



Munich Personal RePEc Archive

## **Targeting the real exchange rate: Theory and evidence**

Reinhart, Carmen and Calvo, Guillermo and Vegh, Carlos

University of Maryland, College Park, Department of Economics

1994

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/13468/>

MPRA Paper No. 13468, posted 27 Feb 2009 07:49 UTC



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *La tasa de cambio real como meta de política: teoría y evidencia*

Guillermo Calvo  
Carmen Reinhart  
Carlos Végh

Revista ESPE, No. 25, Art. 01, Junio de 1994  
Páginas 7-50



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

# La tasa de cambio real como meta de política: teoría y evidencia\*

Guillermo Calvo  
Carmen Reinhart  
Carlos Végh\*\*

## Resumen

*Este trabajo presenta un análisis teórico y empírico de las políticas dirigidas a alcanzar un nivel más depreciado de la tasa de cambio real. Un modelo de optimización intertemporal sugiere que, en ausencia de cambios en la política fiscal, un nivel más depreciado de la tasa de cambio real sólo puede mantenerse de manera temporal. Esto puede lograrse a través de un mayor nivel de la inflación y/o tasa real de interés, dependiendo del grado de movilidad del capital. La evidencia de Brasil, Chile y Colombia sustenta la predicción del modelo según la cual tasas de cambio subvaluadas están asociadas con una mayor inflación.*

---

\* Este trabajo aparecerá próximamente en el Journal of Development Economics.

\*\* Los autores Guillermo Calvo, de la Universidad de Maryland, y Carmen Reinhart y Carlos Végh, del Departamento de Investigaciones, Fondo Monetario Internacional, agradecen a Miguel Kiguel, Saúl Lizondo, Peter Montiel, Jonathan Ostry, Jorge Roldós, Andrés Velasco, Sweder van Wijnbergen, un evaluador anónimo y participantes en el Sexto Seminario Interamericano de Economía (Caracas, mayo de 1993), a la Universidad de Montreal, al Fondo Monetario Internacional, a las reuniones de la Sociedad Latinoamericana de Econometría (Tucumán, Argentina), y a las reuniones de la Asociación Económica Americana (Boston) por los valiosos comentarios y sugerencias. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no necesariamente representan las del Fondo Monetario Internacional.

# I Introducción

En una economía abierta, tanto la oferta monetaria como la tasa de cambio pueden ser utilizadas como ancla nominal. Normalmente, se toma la existencia de dicha ancla como una condición necesaria para la estabilidad macroeconómica, ya que, al menos en el largo plazo, todas las variables nominales deben converger a la tasa preestablecida de crecimiento, bien sea de la oferta monetaria o de la tasa de cambio. La estabilidad de precios lograda por un ancla nominal debe asegurar que la economía alcance el crecimiento macroeconómico de largo plazo, bajo el supuesto que se hayan implementado políticas apropiadas tanto fiscales como microeconómicas.

Sin embargo, en la práctica, este punto de vista "neoclásico" del diseño de política económica no es aceptado universalmente. Los responsables de la política económica no siempre están satisfechos, especialmente en el corto plazo, con la idea de perseguir metas de variables nominales tales como la tasa de cambio o la oferta monetaria. Su razonamiento está basado en la idea de que si uno está interesado en el comportamiento de las variables reales que tienen un impacto directo sobre el crecimiento (tales como la tasa de cambio real o las tasas de interés reales), entonces ¿por qué no obviar los objetivos nominales y simplemente tratar de alcanzar los valores deseados de las variables reales? Así, a pesar de las perentorias advertencias de los economistas, de inclinación neoclásica, acerca de los peligros de no contar con un ancla nominal, los responsables de la política económica han insistido una y otra vez en el uso de metas de variables reales para la estructuración de las políticas monetaria y cambiaria.

Por ser un precio relativo importante en una economía abierta, la tasa de cambio real se ha convertido probablemente en la meta de política más popular en los países en desarrollo<sup>1</sup>.

Una política de "meta de tasa de cambio real" normalmente busca controlar el nivel de la tasa de cambio real, ya sea para mantenerla en un nivel constante frente a la presencia de choques domésticos o externos, o para alcanzar un nivel diferente (típicamente una tasa más depreciada). Diversas circunstancias llevan a los responsables de la política económica a comprometerse con metas de tasa de cambio real. Una de las razones más comunes es el deseo de indizar la tasa nominal al nivel de precios en un esfuerzo por evitar pérdidas en competitividad. Tales políticas son usualmente conocidas como "reglas de paridad del poder adquisitivo (PPA)".

---

No es ciertamente la única variable real que se utiliza como meta. Chile, por ejemplo, también ha usado una tasa de interés en un bono indizado (i.e. una tasa real de interés) como su mayor instrumento de política desde 1985 (véase Fontaine, 1991).

Uno de los primeros ejemplos de utilización de la regla de PPA es el caso de Brasil, que adoptó tal política en agosto de 1968 (Bacha, 1979) <sup>2</sup>. Bajo esta regla, la tasa de cambio era sometida a pequeñas variaciones porcentuales en intervalos irregulares de tiempo (de 10 a 50 días), dependiendo del diferencial de inflación entre Brasil y los Estados Unidos. Desde ese entonces, Brasil ha estado siguiendo las reglas de PPA, con desviaciones ocasionales (debidas, por ejemplo, a variaciones en los términos de intercambio y a programas de estabilización de corta duración), aun cuando dichas reglas no siempre han sido explícitas. Esto se ilustra en el Gráfico 1 (desde 1978), que describe el comportamiento de la tasa de cambio nominal observada junto con la tasa de cambio nominal que hubiera sido consistente con una regla de PPA <sup>3</sup>.

Chile, relativamente, constituye el ejemplo más completo de empleo de la regla de PPA. En julio de 1985 se estableció una banda cambiaria cuya paridad central era ajustada en intervalos diarios, de acuerdo con un programa basado en la inflación del mes anterior menos la inflación mundial estimada. Sorprendentemente, no se presentaron desviaciones de esta regla sino hasta enero de 1992, cuando las presiones hacia la apreciación nominal del peso originadas en entradas de capital llevaron a una revaluación del 5%. La regla chilena de PPA se puede observar claramente en el Gráfico 1 a partir de mediados de 1985. Por su parte, Colombia, después de una marcada devaluación real durante 1985, también siguió una regla de PPA durante el período 1986-1990, tal como se aprecia en dicho gráfico.

Como se señaló anteriormente, la estrategia de mantener metas para la tasa de cambio real también puede incluir las políticas dirigidas a alcanzar un nivel más depreciado de la tasa de cambio real. Chile, por ejemplo, mantuvo una política muy dinámica de devaluaciones nominales durante el período junio 1982-junio 1985, devaluando la moneda doméstica en tasas que excedían de lejos la de inflación, con el fin de alcanzar una depreciación real significativa (Edwards, 1991). Como resultado de lo anterior, la tasa de cambio real en julio de 1985 era casi el doble con respecto a su nivel de mayo de 1982 (Gráfico 2). De manera similar, durante 1985 Colombia devaluó su moneda en un monto sustancial, lo cual llevó a una depreciación real de alrededor del 50% (Gráfico 2).

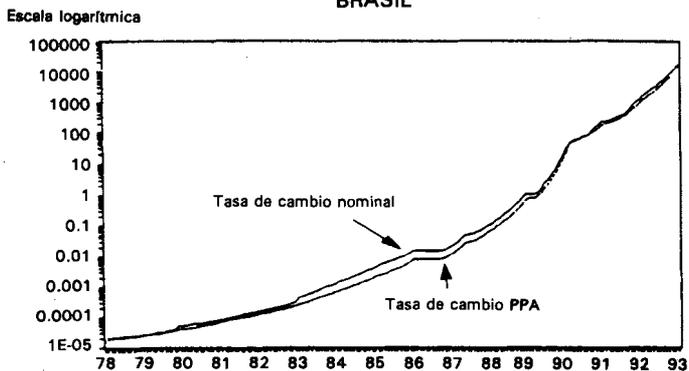
---

<sup>2</sup> De acuerdo con Williamson (1981a), Chile, en 1965, fue el primer país en adoptar una regla de PPA (véase Ffrench-Davis, 1981).

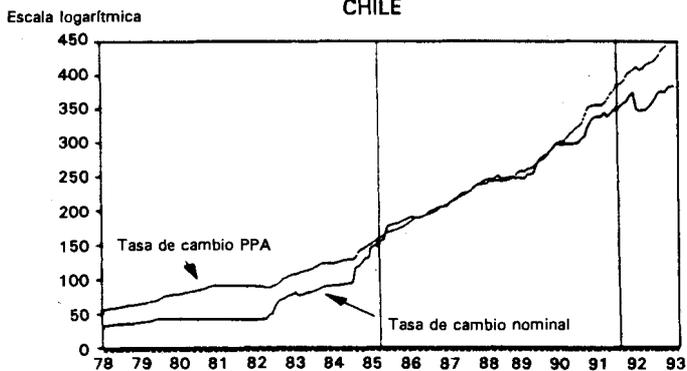
<sup>3</sup> La tasa de cambio de PPA se calculó como el cociente entre el IPC doméstico y el de los Estados Unidos y se igualó su valor con el de la tasa observada en 78.01 para Brasil, 85.07 para Chile y 86.01 para Colombia. Se utiliza la tasa de inflación de los Estados Unidos para mayor facilidad; se podrían utilizar índices más comprensivos basados en ponderaciones que sigan los patrones del comercio. En el caso del Brasil, la fecha base coincide con el principio del período muestral; en los casos de Chile y Colombia, la fecha base señala el comienzo del lapso durante el cual la regla de PPA estuvo vigente (véase más adelante).

**GRAFICO 1**  
**Tasa de cambio nominal y de PPA**

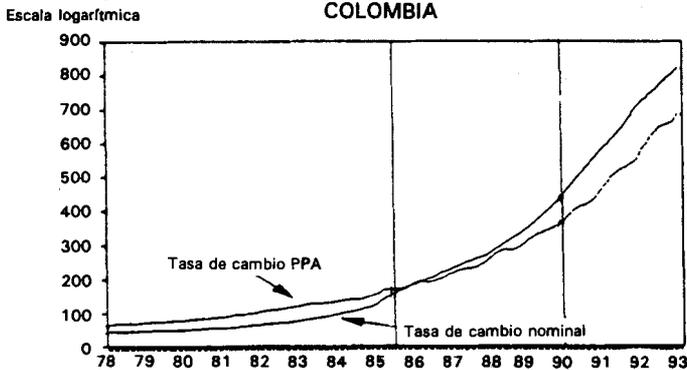
**BRASIL**



**CHILE**

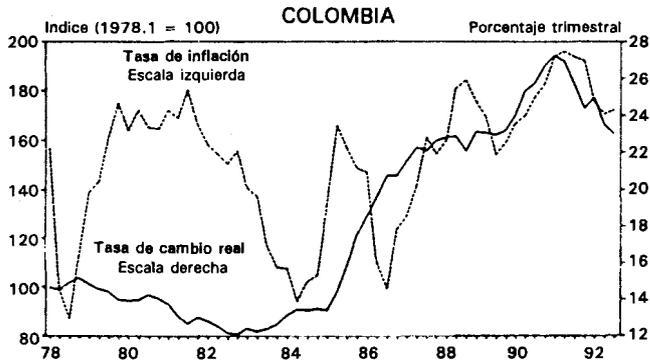
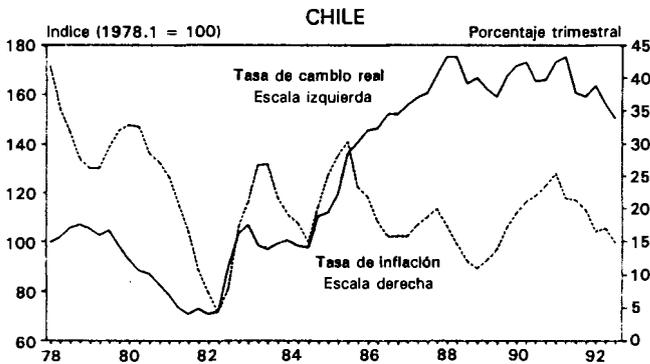
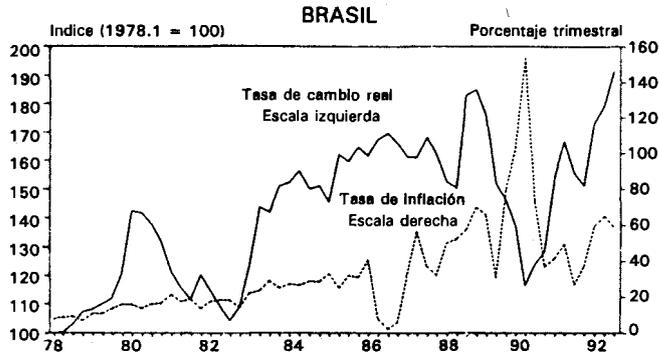


**COLOMBIA**



Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales (FMI) y Cálculos de los autores.

**GRAFICO 2**  
**Tasa de cambio real efectiva e inflación**



Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales (FMI) e Information Notice System (FMI).

Nota: Una caída en el índice de la tasa de cambio real efectiva indica una apreciación. Para Brasil la inflación se calcula como el cambio en el IPC en el trimestre anterior; para Colombia y Chile se calcula sobre los cuatro trimestres anteriores.

A pesar de toda su importancia práctica y como instrumento de política, existe relativamente poco trabajo analítico y aún menos trabajo econométrico sobre la utilización de la tasa de cambio real como meta de política. Adams y Gros (1986) estuvieron entre los primeros en formalizar las dos preguntas que, en nuestra opinión, son importantes para analizar las metas de tasa de cambio real <sup>4</sup>. Primera, ¿cuáles son las consecuencias inflacionarias de renunciar al ancla nominal? Segunda, ¿puede el dinero constituirse en el ancla nominal requerida si el capital no es perfectamente móvil? En el contexto de un modelo lineal-logarítmico, Adams y Gros (1986) argumentan que, en la presencia de reglas de PPA, la inflación tiende a su nivel pasado modificado por choques a los precios durante el período corriente (i.e., la inflación sigue un paseo aleatorio). La intuición es simplemente que la tasa de cambio acomoda completamente todos los choques de precios y, por lo tanto, no tiene un valor de equilibrio en el largo plazo. Más aún, ellos demuestran que, sin movilidad de capitales, una política de esterilización continua de los flujos monetarios no es viable, ya que conduce a una cuenta corriente inestable o a un acervo inestable de activos externos.

Más recientemente, Lizondo (1991, 1993) y Montiel y Ostry (1991, 1992) han reexaminado las mismas preguntas en el marco de un modelo determinístico de forma reducida <sup>5</sup>. En este contexto, como se demuestra en Lizondo (1991), una política de perseguir una meta de tasa de cambio real también es inflacionaria, aunque el mecanismo es fundamentalmente diferente de aquel resaltado por Adams y Gros (1986). Más concretamente, la demanda de bienes no-transables depende positivamente de la tasa de cambio real (definida como el precio relativo de los bienes transables a los no-transables) y de la riqueza real privada. La riqueza real privada a su vez, depende negativamente de los ingresos provenientes del impuesto inflacionario. Por lo tanto, el equilibrio en el mercado de los bienes no-transables requiere que la tasa de inflación en el estado estacionario sea aquella que genera, a través de su impacto sobre los ingresos del impuesto inflacionario, un nivel de riqueza real privada consistente con la meta de tasa de cambio real <sup>6</sup>. Por lo tanto, sólo con una mayor inflación se puede alcanzar un nivel más depreciado de la tasa de cambio real <sup>7</sup>. Con respecto a si el dinero puede proveer el ancla nominal requerida bajo movilidad imperfecta de capitales, Montiel y Ostry

---

<sup>4</sup> Trabajos anteriores de Dornbusch (1982) habían analizado los efectos de reglas de PPA sobre la relación *-trade-off-* entre el producto y la variabilidad del nivel de precios. Muchos de los aspectos destacados por Adams y Gros ya habían sido discutidos extensamente en el volumen editado por Williamson (1981b), principalmente en el contexto latinoamericano.

<sup>5</sup> El mecanismo básico presentado en Lizondo (1991) es fundamentalmente el mismo utilizado en los otros tres trabajos.

<sup>6</sup> Se supone que la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la inflación está por debajo de la unidad, de manera tal que una mayor inflación implica mayores ingresos por concepto del impuesto inflacionario.

<sup>7</sup> Lizondo (1991) supone, implícitamente, que el gasto del Gobierno en bienes transables es la variable residual en el sentido que acomoda los mayores ingresos impositivos.

(1992) concluyen que aquella política no es viable en el largo plazo, ya que un premio cambiario continuamente creciente en el mercado paralelo llevaría al colapso del sistema.

En este documento se analiza la utilización de la tasa de cambio real como meta de política, desde una nueva perspectiva tanto teórica como econométrica. El trabajo tiene un doble propósito. Primero, se retoma el análisis básico y se analizan las dos preguntas claves, mencionadas anteriormente, en el contexto de un modelo neoclásico simple de optimización. En este proceso se resaltan aquellos mecanismos que difieren de los enfatizados por Adams y Gros (1986) o Lizondo (1991, 1993) y Montiel y Ostry (1991, 1992). Segundo, evaluamos la principal implicación de nuestro modelo para Brasil, Chile y Colombia. Más aún, también suministramos evidencia empírica sobre el mecanismo enfatizado por Lizondo (1991, 1993) y Montiel y Ostry (1991, 1992).

El análisis está basado en un modelo de pagos-por-anticipado (*cash-in-advance*) de precios flexibles y con un consumidor representativo. Primero demostramos que, en ausencia de política fiscal, *la tasa de cambio real del estado estacionario es independiente de cambios (permanentes) en el ritmo de devaluación*. De esta manera, a todo aquello que los responsables de la política económica pueden aspirar es alcanzar una meta de tasa de cambio real por un período limitado. En el caso de movilidad perfecta de capitales, se puede alcanzar un nivel más depreciado de la tasa de cambio real —con relación a su valor inicial de equilibrio— si se genera una mayor inflación en el presente con respecto al futuro. De manera intuitiva, en un modelo de pagos-por-anticipado (*cash-in-advance*) la tasa nominal de interés afecta el precio efectivo del consumo, ya que se requiere dinero para comprar bienes. Así, si se espera que la inflación, y por ende la tasa nominal de interés, sean menores en el futuro, el consumo presente de bienes transables cae con respecto al futuro. Como el consumo de bienes domésticos no puede cambiar (porque su nivel de producción es constante), la tasa de cambio debe depreciarse para acomodar el menor consumo de bienes transables. Por lo tanto, *perseguir una meta de tasa de cambio real más depreciada requiere que la inflación sea mayor hoy que en el futuro*. En este sentido, perseguir metas de tasa de cambio real es inflacionario. Simulaciones numéricas del modelo sugieren que en vista de que la elasticidad de sustitución intertemporal es relativamente baja en la mayoría de los países en desarrollo (véase Reinhart y Végh, 1994), los efectos inflacionarios, de la política de metas de tasa de cambio real, pueden ser significativos.

Los mismos resultados se obtendrían si uno supone que los responsables de la política económica tratan de mantener la tasa de cambio real constante en respuesta a un choque que tienda a apreciarla. Supóngase específicamente, en el contexto de nuestro modelo, que la tasa nominal de interés mundial cae temporalmente. Si no hay una respuesta de política, tal choque reduce temporalmente el precio efectivo del consumo, lo cual lleva a un déficit en la cuenta corriente y a una apreciación de la tasa de cambio real. Supóngase ahora que, bajo el espíritu de una regla de PPA, la meta de las autoridades

es prevenir la apreciación de la tasa de cambio. Esto se puede lograr manteniendo la tasa nominal de interés doméstica constante; esto es, incrementando el ritmo de la devaluación (y por ende el de la inflación) en un monto igual a la caída en la tasa de interés nominal mundial. Tal regla estilo PPA va a mantener la tasa de cambio real constante pero al costo de una mayor inflación (con relación al equilibrio en el cual no hay respuesta de política). Por lo tanto, en nuestro modelo, *alternativamente, el perseguir un nivel más depreciado de la tasa de cambio real o prevenir una apreciación de la tasa de cambio real en respuesta a un choque positivo resulta inflacionario*<sup>8</sup>.

En el análisis también demostramos que, cuando existe inmovilidad de capitales, se puede generar una depreciación temporal de la tasa de cambio real con relación a su nivel de estado estacionario sin crear inflación. Sin embargo, la tasa de interés real doméstica se eleva por encima de su valor inicial y continúa creciendo mientras la tasa de cambio real se mantenga en su nivel más depreciado. De nuevo, una simulación numérica del modelo sugiere que el aumento en la tasa de interés real doméstica puede ser sustancial. Por lo tanto, aun si la falta de movilidad de capitales le permite a los diseñadores de política recuperar el control de la inflación, la política de perseguir metas de tasa de cambio real tiene como consecuencia las altas tasas reales de interés. En resumen, dado que en el mundo real no se cumple, ni el supuesto de movilidad perfecta de capitales ni el de controles perfectos a los flujos de capital, el modelo sugiere que *perseguir metas de tasa de cambio real llevará a alguna combinación de inflación más alta y tasas reales de interés domésticas más elevadas*.

Dado que el marco analítico enfatiza el papel de los choques temporales sobre la tasa de cambio real, en la parte empírica del trabajo se evalúa primero la importancia relativa de los choques temporales sobre la tasa de cambio real para Brasil, Chile y Colombia. Con este fin, empleamos la metodología de Cochrane (1988), que nos proporciona una medida de la persistencia de los choques sobre una variable por medio del examen de la varianza de sus diferencias mayores que un rezago. En los tres países considerados, encontramos que los choques temporales a la tasa de cambio real explican una gran parte de la varianza de la tasa de cambio real (entre 43% y 62%). Estos resultados sugieren que nuestro énfasis en choques temporales a la tasa de cambio real está bien fundamentado.

Seguidamente, procedemos a evaluar, para los mismos países, la principal implicación de perseguir una meta de tasa de cambio real bajo movilidad perfecta de capitales; esto es, la de que debe existir una correlación positiva entre los componentes temporales de la inflación y la tasa de cambio real (definida como el precio relativo de los bienes

<sup>8</sup> Sin embargo, los efectos de bienestar difieren. Perseguir un nivel más depreciado de la tasa de cambio reduce el bienestar, ya que no hay distorsión inicial. En contraste, mantener el nivel de tasa de cambio real constante mejora el bienestar, pues contrarresta la distorsión introducida por el choque temporal externo.

transables en términos de los bienes domésticos). Con el fin de examinar la proposición mencionada, descomponemos la tasa de cambio real, que es no-estacionaria en los tres países, entre su componente permanente y temporal usando la descomposición de Beveridge-Nelson. Luego calculamos la correlación entre el componente temporal de la tasa de cambio real y la inflación ya que ambas variables son estacionarias. En los tres casos, la correlación tiene el signo esperado y es estadísticamente diferente de cero con valores que van desde 0.26 hasta 0.42. Por consiguiente, la evidencia apoya el uso del mecanismo temporal destacado en el modelo.

Finalmente, también proporcionamos alguna evidencia sobre la relación de largo plazo, resaltada por Lizondo (1991, 1993) y por Montiel y Ostry (1991, 1992), entre los ingresos provenientes del impuesto inflacionario y la tasa de cambio real. Nuestros resultados sugieren que hay cabida para un vínculo indirecto entre la inflación y la tasa de cambio real a través del efecto riqueza. Sin embargo, la evidencia no es concluyente, y se hace necesario realizar investigaciones adicionales que incorporen otros determinantes de la tasa de cambio real de equilibrio de largo plazo, tales como el gasto gubernamental en bienes no-transables.

El trabajo continúa de la siguiente manera. La Sección II presenta el análisis teórico. La Sección III discute las simulaciones numéricas del modelo. La Sección IV contiene el trabajo econométrico y la Sección V presenta las conclusiones.

---

## II El Modelo

---

Considérese una economía pequeña abierta, habitada por un gran número de individuos idénticos dotados de previsión perfecta. El consumidor representativo deriva su utilidad del consumo de un bien transable (cuyo precio en términos de la moneda extranjera está dado y es constante en el tiempo) y un bien no-transable (o doméstico). La utilidad de por vida viene dada por:

$$\int_0^{\infty} u(c_t^*, c_t) \exp(-\beta t) dt, \quad (1)$$

donde  $c^*$  y  $c$  representan el consumo de bienes transables y domésticos, respectivamente, y  $\beta (> 0)$  es la tasa subjetiva de descuento. La función de utilidad instantánea  $u(\cdot)$ , es dos veces continuamente diferenciable (con derivadas parciales positivas) y estrictamente cóncava.

El país enfrenta una tasa real de interés mundial constante,  $r$ . La tasa real de interés doméstica (en términos de los bienes transables),  $\rho$ , puede diferir de la tasa de interés real mundial, debido a la existencia de movilidad imperfecta de capitales. El factor de descuento doméstico (en términos de bienes transables) en el momento  $t$ ,  $D_t$ , viene dado por:

$$D_t = \exp\left(-\int_0^t \rho_s ds\right), \quad (2)$$

Por lo tanto, la restricción presupuestal, de por vida, del consumidor representativo está dada por (véase apéndice) <sup>9</sup>

$$\int_0^{\infty} (y_t^* + y_t/e_t + \tau_t) D_t dt = \int_0^{\infty} (c_t^* + c_t/e_t + i_t m_t) D_t dt, \quad (3)$$

donde  $y^*$  y  $y$  representan la dotación de bienes transables, y no-transables, respectivamente;  $e$  es la tasa de cambio real (i.e., el precio relativo de los bienes transables en términos de los bienes domésticos);  $\tau$  representa las transferencias reales neutrales del gobierno;  $i$  denota la tasa nominal de interés instantánea (i.e., la tasa real de interés,  $\rho$ , más la tasa de devaluación) en términos de la moneda doméstica <sup>10</sup>. La ecuación (3) afirma que el valor presente (descontado) del gasto en consumo,  $c^* + c/e$ , y del costo de oportunidad del dinero,  $im$ , es igual al valor presente (descontado) del ingreso disponible  $y^* + y/e + \tau$ , todos medidos en términos de los bienes transables y utilizando el factor doméstico de descuento,  $D$ .

Los consumidores deben usar dinero para comprar bienes. De manera formal, enfrentan una restricción de pago-por-anticipado (*cash-in-advance*) de la forma:

$$\alpha(c_t^* + c_t/e_t) \leq m_t, \quad (4)$$

donde  $\alpha$  es una constante positiva <sup>11</sup>. La ecuación (4) requiere que el acervo de saldos monetarios reales no caiga por debajo del gasto total de consumo,  $c^* + c/e$ . La

<sup>9</sup> Para simplificar la terminología y sin pérdida de generalidad, suponemos que, aparte de la dotación de producto futuro, el individuo y el país no poseen ninguna riqueza en el momento cero.

<sup>10</sup> La tasa de cambio real se define como  $e = EP^*/P$ , donde  $E$  es la tasa de cambio nominal, en unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera,  $P^*$  es el precio en moneda extranjera de los bienes transables, y  $P$  es el precio nominal de los bienes domésticos.

<sup>11</sup> Los mismos resultados se obtendrían si el dinero se utilizara como una variable en la función de utilidad y la derivada cruzada entre dinero y consumo fuera positiva.

restricción (4) se cumple como una igualdad en equilibrio si el costo de oportunidad del dinero (i.e., la tasa nominal de interés) es positivo, el único caso estudiado en el presente trabajo. De esta manera, la restricción presupuestal (3) puede reescribirse como

$$\int_0^{\infty} (y_t^* + y_t/e_t + \tau_t)D_t dt = \int_0^{\infty} (c_t^* + c_t/e_t)(1 + \alpha i_t)D_t dt, \quad (5)$$

El problema de optimización del consumidor representativo consiste en escoger las trayectorias de  $c$  y  $c^*$  para maximizar la utilidad de por vida, ecuación (1), sujeta a la restricción presupuestal intertemporal, ecuación (5), dadas las trayectorias esperadas de  $y$ ,  $y^*$ ,  $\tau$ ,  $e$ ,  $D$ , además de  $i$  (las cuales, bajo el supuesto de previsión perfecta, son también las trayectorias observadas). Las condiciones de primer orden para este problema son:<sup>12</sup>

$$u_c(c_t^*, c_t) \exp(-\beta t) = \bar{\lambda} D_t (1 + \alpha i_t), \quad (6)$$

$$\frac{u_c(c_t^*, c_t)}{u_c(c_t^*, c_t)} = e_t, \quad (7)$$

donde  $\bar{\lambda}$  es el multiplicador lagrangiano (constante) asociado con la restricción presupuestal (5). La ecuación (6) nos indica que la utilidad marginal del consumo de bienes transables es proporcional al precio efectivo del consumo,  $1 + \alpha i$ . El precio efectivo del consumo incluye el costo de oportunidad de mantener los saldos monetarios reales requeridos para comprar bienes. La ecuación (7) iguala la tasa marginal de sustitución entre bienes transables y domésticos con su precio relativo,  $e$ .

Supóngase, para mayor sencillez, que las dotaciones son constantes en el tiempo; esto es,  $y_t = y$  y  $y_t^* = y^*$  para todos los valores de  $t$ . Así, haciendo caso omiso del consumo del gobierno, las condiciones de equilibrio de mercado para esta economía son<sup>13</sup>

$$c_t = y, \quad (8)$$

$$m_t = m_t^s, \quad (9)$$

<sup>12</sup> Para asegurar la existencia de un estado estacionario y eliminar dinámicas no esenciales del caso de movilidad perfecta del capital, se supone que  $\beta = r$ .

<sup>13</sup> Con el fin de simplificar, no se introduce nueva terminología para designar los valores de equilibrio.

$$\int_0^{\infty} c_t^* \exp(-rt) dt = \frac{y^*}{r}, \quad (10)$$

donde  $m^*$  representa la oferta monetaria. Las ecuaciones (8) y (9) señalan las condiciones de equilibrio para los bienes domésticos y el dinero respectivamente. Como los bienes transables pueden ser comprados y vendidos libremente en el resto del mundo, la ecuación (10) indica que el país solamente está restringido a gastar "dentro de su presupuesto", esto es, que debe igualar el valor presente (descontado) de su consumo de bienes transables con el valor presente (descontado) de su dotación (donde los flujos son descontados con una tasa mundial real de interés constante  $r$ )<sup>14</sup>.

Con el fin de ser más concretos, nos concentraremos en el caso en el cual la trayectoria de la tasa de cambio está determinada de manera exógena por la autoridad monetaria. Específicamente, supondremos que la tasa de cambio nominal se devalúa a un ritmo constante. (Un caso particular sería el de un sistema de tasa de cambio fija). Se estudiarán dos situaciones opuestas: a) movilidad perfecta de capitales internacionales y b) inmovilidad internacional de capitales (i.e., controles de capital perfectos).

#### A) Movilidad perfecta de capitales

En el caso de movilidad perfecta de capitales, la tasa real de interés doméstica (en términos de bienes transables) es igual a la tasa real de interés mundial (i.e.,  $\rho = r$ ). Más aún, la oferta monetaria,  $m^*$ , es endógena, lo cual implica que la condición de equilibrio (9) siempre se cumple. Por lo tanto, bajo movilidad perfecta de capitales las ecuaciones (6), (7) y (8) quedan reducidas a (recordar que  $\beta = r$ ):

$$u_c(c_t^*, y) = \bar{\lambda}(1 + \alpha i_t), \quad (11)$$

$$\frac{u_c(c_t^*, y)}{u_c(c_t^*, y)} = e_t, \quad (12)$$

Considérense primero las soluciones de estado estacionario. De la ecuación (12) se obtiene una tasa de cambio real constante, si y sólo si,  $c^*$  es constante en el tiempo, lo que implica, por la ecuación (11), que la autoridad monetaria debe mantener una tasa nominal de interés constante. Dado que en el caso de movilidad perfecta de capitales se cumple que  $i_t = r + \epsilon$  (donde  $\epsilon$  es la tasa de devaluación), se sigue que un valor de  $i$  constante implica una tasa de devaluación constante. A su vez, de la restricción

<sup>14</sup> Véase el apéndice para la derivación de la ecuación (10).

presupuestal global (10), un valor de  $c^*$  constante implica que  $c^* = y^*$ , lo cual es independiente de la tasa nominal de interés,  $i$ , y por lo tanto, de la tasa de devaluación  $\epsilon$ . De aquí (12) se sigue que

$$e_t = \frac{u_c(y^*, y)}{u_c(y^*, y)}, \quad (13)$$

Así, hemos obtenido la implicación, intuitivamente viable, que la *tasa real de cambio del estado estacionario es independiente de (cambios permanentes en) el ritmo de devaluación*<sup>15</sup>. En otras palabras, la tasa de cambio real está dada por la ecuación (13) para *cualquier* nivel constante del ritmo de devaluación y por lo tanto, de la tasa nominal de interés. Más aún, como se supone que la función de utilidad es estrictamente cóncava, se puede verificar que un valor de  $c^*$  constante es una condición necesaria y suficiente para lograr un óptimo social. Por lo tanto, en esta economía es socialmente óptimo tener un ritmo constante de devaluación y en consecuencia, generar una tasa de cambio real (única) que pueda ser mantenida constante en el tiempo. Cualquier desviación de esta trayectoria de tasa-de cambio-real-constante no es óptima, lo cual prueba, para el caso de movilidad perfecta de capitales, que cualquier intento por depreciar la tasa de cambio real a través de política monetaria va a ser, de necesidad, socialmente costoso<sup>16</sup>.

Supóngase que el gobierno intenta depreciar la tasa de cambio real por encima del nivel obtenido en la trayectoria de estado estacionario. De acuerdo con las consideraciones anteriores, tal política puede alcanzar dicho objetivo sólo por un período limitado (ya que hemos demostrado que el estado estacionario es único). Dada la concavidad estricta de la función de utilidad, se sigue de la ecuación (12) que  $e$  sube si y sólo si  $c^*$  baja. De acuerdo con la ecuación de restricción de recursos (10), lo anterior requiere que en algún momento en el futuro  $c^*$  aumente por encima de su nivel presente de estado estacionario.

En aras de una mayor claridad, considérese el caso en el cual el gobierno fija la tasa de cambio real desde el momento 0 hasta el momento  $T (> 0)$  (de aquí en adelante llamado el "primer período") en el nivel,  $e^1$ , que está por encima de su valor corriente de estado estacionario (véase Gráfico 3, literal A). Después del momento  $T$  (de aquí en adelante

<sup>15</sup> Esta propiedad no se cumple en Lizondo (1991, 1993) ni en Montiel y Ostry (1991, 1992), porque en esos modelos los cambios en los ingresos del impuesto inflacionario no se le retornan a los hogares de una manera neutral y por lo tanto afectan la riqueza privada. Entonces, estos modelos suponen (implícitamente) que la política fiscal cambia con la inflación.

<sup>16</sup> En ejemplos más realistas, la tasa de cambio real asociada con un óptimo social puede no ser constante en el tiempo, en especial cuando los choques tienen un componente permanente. Sin embargo, puede probarse en una gran variedad de casos que cualquier intento de modificar la tasa de cambio real a través de la política monetaria (específicamente, con una política de tasa-de-devaluación-variable) va a llevar a un resultado social inferior.

llamado el "segundo período") la economía se ubica en su nuevo estado estacionario indicado por  $e^2$ <sup>17</sup>. De esta manera, si llamamos  $c^{*1}$  y  $c^{*2}$  el consumo correspondiente de bienes transables para los períodos 1 y 2, se sigue de la ecuación (12), que  $c^{*1} < y^*$ , y de la restricción presupuestal (10), que  $c^{*1} < y^* < c^{*2}$  (véase Gráfico 3, literal B). Se sigue, de la ecuación (12), que  $e^2$  está por debajo de su valor inicial  $e$ . Dicha trayectoria de  $c^*$  implica, usando (11), que  $i^1 > i^2$  o, equivalentemente, que  $\epsilon^1 > \epsilon^2$  (véase Gráfico 3, literal C)<sup>18</sup>. Como el precio relativo de los bienes transables en términos de los bienes domésticos,  $e$ , es constante dentro de cada período, se sigue de lo anterior que la tasa de inflación en el período 1 excede la del período 2. Por lo tanto, el modelo implica, bajo movilidad perfecta de capitales, que, con el fin de depreciar la tasa de cambio real por encima de su nivel actual de estado estacionario, la inflación en el presente debe ser (y se espera que sea) mayor que la inflación futura (i.e., la inflación es mayor en el período 1 que en el período 2).

Nótese que el anterior resultado no es equivalente a decir que la tasa presente de inflación tiene que *aumentar* con respecto a su nivel pasado. Más bien, el resultado dice que la política debe ser tal que el público *espere* que la inflación *caiga* en el tiempo (i.e., el público espera que la inflación en el segundo período sea menor que en el primero). Por lo tanto, desde un punto de vista teórico es concebible que una tasa de cambio real (temporalmente) más depreciada pueda surgir de una *caída* en la tasa de inflación en el primer período, bajo el supuesto que se espere que la inflación en el segundo período caiga aún más. Sin embargo, en la práctica, es muy posible que el público sea bastante escéptico sobre anuncios de inflación futura más baja. Por ende, si no se puede persuadir al público que la tasa de inflación en el futuro va a ser menor que su nivel inicial, el perseguir un nivel más depreciado de la tasa de cambio real implicará, necesariamente, un *alza* en la inflación con respecto a su nivel inicial.

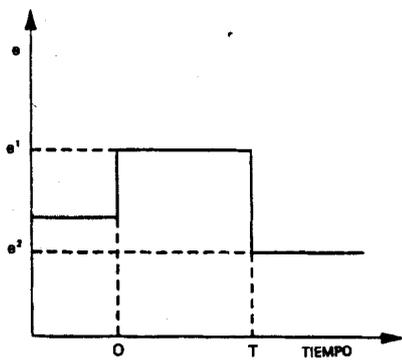
Finalmente, nótese que el resultado principal según el cual perseguir metas de tasa de cambio real es inflacionario sería válido aun bajo una regla de tipo PPA, por medio de la cual la tasa de cambio real se mantiene constante frente a choques externos. Considérese, específicamente, un nivel inicial de equilibrio en el cual la inflación externa ( $\pi^*$ ) es positiva de manera que  $i = i^* + \epsilon$ , donde  $i^*$  ( $= r + \pi^*$ ) designa la tasa nominal de interés mundial. Más aún, supóngase que hay una caída temporal en la inflación externa y, por ende, en la tasa nominal de interés mundial; esto es,  $i^{*1} < i^{*2}$ . En ausencia de una respuesta de política, este choque positivo externo llevaría a una caída temporal en la tasa nominal de interés doméstica (i.e.,  $i^1 < i^2$ ), lo cual incrementa el

<sup>17</sup> Como se discute más adelante,  $e^2$  debe ubicarse por debajo de su valor inicial de estado estacionario para que se cumpla la restricción de recursos (10).

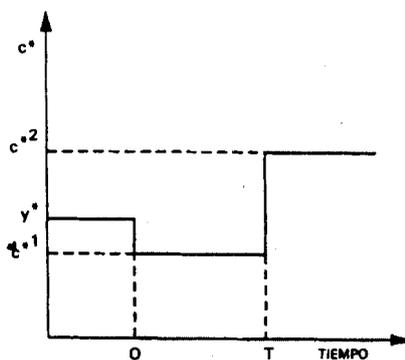
<sup>18</sup> En la Sección C del Gráfico 3, se supone que la tasa nominal de interés se incrementa con respecto a su nivel inicial (véase la discusión más adelante).

**GRAFICO 3**  
**Efectos de perseguir metas de la tasa de cambio real**

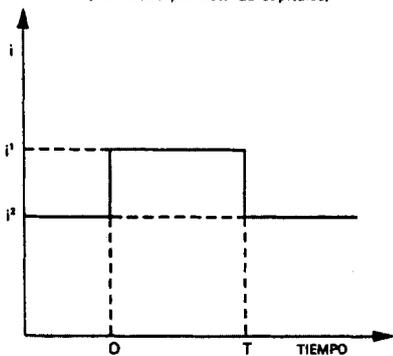
**A. TASA DE CAMBIO REAL**



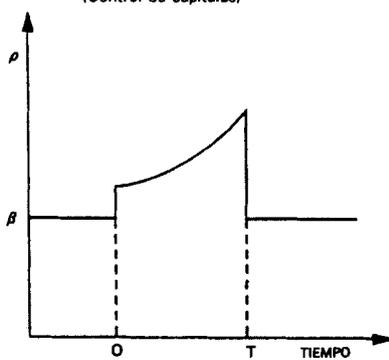
**B. CONSUMO DE BIENES TRANSABLES**



**C. TASA NOMINAL DE INTERES**  
 (Movilidad perfecta de capitales)



**D. TASA DE CAMBIO REAL**  
 (Control de capitales)



consumo de bienes transables (i.e.,  $c^1 > y^* > c^2$ ) y causa una apreciación de la tasa de cambio real (i.e.,  $e^1$  cae por debajo de su nivel inicial). Las autoridades pueden prevenir esto si colocan  $\epsilon^1$  por encima de  $\epsilon^2$  para compensar exactamente el cambio en la tasa nominal de interés mundial. Al hacer esto, el consumo de bienes transables y por lo mismo la tasa de cambio real permanecen inmodificados con respecto a su nivel inicial de pre-choque. Así, la política es exitosa al prevenir la apreciación de la tasa de cambio real, pero al costo de una mayor inflación (i.e.,  $\epsilon^1 > \epsilon^2$ ) con respecto a la situación en la cual las autoridades no hubieran respondido al choque externo <sup>19</sup>.

Aunque los dos tipos de política de la tasa de cambio real analizadas —las cuales tienen como meta una tasa de cambio real más depreciada y una regla tipo PPA— conducen a una mayor inflación, los efectos sobre el bienestar son diferentes. Como se argumentó antes, perseguir temporalmente un nivel más depreciado de la tasa de cambio real disminuye el bienestar pues no hay distorsión inicial. En contraste, mantener la tasa de cambio real constante cuando hay una caída temporal en la tasa nominal de interés mundial mejora el bienestar. Para entender esto, nótese que dicha regla de política implica que la trayectoria de consumo de bienes transables permanece llana en el tiempo, y por lo tanto, produce una mayor utilidad que la trayectoria alternativa de consumo no-constante que se obtendría si la autoridad monetaria no respondiera. En otras palabras, la autoridad monetaria compensa completamente los efectos de la distorsión introducidos por una tasa nominal de interés mundial no-constante <sup>20</sup>.

## B) Inmovilidad de capitales

Considérese ahora el caso en el cual existen controles a los flujos de capital. Suponemos que tales controles pueden ser implementados perfectamente de tal manera que el acervo de activos externos en poder del público permanece constante en el tiempo <sup>21</sup>. Se demostrará que, a diferencia del caso de movilidad perfecta de capitales, una devaluación temporal de la tasa de cambio real se puede obtener con una inflación de cero y una tasa de devaluación constante <sup>22</sup>.

<sup>19</sup> Suponemos que las expectativas del sector privado no son afectadas por la respuesta de política.

<sup>20</sup> Nótese que un aspecto clave del presente modelo es que el bienestar es independiente del nivel de la tasa nominal de interés, mientras ésta permanezca constante sobre el tiempo. Un análisis más completo tomaría también en cuenta los efectos benéficos de un menor nivel de inflación, siguiendo los lineamientos del modelo de costos-de-transacción de Reinhart y Végh (1994). En dicho marco, la regla tipo PPA analizada anteriormente no llevaría necesariamente a un mayor bienestar, ya que los beneficios de mantener una trayectoria constante de la tasa nominal de interés pueden ser más que compensados por el costo (en términos de mayores costos de transacción) de privarse de un período de tasas nominales de interés más bajas.

<sup>21</sup> Formalmente, el modelo se convierte en un modelo de tasa de cambio dual sin filtraciones entre los mercados; véase, por ejemplo, Obstfeld (1986) y, en el mismo contexto de pagos-por-anticipado (*cash-in-advance*), Guidotti y Végh (1992).

<sup>22</sup> Se supone, para mayor facilidad, que la tasa de devaluación es cero. Sin embargo, los resultados se cumplen para cualquier tasa constante de devaluación.

En este caso, a diferencia del de movilidad perfecta de capitales, la tasa real doméstica de interés (en términos de los bienes transables),  $\rho$ , puede diferir transitoriamente de la tasa real de interés mundial. Considérese de nuevo el experimento de fijar  $e_t = e^1$  para  $0 \leq t < T$ . Como se supone que la tasa nominal de interés es fija (i.e.,  $\epsilon = 0$ ), se sigue que  $i = \rho$ . Más aún, la condición de equilibrio (10) también se cumple en este caso, lo cual implica que  $c_t^* = c^{*1} < y^*$  durante el primer período. De esta manera, al igual que en el análisis anterior, si la economía alcanza el estado estacionario después del período  $T$ , tenemos que  $c_t^* = c^{*2} > y^*$ , para  $t \geq T$ <sup>23</sup>. Por otra parte, puede demostrarse fácilmente, a través de las ecuaciones (6) y (7), que en el estado estacionario con tasa de cambio fija  $i = \rho = \beta$ . Seguidamente demostraremos que, durante el primer período, la oferta monetaria puede ser manipulada con el fin de generar  $e_t = e^1$  y  $c_t^* = c^{*1}$  para  $0 \leq t < T$ .

De la condición de primer orden (6), se sigue que

$$u_c(c^{*1}, y) = \lambda_t(1 + \alpha i_t), \quad \text{para } 0 \leq t < T, \quad (14)$$

$$u_c(c^{*2}, y) = \lambda_T(1 + \alpha \beta), \quad \text{para } t \geq T, \quad (15)$$

donde:

$$\lambda_t = \bar{\lambda} D_t \exp(\beta t), \quad \text{para } 0 \leq t < T, \quad (16)$$

$$\lambda_t = \lambda_T, \quad \text{para } t \geq T, \quad (17)$$

Por lo tanto, recordando la ecuación (2) y que bajo tasas de cambio fijas  $i = \rho$ , tenemos

$$\dot{\lambda}_t = \lambda_t(\beta - i_t), \quad (18)$$

Así, de las ecuaciones (14) y (18), se sigue que

$$\dot{\lambda}_t = \left(\frac{1}{\alpha} + \beta_t\right)\lambda_t - \frac{u_c(c^{*1}, y)}{\alpha}, \quad \text{para } 0 \leq t < T. \quad (19)$$

Por definición (recordar las ecuaciones (14) y (15)),  $\lambda$  es continua en el tiempo.

<sup>23</sup> Nótese que podemos escoger los mismos valores de  $c^{*1}$  y  $c^{*2}$  utilizados en el caso de movilidad perfecta de capitales, ya que la economía como un todo enfrenta la misma restricción global de recursos (10), independientemente del grado de movilidad de capitales internacionales.

Por otra parte, de la ecuación (15), se sigue que  $\lambda$  debe alcanzar un nivel bien-definido en el momento T. Formalmente, la solución de equilibrio está asociada con la trayectoria continua de  $\lambda$  que satisface la ecuación dinámica (19) y la condición terminal (15). Con esto tenemos los elementos básicos para proseguir con la parte sustantiva del análisis.

Primero demostramos que  $\lambda$  decrece en el tiempo. Supóngase, por el contrario, que  $\lambda$  crece en el tiempo. Esto implica, a partir de la ecuación (19) que  $(1/\alpha + \beta) \lambda_0 > u_{c^*}(c^1, y)/\alpha$ . Entonces, ya que  $\lambda_T > \lambda_0$  y  $c^1 < c^2$ , se sigue, usando (12), que  $(1/\alpha + \beta) \lambda_T > u_{c^*}(c^1, y)/\alpha > u_{c^*}(c^2, y)/\alpha$ , lo cual contradice la condición terminal (15). Por lo tanto,  $(1/\alpha + \beta) \lambda_0 < u_{c^*}(c^1, y)/\alpha$ , lo que implica, por la ecuación (19) que  $\lambda$  decrece en el tiempo<sup>24</sup>. En consecuencia, por la ecuación (14), *la tasa nominal de interés (y por ende la tasa real de interés) crece en el tiempo*. Además, de la ecuación (14) y el hallazgo anterior que  $(1/\alpha + \beta) \lambda_0 < u_{c^*}(c^1, y)/\alpha$ , se sigue que

$$u_{c^*}(c^1, y) = \lambda_0(1 + \alpha i_0) > \lambda_0(1 + \alpha \beta), \quad (20)$$

lo que implica que,  $i_0 (= \rho_0) > \beta$ . Por lo tanto, si la economía se encontraba en equilibrio de estado estacionario antes del intento de elevar la tasa de cambio real, *un nivel sobre-depreciado de la tasa de cambio real puede ser sustentado por un salto en la tasa de interés nominal/real, seguido de posteriores incrementos hasta que la política sea abandonada en el momento T* (y  $\rho$  retorna a su nivel de estado estacionario  $\beta$ ), tal como se ilustra en el Gráfico 3, sección D<sup>25</sup>.

En resumen, el análisis ha demostrado que, en el caso de inmovilidad de capitales, se puede lograr una depreciación temporal de la moneda en términos reales sin afectar la tasa de inflación si ésta va acompañada de una política temporal de crédito restringido. Como era de esperar, la restricción crediticia se alcanza por medio de la reducción de los saldos monetarios reales. Para comprobarlo, nótese que la restricción de pago-por anticipado (*cash-in-advance*) (4) y la condición de equilibrio (8) implican

$$m_t = \alpha(c_t^* + \frac{Y}{e_t}), \quad (21)$$

<sup>24</sup> Nótese que no puede darse el caso que  $(1/\alpha + \beta) \lambda_0 = u_{c^*}(c^1, y)/\alpha$ . Si ese fuera el caso,  $\lambda_t = \lambda_0$  para  $0 \leq t < T$ , y la condición terminal (15) sería violada.

<sup>25</sup> Una regla de tipo PPA llevaría a resultados similares, tal como se discutió anteriormente en el caso de movilidad perfecta de capitales. Por lo tanto, el mantener la tasa de cambio real constante frente a choques externos temporales que tendieran a apreciarla implicaría altas tasas reales de interés y crecientes con respecto a la situación donde no hay respuesta de política.

Entonces,  $m$  cae en el momento 0 (ya que  $e$  aumenta y  $c^*$  cae) y luego permanece constante en cada período. Considérese la política de crédito doméstico que sustenta dicha trayectoria de la oferta monetaria. En el momento 0, el crédito doméstico es restringido con el fin de generar la caída en la oferta monetaria. De allí en adelante, y durante el resto del primer período, las autoridades monetarias esterilizan completamente el flujo de reservas, que resulta del superávit en la cuenta corriente, con el fin de mantener constante la oferta monetaria. En el momento T, el crédito doméstico es incrementado para sustentar el mayor consumo de bienes transables y la tasa de cambio real más baja. El resultado anterior es testimonio del mayor poder de la política monetaria en el caso de movilidad imperfecta de capitales. Es destacable que, en nuestro ejemplo, la tasa de cambio real puede ser variada a través de la manipulación de la oferta monetaria, pero sin tener que cambiar la tasa de inflación. Sin embargo, debe señalarse que aun en el caso extremo de inmovilidad del capital internacional, los cambios temporales en la tasa de cambio real son socialmente costosos. En realidad, nuestro ejemplo enfatiza este punto ya que los costos sociales asociados con los cambios temporales en la tasa de cambio real son idénticos a los incurridos bajo movilidad perfecta del capital <sup>26</sup>.

El poder de la política monetaria también se ve menguado en este caso si la política gubernamental no es completamente creíble. Considérese, por ejemplo, el caso en el cual el público espera un nivel elevado de inflación en el futuro, independientemente de los anuncios del gobierno. En estas condiciones la tasa de interés futura esperada es en su mayor parte independiente de los anuncios presentes. Por lo tanto, si el gobierno desea generar una depreciación temporal de la tasa de cambio real, se verá forzado a elevar las tasas de interés corrientes por encima de lo que subirían en el caso de perfecta credibilidad. En un modelo más realista en el cual exista un acervo positivo de deuda de corto plazo del gobierno, las mayores tasas de interés empeorarían la situación fiscal, generando muy posiblemente la mayor inflación que el público espera.

---

### III Simulación del modelo

---

En la sección anterior se presentó un ejemplo sencillo en el cual el gobierno es capaz de colocar, temporalmente, la tasa real de cambio en un nivel más depreciado con relación al estado estacionario, bien sea a través de una mayor inflación presente con respecto al futuro (caso de movilidad perfecta de capitales) o aumentando las tasas reales de interés (caso de inmovilidad de capitales). En esta sección se presenta una ilustración

---

<sup>26</sup> Este punto debe ser obvio ya que la trayectoria de  $c^*$  es la misma en ambos casos.

numérica del modelo para formarse una idea del orden de las magnitudes involucradas <sup>27</sup>. Específicamente, estamos interesados en evaluar cuánto deben subir la inflación y las tasas reales de interés con el objeto de generar una depreciación dada de la tasa de cambio real <sup>28</sup>.

Con el fin de simular el modelo necesitamos especificar las preferencias. Supóngase que la función de utilidad instantánea exhibe aversión relativa y constante al riesgo:

$$u(c_t^*, c_t) = \frac{z_t^{\frac{1-\frac{1}{\eta}}}}{1 - \frac{1}{\eta}}, \quad (22)$$

donde  $\eta (> 0)$  es la elasticidad de sustitución intertemporal, y  $z$ , es un índice de consumo total que toma la forma funcional Cobb-Douglas:

$$z_t = c_t^{*q} c_t^{1-q}, \quad (23)$$

donde  $q$  indica la participación de los bienes transables en el consumo total. Ahora contamos con todos los elementos necesarios para simular el modelo en los dos casos de movilidad perfecta de capitales y control de capitales.

### A) Movilidad perfecta de capitales

Considerando las ecuaciones (22) y (23), las condiciones de primer orden (11) y (12) se convierten en:

$$q z_t^{-\frac{1}{\eta}} \left(\frac{y}{c_t^*}\right)^{1-q} = \bar{\lambda}(1 + \alpha i_t), \quad (24)$$

$$\frac{q y}{(1-q)c_t^*} = e_t, \quad (25)$$

<sup>27</sup> Véase Reinhart y Végh (1994) para un ejercicio numérico similar, bajo movilidad perfecta de capitales, dirigido a evaluar la importancia cuantitativa de la credibilidad imperfecta en los programas de estabilización basados en la tasa de cambio.

<sup>28</sup> En aras de la brevedad, supondremos que la tasa nominal de interés no cambia a través de los estados estacionarios y es igual a  $r$  (i.e., la tasa de inflación del estado estacionario es cero). Así, en el primer período la tasa nominal de interés es mayor que la del estado estacionario inicial.

Utilizando (24), (25) y la restricción de recursos (10), se puede derivar una solución de forma cerrada para  $c^*$ :

$$c_t^* = y^* \frac{p_t^{-\eta^*}}{r \int_0^{\infty} p_t^{-\eta^*} \exp(-rt) dt} \quad (26)$$

donde:

$$p_t \equiv 1 + \alpha i_t, \quad (27)$$

$$\eta^* \equiv \frac{\eta}{q + (1-q)\eta}, \quad (28)$$

Con el propósito de simplificar la terminología, la ecuación (27) define el precio efectivo del consumo, mientras que la (28) define la elasticidad de sustitución intertemporal relevante para los bienes transables<sup>29</sup>. Nótese que si  $i_t$  y por lo tanto  $p_t$  son constantes en el tiempo, entonces el término que multiplica a  $y^*$  en el lado derecho de la ecuación (26) es igual a la unidad, lo cual implica que  $c_t^* = y^*$  para todos los valores de  $t$ . Si  $i_t$  y por lo tanto  $p_t$  varían en el tiempo, entonces  $c^*$  también variará en el tiempo. En este caso, el parámetro  $\eta^*$  desempeña un papel clave en determinar la respuesta de  $c^*$ . Concretamente, si  $p$  es mayor en el presente que en el futuro, entonces el consumo presente de bienes transables es menor que el futuro. Mientras mayor sea  $\eta^*$ , menor será el consumo presente con relación al futuro.

Así mismo, necesitamos hacer explícita la trayectoria de  $i$  y por ende de  $p$ , con el fin de hacer operacional la ecuación (26). Siguiendo el ejemplo teórico, supóngase que  $i_t = i^1$  para  $0 \leq t < T$  e  $i_t = i^2$  para  $t \geq T$ , donde  $i^1 > i^2$ . Entonces, si  $p^1$  y  $p^2$  representan los precios efectivos, respectivamente (i.e.,  $p^1 = 1 + \alpha i^1$  y  $p^2 = 1 + \alpha i^2$ , donde  $p^1 > p^2$ ), la ecuación (26) se reduce a:

$$c_t^* = y^* \left[ 1 - \exp(-rT) + \left( \frac{p^2}{p^1} \right)^{-\eta^*} \exp(-rT) \right]^{-1} \quad \text{para } 0 \leq t < T. \quad (29)$$

<sup>29</sup> Debe notarse que, cuando  $q = 1$ , la ecuación (26) se reduce a la solución de forma cerrada que se obtendría en el modelo de un solo bien (véase Reinhart y Végh, 1994). Así, en este marco de dos bienes se hace claro que la elasticidad de sustitución intertemporal para el consumo de bienes transables,  $\eta^*$ , puede diferir de la elasticidad de sustitución del consumo agregado,  $\eta$ . Nótese que si  $q = 1$ , entonces  $\eta^* = \eta$ . Sin embargo, en un marco de dos bienes (i.e., cuando  $q < 1$ ), si  $\eta < 1$  (el caso relevante en la práctica, véase más adelante) entonces  $\eta^* > \eta$ .

donde  $p$  y  $\eta^*$  están definidas en las ecuaciones (27) y (28) respectivamente (una expresión similar se cumple para  $t \geq T$ ).

Utilizando las ecuaciones (25), (27), (28) y (29) podemos calcular la tasa nominal de interés requerida para generar una depreciación dada de la tasa de cambio <sup>30</sup>. Suponiendo que  $i^2 = r = 0.03$ , el Cuadro 1 muestra la tasa nominal de interés (en términos mensuales efectivos) que genera, en el período 1, una depreciación real del 5%, 10% y 15% para diferentes valores de  $\eta$  y  $T$  (expresada en años) <sup>31</sup> <sup>32</sup>. Por ejemplo, si  $\eta = 0.4$  y  $T = 1/2$  (un semestre), entonces la tasa nominal de interés debe ser 4.97% por mes (ó 79% por año) para que la tasa de cambio real se deprecie 5%.

Cuatro observaciones se siguen de las cifras reportadas en el Cuadro 1:

i) Es probable que las consecuencias inflacionarias de generar una depreciación temporal de la tasa de cambio real sean significativas. Aun cuando estas cifras deben verse como una cota superior —dado que en la práctica la movilidad de capitales no es perfecta— el orden de las magnitudes es lo suficientemente grande para sugerir que los efectos inflacionarios van a ser considerables bajo una movilidad de capitales casi perfecta.

ii) El valor de la meta de tasa de cambio real tiene un efecto sustancial en la escalada inflacionaria. En otras palabras, para un valor dado de la elasticidad intertemporal de sustitución (dígase, 0.4) colocar una meta de depreciación real del 15% durante un año (i.e.,  $T = 1$ ) resulta en una inflación considerablemente mayor (una tasa nominal de interés de 15.81% mensual) que una meta de depreciación real del 5% (una tasa nominal de interés de 5.05% por mes).

iii) La elasticidad intertemporal de sustitución desempeña un papel clave. Como la depreciación real de la tasa de cambio ocurre a través de la sustitución intertemporal en el consumo, no es sorprendente que la magnitud de este parámetro afecte de manera crítica las consecuencias inflacionarias de perseguir metas de tasa de cambio real. Por

<sup>30</sup> Específicamente, tomamos  $i^2$  como dado y variamos  $i^1$  de tal manera que generamos a través de la ecuación (29) el valor de  $c^1$  que implica, a través de la ecuación (25), la depreciación deseada de la tasa de cambio real.

<sup>31</sup> Nótese que  $i$  es una tasa de interés capitalizada instantáneamente. De esta manera, si  $i$  es 3% la tasa correspondiente anual efectiva es 3.05% y la tasa mensual es 0.25%. En lo que sigue, a no ser que se especifique lo contrario, todas las tasas de interés están expresadas en términos efectivos.

<sup>32</sup> Se utilizaron los siguientes valores para los parámetros:  $\alpha = 0.15$ ,  $q = 0.4$ ,  $r = 0.03$ . Sin pérdida de generalidad (ya que sólo nos preocupamos por cambios porcentuales),  $y^*$  y  $e$  fueron normalizados a un valor de uno. Los valores de  $\alpha$  y  $q$  se escogieron con base en datos observados. Específicamente, el cociente entre  $M1$  y el consumo privado fue de 11.4 para Brasil en 1991, 10.7 para Chile en 1991 y 16.7 para Colombia en 1988 (datos tomados del E.F.I.). El valor de  $q$ , basado en la participación promedio del consumo de bienes transables durante el período 1978-1986, fue 0.47 para Brasil y 0.32 para Colombia (véase Ostry y Reinhart, 1992).

ejemplo, para  $T = 1$  y una depreciación real del 10%, la tasa nominal de interés fluctúa entre 23.78 y 6.83 por mes a medida que  $\eta$  fluctúa entre 0.15 y 0.8. Tal como se reporta en Reinhart y Végh (1993), las elasticidades intertemporales de sustitución para varios países en desarrollo, que incluyen a Brasil y Chile, se encuentran alrededor de 0.20<sup>33</sup>. Por lo tanto, es posible que estos bajos valores de  $\eta$  exacerben las consecuencias inflacionarias de las metas de tasa de cambio real.

## CUADRO 1

**Movilidad perfecta de capitales: tasa nominal de interés requerida  
para generar una depreciación real dada**

(Porcentaje mensual)

	Elasticidad de sustitución intertemporal	Depreciación de la tasa de cambio real		
		5%	10%	15%
T = 0.5	0.15	10.57	23.35	39.26
	0.4	4.97	10.07	15.55
	0.8	3.43	6.73	10.15
T = 1	0.15	10.75	23.78	40.08
	0.4	5.05	10.22	18.81
	0.8	3.48	6.83	10.31
T = 2	0.15	11.10	24.67	41.74
	0.4	5.20	10.55	18.34
	0.8	3.58	7.05	10.83

Fuente: Cálculos de los autores.

<sup>33</sup> Reinhart y Végh (1993) utilizan para su estimación un modelo monetario muy similar al modelo de pagos-por-anticipado (*cash-in-advance*) empleado en nuestro caso, pero que permite una velocidad variable. Dependiendo de los parámetros de la demanda de dinero, los estimativos de  $\eta$  se ubican en el rango de 0.04-0.80 y son estadísticamente significativos. En un modelo real, usando data de panel para cinco países latinoamericanos (incluyendo a Brasil y Colombia), Ostry y Reinhart (1992) estiman que la elasticidad intertemporal de sustitución está alrededor de 0.4.

iv) El período de tiempo durante el cual los responsables de la política busquen mantener una tasa de cambio real más depreciada no es relativamente importante. Como el Cuadro 1 muestra los valores del parámetro  $T$  no hacen mucha diferencia con respecto a los efectos inflacionarios. Por ejemplo, para una depreciación real de 5% y  $\eta = 0.15$  la tasa nominal de interés varía sólo de 10.57 a 11.10% por mes en la medida que  $T$  varía de medio a dos años. Entonces, lo que importa no es tanto el período durante el cual se mantenga la tasa de cambio real a un nivel más depreciado, sino más bien el *nivel* deseado de la meta de tasa de cambio real.

## B) Inmovilidad de capitales

A pesar de tener una dinámica intrínseca, el modelo con control de capitales es lo suficientemente sencillo para prestarse a una solución numérica fácil. Nuestro objetivo es calcular los valores iniciales y finales de la trayectoria de la tasa real de interés (i.e.,  $\rho_0$  y  $\rho_T$ ), trazada en el Gráfico 3, literal D, que genera una tasa de cambio real depreciada temporalmente<sup>34 35</sup>. Los valores de  $c^*$  y  $c^{*2}$  son los mismos que surgen del caso de movilidad perfecta de capitales ya que, por construcción, la política bajo controles de capital estudiada en la Sección II sustenta dicha trayectoria.

Como la solución del modelo no produce inferencias adicionales, solamente indicaremos el método de resolución sin reportar dicha solución. La ecuación diferencial lineal (19) se puede despejar para obtener  $\lambda_0$  como una función de  $\lambda_T$  y  $c^*$ . Como conocemos ambos  $\lambda_T$  (que se obtiene de la ecuación (15) usando las ecuaciones (22) y (23)) y  $c^*$ ,  $\lambda_0$  puede ser calculada. Dados  $\lambda_0$  y  $c^*$ , se puede calcular  $i_0$  ( $= \rho_0$ ) a partir de la ecuación (14), utilizando las ecuaciones (22) y (23). El valor de  $i_T$  puede calcularse de la misma manera dado que  $\lambda$  es continuo en el momento  $t = T$ .

El Cuadro 2 presenta los resultados de la simulación. Cada entrada reporta dos valores de la trayectoria de la tasa real de interés presentada en el Gráfico 3, sección D: el primero, corresponde al valor de la tasa real de interés en el momento 0, mientras que el segundo es el valor en el momento  $T$  (i.e., justo antes que la tasa de cambio real caiga). En general, el aumento inicial de las tasas reales de interés es más bien pequeño<sup>36</sup>. Sin embargo, eventualmente, la tasa real de interés alcanza valores altos, en algunos casos exorbitantes. Nótese que el valor final de la tasa real de interés (o la tasa nominal de interés) coincide con el valor que la tasa nominal de interés toma en el

<sup>34</sup>  $T^-$  significa el límite del lado izquierdo.

<sup>35</sup> Recuérdese que ya que la tasa de inflación es cero, la tasa real de interés es también la tasa nominal de interés.

<sup>36</sup> El valor de estado estacionario de la tasa real de interés es 0.25% por mes. En todas las entradas del Cuadro 2 el valor de la tasa real de interés en el momento 0 es mayor que su valor de estado estacionario, aunque en algunos casos esto no es evidente en el cuadro ya que las cifras han sido redondeadas a dos decimales.

iv) El período de tiempo durante el cual los responsables de la política busquen mantener una tasa de cambio real más depreciada no es relativamente importante. Como el Cuadro 1 muestra los valores del parámetro T no hacen mucha diferencia con respecto a los efectos inflacionarios. Por ejemplo, para una depreciación real de 5% y  $\eta = 0.15$  la tasa nominal de interés varía sólo de 10.57 a 11.10% por mes en la medida que T varía de medio a dos años. Entonces, lo que importa no es tanto el período durante el cual se mantenga la tasa de cambio real a un nivel más depreciado, sino más bien el *nivel* deseado de la meta de tasa de cambio real.

## B) Inmovilidad de capitales

A pesar de tener una dinámica intrínseca, el modelo con control de capitales es lo suficientemente sencillo para prestarse a una solución numérica fácil. Nuestro objetivo es calcular los valores iniciales y finales de la trayectoria de la tasa real de interés (i.e.,  $\rho_0$  y  $\rho_{T^-}$ ), trazada en el Gráfico 3, literal D, que genera una tasa de cambio real depreciada temporalmente<sup>34 35</sup>. Los valores de  $c^1$  y  $c^2$  son los mismos que surgen del caso de movilidad perfecta de capitales ya que, por construcción, la política bajo controles de capital estudiada en la Sección II sustenta dicha trayectoria.

Como la solución del modelo no produce inferencias adicionales, solamente indicaremos el método de resolución sin reportar dicha solución. La ecuación diferencial lineal (19) se puede despejar para obtener  $\lambda_0$  como una función de  $\lambda_{T^-}$  y  $c^1$ . Como conocemos ambos  $\lambda_{T^-}$  (que se obtiene de la ecuación (15) usando las ecuaciones (22) y (23)) y  $c^2$ ,  $\lambda_0$  puede ser calculada. Dados  $\lambda_0$  y  $c^1$ , se puede calcular  $i_0 (= \rho_0)$  a partir de la ecuación (14), utilizando las ecuaciones (22) y (23). El valor de  $i_{T^-}$  puede calcularse de la misma manera dado que  $\lambda$  es continuo en el momento  $t = T$ .

El Cuadro 2 presenta los resultados de la simulación. Cada entrada reporta dos valores de la trayectoria de la tasa real de interés presentada en el Gráfico 3, sección D: el primero, corresponde al valor de la tasa real de interés en el momento 0, mientras que el segundo es el valor en el momento  $T^-$  (i.e., justo antes que la tasa de cambio real caiga). En general, el aumento inicial de las tasas reales de interés es más bien pequeño<sup>36</sup>. Sin embargo, eventualmente, la tasa real de interés alcanza valores altos, en algunos casos exorbitantes. Nótese que el valor final de la tasa real de interés (o la tasa nominal de interés) coincide con el valor que la tasa nominal de interés toma en el

<sup>34</sup>  $T^-$  significa el límite del lado izquierdo.

<sup>35</sup> Recuérdese que ya que la tasa de inflación es cero, la tasa real de interés es también la tasa nominal de interés.

<sup>36</sup> El valor de estado estacionario de la tasa real de interés es 0.25% por mes. En todas las entradas del Cuadro 2 el valor de la tasa real de interés en el momento 0 es mayor que su valor de estado estacionario, aunque en algunos casos esto no es evidente en el cuadro ya que las cifras han sido redondeadas a dos decimales.

caso de movilidad perfecta de capital, como lo revela la comparación de los Cuadros 1 y 2. Esto no debe sorprender ya que la condición terminal (15) también se cumple bajo movilidad perfecta de capitales, lo cual implica que  $\lambda_T = \bar{\lambda}$ . Entonces, puesto que el consumo es igual en ambos casos,  $\rho_T$  (bajo inmovilidad de capitales) es igual a  $i^1$  (bajo movilidad perfecta de capitales).

Las observaciones hechas en el caso de movilidad perfecta de capitales también son relevantes en este caso. En particular, los parámetros claves son la elasticidad de sustitución intertemporal y el nivel de la meta de tasa de cambio. El período durante el cual la tasa de cambio real se mantiene más depreciada cumple un papel menor.

## CUADRO 2

**Inmovilidad de capitales: tasa nominal de interés requerida  
para generar una depreciación real dada**

(Porcentaje mensual)

	Elasticidad de sustitución intertemporal	Depreciación de la tasa de cambio real		
		5%	10%	15%
T = 0.5	0.15	0.55-10.57	0.79-23.35	0.99-39.26
	0.4	0.40- 4.97	0.53-10.07	0.65-15.55
	0.8	0.35- 3.43	0.45- 6.73	0.53-10.15
T = 1	0.15	0.26-10.75	0.27-23.78	0.27-40.06
	0.4	0.26- 5.05	0.26-10.22	0.26-15.81
	0.8	0.25- 3.48	0.26- 6.83	0.26-10.31
T = 2	0.15	0.25-11.10	0.25-24.67	0.25-41.74
	0.4	0.25- 5.20	0.25-10.55	0.25-16.34
	0.8	0.25- 3.58	0.25- 7.05	0.25-10.63

Fuente: Cálculos de los autores.

En conclusión, debe tenerse en cuenta que los Cuadros 1 y 2 representan dos situaciones extremas —movilidad perfecta de capitales e inmovilidad perfecta de capitales— ninguna de las cuales es factible que se cumpla en la práctica. En el mundo real, el escenario aplicable va a estar en medio de estos dos, aun cuando ha venido moviéndose hacia el caso de movilidad perfecta de capital durante los últimos 20 años. Por lo tanto, en la práctica, perseguir una meta de tasa de cambio real sobre-depreciada por un período limitado, va a conducir necesariamente a una mayor inflación y mayores tasas reales de interés. Bajo esta interpretación los Cuadros 1 y 2 sugieren cotas *superiores* del orden de las magnitudes involucradas.

---

## IV Implicaciones Empíricas

---

El modelo descrito en la Sección II implica que el nivel de la tasa de cambio real en el estado estacionario es independiente de (cambios permanentes en) la política monetaria. Como en el estado estacionario no existe un vínculo directo entre la inflación y la tasa de cambio real, el impacto de las autoridades monetarias sobre la tasa de cambio real es, a lo sumo, transitorio. En esta sección se examinan algunas de las principales implicaciones empíricas del marco teórico. Dado que el modelo enfatiza las variaciones temporales en la tasa de cambio real, primero evaluamos la importancia relativa de los choques temporales en la explicación de la variabilidad total de la tasa de cambio real para Brasil, Chile y Colombia, tres países que han seguido una regla de PPA<sup>37</sup>. Posteriormente examinamos empíricamente la principal implicación del modelo: si hay algún grado de movilidad de capitales, la inflación se acelerará durante los episodios en los cuales la tasa de cambio real sea depreciada con respecto a su nivel permanente de "estado estacionario". Con este fin, calculamos la relación entre la inflación y el componente "cíclico" de la tasa de cambio real, ya que este último captura las desviaciones transitorias de su nivel de estado estacionario.

Se utilizan datos trimestrales para la tasa de cambio real y los precios al consumidor durante el período enero de 1978 a diciembre de 1992. El análisis empírico que sigue requiere que se conozcan de antemano las propiedades individuales de las series de tiempo de las variables de interés. Por lo tanto, utilizamos un conjunto de pruebas de raíz unitaria que se reporta en el Cuadro 3. Las pruebas Dickey-Fuller aumentado (ADF) y la de Phillips-Perron (PP) indican que la tasa de cambio real y el *nivel* de precios tienen una raíz unitaria (i.e., son estacionarios en diferencias). La inflación es una

---

<sup>37</sup> Por supuesto, otras acciones de política no discutidas en este trabajo, tales como cambios en el gasto del Gobierno en bienes no transables, tendrán efectos *permanentes* sobre la tasa de cambio real (véase, por ejemplo, Edwards, 1989).

CUADRO 3

Pruebas de raíz unitaria  
(1979: II - 1992: II)

$\text{Regresión: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t$			
Series	k	Estadístico t de $\alpha$ (Estadístico A.D.F.)	Estadístico Phillips-Perron
<b>Tasa de cambio real</b>			
Brasil	1	-2.9837	-2.1865
Chile	3	-2.3568	-1.9772
Colombia	1	-1.8625	-1.5359
<b>Inflación</b>			
Brasil	1	-4.249***	-3.850**
Chile	4	-3.598**	-4.932***
Colombia	3	-1.884	-6.472***
Valores críticos	1%	5%	10%
50 observaciones (1)	-4.18	-3.51	-3.18

(1) Los valores críticos se tomaron de Guilkey y Schmidt (1989).

**Notas:** La Tasa de Cambio Real está expresada en logaritmos, mientras que la inflación se mide como la primera diferencia del logaritmo del nivel de precios.

El número total de observaciones es de 52. \*\*\*\* y \*\*\*\*\* indican resultados significativos a los niveles del 1 y 5%, respectivamente.

variable estacionaria<sup>38</sup>. Las pruebas de raíz unitaria indican que las variables en cuestión tienen un componente permanente, pero no proporcionan información sobre la importancia relativa de este componente.

### A) Choques temporales sobre la tasa de cambio real

Utilizamos la metodología de Cochrane (1988) con el fin de determinar qué tan importantes son los choques temporales al explicar la variabilidad de la tasa de cambio real. Esta metodología proporciona una medida de la persistencia de los choques sobre una variable por medio del examen de la varianza de sus diferencias mayores que un rezago. Concretamente, supóngase que la variable  $x$  tiene la siguiente representación,

$$x_t = \delta x_{t-1} + u_t, \quad \text{donde } u_t \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (30)$$

Entonces, si  $\delta = 1$ ,  $x$  sigue un paseo aleatorio puro y la varianza de sus diferencias de orden  $k$  crece linealmente con la diferencia

$$\text{var}(x_t - x_{t-k}) = k\sigma_u^2 \quad (31)$$

Si  $\delta < 1$  y  $x$  es un proceso estacionario, la varianza de su diferencia de orden  $k$  viene dada por

$$\text{var}(x_t - x_{t-k}) = \sigma_u^2(1 - \delta^{2k})/(1 - \delta^2), \quad (32)$$

Por lo tanto, el cociente  $(1/k)\text{var}(x_t - x_{t-k})/\text{var}(x_t - x_{t-1})$  es igual a uno si  $x$  sigue un paseo aleatorio y converge a cero si  $x$  es estacionario. Si  $x$  posee ambos, un componente permanente (paseo aleatorio) y uno temporal (estacionario), el cociente va a converger a la razón entre la varianza del choque permanente y la varianza total de  $x$ . Así, mientras más cercano esté el cociente a la unidad, menor es la importancia relativa de los choques temporales.

El Cuadro 4 resume los principales resultados. Los valores de  $k$  fluctúan entre uno y diez años. En los tres países considerados, los choques temporales explican una gran porción de la varianza de la tasa de cambio real. Los choques temporales son más importantes para Chile (62% de la varianza) y menos importantes para Brasil (43% de la varianza). Colombia se ubica en la mitad con choques temporales explicando cerca del 57% de la varianza de la tasa de cambio real. En conclusión, estos resultados parecen indicar que, para estos países, los choques temporales desempeñan un papel importante en el comportamiento de la tasa de cambio real. Entonces, al menos en este aspecto, el marco teórico descrito en la Sección II no es carente de contenido empírico.

<sup>38</sup> Cuando las pruebas producen resultados encontrados (por ejemplo, la inflación en Colombia), se le otorga un mayor peso a las pruebas de PP, que tienen en cuenta formas más generales de heterocedasticidad.

CUADRO 4

Componentes temporal y de paseo aleatorio de la tasa de cambio real (1)

$(1/k)\sigma_k^2/\sigma_1^2$  para varios k (trimestres)

	8	16	24	32	40
Brasil	1.072 (0.015)	0.640 (0.021)	0.752 (0.028)	0.575 (0.030)	
Chile	1.041 (0.017)	0.863 (0.027)	0.704 (0.031)	0.513 (0.031)	0.376 (0.012)
Colombia	1.494 (0.017)	1.217 (0.027)	0.953 (0.031)	0.687 (0.031)	0.465 (0.012)

(1) Se utilizaron datos trimestrales. Los índices de la Tasa de Cambio Real son del sistema de información de noticias del Fondo Monetario Internacional. Los errores estándar aparecen en paréntesis y fueron tabulados a partir de simulaciones Monte Carlo (600 réplicas) para  $n = 62$ ,  $k = 32$  y  $k = 40$ , bajo la hipótesis nula de un paseo aleatorio. El cociente de la varianza converge en un menor valor de k para el caso de Brasil, indicando que los choques temporales son relativamente menos persistentes que para Chile y Colombia.

Nuestros resultados contrastan con los de Edwards (1989), quien sugiere que los choques temporales desempeñan un papel relativamente pequeño en el comportamiento de la tasa de cambio real. Sin embargo, la conclusión de Edwards (1989) está basada en los resultados de una regresión que tiene el nivel de la tasa de cambio real como la variable dependiente, e incluye como variables explicativas tanto el componente permanente como el transitorio de los términos de intercambio, el gasto del Gobierno y otras variables "reales" (véase Edwards, 1989). El principal problema con ese enfoque es que no todas las variables que aparecen en la regresión son integradas del mismo orden, lo cual sesga los resultados hacia no otorgar ninguna importancia para los choques temporales. Obsérvese que ambos, la tasa de cambio real y, por construcción, el "componente permanente" de todas las variables explicativas son no-estacionarios<sup>39</sup>. Sin embargo,

<sup>39</sup> La descomposición tendencia-ciclo de Beveridge-Nelson (1981) fue empleada por Edwards (1989).

también por construcción, el "componente temporal" de todas las variables explicativas es estacionario. Por lo tanto, los métodos de regresión tales como los mínimos cuadrados ordinarios, MCO, van a asignarle coeficientes cero a todas las variables estacionarias que aparecen en el lado derecho, ya que asintóticamente no puede haber relación entre una variable estacionaria y una no-estacionaria. Sin embargo, el hecho que los componentes temporales no fueran estadísticamente significativos fue tomado como evidencia de que aquellos no eran un factor importante para explicar el comportamiento de la tasa de cambio.

La metodología descrita aquí es más directa y no requiere ninguna estimación. No obstante, es importante anotar que esta metodología no discrimina entre "tipos" de choques temporales. En otras palabras, no se distingue entre un "choque temporal de política", tal como el que consideramos en el ejercicio previo y de un choque temporal a los términos de intercambio que subyace el ejercicio de Edwards (1989).

## B) La inflación y la Tasa de Cambio Real

El modelo teórico sugiere que la inflación se acelerará cuando las autoridades intenten depreciar la tasa de cambio real por encima de su nivel de equilibrio. Con el fin de examinar esta proposición seguimos una mecánica de dos etapas. Primero, empleamos la técnica Beveridge-Nelson (Beveridge y Nelson, 1991), en su versión modificada de Miller (1988), para descomponer la tasa de cambio entre sus componentes "permanente" (o de estado estacionario) y "temporal" (o componente cíclico). Como se discutió anteriormente, el criterio de identificación de esta técnica es que el primero de los mencionados captura el componente no-estacionario de la variable mientras que el segundo captura el estacionario<sup>40</sup>. Segundo, examinamos las correlaciones por parejas entre el componente cíclico de la tasa de cambio real y la inflación (la cual también se comprobó que era una variable estacionaria).

Se utiliza el inverso del índice de tasa de cambio real del FMI; de esta manera, al igual que en el modelo teórico, un aumento en el índice señala una *depreciación* real<sup>41</sup>. Cuando el componente cíclico es negativo, la tasa de cambio real observada está "sobreevaluada" con respecto a su nivel de equilibrio de estado estacionario. Por lo tanto, el modelo sugiere que debemos observar una correlación positiva entre la inflación y el componente cíclico o temporal de la tasa de cambio real. Las correlaciones correspon-

<sup>40</sup> El Cuadro A.1 del Apéndice, proporciona detalles acerca de los procesos ARMA que mejor describieron la tasa de cambio real en los tres países de nuestra muestra; mientras que el Apéndice A-2 discute los vínculos de las "variables económicas fundamentales" con la tendencia y el ciclo.

<sup>41</sup> La fuente de los datos es el "Information Notice System" del Fondo Monetario Internacional.

dientes y sus errores estándar son reportados en el Cuadro 5. En todos los tres casos considerados, la correlación tiene el signo esperado y es significativa a un nivel de confianza del 10% e inclusive a niveles más altos. En todos los casos, la correlación es relativamente baja (fluctuando entre 0.26 y 0.42), lo cual indica que también hay importantes diferencias en las fuerzas que se mueven detrás de estas dos variables. Esta baja correlación es evidente en el Gráfico 4 que presenta la inflación y el componente cíclico de la tasa de cambio real.

En contraste, no se detecta la presencia de una relación sistemática entre el (logaritmo del) nivel de la tasa de cambio real y la inflación en dos de los tres países, con base en la evidencia de las correlaciones entre estas variables (véase Cuadro 5)<sup>42</sup>. Esta falta de correlación entre la inflación y la tasa de cambio real ha aumentado la percepción de que Chile representa un caso exitoso de utilización de metas de tasa de cambio real, en el sentido que una política de perseguir estas metas coexistió con tasas de inflación decrecientes (véase Edwards, 1991). Sin embargo, los resultados anteriores sugerirían, que, probablemente, la carencia de presiones inflacionarias en el caso de Chile se originó en la existencia de una meta de tasa de cambio real que estaba, de hecho, siguiendo de cerca la tasa de cambio real de equilibrio durante la mayor parte del período muestral<sup>43</sup>. No obstante, la evidencia sugiere, al igual que en Brasil y Colombia, que en aquellos períodos en que la tasa de cambio real fue depreciada con respecto a su nivel de equilibrio estacionario la inflación tendió, de hecho, a acelerarse<sup>44</sup>.

En síntesis, a partir de los ejercicios empíricos resumidos en esta sección se obtienen dos observaciones básicas, consistentes con el modelo teórico: i) los choques temporales desempeñan un papel importante en la explicación del comportamiento de la tasa de cambio real, y ii) parece haber una relación sistemática entre el desequilibrio de la tasa de cambio real y la inflación.

### C) Implicaciones de los otros modelos

En el modelo teórico descrito en este trabajo se ha enfatizado la relación entre el componente cíclico o temporal de la tasa de cambio real y la inflación. Sin embargo, otros modelos (véase Lizondo, 1991-1993) y Montiel y Ostry, 1991-1992) se han

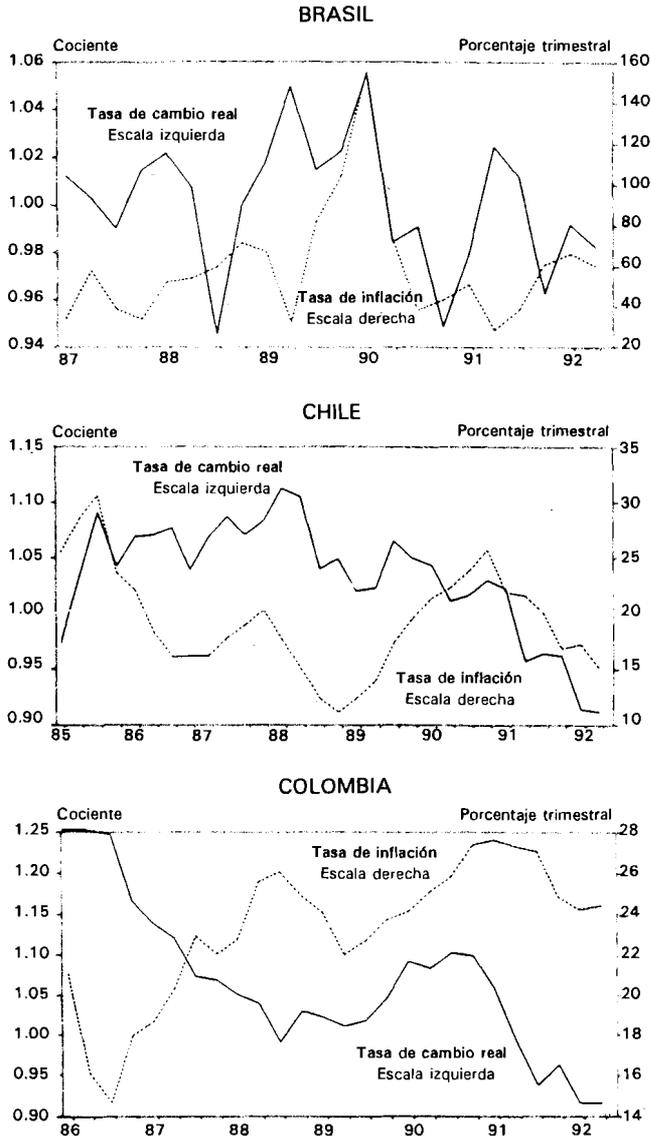
---

<sup>42</sup> Esto no es sorprendente, ya que como las dos variables tienen órdenes de integración diferentes, cualquier relación entre ellas es necesariamente espuria.

<sup>43</sup> Este asunto se discute en mayor detalle en el Apéndice A-2.

<sup>44</sup> En el caso de Colombia, Herrera (1991) y Carrasquilla (1992) también han observado que los períodos de desequilibrio de la tasa de cambio real (en el sentido de una tasa de cambio real sobre-depreciada) han estado también caracterizados por presiones inflacionarias.

**GRAFICO 4**  
**La inflación y el componente temporal**  
**de la tasa de cambio real**



Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales (FMI) y Cálculos de los autores.

Nota: Una caída en el índice de la tasa de cambio real efectiva indica una apreciación. El componente temporal de la tasa de cambio real se expresa como el cociente entre la tasa observada y el componente permanente, entonces, por ejemplo, un coeficiente menor que uno, indica una sobrevaluación. La inflación se calcula como el cambio en el IPC, en el trimestre anterior para Brasil y en los cuatro trimestres anteriores para Colombia y Chile.

concentrado en la relación entre la inflación y la tasa de cambio real de estado estacionario. Específicamente, estos modelos implican una relación indirecta entre estas dos variables (en el sentido que la relación implícita se da entre los *ingresos* del impuesto inflacionario, en lugar de la inflación, y la tasa de cambio real), y se realiza a través de los efectos riqueza. En estos modelos, la tasa de cambio real de estado estacionario se determina por el equilibrio en el sector de los bienes no-transables. La demanda de bienes no-transables depende de su precio relativo (i.e., la tasa de cambio real), y la riqueza, que a su vez depende del impuesto inflacionario. Los cambios en el impuesto inflacionario afectan la riqueza de los hogares porque se supone que el Gobierno no retorna los ingresos del impuesto inflacionario a los hogares a través de transferencias neutrales. Más bien, el Gobierno utiliza estos ingresos para, por ejemplo, aumentar el gasto en bienes transables. De aquí que estos modelos concluyan que la tasa de cambio real de estado estacionario puede ser depreciada si se aumenta permanentemente la tasa de inflación <sup>45</sup>. Un aumento en la inflación reduce la riqueza de los hogares y disminuye su demanda del bien no-transable. Como resultado, la tasa de cambio real debe depreciarse para restaurar el equilibrio en el mercado de bienes domésticos.

El examen empírico de la relación de estado estacionario entre la inflación y la tasa de cambio real no es fácil porque, en principio, existe un conjunto de otras variables (por ejemplo, los términos de intercambio y el gasto del Gobierno) que afectan la tasa de cambio real del estado estacionario, y que deben ser incorporadas en el análisis empírico <sup>46</sup>. Sin embargo, por lo menos debemos tener en cuenta la oferta de bienes domésticos, dado que tenemos en mente el equilibrio en el mercado de dichos bienes. Por lo tanto, con el fin de explorar algunas de las implicaciones empíricas de este modelo procedemos en dos etapas. Primero, establecemos las propiedades de las series de tiempo del impuesto inflacionario (i.e.,  $\pi_m$ ) y del PIB (que toma el lugar del producto del bien no-transable). Como es bien conocido, una relación de estado estacionario sólo puede existir entre aquellas variables que son integradas del mismo orden. Por lo tanto, para que la relación de estado estacionario postulada por estos modelos tenga algún sentido empírico, el impuesto inflacionario y el PIB real deben ser estacionarios en diferencias (tal como la tasa de cambio real). Segundo, en los casos donde todas las variables son integradas del mismo orden, procedimos a averiguar, utilizando pruebas de cointegración, si puede identificarse una relación de estado estacionario entre dichas variables.

---

<sup>45</sup> Se supone que la demanda de saldos monetarios reales es inelástica, de tal manera que un aumento en la inflación aumenta los ingresos del impuesto inflacionario.

<sup>46</sup> Véase, por ejemplo, Edwards (1989).

CUADRO 5

**Correlaciones por parejas (1)  
(1979: IV - 1992: III)**

<b>País</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colombia</b>
	<b>Inflación</b>		
Tasa de cambio real 2/	0.092 (0.148)	0.066 (0.146)	0.324 (0.135)
Componente cíclico de la tasa de cambio real	0.257 (0.144)	0.293 (0.139)	0.333 (0.134)
	<b>Componente cíclico de inflación</b>		
Tasa de cambio real	-0.224 (0.145)	0.415 (0.133)	0.196 (0.140)
Componente cíclico de la tasa de cambio real	0.265 (0.144)	0.423 (0.132)	0.362 (0.133)

(1) Los errores estándar de los coeficientes de correlación aparecen en paréntesis.

(2) Las correlaciones con la tasa de cambio real sólo tienen propósitos ilustrativos. No se pueden hacer las inferencias usuales ya que la tasa de cambio real I(1) y la inflación es I(0). Estos problemas no se presentan con las correlaciones correspondientes al componente cíclico de la tasa de cambio real que por construcción es I(0).

**Notas:** La tasa de cambio real está expresada en logaritmos, mientras que la inflación se mide como la primera diferencia del logaritmo del nivel de precios. La descomposición ciclo-tendencia de la tasa de cambio real se obtuvo con la técnica de Beveridge-Nelson. Los procesos ARMA, que modelan el cambio en el componente permanente, son presentados en el Cuadro A.1 del apéndice. Como la inflación resultó estacionaria alrededor de una tendencia determinística, la parte inferior del cuadro presenta las correlaciones para las desviaciones cíclicas de la tendencia.

Utilizando el mismo conjunto de pruebas, se encontró que, en los tres países considerados, el PIB *per cápita* y el impuesto inflacionario (también *per cápita*) son no-estacionarios (no obstante, el impuesto inflacionario como un porcentaje del PIB sí es *estacionario*)<sup>47</sup>. En consecuencia, con base en las pruebas individuales de raíz

<sup>47</sup> Estos resultados no se reportan, pero están disponibles a petición del lector.

unitaria, no existen razones *a priori* para descartar la relación de estado estacionario postulada por Lizondo (1991, 1993) y Montiel y Ostry (1991, 1992).

Con el fin de determinar si el producto y el impuesto inflacionario son suficientes para explicar el comportamiento de la tasa de cambio real en el estado estacionario, efectuamos las pruebas de cointegración de Johansen (1988, 1991). Los resultados resumidos en el Cuadro 6 reportan los estadísticos  $\lambda$ -max y la traza, así como sus valores críticos respectivos. Adicionalmente, el Cuadro 6 reporta los parámetros estimados para los vectores cointegrantes (cuando ellos existen). Sólo en el caso de Colombia se detectó cointegración entre la tasa de cambio real, el PIB real *per cápita* y el impuesto inflacionario *per cápita*<sup>48</sup>. Si eliminamos el supuesto de un solo bien transable, y hacemos la distinción entre bienes importables y exportables, la tasa de cambio real de equilibrio también dependerá de los términos de intercambio (véase, por ejemplo, Edwards, 1989). La inclusión de los términos de intercambio en el vector de variables resultó particularmente importante en el caso de Chile. Una vez se incluyen los términos de intercambio, se encuentra cointegración (véase Cuadro 6 y valores críticos para  $n = 4$ ). Por lo tanto, cualquier inferencia significativa se limitará a estos dos casos. Los valores estimados Stock-Watson (1989) de los coeficientes de los vectores cointegrantes, que consideran los sesgos introducidos en las regresiones de cointegración por los problemas de simultaneidad y correlación serial en los errores, indican que las variables son significativas y tienen los signos esperados. Así, una expansión en el producto deprecia la tasa de cambio real, implicando un coeficiente positivo; de igual manera, un aumento en el impuesto inflacionario deprecia la tasa de cambio real de equilibrio. Una mejora en los términos de intercambio, con otras variables constantes, tiende a apreciar la tasa de cambio real de equilibrio (implicando un coeficiente negativo). En el caso de Brasil no se encontró cointegración, por lo cual las inferencias significativas son pocas<sup>49</sup>. La persistente falta de cointegración para Brasil sugiere un problema de especificación, debido, posiblemente, a la omisión de variables o tal vez, a la linealidad impuesta en las pruebas de cointegración (dado que la relación entre la tasa de cambio real y las variables explicativas implicadas en estos modelos puede ser no lineal). Un candidato importante en la lista de variables potenciales omitidas es el gasto público en bienes no-transables<sup>50</sup>.

---

<sup>48</sup> En el sistema que incluye la tasa de cambio real, el PIB real *per cápita* y el impuesto inflacionario los valores críticos relevantes son los de  $n = 3$  en el Cuadro 6. Para el sistema extendido, que también incluye los términos de intercambio, los valores críticos son los de  $n = 4$ .

<sup>49</sup> Aunque las variables tienen los signos esperados, no es posible sacar conclusiones, ya que las estimaciones de los parámetros no son insesgadas ni consistentes.

<sup>50</sup> Véase Roldós (1990) para alguna evidencia empírica de los efectos del gasto del Gobierno y otras variables exógenas sobre la tasa de cambio real.

CUADRO 6

**Pruebas de cointegración para la tasa de cambio real, la inflación, el impuesto inflacionario y el PIB real (1)**

Pais	Brasil	Chile	Colombia
$\lambda$ - max	11.530	36.410**	30.068**
Traza	15.904	60.769*	43.917*
Coeficientes estimados:			
impuesto inflacionario		0.102 (0.034)	0.130 (0.024)
PIB real		0.747 (0.223)	2.445 (0.426)
Términos de intercambio		-0.312 (0.040)	
Valores críticos para $\lambda$ - max:			
	n = 3	n = 4	
Nivel de confianza del 95% =	25.54	31.46	
Nivel de confianza del 90% =	23.11	29.12	
Valores críticos para la Traza:			
Nivel de confianza del 95% =	42.44	62.99	
Nivel de confianza del 90% =	39.06	59.14	

(1) Sólo se reportan los coeficientes cuando existe cointegración.

**Notas:** Los errores estándar aparecen en paréntesis. El número de rezagos en los vectores autorregresivos es de tres. Los valores críticos son aquellos bajo la hipótesis nula de que no existe cointegración. La fuente de los valores críticos es Osterwald-Lenum (1992). En la especificación que incluye los términos de intercambio, los estadísticos de  $\lambda$  - max y la Traza para Brasil son 25.08 y 50.44, respectivamente.

\*\* y \*\*\* indican, para las pruebas de cointegración, los niveles de significación del 95% y 90%, respectivamente.

En síntesis, nuestros resultados indican que es posible que existan vínculos indirectos, cuantitativamente importantes, entre la inflación y la tasa de cambio real de equilibrio. Sin embargo, la evidencia no es concluyente, lo cual sugiere que puede ser necesario un modelo más comprensivo de la determinación de la tasa de cambio real de equilibrio con el fin de cuantificar la relación de estado estacionario entre la tasa de cambio real y el impuesto inflacionario.

---

## V Conclusiones

---

Los países en desarrollo a menudo se comprometen con políticas para alcanzar metas de tasa de cambio con el fin de mantener o mejorar su competitividad internacional. El modelo simple de optimización desarrollado en este documento ofrece predicciones precisas acerca de la factibilidad y consecuencia macroeconómicas de tales políticas. Primero, este marco sugiere que las autoridades monetarias sólo puedan ejercer un impacto transitorio sobre la tasa de cambio real. De esta manera, el modelo enfatiza el papel de los "choques temporales", los cuales han sido en su mayor parte ignorados en la literatura de esta materia. Segundo, una política que busca depreciar la tasa de cambio resulta en un alza temporal de la inflación cuando existe movilidad perfecta de capitales; cuando no existe dicha movilidad el impacto de esta política se manifiesta en mayores tasas reales de interés. Como ninguno de estos extremos describe adecuadamente la realidad, la implicación es que un intento de depreciar la tasa de cambio por encima de su nivel de equilibrio, es muy posible que vaya acompañado de una mezcla de inflación más alta y tasas de interés real crecientes.

Las simulaciones del modelo, basadas en las estimaciones disponibles de parámetros, revelaron que es posible que esta relación sea bastante marcada. Por ejemplo, un intento por parte de las autoridades monetarias de depreciar la tasa de cambio real 5% por encima de su nivel de equilibrio puede requerir un aumento en la tasa de inflación de cerca de 5% por mes. Más aún, mientras más baja sea la tasa intertemporal de sustitución más alto será el incremento requerido en la tasa de inflación. En vista de que la evidencia empírica disponible sugiere que las elasticidades intertemporales de sustitución en los países en desarrollo son relativamente bajas, la relación de intercambio (*trade-off*) entre una tasa de cambio real más depreciada y una menor inflación es probablemente bastante elevada.

Este trabajo también intenta llenar un vacío en la literatura sobre la tasa de cambio real como meta de política, al proporcionar evidencia empírica sobre algunas de las implicaciones principales de los modelos existentes. Tres hechos simplificados principales surgen de las experiencias de Brasil, Chile y Colombia. Primero, los choques temporales incluyendo (aunque no necesariamente circunscritos a éstos) el tipo de choques de política esbozados en el marco teórico desempeñan un papel importante en la determinación del comportamiento de la tasa de cambio real. Segundo, las correlaciones parciales entre la tasa de inflación y el componente cíclico o temporal de la tasa de cambio real indican que, tal como es sugerido por el modelo, la inflación aumenta cuando la tasa de cambio real es depreciada con relación a su nivel de estado estacionario. Tercero, nuestros resultados sugieren que hay espacio para un vínculo

indirecto entre la inflación y la tasa de cambio real a través de los efectos riqueza. Sin embargo, la evidencia con relación a esto último no es concluyente y se requieren investigaciones adicionales que incorporen otros determinantes de la tasa de cambio real de equilibrio de largo plazo, tales como el gasto del Gobierno en bienes no transables.

Como nuestras conclusiones empíricas están basadas en la experiencia de tres países que han registrado uno o más episodios de políticas dirigidas a perseguir metas de tasa de cambio real, una línea fructífera de investigación futura expandiría este cubrimiento para incluir un grupo más diverso de países que hayan seguido políticas similares. Sólo si se estudia una muestra más comprensiva de países, es posible que surjan las principales regularidades empíricas asociadas con la tasa de cambio real como meta de política. Adicionalmente, este trabajo ha estado concentrado, de manera casi exclusiva, en los vínculos directos e indirectos entre la inflación y la tasa de cambio real como meta de política. Una evaluación más exhaustiva de las consecuencias macroeconómicas de esas políticas también tendría que examinar el comportamiento de otras variables fundamentales, tales como las exportaciones, la cuenta corriente y el crecimiento.

## Apéndice

### 1. Derivación de algunas expresiones en el texto

En el caso de controles a los flujos de capital (modelados como un régimen de tasa de cambio dual) la restricción de flujo para el consumidor está dada por (véase Guidotti y Végh, 1992)

$$\dot{a}_t = \frac{y_t}{c_t} + y_t^* - \frac{c_t}{c_t} - c_t^* + \rho_t s_t b_t - \epsilon_t m_t + \tau_t, \quad (33)$$

donde  $b$  es el acervo real neto de bonos;  $s$  es el precio doméstico de los bonos reales;  $a (= m + sb)$  indica activos financieros reales;  $y$   $\tau$  representa las transferencias reales del Gobierno. La ecuación (3) en el texto se obtiene al multiplicar la ecuación (33) por  $D_t$ , e integrar hacia adelante, imponiendo la condición de transversalidad estándar, y suponiendo que  $a_0 = 0$  (nótese que  $i = \rho + \epsilon$ ).

Con el fin de obtener la restricción de recursos (10), considérese la restricción de flujo del Gobierno:

$$\dot{h}_t = \dot{m}_t + \epsilon_t m_t + r h_t - \tau_t, \quad (34)$$

donde  $h$  indica el acervo neto de bonos del Gobierno. Combinando (33) y (34) e imponiendo la condición de equilibrio (8), se sigue que:

$$\dot{h}_t + s_t \dot{b}_t = y_t^* - c_t^* + r(h_t + b_t), \quad (35)$$

Bajo movilidad perfecta de capitales,  $s \equiv 1$ ; bajo control de capitales,  $b_t = b_0$  para todos los valores de  $t$ , tal que  $b_0 = 0$ . En cualquiera de los dos casos la ecuación (10) del texto se obtiene al integrar la ecuación (35) hacia adelante, imponiendo la condición de transversalidad adecuada y suponiendo que  $y_t^* = y^*$  para todos los valores de  $t$ , y que  $h_0 + b_0 = 0$ .

### 2. Descomposición tendencia-ciclo y "variables económicas fundamentales"

El enfoque Beveridge-Nelson para descomponer series de tiempo entre sus componentes permanente y cíclico depende exclusivamente del comportamiento univariado de las series en cuestión y, por ende, no ofrece muchas precisiones acerca de cómo la tendencia y el ciclo interactúan con otras variables económicas. El propósito de este apéndice es examinar brevemente si las tendencias y ciclos construidos para la tasa de cambio están relacionados con las variables económicas fundamentales. Primero, nos

concentramos en el ciclo y luego consideramos el comportamiento del componente permanente "de equilibrio".

Como se observó en el texto, el componente cíclico de la tasa de cambio real está correlacionado con la inflación, tal como es pronosticado por la teoría. Adicionalmente, el ciclo construido parece ser consistente con el comportamiento de suavizar el consumo, por lo menos en los casos de Chile y Colombia. El Gráfico A.1 muestra la tasa de cambio real observada junto con su componente permanente. Cuando la serie observada está por debajo de su componente permanente, la tasa de cambio real se halla "temporalmente sobrevaluada". Este fue el caso de Chile durante 1980-1985 y de nuevo a partir de 1991. Un patrón similar, aunque menos marcado, se encuentra en Colombia, con evidencia de alguna sobrevaluación durante 1981-1983 y después de 1991. La suavización del consumo sugiere que las sobrevaluaciones temporales deberían estar asociadas con mayores déficit en cuenta corriente y crecientes influjos de capital. En efecto, esas características describen bastante bien los períodos mencionados. En el caso de Chile, durante 1980-1982 (el período con la mayor sobrevaluación) el déficit en cuenta corriente promedió 10.4% del PIB. Este fue financiado por *entradas* de capital de órdenes de magnitud similares (véase también Edwards, 1985). En contraste, el período 1986-1990 registró un déficit en cuenta corriente de 3.4% y *salidas* de capital de 3.1%. Durante 1991-1993 la cuenta corriente continuó contrayéndose, pero el balance en la cuenta de capital osciló marcadamente, las *entradas* registradas alcanzaron el 5.7% del PIB. El patrón para Colombia es similar aunque las oscilaciones son menos pronunciadas. Las entradas de capital alcanzaron 6% del PIB durante 1980-1982, luego cayeron a 0.7% durante 1985-1990 y se aceleraron en años recientes, promediando 1.2% en 1991-1993 <sup>51</sup>.

Con respecto a los determinantes macroeconómicos del componente permanente de la tasa de cambio real, procedimos, al igual que antes, a examinar si se podía detectar una relación cointegrante entre el componente "permanente" y el PIB real *per cápita* (una variable sustitutiva del producto de bienes no-transables), el impuesto inflacionario *per cápita* y los términos de intercambio. Los resultados (no reportados) calcan aquellos reportados en el Cuadro 6 para la tasa de cambio real observada, en el sentido que sólo se obtuvo cointegración para Chile y Colombia y en los dos casos los coeficientes tienen los mismos signos. Curiosamente, en el caso de Chile, donde los términos de intercambio son una variable crucial, parece existir una relación entre los componentes permanentes de la tasa de cambio real y los términos de intercambio, pero no entre sus ciclos (los cuales, de acuerdo con nuestras pruebas, no están correlacionados). Estos hallazgos sugerirían que gran parte de la depreciación real sostenida en el período post-1985 puede explicarse con base en el deterioro de los términos de intercambio y no en la meta de tasa de cambio *per se*.

<sup>51</sup> Es importante anotar que las cifras para Colombia subestiman el reciente aumento en las entradas de capital, ya que algunas de las entradas de capitales fueron registradas como transferencias en la cuenta corriente.

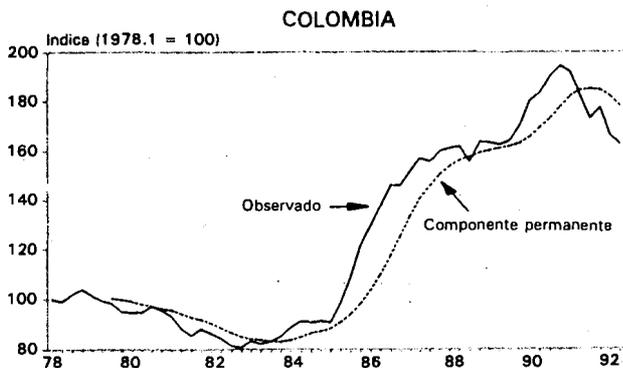
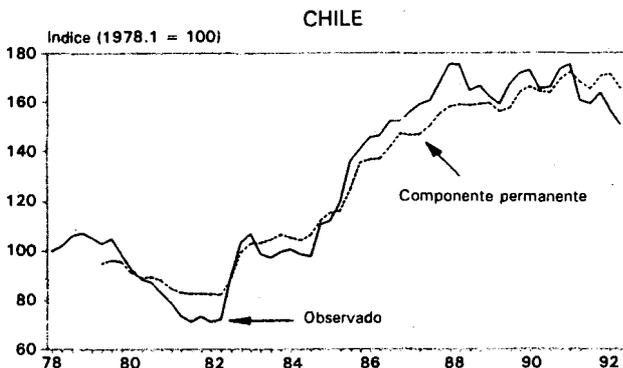
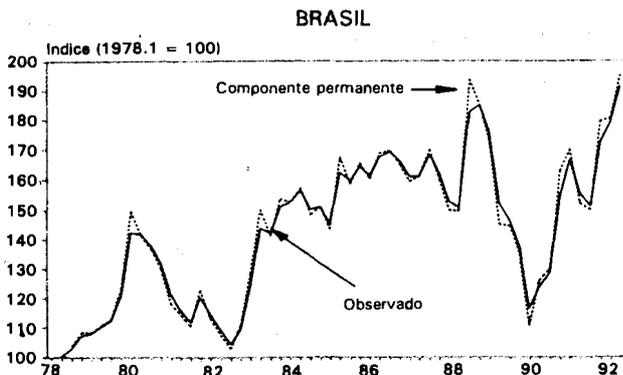
## CUADRO A.1

**Procesos ARMA utilizados para modelar el cambio  
en el componente permanente de la tasa de cambio real (1)**

<b>País</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colombia</b>
<b>Trimestres 1978: I - 1992: III</b>			
ARMA (p,q)	ARMA (1,0)	ARMA (4,3)	ARMA (5,1)
Constante	-0.002 (0.012)	-0.003 (0.392)	0.001 (0.015)
AR (1)	0.234 (0.103)	1.688 (0.336)	-0.303 (0.286)
AR (2)	--	-1.714 (0.311)	0.454 (0.187)
AR (3)	--	1.644 (0.359)	0.122 (0.170)
AR (4)	--	-0.630 (0.282)	-0.024 (0.159)
AR (5)	--	--	0.206 (0.062)
MA (1)	--	-1.265 (0.416)	0.742 (0.284)
MA (2)	--	1.101 (0.362)	--
MA (3)	--	-1.051 (0.421)	--
R <sup>2</sup>	0.164	0.304	0.333
Estadístico Q	20.571	17.304	12.447
Nivel de significación	(0.485)	(0.693)	(0.927)

(1) Los errores estándar aparecen en paréntesis. Los modelos fueron estimados usando diferencias logarítmicas. Se permitió que todas las series tuvieran un punto de quiebre en 1985: I. El estadístico Q, evalúa si los residuos de la regresión son ruido blanco. El nivel de significación es la probabilidad de que el valor presentado del estadístico Q sea observado bajo la hipótesis nula que los residuos son ruido blanco.

**GRAFICO A.1**  
**Tasa de cambio real:**  
**Componente observado y permanente**



Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales (FMI), Information Notice System (FMI) y Cálculos de los autores.

Nota: Una caída en el índice de la tasa de cambio real efectiva indica una apreciación.

### Bibliografía

- Adams, C., y D. Gros (1986). "The Consequences of Real Exchange Rate Rules for Inflation: Some Illustrative Examples", *IMF Staff Papers* 33, 439-476.
- Bacha, E. L. (1979). "Notes on the Brazilian Experience with Minidevaluations, 1968-1976", *Journal of Development Economics* 6, 463-481.
- Beveridge, S., y C. Nelson (1981). "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to the Measurement of the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics* 7, 151-174.
- Carrasquilla, A. (1992). "Estabilización macroeconómica y tasas de interés en Colombia: ¿se agotó otro modelo?", Mimeo (Banco de la República, Colombia).
- Cochrane, J. (1988). "How Big is the Random Walk in GNP?", *Journal of Political Economy* 96, 893-920.
- Dornbusch, R. (1982). "PPP Exchange Rate Rules and Macroeconomic Stability", *Journal of Political Economy* 90, 158-165.
- Edwards, S. (1985). "Stabilization with Liberalization: An Evaluation of Ten Years of Chile's Experiment with Free Market Policies, 1973-1983", *Economic Development and Cultural Change* 33, 223-254.
- Edwards, S. (1989). "Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment", (MIT Press, Cambridge, Massachusetts).
- Edwards, S. (1991). "Comment", in: M. Bruno, S. Fischer, E. Helpman, and N. Liviatan, eds., *Lessons of Economic Stabilization and its Aftermath* (MIT Press, Cambridge, Massachusetts), 92-98.
- Ffrench-Davis, R. (1981). "Exchange Rate Policies in Chile: The Experience with the Crawling-peg", in: J. Williamson, ed., *Exchange Rate Rules* (St. Martin's Press, New York), 152-174.
- Fontaine, J. A. (1991). "La administración de la política monetaria en Chile, 1985-1989", *Cuadernos de Economía* 28 (Chile), 109-129.
- Guidotti, P. A., y C. A. Végh (1992). "Macroeconomic Interdependence under Capital Controls: a Two-country Model of Dual Exchange Rates", *Journal of International Economics* 32, 342-367.
- Guilkey, D. K., y P. Schmidt (1989). "Extended Tabulations for Dickey-Fuller Tests", *Economics Letters* 31, 355-357.
- Herrera, S. (1991). "¿Qué tan grande es el desequilibrio cambiario en Colombia?", *Ensayos sobre Política Económica* 20 (Banco de la República, Colombia), 145-174.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometría* 59, 1551-1580.

- Lizondo, J. S. (1991). "Real Exchange Rate Targets, Nominal Exchange Rate Policies, and Inflation", *Revista de Análisis Económico* 6, 5-22.
- Lizondo, J. S. (1993). "Real Exchange Rate Targeting Under Imperfect Asset Substitutability", *IMF Staff Papers* 40, 829-851.
- Miller, S. (1988). "The Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series: Another Economical Computational Method", *Journal of Monetary Economics* 21, 141-142.
- Montiel, P. J., y J. Ostry (1991). "Macroeconomic Implications of Real Exchange Rate Targeting in Developing Countries", *IMF Staff Papers* 38, 872-900.
- Montiel, P. J., y J. Ostry (1992). "Real Exchange Rate Targeting Under Capital Controls: Can Money Provide a Nominal Anchor?", *IMF Staff Papers* 39, 58-78.
- Obstfeld, M. (1986). "Capital Controls, the Dual Exchange Rate and Devaluation", *Journal of International Economics* 20, 1-20.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). "A Note With Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 461-469.
- Ostry, J. y C. M. Reinhart (1992). "Private Saving and Terms of Trade Shocks: Evidence from Developing Countries", *IMF Staff Papers* 39, 495-517.
- Reinhart, C. M. y C. A. Végh (1993). "Intertemporal Consumption Substitution and Inflation Stabilization: An Empirical Investigation", Mimeo (IMF, Washington, DC).
- Reinhart, C. M. y C. A. Végh (1994). "Nominal Interest Rates, Consumption Booms, and Lack of Credibility: A Quantitative Examination", Mimeo (IMF, Washington, DC), próximo a aparecer en el *Journal of Development Economics*.
- Roldos, J. E. (1990). "The Terms of Trade and the Real Exchange Rate: Theory and Evidence", Mimeo (Universidad de Rochester).
- Stock, J., y M. Watson (1989). "A Simple MLE of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *NBER Technical Working Paper* 83.
- Williamson, J. (1981a). "The Crawling Peg in Historical Perspective", in: J. Williamson, ed., *Exchange Rate Rules* (St. Martin's Press, New York), 3-30.
- Williamson, J., ed. (1981b). "Exchange Rate Rules", (New York: St. Martin's Press).