

REGLAS DE DEVALUACION BAJO AJUSTES CAMBIARIOS FRECUENTES: ARGENTINA Y CHILE, DECADAS 1960, 1970

David E. Yuravlivker*

EXTRACTO

Este trabajo describe el tipo de cambio reptante como una función de reacción frente a *shocks* de las reservas internacionales, destinada a restaurar un nivel deseado de las mismas. La estimación de las reglas de devaluación para Argentina y Chile revela caracteres sistemáticos y bien definidos; al caer las reservas, por ejemplo, las autoridades devaluaron a una tasa mayor que el diferencial de inflación doméstica y mundial. Esta reacción fue más que proporcional al movimiento de reservas, y se implementó casi exclusivamente en períodos de relativa escasez de liquidez internacional. Su efecto sobre las fluctuaciones del tipo de cambio real fue altamente significativo.

ABSTRACT

This paper describes the crawling peg as a reaction function to international reserves shocks, aimed at restoring a desired level of reserves. The estimation of rules of devaluation for Argentina and Chile reveal well defined and systematic characteristics: Facing a decrease in reserves, for example, the authorities devalued at a higher rate than the inflation differential between domestic and foreign prices. The reaction was more than proportional to the change in reserves, and it was pursued almost exclusively in periods of low reserves. Its impact on the fluctuations of the real exchange rate was highly significant.

*Professor, Department of Economics Clark University y profesor visitante del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Agradezco los valiosos comentarios de los profesores, Arnold C. Harberger, Larry A. Spasstad y Jacob A. Frenkel. Los errores que pudieran existir son de mi responsabilidad.

REGLAS DE DEVALUACION BAJO AJUSTES CAMBIARIOS FRECUENTES: ARGENTINA Y CHILE, DECADAS 1960, 1970

David E. Yuravlivker

I. INTRODUCCION

La teoría de la paridad del poder de compra (*Purchasing Power Parity—P.P.P.*) sobre la relación entre los precios y el tipo de cambio fue ya expresada por David Ricardo a principios del siglo pasado. Recientemente, Officer (1976), Kravis, Heston y Summers (1978), Frenkel (1980b, 1981) y Harberger (1981), entre otros, han tratado el tema. La teoría postula la igualación de los precios de los bienes, salvo de los costos de transporte, entre los diversos países. La ley de un solo precio se cumple inicialmente en el sector de bienes transables internacionalmente, por medio de la competencia y el arbitraje, y se transmite luego al sector de los bienes no transables a través de sustitución en el consumo y movilidad de factores en la producción (Frenkel y Johnson (1976)). Rezagos en el ajuste podrían causar desviaciones temporarias. Por otro lado, cambios de carácter permanente podrían resultar de mejoramientos tecnológicos diferentes en los dos sectores, lo cual afecta el precio relativo entre ambos bienes (Balassa, 1966).

Dado el marco de la teoría tradicional, las gigantescas fluctuaciones del tipo de cambio real en los países del cono Sur durante los últimos veinte años parecen fenómenos inexplicables. El cuadro 1 presenta el tipo de cambio real, comparado con el de Estados Unidos, de Argentina y Chile en períodos de ajustes frecuentes del tipo de cambio nominal. El tipo de cambio real se define como el tipo de cambio nominal deflactado por una razón de precios domésticos y extranjeros.¹ De esta forma, la paridad real describe el costo de una canasta típica de productos extranjeros en términos de canastas naciona-

¹El tipo de cambio nominal es el precio de un dólar estadounidense en términos de moneda nacional. El índice de precios domésticos es el IPC, elegido por ser más representativo de los bienes no transables. Los precios extranjeros están representados por el IPM de E.E.UU. Para un análisis detallado del uso de distintos índices de precios en el cálculo del tipo de cambio real, véase Harberger (1981).

CUADRO I

TIPO DE CAMBIO REAL VIS-A- VIS EE.UU.
 DECADAS 1960, 1970*
 (promedio 1963-1967 = 1.00)

		Argentina	Chile			Argentina	Chile
1962	I	0,979	-	1969	I	-	1,234
	II	1,107	-		II	-	1,263
	III	1,165	-		III	-	1,335
	IV	1,327	-		IV	-	1,362
1963	I	1,209	-	1970	I	-	1,330
	II	1,179	-		II	-	1,580
	III	1,134	-		III	-	1,338
	IV	1,081	-		IV	-	1,333
1964	I	0,967	-	1974	I	-	1,235
	II	0,968	-		II	-	1,284
	III	0,955	-		III	-	1,294
	IV	0,937	-		IV	0,673	1,409
1965	I	0,926	0,975	1975	I	0,735	1,644
	II	0,972	0,924		II	0,961	1,744
	III	0,893	0,906		III	1,153	1,796
	IV	0,872	0,968		IV	1,396	1,829
1966	I	0,848	0,954	1976	I	1,184	1,809
	II	0,839	1,017		II	0,901	1,653
	III	0,881	0,960		III	0,782	1,563
	IV	0,913	1,014		IV	0,794	1,364
1967	I	1,005	1,063	1977	I	1,028	1,508
	II	1,221	1,072		II	1,029	1,167
	III	1,131	1,103		III	0,965	1,194
	IV	1,070	1,198		IV	0,918	1,252
1968	I	-	1,180	1978	I	0,878	1,311
	II	-	1,226		II	0,804	1,320
	III	-	1,254		III	0,720	1,287
	IV	-	1,299		IV	0,651	1,265

*El tipo de cambio real se define: $\frac{E}{P^h}$ P^{US}, donde E: tipo de cambio nominal; P^h: IPC doméstico; P^{US}: IPM de EE.UU.

les. Como puede observarse, el tipo de cambio real en Chile subió en un 50 por ciento durante el total del primer período (1965—1970). Pero dada la tendencia, el alza se llevó a cabo en forma gradual y casi continua. En Argentina (1962—1967), la paridad real fluctuó bruscamente: subió 35 por ciento en 1962, volvió a su nivel inicial a principios de 1964; bajó un 15 por ciento hasta mediados de 1966 y aumentó luego casi 50 por ciento en el curso de un año. En la década de 1970, el tipo de cambio real fluctuó en ambos países, y en forma más aguda: en Chile se devaluó 50 por ciento desde principios de 1974 hasta mediados de 1975 y se revalorizó 30 por ciento en 1976. En Argentina se registraron los altibajos más dramáticos de la paridad real: 100 por ciento de devaluación en 1975, 50 por ciento de incremento en 1976, 30 por ciento de devaluación en el primer trimestre de 1977, y un crecimiento continuo hasta el final del período.

El objetivo de este trabajo es estudiar la relación entre los altibajos del tipo de cambio real y la política de tipo de cambio reptante (*crawling peg*), según la cual las autoridades ajustan frecuente y arbitrariamente el tipo de cambio nominal. Se formaliza dicha política cambiaria como una función de reacción frente a *shocks* de reservas internacionales. Más aún, se estiman las reglas de devaluación seguidas por las autoridades de Argentina y Chile en las décadas de 1960 y 1970, ilustrando la racionalidad de las mismas. Cabe señalar que al hablar de reglas de devaluación no se presume ni se implica que hubo políticas cambiarias planificadas y bien definidas, sino más bien son reglas *as if* seguidas por las autoridades.

La segunda sección presenta el marco teórico. En un modelo monetario simple, se enfatiza el papel del sistema cambiario cuando uno de los objetivos del Gobierno es mantener un nivel deseado de reservas internacionales. La regla de devaluación es un instrumento para lograr dicho objetivo, y su estructura es crucial en el análisis de las fluctuaciones de paridad real. En la sección 3 se estiman las reglas de devaluación seguidas en Argentina y Chile en las décadas de 1960 y 1970. Aparte de las formulaciones básicas, se estiman algunas variaciones para evaluar las consideraciones de las autoridades en su política cambiaria. La sección 4 contiene un breve resumen y conclusión.

2. EL MODELO

El modelo describe una economía pequeña y abierta, con dos sectores: el de bienes transables y el de bienes no transables. Las autoridades tienen una demanda bien definida por reservas internacionales, y reaccionan frente a *shocks* de reservas usando dos instrumentos: una política crediticia, que establezca la tasa de expansión del crédito doméstico, y una política cambiaria, que determine la tasa de devaluación. Las autoridades eligen la combinación de ambas políticas que minimice el costo de ajuste.

En el proceso, el tipo de cambio real es afectado. Las reservas internacionales se ajustan de acuerdo con los cambios en la oferta y demanda por dinero, según lo postulado por el enfoque monetario de la balanza de pagos.

Las ecuaciones básicas del sector monetario son las siguientes:

$$M^s = R + D \quad (1)$$

$$M^d = P \cdot m^d \quad (2)$$

La primera ecuación es la identidad contable que describe la oferta de dinero M^s como la suma de reservas internacionales R , incluido el *shock* de reservas Z , y el crédito doméstico D . Se supone un multiplicador monetario unitario y constante. La ecuación (2) define la demanda por dinero M^d , homogénea de grado uno con respecto a los precios P ; m^d es la demanda por saldos reales, que depende del ingreso y de la tasa de interés.

Se supone que hay equilibrio de flujos, y que el mercado monetario se equilibra al final de cada período t , o sea, la oferta de dinero se ajusta a los cambios en la demanda:

$$\hat{M}_t^s = \hat{M}_t^d \quad (3)$$

donde \hat{x} indica el cambio porcentual de la variable x .

Diferenciando las ecuaciones (1) y (2) logarítmicamente, y sustituyendo en la condición de flujos (3), se obtiene

$$R_t^* + D_t^* = \hat{P}_t + \hat{m}_t^d \quad (4)$$

donde R_t^* , D_t^* son los cambios en las reservas y el crédito con respecto a la base monetaria.

El índice de precios P_t es un promedio ponderado geométrico de los precios de los bienes transables P_t^T y los no transables P_t^H :

$$P_t = P_t^T{}^\lambda P_t^H{}^{(1-\lambda)} \quad (5)$$

λ es la fracción de bienes transables en la economía.

La tasa de inflación es un promedio ponderado simple de los cambios de precios en los dos sectores:

$$\hat{P}_t = \lambda \hat{P}_t^T + (1-\lambda) \hat{P}_t^H \quad (6)$$

Si la tasa de inflación externa es cero, el precio de los bienes transables depende solamente del tipo de cambio E :

$$\hat{P}_t^T = \hat{E}_t \quad (7)$$

El precio de los bienes no transables, por otro lado, depende de las condiciones de oferta y demanda internas, ya que, por definición, ese sector debe tener un exceso de demanda igual a cero. Adoptando la formulación de Blejer y Leiderman (1981), la tasa de inflación en el sector de los bienes no transables está determinada por

$$\hat{P}_t^H = \hat{P}_t^T + \eta g_t \quad (8)$$

g_t es el cambio en el exceso de oferta de dinero *ex ante*. η es la elasticidad de los precios relativos con respecto a g_t . Como un exceso de oferta de dinero implica un exceso de demanda por bienes, y el precio de los bienes transables está determinado por el tipo de cambio, el precio relativo de los bienes no transables es una función del desequilibrio en el mercado monetario a principios del período.²

Si m^d no cambia,³

$$g_t = D_t^* + Z_t - \hat{P}_t \quad (9)$$

Z_t es un *shock* exógeno de las reservas internacionales, como fracción de la base monetaria, que ocurre al principio del período. Estos *shocks* son exógenos al sistema económico en el sentido de que resultan de cambios inesperados en el ambiente político, incertidumbre respecto a las políticas futuras, cambios bruscos en los términos de intercambio internacionales, etc.

Cuando el Gobierno tiene una función de demanda por reservas internacionales,⁴ va a reaccionar cada vez que el nivel de las mismas difiera del nivel deseado. Por simplicidad, supondremos que éste último es constante, y que el Gobierno reacciona frente a los *shocks* de reservas Z_t .

De la ecuación (4), cuando no hay cambios en m^d , se obtiene

$$R_t^* = \hat{P}_t - D_t^* \quad (4')$$

²De acuerdo con la endogeneidad de la oferta de dinero en una economía pequeña y abierta con tipo de cambio fijo, y el supuesto de que el ajuste se completa en un período, el mercado monetario se equilibra al fin de cada período.

³Este supuesto refleja la situación en países con una muy alta tasa de inflación, donde el público mantiene la mínima cantidad de dinero requerida para efectuar transacciones.

⁴La demanda por reservas internacionales es una función de la variabilidad de pagos internacionales, el grado de apertura de la economía y de una variable de escala. Véase, Bilson y Frenkel (1979), Frenkel (1980a), Edwards (1981).

que indica el cambio endógeno de reservas como fracción de la base monetaria, o sea, el flujo de moneda extranjera que entra o sale del país al final del período para ajustar, *ex post*, la oferta de dinero a la demanda por saldos nominales. Este cambio acomodatorio en las reservas internacionales, que es la proposición central del enfoque monetario a la balanza de pagos, depende de la tasa de inflación y del incremento en el crédito doméstico.

Teniendo como objetivo un nivel determinado de reservas internacionales, las autoridades pueden influir sobre el ajuste endógeno de ellas mismas mediante dos elementos: la tasa de expansión del crédito doméstico y/o, en un sistema de tipo de cambio reptante, la tasa de devaluación que, según (6) y (7), afecta la tasa de inflación P_t .

Las funciones de reacción del Gobierno son:

$$D_t^* = \alpha_t + \gamma Z_t \quad \gamma \geq 0 \quad (10) \quad (10)$$

$$\hat{E}_t = \delta \hat{P}_t^H + \delta \mu_t - \beta Z_t \quad \beta \geq 0, 1 \geq \delta \geq 0 \quad (11) \quad (11)$$

La ecuación (10) describe la política crediticia: la expansión del crédito depende de un número de consideraciones internas, representadas por α_t , y de un segundo componente que describe el objetivo-reservas. cuando hay un aumento *no deseado* de reservas ($Z_t > 0$), las autoridades expanden el crédito más de lo planeado, y producen un exceso de oferta de flujo de dinero. El equilibrio monetario es restaurado por medio de un aumento de precios y un mayor déficit (menor superávit) en la balanza de pagos, según (4'). En el caso de $Z_t < 0$, el crédito va a disminuir, y el exceso de demanda de flujo de dinero va a satisfacerse por medio de un mayor superávit (menor déficit) en la balanza de pagos.⁵

La ecuación (11) describe la regla de devaluación que sigue el Gobierno, la primera pauta es ajustar el tipo de cambio según la inflación doméstica para mantener, si no cambian los precios externos, la paridad de poder de compra y conformar a los exportadores locales: el coeficiente δ refleja un ajuste parcial, ya que podría ser óptimo con $\delta = 1$ en más de un período.⁶ El tipo de cambio real está definido como:

⁵ Para ser negativa si el objetivo de estabilidad monetaria mediante este mecanismo de movimientos de reservas domina el objetivo-reservas. Véase, Harberger y Edwards (1981).

⁶ La formulación completa de la regla de devaluación es:

$$\hat{E}_t = \delta \sum_{i=0}^{\infty} (1-\delta)^i E_t^H + (1-\delta) \mu_t - \beta \sum_{i=0}^{\infty} (1-\beta)^i E_t^Z \quad (11')$$

donde $E_t^H = X_t - X_{t-1}$. La tasa de devaluación es una función de rezagos distribuidos de la tasa de inflación y parámetros del tipo de cambio real de equilibrio y los shocks de reservas Z_t .

$$e = \frac{E}{pH} \quad (12)$$

y μ_t representa movimientos en su nivel de equilibrio; si las autoridades reconocen esos movimientos, ajustarán E nuevamente, con una velocidad de ajuste δ . Nuestro interés principal es el tercer componente en la regla de devaluación, ya que éste describe el uso de la política cambiaria para lograr un deseado nivel de reservas. Si ocurre una pérdida inesperada de reservas internacionales ($Z_t < 0$), por ejemplo, las autoridades van a acelerar la tasa de devaluación para lograr un flujo compensatorio: al subir E , el precio de los bienes transables y el nivel de precios en general suben, y el subsecuente exceso de demanda por dinero va a satisfacerse por medio de un superávit en la balanza de pagos, como indica la ecuación (4').⁷

El Gobierno percibe un *shock* de reservas Z_t , que ocurre al principio del período, y usa una combinación de políticas cambiarias y crediticias para contrarrestar parte del *shock*, o sea, para lograr

$$R_t^* = -\phi Z_t \quad (13)$$

donde ϕ es la velocidad de ajuste de las reservas.

De las ecuaciones (6), (7), (8), (9), (10) y (11) podemos expresar el cambio porcentual en el nivel de precios como una función de los *shocks* Z_t :⁸

$$\hat{p}_t = \frac{A - \beta + \Lambda\gamma}{A + 1 - \delta} Z_t \quad (14)$$

$$A = \eta [1 - \lambda(1 - \delta)]$$

De (4'), (10), (13) y (14) se obtiene

$$\beta + (1 - \delta)\gamma = \phi(\Lambda + 1 - \delta) + A \quad (15)$$

La ecuación (15) muestra la restricción en el uso simultáneo del crédito interno γ y el tipo de cambio reptante β para lograr el ajuste deseado en el nivel de reservas internacionales ϕ . La tasa de sustitución entre los elementos es $(1 - \delta)$.

⁷ Acerca de los efectos de una devaluación sobre la balanza de pagos, véase, Johnson (1972) y Dornbusch (1976).

⁸ Suponemos, por simplicidad, que los objetivos internos implican un crédito interno constante ($a_t = 0$), y que el tipo de cambio real de equilibrio no varía ($\mu_t = 0$).

Obviamente, existe un número infinito de pares (β, γ) que satisfacen tal restricción. La combinación óptima dependerá de los costos involucrados en el uso de cada uno de los instrumentos. Aquí formalizamos estos costos postulando funciones de pérdida cuadráticas de forma reducida:⁹

$$I_1 = a [\hat{E}_t - \delta(P_t^H + \mu_t)]^2 \quad (16)$$

$$I_2 = b [D_t^* - \alpha_t]^2 \quad (17)$$

La función I_1 describe la pérdida de bienestar que se produce cuando la variación del tipo de cambio real difiere de su ajuste óptimo a los cambios de equilibrio. De la distorsión en la estructura de los precios relativos entre bienes transables y no transables resulta una asignación de recursos ineficiente y una pérdida de bienestar. Si al mismo tiempo se incrementa la variabilidad del tipo de cambio real, podría haber una pérdida adicional, ya que mayor incertidumbre tendría un efecto negativo en la producción del sector de los bienes transables internacionalmente (Coes, 1979).

I_2 es la pérdida de bienestar que se produce cuando la política crediticia se aleja de sus objetivos internos para lograr el objetivo de reservas. La nueva tasa de expansión del crédito podría traducirse en una mayor tasa de inflación o de desempleo, lo cual implica un costo social. Las pérdidas respectivas se miden por a y b .

Usando (10) y (11), la pérdida total sería

$$L = I_1 + I_2 = [a\beta^2 + b\gamma^2] Z^2 \quad (18)$$

y la pérdida esperada

$$E(L) = [a\beta^2 + b\gamma^2] E(Z^2) \quad (19)$$

Las curvas de indiferencia, que representan una pérdida constante, están descritas por

$$2a\beta (d\beta) + 2b\gamma (d\gamma) = 0 \quad (20)$$

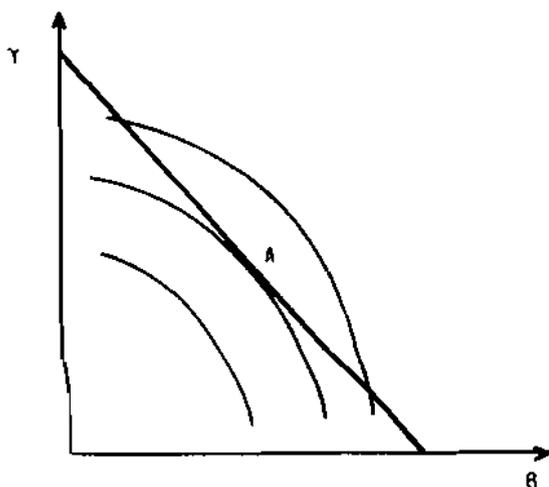
y su pendiente es

$$\frac{d\gamma}{d\beta} = - \frac{a}{b} \frac{\beta}{\gamma} \quad (21)$$

⁹Sobre el uso de funciones de pérdida cuadráticas en la formulación de políticas económicas, véase Theil (1978), páginas 255 y 386-387.

La combinación óptima de políticas cambiarias y crediticias para enfrentar los *shocks* exógenos de reservas está ilustrada por el punto de tangencia de la curva de indiferencia con la restricción lineal (13), como se puede observar en la Figura 1.

Figura 1
Combinación óptima de
políticas crediticias y cambiarias



En el punto A, la igualdad de las pendientes resulta en

$$\frac{\beta}{\gamma} = \frac{1}{1-\delta} \frac{b}{a} \quad (22)$$

Del sistema de ecuaciones (15) y (22) se puede expresar β , γ como funciones de λ , η , ϕ , δ , b , a .

Un análisis más general tendrá en cuenta que la velocidad de ajuste de las reservas ϕ es endógena, dependiendo del costo m asociado a una divergencia del nivel de reservas de su nivel deseado, aparte del costo que implica el uso de los dos instrumentos para corregir tal divergencia. $(1-\phi)z_t$ es la parte del *shock* de reservas que no fue disipada en el período t . La pérdida de bienestar, empleando nuevamente una función cuadrática, es

$$I_3 = m(1-\phi)^2 z^2 \quad (23)$$

La pérdida total ahora es

$$L_2 = I_3 + I_1 + I_2 = [m(1-\phi)^2 + a\beta^2 + b\gamma^2] z^2 \quad (24)$$

y la pérdida total esperada

$$E(Z^2) = [m(1-\phi)^2 + a\beta^2 + b\gamma^2] E(Z^2) \quad (25)$$

Usando (15) para substituir por ϕ , e igualando las derivadas parciales de (25) con respecto a β y γ a cero, se resuelven para rescatar los valores óptimos de esos parámetros y la velocidad de ajuste

$$\beta = \frac{2A + 1 - \delta}{1 + \frac{a}{b}(1 - \delta)^2 + \frac{a}{m}(A + 1 - \delta)^2} \quad \frac{d\beta}{da} < 0, \frac{d\beta}{db} > 0, \frac{d\beta}{dm} > 0 \quad (26)$$

$$\gamma = \frac{(1 - \delta)(2A + 1 - \delta)}{\frac{b}{a} + (1 - \delta)^2 + \frac{b}{m}(A + 1 - \delta)^2} \quad \frac{d\gamma}{da} > 0, \frac{d\gamma}{db} < 0, \frac{d\gamma}{dm} > 0 \quad (27)$$

$$\phi = \frac{mb + ma(1 - \delta)^2 - abA(A + 1 - \delta)}{mb + ma(1 - \delta)^2 + ab(A + 1 - \delta)^2} \quad \frac{d\phi}{da} < 0, \frac{d\phi}{db} < 0, \frac{d\phi}{dm} > 0 \quad (28)$$

La velocidad de ajuste ϕ crece con el costo m de no mantener el nivel deseado de reservas, y disminuye con el costo a, b de utilizar los instrumentos para solucionar el problema. Aún más, será conveniente seguir el objetivo de reservas solo si el costo m excede un mínimo determinado por $a, b, \lambda, \eta, \delta$:

$$\phi > 0 \text{ solo si } m > \frac{abA(A + 1 - \delta)}{b + a(1 - \delta)} \quad (29)$$

Es muy posible que las autoridades perciban un costo más alto (m_1) cuando el nivel de reservas está por debajo del nivel deseado que cuando está sobre él (m_2). En ese caso, es posible que solo m_1 sea mayor que el mínimo definido en (29), y entonces habrá una asimetría en el comportamiento de las autoridades reaccionando frente a una escasez, pero no al haber abundancia de reservas internacionales.¹⁰

Si los costos de utilizar los instrumentos son estrictamente positivos, lo óptimo es no disipar el *shock* de reservas en su totalidad:

$$\phi < 1 \text{ cuando } ab > 0 \quad (30)$$

¹⁰ Al reaccionar, el gobierno emplea los dos instrumentos (solución interna). Si existen costos fijos en el uso de uno de los instrumentos, lo óptimo podría ser utilizar solo uno (solución de esquina). Véase apéndice 1 en Yuravlivker (1982a).

La razón de esto último se halla en los costos marginales crecientes del ajuste, derivados de la estructura cuadrática de las funciones de pérdida.

Finalmente, la ecuación (26) señala que si $\lambda, b > 0$ y el costo m es mayor que el mínimo estipulado en (29)— $\beta > 0$, o sea, cuando las autoridades reaccionan frente a *shocks* de reservas, la tasa de devaluación va a diferir de la tasa de inflación doméstica, afectará directamente al tipo de cambio real. En la sección siguiente se estiman las reglas de devaluación seguidas en Argentina y Chile durante las décadas de 1960 y 1970. Aparte de las formulaciones básicas, se estiman algunas variaciones para evaluar la hipótesis sobre la racionalización de dichas reglas, es decir, para tratar de ver si el nivel de reservas internacionales fue realmente una consideración dominante en la determinación de la tasa de devaluación.

3. ESTIMACION DE LAS REGLAS DE DEVALUACION

En esta sección se estiman las reglas de devaluación de Argentina y Chile en las décadas de 1960 y 1970. Los períodos de tipo de cambio reptante/galopante fueron: en Argentina, 1962/mediados de 1968 y 1975/1978; en Chile, 1965/1970 y 1975/1978.

Al referirse a una regla de devaluación usada por las autoridades, no se supone ni implica que haya habido una política cambiaria planificada de antemano y de largo plazo. Más bien se trata de deducir y analizar el comportamiento oficial en el ámbito cambiario, estimando la regla *as if* aplicada por las autoridades monetarias.

La regla de devaluación postulada en la sección anterior implica un efecto directo de la política cambiaria sobre el tipo de cambio real. Observando las enormes fluctuaciones de la paridad real ilustradas en el cuadro 1, la pregunta clave que se presenta es qué parte de las mismas se debe a movimientos de equilibrio, y qué parte refleja el impacto de los ajustes en el tipo de cambio nominal. En otro lugar¹¹ se estimó el tipo de cambio real de equilibrio en los años 1970 para separar esos dos efectos. En términos de variabilidad, la contribución relativa de la política cambiaria a la variabilidad del tipo de cambio real fue tres veces mayor en Chile que en Argentina, a pesar de que ésta última tuvo fluctuaciones más agudas en su paridad real. Por otro lado, los ajustes cambiarios en Chile siguieron más de cerca a los movimientos del tipo de cambio real de equilibrio y produjeron una menor distorsión de precios relativos que en Argentina.

¹¹ Véase Yuravlivker (1982a y 1982b).

Teniendo en cuenta dicha evidencia sobre el impacto de ajustes cambiarios en las fluctuaciones del tipo de cambio real, procedemos a estimar las reglas de devaluación seguidas en esos dos países.

La ecuación básica es

$$\hat{E}_t = a_0 + a_1 \hat{p}_t^h + a_2 \hat{P}_t^{US} + \sum_{i=0}^2 a_{i+3} \hat{R}_{t-i} \quad (11')$$

Esta ecuación incluye variables independientes contemporáneas. Ello presenta un problema econométrico en la estimación con mínimos cuadrados ordinarios (OLS), por la posible simultaneidad introducida por el efecto de la devaluación en los precios domésticos. Por lo tanto, aplicamos el procedimiento de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS), regresando inicialmente la tasa de inflación doméstica en cambios contemporáneos y rezagados de variaciones de la cantidad de dinero, y usando luego los valores estimados de esa regresión como variable explicativa, reemplazando \hat{P}_t^h , en la estimación de las reglas de devaluación. Alternativamente, se estimó la ecuación (11') con solo variables independientes.

Como índice de precios domésticos se utiliza el Índice de Precios al Consumidor (IPC), preferido por tener una ponderación relativamente alta de bienes no transables. Los precios extranjeros están representados por el Índice de Precios Mayoristas (IPM) de EE.UU. Los *shocks* de reservas son aproximados por cambios porcentuales en el nivel de reservas. Las reservas son la liquidez internacional en el Banco Central, que incluye divisas, DEG, posición en el FMI y oro. Con una definición alternativa de reservas, se probó usar los activos externos netos del sector monetario; los resultados no fueron tan buenos en el caso de Argentina, y fueron muy similares en el caso de Chile.¹²

Observando la ecuación (11'), se presume que el coeficiente de inflación doméstica es igual a 1, y el de inflación externa es igual a -1, lo cual mantendría la paridad del poder de compra del país con el resto del mundo. Nuestro interés principal se concentra en los coeficientes de los cambios en reservas, que son negativos; eso implicaría que, al haber huída de capitales, por ejemplo, el gobierno reaccionaría devaluando en una tasa mayor que la diferencia entre las tasas internas y externas de inflación, lo cual produciría una devaluación de la moneda en términos reales. Es posible sondear esta función de reacción en otras dos direcciones: a) Si las autoridades efectivamente utilizan la tasa de devaluación como un instrumento para lograr su objetivo—reservas, acelerarían la tasa de devaluación proporcionalmente más cuanto mayor sea la pérdida de reservas. Se examina, por lo tanto, la even-

¹²Todos los datos provienen de las cintas de Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

tual no linealidad de los coeficientes de \hat{R}_t , introduciendo $(\hat{R}_t)^2$ como variables independientes adicionales, con la presunción de que sus coeficientes son positivos. b) La reacción de las autoridades frente a una pérdida de reservas sería más contundente cuando el nivel de reservas es bajo. Esto se examina por medio de variables *dummy* para los coeficientes de \hat{R}_t , que tienen el valor 1 cuando las reservas son menores que la mediana del período, y valor 0 cuando son más altas que la misma. El coeficiente de la variable *dummy* describe la diferencia entre el coeficiente de \hat{R}_t cuando hay escasez de reservas y el coeficiente de \hat{R}_t del período en su totalidad. Se presume que éstos son negativos.

Se estimó un número de variaciones de (11'); los mejores resultados se presentan en los cuadros 2, 3, 4. Las estimaciones con mínimos cuadrados ordinarios (OLS) y con mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS) generaron resultados muy similares, por lo cual se exponen las estimaciones con OLS y solo una con 2SLS. En caso de hacerse evidente la existencia de correlación serial, se aplica la técnica Cochrane-Orcutt, señalándose por separado el valor de ρ .

El cuadro 2 presenta estimaciones de las reglas de devaluación para Argentina y Chile en los años de 1960. El poder explicativo de las formulaciones básicas —ecuaciones (1) y (5) respectivamente— es mediocre para el primero, y débil para el segundo. En el caso de Argentina, no obstante, la bondad de ajuste mejora mucho cuando se introduce el término no lineal y el *dummy* como variables independientes adicionales —ecuaciones (2), (3)—, el R^2 sube de 0,381 a 0,705, y el error estándar de la regresión baja casi 30 por ciento. Todos los coeficientes de inflación doméstica son significantes (diferentes de cero) y tienen un valor cercano a 1: entre 0,76 y 0,91 para Argentina; y entre 0,98 y 1,15 para Chile.¹³ La inflación externa, que fue muy baja durante el período, no tuvo impacto alguno sobre la tasa de devaluación.

Con respecto a los cambios de reservas, se puede observar que todos los coeficientes significantes son negativos, tal como se esperaba.¹⁴ En términos de su significancia en el contexto de cada ecuación, en todas las reglas estimadas hay coeficientes de \hat{R}_t que son negativos y tienen un grado de significancia del 95 por ciento. La suma de los coeficientes signifi-

¹³En el caso de Argentina, el ajuste del tipo de cambio a la tasa de inflación doméstica fue inmediato, aunque no completo. En el caso de Chile, se varió el tipo de cambio más que la inflación, y el ajuste se efectuó en dos trimestres. En el segundo caso, la variación indicada en el texto corresponde a la suma de los coeficientes correspondientes, sin tomar en cuenta el segundo de (7), que tiene un grado de significancia más bajo.

¹⁴Cuando se incluye a una variable *dummy*, el coeficiente de \hat{R}_t para todo el período puede volverse positivo y significativo, pero el que corresponde a los trimestres de bajas reservas, dado por la suma del coeficiente de \hat{R}_t y su *dummy* correspondiente, es negativo.

CUADRO 2

REGLAS DE DEVALUACION EN LA DECADA, 1960

(datos trimestrales)

$$\hat{E}_t = a_0 + a_1 \hat{p}_t^h + a_2 \hat{p}_t^{us} + a_3 \hat{R}_t + a_4 \hat{R}_{t-1} + a_5 \hat{R}_{t-2} + u_t$$

		\hat{p}_t^h	\hat{p}_{t-1}^h	\hat{R}_t	DUR \hat{R}_t	$(\hat{R}_t)^2$	\hat{R}_{t-1}	\hat{R}_{t-2}	R ²	S.E.	DW	ρ
Argentina	(1)	0,915		-0,021			0,052	-0,139	0,381	0,070	1,78	0,502
	OLS	(2.793)		(-0,393)			(0.768)	(-2.008)				
	(2)	0,765		-0,129		0,259	0,013	-0,018	0,587	0,055	1,96	0,587
	OLS	(3.141)		(-2.117)		(2.959)	(0.216)	(-1.319)				
Argentina	(3)	0,818		0,109	-0,276		0,019	-0,156	0,705	0,050	2,26	0,460
	OLS	(3.577)		(2.232)	(-4.198)		(0.381)	(-3.163)				
	(4)	0,859		0,114	-0,289		0,018	-0,155	0,704	0,050	2,27	0,452
	2SLS	(3.259)		(2.276)	(-4.236)		(0.372)	(-3.124)				
	(5)	0,696	0,456	0,071			-0,162		0,194	0,054	2,36	
	OLS	(3.308)	(2.488)	(1.069)			(-2.201)					
Chile	(6)	0,682	0,411	0,157	-0,149		-0,172		0,248	0,054	2,35	
	OLS	(3.259)	(2.208)	(1.584)	(-1.162)		(-2.339)					
	(7)	0,978	0,304	0,143	-0,138		-0,224		0,169	0,056	2,31	
	2SLS	(3.327)	(1.465)	(1.367)	(-1.026)		(2.650)					

1 - estadístico en paréntesis.
 DUR \hat{R}_t variable dummy para el coeficiente de \hat{R}_t . Tiene valor 1 cuando el nivel de reservas está bajo la media, y valor 0 si no es así.
 OLS mínimos cuadrados ordinarios.
 2SLS mínimos cuadrados en dos etapas.

cantes varía entre $-0,13$ / $-0,32$ para Argentina, y $-0,16$ / $-0,22$ para Chile. Como ya se ha mencionado, en el caso de Argentina, el ajuste de la regresión mejora considerablemente cuando se incluye a $(\hat{R})^2$ y la *dummy* en la estimación. La ecuación (2) revela la existencia de no linealidad en el coeficiente de \hat{R}_t , y con un signo positivo, como era de esperar; es decir, a mayores cambios en el nivel de reservas, la reacción de las autoridades crece más que proporcionalmente. El coeficiente negativo, y muy significativo de la *dummy* en la ecuación (3) indica que la sensibilidad descrita de la tasa de devaluación a los cambios de reservas existió exclusivamente en períodos con un nivel relativamente bajo de liquidez internacional. El coeficiente de la *dummy* es negativo también en el caso de Chile, pero con un nivel de significancia más bajo.

En resumen, las estimaciones de las reglas de devaluación para Argentina y Chile durante los años de 1960 revelan las características esperadas en lo que se refiere a estructura y coeficientes, pero el poder explicativo es aceptable solo en el caso de Argentina. La pobreza de los resultados para Chile no permite describir la política cambiaria aplicada en aquellos años en términos de una *regla*, según la especificación postulada en el modelo de la sección anterior.

El cuadro 3 presenta estimaciones de las reglas de devaluación para los años 1970. Como para el período anterior, las estimaciones con mínimos cuadrados ordinarios (OLS) y mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS) son muy similares. No obstante, los resultados de los dos períodos son totalmente diferentes; la bondad de ajuste mejora notablemente en el segundo con un R^2 igual a 0,92 para Chile y 0,83 para Argentina. El error estándar de las regresiones no se altera en el primer caso, pero se duplica en el segundo. Los coeficientes de la inflación doméstica son aproximadamente 1, en las formulaciones básicas, y algo menores en las reglas expandidas para Argentina.¹⁵ La inflación extranjera no se refleja en la tasa de devaluación en ninguno de los dos. A pesar de ser ésta mayor que durante los años 1960, fue prácticamente desechable teniendo en cuenta las muy altas tasas de inflación doméstica en ambos países.¹⁶

Los coeficientes de los cambios en las reservas son muy alentadores. Según se puede observar, virtualmente todos son negativos, y en cada una de las estimaciones hay por lo menos un coeficiente de R_t diferente de cero con un nivel de significancia del 95 por ciento. En Argentina, las autoridades reac-

¹⁵ El índice de precios al consumidor para Chile es el índice *corregido* calculado por Cortázar y Marshall (1980).

¹⁶ Las tasas de inflación en 1975, calculadas de diciembre a diciembre, fueron 336 por ciento en Argentina, y 409 por ciento en Chile. En esos países la tasa de inflación bajó y alcanzó en 1978 a 170 por ciento y 23 por ciento, respectivamente.

CUADRO 3

REGLAS DE DEVALUACION EN LA DECADA, 1970
(datos trimestrales)

$$\hat{E}_t = a_0 + a_1 \hat{P}_t^h + a_2 \hat{P}_t^{us} + a_3 \hat{R}_t + a_4 \hat{R}_{t-1} + a_5 \hat{R}_{t-2} + u_t$$

		\hat{P}_t^h	\hat{P}_t^{us}	\hat{R}_t	\hat{R}_{t-1}	DUR_{t-1}	$(R_{t-1})^2$	\hat{R}_{t-2}	R^2	S.E.	DW	ρ
	(1)	0,989		-0,251					0,562	0,139	1,57	
	OLS	(9,333)		(-2,275)								
	(2)	0,806		-0,098	-0,250		0,592		0,787	0,109	1,58	0,416
	OLS	(2,284)		(-2,961)	(-2,420)		(2,765)					
Argentina	(3)	0,639			0,085	-0,522	0,634		0,836	0,092	1,53	
	OLS	(5,819)			(0,593)	(-2,935)	(3,200)					
	(4)	0,576			0,109	-0,563	0,704		0,830	0,093	1,76	
	2SLS	(5,697)			(0,738)	(-3,083)	(3,429)					
	(5)	0,979	0,452	-0,058	-0,129			-0,057	0,924	0,052	1,92	
	OLS	(12,550)	(0,335)	(-1,268)	(-4,209)			(-1,959)				
Chile	(6)	0,951	0,215	-0,059	-0,126			-0,053	0,923	0,052	1,87	
	2SLS	(12,441)	(0,166)	(-1,277)	(-4,096)			(-1,844)				

t - estadístico en paréntesis.

DUR_{t-1} - variable *dummy* para el coeficiente de \hat{R}_{t-1} . Tiene valor 1 cuando el nivel de reservas está bajo la media, y valor 0 si no es así.

OLS - mínimos cuadrados ordinarios

2SLS - mínimos cuadrados en dos etapas.

cionaron frente a cambios en las reservas más rápidamente, y en Chile el impacto de estos cambios fue más duradero. La suma de los coeficientes de \hat{R} en las reglas básicas son $-0,25$ y $-0,19$ respectivamente. Esta sería la elasticidad del tipo de cambio real con respecto a cambios en las reservas internacionales.

Como se ha mencionado, es posible explorar más profundamente las características de las reglas de devaluación, permitiendo a los coeficientes de \hat{R} variar con la magnitud del cambio en las reservas, y con el nivel relativo de las mismas. Con respecto a ambos puntos, las estimaciones para Argentina generaron resultados satisfactorios: a) se detectó un grado significativo de no linealidad en el coeficiente de \hat{R}_{t-1} , con un signo positivo, como se esperaba (ecuación (2)), b) la variable *dummy* para dicho coeficiente es negativa y significativa al nivel de 99 por ciento —ecuaciones (3), (4). Estas estimaciones indican que la tasa de devaluación fue sensible y afectada inversamente por los cambios en reservas; que el grado de sensibilidad aumentó con la magnitud del cambio; y que dicha característica fue evidente casi exclusivamente en períodos de relativa escasez de liquidez internacional.

En la regla que incluye todas estas características, la elasticidad de la tasa de devaluación con respecto a los cambios en las reservas alcanza a $-0,52$. Cabe destacar la mejora en la bondad de ajuste a medida que se amplía la regla: el R^2 aumenta de $0,562$ a $0,836$, y el error estándar de la regresión baja 35 por ciento —ecuaciones (1) y (3). En general, se puede observar que la magnitud de los coeficientes en los años 1970 fue el doble que en los años 1960 y revelan un mayor efecto de los movimientos de reservas sobre la tasa de devaluación y el tipo de cambio real durante el último período.

El cuadro 4 presenta estimaciones de las reglas de devaluación con variables rezagadas solamente. Este planteamiento no permite retroalimentación directa de la devaluación sobre la inflación doméstica. Los resultados son robustos; y en el caso de Chile hasta superiores a los del cuadro 3. Esto es notable, ya que al efectuarse estimaciones similares para la década anterior, los resultados fueron muy pobres. Todos los coeficientes de \hat{R} son negativos y en cinco de las seis reglas hay por lo menos un coeficiente de \hat{R} que es diferente de cero con un nivel de confianza de 99 por ciento. Nuevamente, la bondad de ajuste mejora al permitirse la no linealidad e incluirse la variable *dummy*, y dichas características están presentes, con los signos esperados, en las estimaciones para los dos países.

Para obtener una perspectiva adicional de las reglas de devaluación en el segundo período, se estimaron ecuaciones con una estructura algo diferente,

CUADRO 4

REGLAS DE DEVALUACION EN LA DECADA, 1970

$$\hat{F}_t = a_0 + a_2 \hat{P}_{t-1}^h + a_4 \hat{P}_{t-1}^{us} + a_6 \hat{R}_{t-1} + a_7 \hat{R}_{t-2} + u_t$$

	C	\hat{P}_{t-1}^h	\hat{P}_{t-2}^h	\hat{P}_{t-1}^{us}	\hat{R}_{t-1}	$DUR_{t-1} \hat{R}_{t-1}$	$(\hat{R}_{t-1})^2$	R_{t-2}	$DUR_{t-1} \hat{R}_{t-2}$	$(\hat{R}_{t-2})^2$	R ²	S.E.	DW
Argentina	(1)	0,311	0,035		-0,401						0,413	0,167	1,77
	OLS	(3,196)	(0,121)		(-3,025)								
	(2)	0,355	-0,495		-0,425	1,113	1,113				0,648	0,127	1,92
OLS	(4,703)	(-1,791)		(-4,196)	(3,211)	(3,211)							
	(3)	0,288	-0,415		-0,168	-0,347	0,933				0,722	0,125	1,82
	OLS	(3,134)	(-1,021)		(-0,723)	(-1,222)	(2,521)						
	Chile	(1)		0,402	0,421	0,161	-0,140		-0,137			0,887	0,064
OLS			(1,609)	(1,704)	(0,114)	(-4,478)		(-4,156)					
(2)			0,401	0,401	-0,105	-0,153		-0,060	-0,103		0,905	0,51	2,21
OLS		(1,674)	(1,687)	(-0,077)	(-4,860)		(-0,949)	(-1,387)					
	(3)		0,289	0,366	0,999	-0,154		-0,098		0,103	0,959	0,040	1,73
	OLS		(1,805)	(2,338)	(1,092)	(-7,674)		(-4,281)		(4,188)			

t- estadístico en paréntesis

DUR_t variable dummy para el coeficiente de WR. Tiene valor 1 cuando el nivel de reservas está bajo la mediana y valor 0 si no es así.

Estimado con mínimos cuadrados ordinarios.

donde promedios móviles de cambios en reservas, \widehat{WR}_t , sustituyen a los rezagos separados \widehat{R} . De esta forma, los grados de libertad aumentan y la estructura es más homogénea.

La ecuación es

$$\widehat{E}_t = a_0 + a_1 \widehat{P}_t^h + a_2 \widehat{P}^{US} + a_3 \widehat{WR}_t + u_t \quad (11'')$$

donde¹⁷ $\widehat{WR}_t = 0,4\widehat{R}_t + 0,3\widehat{R}_{t-1} + 0,2\widehat{R}_{t-2} + 0,1\widehat{R}_{t-3}$

El cuadro 5 presenta estimaciones con mínimos cuadrados ordinarios (OLS) y mínimos cuadrados en 2 etapas (2SLS). La bondad de ajuste es notable, muy similar a la obtenida con rezagos separados de \widehat{R} . En general, los resultados apoyan ampliamente nuestra hipótesis sobre las consideraciones dominantes en la política cambiaria del *crawling peg*.

Todos los coeficientes significantes de \widehat{WR}_t son negativos, lo que señala nuevamente el efecto inverso de *shocks* de reservas sobre la tasa de devaluación y el tipo de cambio real. Para Argentina, el coeficiente del término cuadrado es significativo y positivo, indicio de que las autoridades reaccionaron más que proporcionalmente frente a los movimientos de reservas. Para ambos países, los coeficientes de las variables *dummy* son negativos y significantes con un nivel de confianza sobre 90 por ciento, lo que muestra que dicha función de reacción fue utilizada principalmente en períodos de escasez de reservas.

Finalmente, al usar un promedio móvil de \widehat{R} con ponderaciones decrecientes, que sintetiza los flujos de reservas durante un año, asignando mayor peso a los más recientes, la elasticidad de la tasa de devaluación con respecto a dichos flujos es mayor: en períodos de baja liquidez internacional¹⁸ fue de -0,29 en Chile y -0,44 / -0,63 en Argentina. Claramente, el impacto de los *shocks* de reservas sobre la tasa de devaluación y el tipo de cambio real estuvo lejos de ser desechable.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se analizan las agudas fluctuaciones del tipo de cambio real en Argentina y Chile en las décadas de 1960 y 1970. La proposición central es que las frecuentes y aparentemente erráticas devaluaciones de las respectivas monedas, que afectaron el tipo de cambio real, tuvieron características sistemáticas que pueden ser formalizadas en *reglas de devaluación*.

¹⁷ Esta ponderación asigna mayor peso a los \widehat{R} más recientes. Se probó también una ponderación diferente: $\widehat{WR}_t = 1/3\widehat{R}_t + 1/3\widehat{R}_{t-1} + 1/3\widehat{R}_{t-2}$, pero los resultados obtenidos fueron inferiores.

¹⁸ Es decir, sumando el coeficiente de *WR* y el coeficiente de su variable *dummy*.

REGLAS DE DEVALUACION, EN LA DECADA, 1970

Promedio móvil de cambios en reservas*

$$\hat{E}_t = a_0 + a_1 \hat{P}_t^h + a_2 \hat{P}_t^{us} + a_3 WR_t + u_t$$

		\hat{P}_t^h	\hat{P}_t^{us}	WR_t	$DUWR_t$	$(WR_t)^2$	WR_{t-1}	$DUWR_{t-1}$	R^2	S.E.	DW	ρ
	(1)	0,800		0,204	-0,630				0,694	0,125	1,66	0,457
	OLS	(5,141)		(0,586)	(-1,673)							
	(2)	0,648		-0,310		1,681			0,728	0,113	2,10	
	OLS	(4,691)		(-2,731)		(2,893)						
Argentina	(3)	0,575		0,015	-0,476	1,592			0,790	0,104	2,12	
	OLS	(4,351)		(0,076)	(-1,876)	(2,982)						
	(4)	0,635		-0,011	-0,443	1,418			0,786	0,105	2,05	
	2SLS	(4,321)		(-0,054)	(-1,715)	(2,498)						
	(5)	1,001	-1,783	0,025	-0,305				0,899	0,058	2,00	
	OLS	(12,373)	(-1,000)	(0,137)	(-1,693)							
	(6)	0,911	-1,296				-0,030	-0,287	0,934	0,046	1,84	
	OLS	(13,812)	(-1,090)				(-0,285)	(-2,319)				
Chile	(7)	0,921	-1,403				-0,028	-0,286	0,934	0,046	1,80	
	2SLS	(13,550)	(-1,165)				(-0,263)	(-2,305)				

t— estadístico en paréntesis

$DUWR_t$ variable *dummy* para el coeficiente de WR_t . Tiene valor 1 cuando el nivel de reservas está bajo la mediana y valor 0, si no es así.

OLS mínimos cuadrados ordinarios

2SLS mínimos cuadrados en dos etapas

Esas reglas, *as if* seguidas por las autoridades, reflejan la importancia que la situación de liquidez internacional del país tuvo en el sistema cambiario del *crawling peg*.

De un modelo monetario simple se derivaron las políticas crediticias y cambiarias óptimas destinadas a mantener un nivel deseado de reservas, las cuales minimizaron los costos de ajuste.

Habiendo evaluado en otra oportunidad la contribución del tipo de cambio reptante a las fluctuaciones del tipo de cambio real, se procedió a estimar las reglas de devaluación. El poder explicativo de las regresiones del primer período es razonable para Argentina, pero débil para Chile. No obstante, en ambos casos se detecta el efecto de cambios en las reservas $-\hat{R}$. Los resultados de las estimaciones para los años del segundo período, por otro lado, son muy superiores. La bondad de ajuste de las reglas estimadas revela caracteres bien definidos. Los coeficientes de \hat{R} resultaron altamente significantes y negativos, especialmente en períodos con un bajo nivel de reservas. Hay evidencia, además, de que dichos coeficientes no fueron constantes, y que variaron en relación directa con la magnitud del cambio de las reservas. Es decir, frente a una huida de reservas, por ejemplo, se devaluó en una tasa mayor que la diferencia entre la inflación doméstica y la internacional, con la cual se produjo un alza en el tipo de cambio real. Esta reacción aumentó más que proporcionalmente con la magnitud de la pérdida de reservas, y fue evidente casi exclusivamente cuando el nivel de las mismas era bajo. Estimar reglas de devaluación con promedios móviles de \hat{R} fortalece estas conclusiones, esto es, que el *crawling peg* fue una función de reacción frente a altibajos en las reservas internacionales del país, y que afectó directamente las fluctuaciones de su tipo de cambio real.

BIBLIOGRAFIA

- Balassa, Bela, "The purchasing power parity doctrine: A reappraisal", en *Journal of Political Economy* 72, diciembre de 1964: 584-96.
- Bilson, John F. O. y Jacob A. Frenkel, "Dynamic adjustment and the demand for international reserves. National Bureau of Economic Research, documento de trabajo, 407, 1979.
- Blejer, Mario y Leonardo Leiderman, "A monetary approach to the crawling-peg System: Theory and evidence", en *Journal of Political Economy* 89, 1, febrero de 1981.
- Coes, Donald V., "The impact of price uncertainty: A study of Brazilian exchange rate policy". Garland Publishing Inc., Nueva York, 1979.
- Cortázar, René y Jorge Marshall, "Índices de precios al consumidor en Chile: 1970-1978". CIEPLAN, Santiago de Chile, 1980.
- Dornbusch, Rudiger, "Devaluation, money and non-traded good", en Frenkel and Johnson, eds., *The monetary approach to the balance of payments*. University of Toronto Press, Toronto, 1976.
- Edwards, Sebastián, "Aspects of the economics of exchange rates". Unpublished Ph. D. Dissertation, University of Chicago, 1981.
- Frenkel, Jacob A., "International reserves under pegged exchange rates and managed float: Corrections and extensions", en *Journal of Monetary Economics* 6, abril de 1980: 295-302.

- Frenkel, Jacob A., "Exchange rates, prices and money: Lessons from the 1920's", en *American Economic Review* 70, 1980: 235-42.
- "The collapse of purchasing power parities during the 1970's" *European Economic Review* 16, 1981: 145-65.
- y
Harry G. Johnson, "The monetary approach to the balance of payments: Essential concepts and historical origins", en Frenkel and Johnson, eds., *The monetary approach to the balance of payments* University of Toronto Press, Toronto, 1976.
- Harberger, Arnold C., "The real exchange rate in Chile: A preliminary survey. Conference on Economic Policy, Viña del Mar, Chile, 1981.
- y
Sebastián Edwards, "Indicators of performance in monetary policy in open economies: The historical record". Conference on Financial Policy in Small Open Economies, Santiago, Chile, 1980.
- International Monetary Fund (IMF), *International monetary statistics computer Tapes*, Washington D.C., IMF, noviembre de 1979.
- Johnson, Harry G., "The monetary approach to the balance of payments theory" en Frenkel and Johnson, eds., *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, University of Toronto Press, Toronto, 1976.
- Kravis, Irving B.,
Alan Heston y
Robert Summers, *International comparisons of real product and purchasing power*, World Bank, John Hopkins University Press, Baltimore, 1978.
- Officer, Lawrence, "The purchasing power parity theorem of exchange rates: A review article". *IMF Staff Papers* 23, 1976: 1-61.
- Theil, Henry, "Introduction to econometrics". Prentice-Hall Inc., Englewood Cliffs. N.J., 1978.

Yuravlivker, David E.,

“Crawling peg and the real exchange rate in developing countries” Ph. D. Dissertation, University of Chicago, 1982a.

“Crawling peg and the variability of the real exchange rate”, en *Economics Letters* 9, 1982: 185–190.