembre de 1994 estaría sobrevaluado en cerca de 7%. Venezuela, aunque con una tendencia al equilibrio, estaría sobrevaluado alrededor de 10%. Finalmente, Brasil estaría claramente sobrevaluado en 25%.

## VII. CONCLUSIONES

El principal objetivo de este trabajo es estimar el grado de desalineación de la tasa de cambio real en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú, Venezuela y Estados Unidos, en el período 1960-1996. Esto se hizo estimando una senda para la tasa de cambio real de equilibrio (largo plazo) basada en la relación de cointegración que ésta tiene con sus determinantes fundamentales. Nosotros seguimos un modelo en el cual la tasa de cambio real de equilibrio es el valor consistente con una posición de balanza de pagos donde cualquier desequilibrio en cuenta corriente es compensado por un flujo sostenible de capital internacional (equilibrio externo) y el uso eficiente de recursos domésticos (equilibrio interno). La tasa sostenible de flujos de capital es, a su vez, determinada por el acervo deseado de activos externos y obligaciones entre naciones, dado un proceso de ajuste hacia su acervo deseado. El uso eficiente de recursos domésticos se obtiene cuando el precio relativo de los bienes no transables está en su valor de equilibrio, al cual converge gradualmente. Guiados por este modelo, usamos como determinantes fundamentales de la tasa de cambio real de equilibrio el acervo de activos externos netos y el precio relativo de los bienes no transables.

Nosotros encontramos que, para todos los países, la tasa de cambio real exhibe una raíz unitaria, lo cual constituye evidencia en contra de la teoría de la paridad poder adquisitivo relativa. Además, encontramos que para todos los países, existe una relación de cointegración única entre la tasa de cambio real y sus determinantes fundamentales. Bajo el supuesto de que los movimientos en los componentes transitorios de las variables en el modelo no afectan sus componentes de largo plazo, usamos la

relación de cointegración para estimar los valores de equilibrio (largo plazo) para la tasa de cambio real.

Respecto al grado de desalineación de la TCR para 1996, nuestros resultados sugieren que en Perú y Argentina, la tasa de cambio real está básicamente en

equilibrio; Chile, Colombia y Estados Unidos (en 1995) estarían cerca del equilibrio pero con algún espacio para una apreciación adicional. En México, la TCR estaría ligeramente sobrevaluada. En Venezuela y en Brasil la tasa de cambio estaría sobrevaluada, aunque el resultado es más claro para Brasil.

## APENDICE

Para derivar la distribución asintótica de  $\hat{C}_t$

$$\hat{C}_t = \hat{\alpha} (\hat{\beta}' \hat{\alpha})^{-1} \hat{\beta}' x_t$$

obsérvese que dependiendo de  $x_t$  la única fuente de variación podría surgir de  $\hat{\alpha}$  y  $\hat{\beta}$ .

Luego nótese que una expansión de primer orden de  $\hat{C}_t$  alrededor de  $\alpha$  y  $\beta$  produce

$$\hat{C}_t - C_t = \partial C_t / \partial \alpha' (\hat{\alpha} - \alpha) + \partial C_t / \partial \beta' (\hat{\beta} - \beta) + O_p(T^{-1}) \quad y$$

$$T^{1/2} (\hat{C}_t - C_t) = \partial C_t / \partial \alpha' T^{1/2} (\hat{\alpha} - \alpha) + \partial C_t / \partial \beta' T^{1/2} (\hat{\beta} - \beta) + O_p(T^{-1/2}).$$

Nótese también que ya que  $\hat{\beta}$  es consistente con  $T$ ,

$$T^{1/2} (\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{p} 0,$$

y por lo tanto podemos escribir,

$$T^{1/2} (\hat{C}_t - C_t) = \partial C_t / \partial \alpha' T^{1/2} (\hat{\alpha} - \alpha) + o_p(1)$$

Así, toda la variación de  $\hat{C}_t$  surge de  $\hat{\alpha}$ . El algebra matricial tediosa pero exacta produce

$$\partial C_t / \partial \alpha' = -C_t (\beta' \alpha)^{-1} \beta' + (\bar{\alpha}' C_t \otimes I_N) = Z,$$

donde  $\bar{\alpha} = \alpha(\alpha' \alpha)^{-1}$ ,  $\otimes$  es el producto Kronecker y  $I_N$  es una matriz de identidad de orden  $N$ . Podemos, por tanto escribir

$$T^{1/2} (\hat{C}_t - C_t) = Z T^{1/2} (\hat{\alpha} - \alpha) + o_p(1) \quad \text{ó} \quad T^{1/2} (\hat{C}_t - C_t) = Z Z' T^{1/2} (\hat{\Pi} - \Pi) + o_p(1),$$

donde  $Z_t = (\bar{\beta}' \otimes I_N)$  con  $\bar{\beta} = \beta (\beta' \beta)^{-1}$ . Se sabe que la distribución asintótica de  $T^{1/2} (\hat{\Pi} - \Pi)$  es normal con varianza  $\Sigma_\pi$  (Véase Lutkepohl (1993) para la forma de  $\Sigma_\pi$ ). Esto implica que  $C_t$  también será asintóticamente normal y por lo tanto,

$$T^{1/2} (\hat{C}_t - C_t) \overset{a}{\sim} N(0, Z Z' \Sigma_\pi Z' Z').$$

## BIBLIOGRAFIA

- Aghveli, B., M. Khan, y P. Montiel (1991), "Exchange Rate Policy in Developing Countries: Some Analytical Issues". IMF Occasional Paper, No 78, Marzo.
- Calvo, G., C. Reinhart, y C. Vegh (1995), "Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence". Journal of Development Economics, 1995.
- Edwards, S. (1994), "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries", en Estimating Equilibrium Exchange Rates, J. Williamson (ed). Washington D.C., Institute for International Economics.
- Edwards, S. (1996), "A Tale of Two Crises: Chile and Mexico", NBER Working Paper Series, No. 5749, Octubre.
- Faruquee, H. (1995), "Long-run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective", IMF Staff Papers, Marzo.
- Frenkel, J. y M. Mussa (1985), "Asset Markets, Exchange Rates, and the Balance of Payments", Handbook of International Economics, Cap. 14.
- Goldfajn, I. y R.O. Valdés (1996), "The Aftermath of Appreciations", Mimeo, Banco Central de Chile.
- Gonzalo, J. (1994) "Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relations", Journal of Econometrics. 60, 203-234.
- Gonzalo, J. y C. Granger (1995), "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems", Journal of Business and Economic Statistics, 13, 27-35.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economics Dynamics and Control, 12, 234-54.
- Kakkar, V., y M. Ogaki (1993), "Real Exchange Rates and Nontradables", mimeo, University of Rochester.
- Kasa, K. (1992), "Common Stochastic Trends in International Stock Markets", Journal of Monetary Economics, 29, 95-124.
- Lutkepohl, H. (1993), "Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer-Verlag, Heidelberg.
- MacDonald, R. (1995a), "Asset Market and Balance of Payments Characteristics: an Eclectic Exchange Rate Model for the Dollar, Mark and Yen", IMF Working Paper 95/55, Junio.
- MacDonald, R. (1995b), "Long Run Exchange Rate Modelling", IMF Staff Papers, Septiembre.
- Maravall, A. (1993), "Stochastic Linear Trends: Models and Estimators", Journal of Econometrics, 56, 5-37.
- Montiel, P. Y J. Ostry (1988), "Macroeconomic Implications of Real Exchange Rate Targeting in Developing Countries", IMF Staff Papers, Diciembre.
- Mussa, M. (1984), "The Theory of Exchange Rate Determination", en Exchange Rate Theory and Practice, NBER conference Report. J. Bilson y R. Marston (ed). Chicago: University of Chicago Press.
- Quah, D. (1992), "The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds", Econometrica, 60, 107-118.
- Sachs, J. y A. Tornell (1996), "The Mexican Peso Crisis: Sudden Death or Death Foretold", NBER Working Paper Series, No 5563, Mayo.
- Stock, J. y M. Watson (1988), "Testing for Common Trends" Journal of American Statistical Association, 83, 1097-1107.