

LA PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO EN AMERICA LATINA

Jan Giehm Mikkelsen*

EXTRACTO

Este trabajo estudia la estabilidad de la paridad del poder de compra (PPC) en términos del equilibrio de largo plazo para Argentina, Brasil, Chile, Méjico, Perú y Uruguay. Utilizando datos trimestrales desde 1949.1, hasta 1985.2, el test de "cointegración" entre tipos de cambio y precios relativos sugiere que la PPC es un equilibrio estable para cuatro de los países. Un modelo de corrección simultánea de errores de tipos de cambios e inflación determina el comportamiento dinámico en desequilibrio. Los modelos estimados predicen una mayor desviación de la PPC, cuando las perturbaciones no explicadas provienen de la ecuación de tipo de cambio que cuando provienen de la ecuación de tasa de inflación doméstica. El set de datos también muestra grandes desviaciones de la PPC en algunos periodos.

ABSTRACT

The paper tests whether purchasing power parity (PPP) is a stable long run equilibrium for Argentina, Brazil, Chile, Mexico, Peru and Uruguay. Using quarterly data from 1949.1 to 1985.2 the test of cointegration between exchange rates and relative prices suggests that PPP is a stable equilibrium for four of the countries. A simultaneous error correction model of exchange rate changes and inflation determines the dynamic behaviour in disequilibrium. The estimated models predict a larger deviation from PPP if unexplained disturbances come from the exchange rate equation rather than from the equation of the domestic inflation rate. The actual data set also shows large deviations from PPP in some periods.

*Department of Economics University of Aarhus DK-8000 Aarhus, Denmark.

LA PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO EN AMERICA LATINA*

Jan Gichm Mikkelsen

1. INTRODUCCION

La teoría de la paridad del poder de compra ha sido ampliamente utilizada para analizar el comportamiento del tipo de cambio, particularmente entre las economías occidentales industrializadas. Como fue documentado por Frenkel (1981), la evidencia hasta los años sesenta ha sido favorable a la proposición de la PPC, mientras que durante los años setenta las variaciones de corto plazo en las tasas de cambio tuvieron una muy limitada relación con las variaciones en los precios relativos. Este colapso de la PPC en el corto plazo dentro de las economías OECD ha llevado a un gran número de estudios acerca de los determinantes de la dinámica de las tasas de cambio.¹

El propósito de este trabajo es investigar el comportamiento del tipo de cambio en seis países latinoamericanos de alta inflación durante el período 1950-1985. Se enfatizan las propiedades de corto y largo plazo de los tipos de cambio oficiales de acuerdo a la PPC. Se realizan tests de cointegración para la PPC, es decir, se *testea* si la PPC puede ser aceptada como un equilibrio de largo plazo, y también se estiman modelos de corrección de errores para encontrar evidencia del proceso de ajuste dinámico a este equilibrio.

Se argumenta frecuentemente que la política cambiaria es un elemento clave en el proceso de crecimiento equilibrado de los países en desarrollo. Grandes desviaciones del PPC tienen varias implicancias para la economía. En el caso típico de sobrevaloración del tipo de cambio real, algunas consecuencias son: que la demanda por moneda extranjera aumenta y tarde o tem-

**Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 15, n° 3, diciembre de 1988.

¹El enfoque monetario básico es discutido en Humphrey y Keteher (1982). Sobre dinámica de tipos de cambio ver por ejemplo Dornbusch (1976), Mussa (1982) y Oberfeld y Stockman (1985). Para un estudio empírico global véase Levich (1985).

prano se deben imponer restricciones cuantitativas sobre ésta, que los precios relativos internos entre bienes domésticos y extranjeros cambian a favor de los bienes domésticos y así, cuando comienza la sustitución es probable que exista un deterioro de la balanza comercial y que un mercado de moneda extranjera paralelo o negro aparecerá cuando la demanda por ésta no sea satisfecha debido al control gubernamental de la oferta. De modo que si la PPC es la variable relevante del equilibrio, parece importante poder destacar los períodos de desequilibrio y determinar su velocidad de ajuste.

Este estudio está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se discute brevemente la teoría de la PPC y se introducen algunas extensiones respecto de su versión simple. La sección 3 analiza los tests empíricos de co-integración entre tipo de cambio y precios relativos para seis países de América latina. Además, en la sección 4 se estiman modelos de corto plazo, agregando la restricción de largo plazo que se discute en la sección anterior. Por último, la sección 5 da a conocer las conclusiones.

2. LA TEORÍA DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA (PPC)

La teoría de determinación del tipo de cambio basada en la PPC asevera que la variación de la tasa de cambio entre dos monedas durante cualquier período de tiempo se debe al cambio en los niveles de precios relativos de las dos economías.² Esto es:

$$E = P/P^* \tag{1}$$

donde E es el tipo de cambio y P/P^* es el precio relativo entre un índice general de precios domésticos y extranjeros. Las condiciones que debe cumplir la proposición (1) son resumidas por McKinnon (1979) como sigue: i) todos los bienes son perfectamente transables con cero costos de transporte; ii) no existen tarifas y otras barreras artificiales al comercio exterior, por ejemplo, controles de tipo de cambio; iii) los bienes domésticos y externos son perfectamente homogéneos dentro de cada categoría de mercancías en los índices generales de precios; iv) las ponderaciones de los índices de precios domésticos y externos deben ser iguales, es decir, el patrón de consumo debe ser el mismo.

Por supuesto, estas condiciones son muy exigentes. A continuación, analizaremos el impacto de relajar las primeras dos condiciones. La primera, a través de la introducción de bienes exportables, importables y no transa-

²Varios autores han contribuido a la discusión del PPC (Paridad de poder de compra), véase por ejemplo, Balassa (1964), Dornbusch (1980, 1985), Officer (1976a, 1976b, 1982), Kravus, Heston y Summers (1978), y McKinnon (1979).

bles. La segunda puede ser modificada suponiendo que las barreras al comercio han permanecido invariables en el tiempo. Este último supuesto permite la posibilidad de que los precios relativos medidos en moneda doméstica difieran de la unidad.

Los índices generales de precios para la economía doméstica y externa (con asteriscos) son computados de la siguiente forma:

$$P = [P_m^\alpha P_x^{(1-\alpha)}]^\beta P_n^{(1-\beta)} \quad 0 < \alpha < 1 \quad 0 < \beta < 1 \quad (2.1)$$

$$P^* = [P_m^{*\alpha} P_x^{*(1-\alpha)}]^\beta P_n^{*(1-\beta)} \quad 0 < \alpha < 1 \quad 0 < \beta < 1 \quad (2.2)$$

donde (P_m, P_x, P_n) y (P_m^*, P_x^*, P_n^*) son los precios de los bienes importados, exportados y no transables, domésticos y externos, respectivamente. Las ponderaciones α y β son iguales en ambas economías de acuerdo con la condición 4. Si todos los precios externos son traducidos a precios domésticos utilizando el tipo de cambio E , el precio relativo calculado de (2.1) y (2.2) es

$$\frac{P}{EP^*} = \gamma \left[\frac{P_n}{EP_n^*} \right]^{1-\beta} \quad (3)$$

donde,

$$\gamma = \frac{(P_m)^{\alpha\beta} (P_x)^{(\beta-\alpha\beta)}}{(EP_m^*)^{\alpha\beta} (EP_x^*)^{(\beta-\alpha\beta)}}$$

que puede ser distinto de la unidad debido a la existencia de tarifas y restricciones cuantitativas al comercio. Luego, podríamos imaginar que los bienes no transables domésticos son producidos con un requerimiento de trabajo de c por unidad. Entonces, los precios de los bienes no-transables son una simple fracción de los salarios, es decir, $P_n = cw$ y $P_n^* = c^*w^*$, y sustituyendo en (3) y después de manipular los datos tenemos:

$$\frac{P}{P^*} = \gamma \lambda E^\beta \left(\frac{w}{w^*} \right)^{1-\beta} \quad (4)$$

donde $\lambda = \left(\frac{c}{c^*} \right)^{1-\beta}$ representa el nivel de productividad relativa del trabajo.

La ecuación (4) establece que el nivel de precios domésticos excede al externo si i) nuestra productividad es menor que la externa, ii) nuestro tipo de cambio se deprecia y iii) nuestros salarios domésticos son más altos que en el extranjero.

La ecuación (4) puede ser reordenada para encontrar una expresión para el tipo de cambio:

$$E = (\gamma\lambda)^{-1/\beta} \left(\frac{P}{P^*}\right)^{1/\beta} \left(\frac{w}{w^*}\right)^{1-(1/\beta)} \quad (5)$$

En el largo plazo, no parece muy razonable que un gran sector de no-transables pueda existir sin intentos por parte de productores cercanos de entrar a un mercado competitivo. Por lo tanto, si $\beta \rightarrow 1$, es decir, el sector no transable desaparece, (5) se transforma en:

$$E = (\gamma\lambda)^{-1} \frac{P}{P^*} \quad (6)$$

o alternativamente el cambio porcentual en el tipo de cambio nominal debe ser igual que el cambio porcentual en los precios relativos. Esta relación es la versión relativa del teorema simple de PPC. Es contraria a la versión absoluta en (1), que establece que la diferencia entre tasas de inflación determina si el tipo de cambio se está depreciando o apreciando.

3. TEST DE COINTEGRACION

De acuerdo con Engel y Granger (1987), Engle y Yoo (1987) Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1987) y Hylleberg (1987) podemos *testear* si el tipo de cambio está cointegrado con los precios relativos como postula la ecuación (6). La noción de cointegración dice que un vector de series de tiempo, que son todas estacionarias después de diferenciar por el mismo número de veces, puede tener un set de combinaciones lineales que son estacionarias sin diferenciar. Si éste es el caso, las series de tiempo tienen una representación cointegrada, es decir, existe una relación estacionaria de largo plazo entre ellas. Tomando logaritmos en (6) y sumando un término de error Z_t , tenemos nuestra relación de cointegración

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 (p_t - p_t^*) + z_t \quad (7)$$

donde las letras pequeñas están en logaritmos y $\alpha_0 = -\ln(\gamma\lambda)$. Entonces el vector de cointegración α_1 es fijado a priori en uno, el test de cointegración con $\alpha_1 = 1$ se transforma en un test de integración, es decir, un test para el número de raíces unitarias. En Engle y Granger (1987) una serie de tiempo es definida para ser integrada de orden d , denotada $I(d)$, si la parte no determinística de la serie es estacionaria, invertible y posee una estructura ARMA después de diferenciar d veces. La hipótesis de cointegración entre e_t y $(p_t - p_t^*)$ se acepta si, tanto las series de tiempo son $I(d)$ y como el error

z_t es $I(d-1)$. Así, si ambas series son estacionarias después de una diferencia, es decir, serán $I(i)$, z_t debe ser $I(0)$ para aceptar la cointegración.

Nuestros datos cubren observaciones trimestrales desde 1949.1 a 1985.2 para Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Uruguay. Como tenemos información trimestral, un modelo general propuesto para el proceso de series de tiempo está representado por y_t :

$$\varphi(L) \delta(L) y_t = \mu_t + \epsilon_t \quad (8)$$

donde $\varphi(L)$ es un rezago polinomial de orden p de la forma

$$\varphi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \varphi_j L^j,$$

$\delta(L)$ es un rezago polinomial de la forma

$$\delta(L) = (1 - \delta_1 L) (1 + \delta_2 L) (1 + \delta_3 L^2),$$

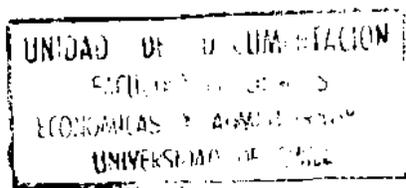
μ_t es una función determinística de una constante, una tendencia y algunas variables mudas estacionales.

$$\mu_t = m_0 + m_1 t + m_2 S_{1t} + m_3 S_{2t} + m_4 S_{3t},$$

y $\epsilon_t \sim \text{nid}(0, \sigma_\epsilon^2)$. Siguiendo a Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1987) y Hylleberg (1987), y_t tiene una raíz unitaria en la frecuencia de largo plazo nula cuando $\delta_1 = 1$, es decir, $y_t \sim I_0(1)$. En el caso de $\delta_2 = 1$, el proceso y_t tiene raíz unitaria en la frecuencia $1/2$ correspondiente a un ciclo de un

año y medio, de modo que $y_t \sim I_{1/2}(1)$. Finalmente, para $\delta_3 = 1$, y_t tiene un par de raíces complejas en las frecuencias $1/4$ y $3/4$, es decir, $y_t \sim I_{1/4}(1)$.

Sea $\pi_i = \delta_i - 1$ para todo i , entonces la hipótesis nula de integración, es decir, $\pi_i = 0$, debe ser testeada contra la hipótesis alternativa $\pi_i < 0$, que corresponde a estacionariedad a las distintas frecuencias. Nuestra principal preocupación aquí son las propiedades en la frecuencia cero. Sin embargo, como el test para $I_0(1)$ está sesgado hacia la hipótesis alternativa estacionaria en los casos de integración estacional, el test estacional completo es realizado en el apéndice A. De acuerdo con los cuadros A.1 a A.6 en el apéndice, la existencia de vectores integrados en las frecuencias estacionales $1/4$, $1/2$ y $3/4$ está fuertemente rechazado para todas las variables consideradas en los seis países. Un test más simple para integración en la frecuencia cero, será realizada en lo que sigue.



en los seis países. Un test más simple para integración en la frecuencia cero, será realizada en lo que sigue.

Sin raíces estacionales, es decir, $\delta(L) = 1 - \delta_1 L$, el procedimiento se reduce a

$$\Delta y_t = (\delta_1 - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \xi_j L^j \Delta y_t + \mu_t + \omega_t \quad (9)$$

que es la bien conocida regresión Dickey-Fuller para *testear* raíces unitarias en la frecuencia cero (véase Fuller (1976), $\xi_j, j = 1, \dots, p$, son los coeficientes de los rezagos y ω_t es el residuo. La hipótesis nula $H_0: \pi_1 = 0$ contra la alternativa $H_1: \pi_1 < 0$, se comprueba en el cuadro 1, utilizando mínimos cuadrados ordinarios sobre la ecuación (9). El test T para π_1 estimado se computó para "la mejor" formulación obtenible del polinomio de los rezagos sobre Δy_t y el componente determinístico μ_t en (9).

Debe notarse que ninguna variable muda estacional fue incluida en μ_t dado que todas fueron poco significativas.

Los valores T correspondientes al parámetro π_1 no pueden rechazar integración para e_t y $(p_t - p_t^*)$ en ninguno de los seis países. Además, la estimación puntual es cercana a cero para ambas variables. Luego es claramente rechazado que Δe_t es integrado para todos los países, es decir, no podemos aceptar que $e_t \sim I(2)$. Si observamos $\Delta(p_t - p_t^*)$, solo podemos rechazar significativamente la hipótesis de integración para Uruguay. Para Argentina, Chile y Méjico la estimación puntual de π_1 es lejana a cero, pero no significativamente. En cualquier caso, utilizando el test Dickey-Fuller no estamos en una posición de rechazar que $(p_t - p_t^*) \sim I(2)$ para ningún país excepto Uruguay. Por lo tanto, no podemos determinar el orden de integración de $(p_t - p_t^*)$ en forma no ambigua.

Pero confrontados con la impresionante similitud en el comportamiento de e_t y $(p_t - p_t^*)$ para los seis países, como muestran las figuras en el apéndice B, no parece difícil aceptar el supuesto de que ambas variables podrían ser $I(1)$. De esta manera una de las condiciones de cointegración se satisface.

La segunda condición que los residuos $Z_t = e_t - (p_t - p_t^*)$ son $I(0)$ es testada en la última fila del cuadro 1. La hipótesis de no-cointegración puede ser rechazada a niveles de significancia menores que 0,05, para Argentina, Chile, Méjico y Uruguay. Así, el resultado favorece la hipótesis de que la PPC es un equilibrio estable en el largo plazo para estos países.

CUADRO I
TEST DE INTEGRACION

Variable	Argentina		Brasil		Chile		México		Perú		Uruguay	
	$\hat{\alpha}_1$	Valor T										
e_t	0,020	5,13	0,010	3,51	-0,019	-1,75	0,017	1,97	0,028	4,26	-0,031	-2,23
$(p_t - p_t^*)$	0,007	3,43	0,001	1,25	-0,011	-2,50	0,011	2,46	0,030	4,45	-0,014	-2,49
Δe_t	-0,449	-4,02 ^b	-0,448	-4,18 ^b	-0,538	-5,69 ^b	-0,635	-8,11 ^b	-0,551	-5,93 ^b	-0,741	-9,14 ^b
$\Delta(p_t - p_t^*)$	-0,156	-2,68	-0,057	-1,17	-0,110	-2,08	-0,205	-3,48	-0,078	-1,07	-0,928	-4,29 ^b
$e_t - (p_t - p_t^*)$	-0,111	-3,06 ^a	-0,081	-2,41	-2,232	-4,42 ^b	-0,108	-3,26 ^a	-0,080	-2,35	-0,144	-3,61 ^b

Fuente y definiciones: Véase notas en cuadro 2.

Notas: Valores críticos de los test T de distribuciones de muestras pequeñas son tabulados en Hylleberg (1987):

^aRechazo de las hipótesis nula a niveles menores que 0,05 y mayores que 0,01.

^bRechazo de las hipótesis nula a niveles menores que 0,01.

4. LA DINAMICA DE CORTO PLAZO ENTRE TIPO DE CAMBIO Y PRECIOS RELATIVOS

La relación de largo plazo entre tipos de cambio y precios relativos, formulada en (6), ha sido analizada en la parte previa de este trabajo. El objetivo de esta sección es de estudiar la dinámica de corto plazo en torno al equilibrio de largo plazo en aquellos casos en los cuales existe una trayectoria estable de largo plazo, así que estudiaremos la relación de corto plazo entre variables que están cointegradas.

El énfasis lo pondremos sobre el tipo de cambio y los precios, por lo que implícitamente aún suponemos que todos los bienes son transables, es decir, $\beta \rightarrow 1$ en (5). Una forma de formular la dinámica de la teoría del PPC es a través de una ecuación diferencial estocástica de la parte estacionaria del tipo de cambio, con la restricción de que la relación de largo plazo entre tipo de cambio y precios se mantenga (véase Edison (1987)). Esta formulación supone que los precios relativos son débilmente exógenos para los parámetros en la ecuación Δe_t . Como parece poco razonable que los precios domésticos sean independientes del tipo de cambio, debe agregarse una ecuación de precios domésticos. En seguida, nosotros postulamos heroicamente que los precios internos dependen de los precios externos convertidos en moneda doméstica ($e_t - p_t^*$) y de la evolución de la oferta monetaria doméstica (m_t) que se supone débilmente exógena. Tanto la ecuación del tipo de cambio como la de precios domésticos incluye un término de error de corrección z_{t-1} , donde $z_t = e_t - p_t + p_t^*$. Una formulación general del modelo es

$$A(L)y_t = B(L)x_t + \epsilon_t \quad (10)$$

donde los polinomios de rezagos matriciales son definidos como

$$A(L) = \Gamma - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_mL^m$$

$$B(L) = B_0 + B_1L + B_2L^2 + \dots + B_nL^n$$

y

$$\epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ 0 \end{bmatrix} \sim \text{n.i.d. } (=, \Omega_\epsilon), \Omega_\epsilon = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & 0 \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

los vectores de 3×1 son definidos como $y_t = (\Delta e_t, \Delta p_t, z_t)'$ y $x_t = (1, \Delta p_t^*, \Delta m_t)'$. El modelo en (10) contiene dos ecuaciones estocásticas que determinan Δe_t y Δp_t , y una identidad que define el término de error de corrección z_t .

Para $m = 2$ y $n = 1$ el modelo puede escribirse de la siguiente manera:

$$\Gamma y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + e_t$$

o

$$\begin{bmatrix} 1 & -\gamma_{11} & 0 \\ -\gamma_{21} & 1 & 0 \\ -1 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta e_t \\ \Delta p_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 & a_{13}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 & -a_{23}^1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta e_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$+ \begin{bmatrix} a_{11}^2 & a_{12}^2 & 0 \\ a_{21}^2 & a_{22}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta e_{t-2} \\ \Delta p_{t-2} \\ z_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11}^0 & -b_{12}^0 & 0 \\ b_{21}^0 & b_{22}^0 & b_{23}^0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \Delta p_t^* \\ \Delta m_t \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0 & -b_{12}^1 & 0 \\ 0 & b_{22}^1 & b_{23}^1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \Delta p_{t-1}^* \\ \Delta m_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

Nótese que el término de error de corrección en (11) es medido en base a las variables dependientes como $z_t = \Delta e_t - \Delta p_t + \Delta p_t^* + z_{t-1}$, lo que es idéntico a $z_t = e_t - p_t + p_t^*$.

El modelo (11) será restringido mediante tres formas: 1) $\gamma_{11} = b_{12}^0$, $a_{12}^i = b_{12}^i$ para $i = 1, 2$, es decir, lo relevante es el cambio de los precios relativos entre bienes domésticos y externos; 2) $\gamma_{21} = b_{22}^0$, $a_{21}^i = b_{22}^i$ para $i = 1, 2$, es decir, el impacto de un cambio en precios externos sobre los precios domésticos es igual al de una variación en el tipo de cambio; y 3) $-(b_{11}^0/a_{13}^1) = (b_{21}^0/a_{23}^1)$ o $a_{13}^1 = -(b_{11}^0/a_{23}^1/b_{21}^0)$, es decir el equilibrio de largo plazo en la ecuación Δe_t , $z_t = -(b_{11}^0/a_{13}^1)$, es forzado a ser el mismo que en la ecuación Δp_t , $z_t = (b_{21}^0/a_{23}^1)$. La restricción es impuesta sobre a_{13}^1 . Por supuesto que si uno de los coeficientes es cero, la restricción no es impuesta sobre el modelo.

Con estas tres restricciones el mejor modelo obtenido de (11) es estimado por FIML en el cuadro 2. Las dos ecuaciones estocásticas son estimadas para Argentina, Brasil, Chile, Méjico y Uruguay. Véase la nota 1 en el cua-

CUADRO 2

ESTIMACIONES FIML DEL MODELO DINAMICO

1. $\Delta e_t = \gamma_{11}(\Delta p_t - \Delta p_t^*) + a_{11}^1 \Delta e_{t-1} + a_{13}^1 z_{t-1} + b_{11}^0 + \epsilon_{1t}$
2. $\Delta p_t = \gamma_{21}(\Delta e_t + \Delta p_t^*) + a_{22}^1 \Delta p_{t-1} + a_{22}^2 \Delta p_{t-2} - a_{23}^1 z_{t-1} + b_{21}^0 + b_{23}^0 \Delta m_t + b_{23}^1 \Delta m_{t-1} + \epsilon_{2t}$
3. $z_t = \Delta e_t - \Delta p_t + \Delta p_t^* + z_{t-1}$

	Argentina	Brasil*	Chile	Méjico	Uruguay
La ecuación Δe_t					
$\hat{\gamma}_{11}$	0,831 (0,166)	1,140 (0,111)	1,164 (0,098)	0,923 (0,144)	1,147 (0,214)
\hat{a}_{11}^1	0,176 (0,104)	-	-	0,155 (0,074)	0,119 (0,108)
\hat{a}_{13}^1	-0,113	-0,077 (0,043)	-0,037 (0,037)	-0,153	-0,127 (0,042)
b_{11}^0	1,419 (0,413)	0,798 (0,455)	0,060 (0,063)	0,502 (0,199)	1,195 (0,402)
La ecuación Δp_t					
$\hat{\gamma}_{21}$	0,483 (0,177)	-	-	0,453 (0,154)	-
\hat{a}_{22}^1	0,200 (0,104)	0,864 (0,025)	0,553 (0,065)	0,282 (0,190)	0,452 (0,080)
\hat{a}_{22}^2	0,115 (0,080)	-	0,222 (0,089)	0,154 (0,047)	0,324 (0,077)
\hat{a}_{23}^1	-0,064 (0,021)	-	-	-0,050 (0,027)	-
b_{21}^0	-0,806 (0,268)	-	-	-0,164 (0,087)	-
b_{23}^0	0,117 (0,055)	-	0,192 (0,083)	0,029 (0,015)	-
b_{23}^1	0,113 (0,059)	0,150 (0,025)	-	0,073 (0,020)	0,200 (0,048)
ln L	217,52	389,98	218,87	468,38	272,31
Periodo	58,1-85,2	58,1-85,2	61,2-85,2	58,1-85,2	58,1-85,2
Cor($\hat{\epsilon}_{1t}, \hat{\epsilon}_{2t}$)	-0,760	-0,095	0,279	-0,887	-0,026
Valor F ²	-12,15	-0,099	2,83	-19,96	-0,270

Continuación cuadro 2

	Argentina	Brasil*	Chile	Méjico	Uruguay
Test-LR ² : a_{13}^1	0,597	-	-	4,74	-

Fuente de datos: todas las series provienen de anuarios de la OIT o del IFS.

¹Como el término de corrección de errores fue significativo y tuvo el signo correcto en el caso de Brasil se realizó otro test de cointegración ya que el primero rechazó la existencia de cointegración. Para testear la restricción de largo plazo impuesta por z_t , se incluyó e_{t-1} como variable explicativa en la ecuación Δe_t . Pero con un valor T de 1,06 la restricción no pudo ser rechazada significativamente.

²La restricción $a_{13}^1 = (b_{11}^0 a_{23}^1 / b_{21}^0)$ para $b_{11}^0 = 0$ A $b_{21}^0 = 0$ A $a_{12}^1 = 0$ es impuesta sobre el modelo. Esto se torna relevante solo para Argentina y Méjico ya que $a_{23}^1 = b_{21}^0 = 0$ para el resto de los países la restricción es testeada con un test de razón de probabilidad (LR) donde H_0 es el modelo restringido. El test estadístico se distribuye como una $\chi_{1,0}^2$. $\chi_{1,0,05}^2 = 3,84$ y $\chi_{1,0,025}^2 = 5,02$.

³Con la H_0 de una correlación nula $(r\sqrt{n-2}) / (\sqrt{1-r^2})$ se distribuye como una t de student con $n-2$ grados de libertad. r es la correlación muestral y n es el número de observaciones.

Definición de datos:

e_t es el logaritmo de tipo de cambio oficial.

p_t es el logaritmo del IPC.

p_t^* es el logaritmo con índices de precios ponderados mundial donde los ponderadores son del SDR.

m_t es el logaritmo de la oferta monetaria.

dro 2 que explica por qué Brasil fue incluido a pesar de que la cointegración fue rechazada de acuerdo al test del cuadro 1. El período estimado en 1958.1-1985.2 para todos los países, salvo Chile, para el cual es 1961.2-1985.2. Los modelos no son estimados en el largo periodo desde 1949.1 ya que los datos de oferta monetaria no eran obtenibles. Varios resultados del cuadro merecen ser destacados.

En primer lugar, Δp_t parece ser débilmente exógeno para los parámetros en la primera ecuación de Brasil y de Uruguay, es decir, la hipótesis conjunta de $\gamma_{21} = 0 \cap \sigma_{12} = 0$ no puede ser rechazada. La hipótesis de $\sigma_{12} = 0$ es testeada simplemente por la correlación entre los residuos estimados, es decir $COR(\hat{e}_{1t}, \hat{e}_{2t})$. Del valor T se observa que la hipótesis de $COR(\hat{e}_{1t}, \hat{e}_{2t}) = 0$ puede ser rechazada a niveles de significancia habituales, salvo, para Brasil y Uruguay.

En segundo lugar, como a_{13}^1 , el coeficiente z_{t-1} en la ecuación Δp_t , es cero para Brasil, Chile y Uruguay, la restricción sobre a_{13}^1 no fue impuesta para estos tres países. Por lo tanto, en el caso de desequilibrio solo las variaciones en el tipo de cambio llevan al equilibrio. La restricción sobre a_{13}^1

es relevante para Argentina y México, aunque no parece ser completamente relevante para México de acuerdo con el test de razón de verosimilitud en la última fila del cuadro.

En tercer lugar, la rapidez del ajuste al equilibrio es diferente entre países. Los coeficientes de z_{t-1} sugieren que la desviación del equilibrio PPC se aminora en aproximadamente 11 por ciento, 15 por ciento y 13 por ciento para Argentina, Méjico y Uruguay, respectivamente, debido a variaciones en el tipo de cambio. Los mismos valores para Brasil y Chile son solo de 8 por ciento y 4 por ciento, respectivamente. Ya se ha mencionado que el desequilibrio solo tiene un efecto significativo sobre los precios domésticos en Argentina y Méjico (6% y 5%, respectivamente).

En cuarto lugar, en todos los países el impacto de un cambio en los precios relativos sobre los tipos de cambio ($\hat{\gamma}_{11}$) es mayor que el de la causalidad inversa ($\hat{\gamma}_{21}$). De hecho, $\hat{\gamma}_{11}$ no es significativamente distinto de 1 para ningún país, mientras que $\hat{\gamma}_{21}$, es cercano a 0,5 para Argentina y Méjico y cero para el resto. Esto implica que una perturbación exógena al sistema tiene un impacto muy diferente sobre Δz_t , es decir, el cambio en el desequilibrio, dependiendo de si proviene de la ecuación Δe_t o de la ecuación Δp_t . El impacto sobre Δz_t es mucho mayor si las perturbaciones provienen de la ecuación Δe_t ya que el efecto indirecto sobre Δp_t es relativamente pequeño.

Por último, los únicos coeficientes que no son significativamente distintos de cero a un nivel de 5 por ciento son a_{13}^1 y b_{11}^0 para Chile. Entonces en el caso de Chile no podemos apoyar a la PPC como una condición de equilibrio estable para este período (recuérdese que el período estimado comienza en 1961.2 y no en 1949.1 como en la sección 3).

El test de Granger-Newbold para la bondad del ajuste de las simulaciones estáticas de Δe_t y Δp_t es presentado en el cuadro 3. Los valores simulados son claramente insesgados para todos los países, exceptuando a Uruguay. La hipótesis nula de $\alpha_0 = 0$ y $\alpha_1 = 1$ no puede rechazarse, incluso a altos niveles de significancia. En Uruguay, las simulaciones para Δp_t son sesgadas, por ejemplo, debido a autocorrelación en los residuos.

Un resultado general para todos los países es que el modelo explica la variación de Δp_t en mayor proporción que la de Δe_t . Esto parece razonable ya que Δe_t típicamente tiene un carácter más discreto que Δp_t debido a una influencia más institucionalizada. Aparte del valor simulado de Δp_t para Uruguay, R^2 tiene un nivel general satisfactorio.

Para entender aún mejor las propiedades dinámicas del modelo (10), puede ser reordenado obteniendo la forma final autorregresiva.

CUADRO 3

EL TEST GRANGER-NEWBOLD SOBRE SIMULACIONES ESTATICAS
DENTRO DEL PERIODO ESTIMADO

	Argentina	Brazil *	Chile	Méjico	Uruguay
La ecuación Δe_t					
Valores T:					
$\alpha_0 = 0$	0,478	0,275	0,396	-0,331	1,006
$\alpha_1 = 1$	-0,372	-0,294	-0,184	0,627	-0,844
R^2	0,52	0,48	0,48	0,37	0,18
La ecuación Δp_t					
Valores T:					
$\alpha_0 = 0$	0,605	0,347	0,669	-7,25	2,686
$\alpha_1 = 1$	-0,440	-0,502	-0,484	0,568	-2,367
R^2	0,81	0,87	0,74	0,86	0,43

Nota: El test Granger-Newbold se realiza estimando la siguiente regresión:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{y}_t$$

donde y_t es la variable efectiva e \hat{y}_t es la variable simulada. R^2 sólo otorga información valedera si los valores simulados son insensados, es decir, $\alpha_0 = 0$ y $\alpha_1 = 0$. Esto puede testarse a través de métodos convencionales.

$$|A(L)|y_t = A^*(L)B(L)x_t + A^*(L)\epsilon_t \quad (12)$$

Donde $|A(L)|$ es el determinante de $A(L)$ y $A^*(L)$ es la matriz adjunta. De esta manera, nuestro sistema puede escribirse en tres ecuaciones diferenciales estocásticas con la misma parte autorregresiva de la variable dependiente. En lo que sigue, analizaremos el impacto de una perturbación no explicada en la ecuación z_t y en la ecuación Δe_t y sobre Δp_t , respectivamente. La ecuación (12) podría ser resuelta analíticamente, pero se utilizó el método de simulación que es más fácil.

Por simplicidad, se supone que comenzamos en una situación de equilibrio, es decir, todas las variables son constantes y $z_t = -(b_0^1/a_1^1) = (b_{21}^0/a_{22}^1)$. ϵ_{1t} y ϵ_{2t} se suponen igual a cero. Dos hipotéticas simulaciones dinámicas son realizadas: una donde $\epsilon_{1t} = 0,2$ en el primer período y otra donde $\epsilon_{2t} = 0,2$ en el primer período. Para comparar las reacciones sobre Δe_t ,

Δp_t y z_t , las diferencias entre los valores simulados y los valores de equilibrio serán calculados en porcentajes.

Dado que las estructuras dinámicas de Argentina y Méjico, por un lado, y las de Brasil, Chile y Uruguay, por el otro, representan dos casos diferentes, sólo un país de cada grupo será analizado. Argentina representa el primer grupo y Brasil al segundo. Los gráficos 1a y 1b resumen las desviaciones de los valores de equilibrio de las variables Δe_t , Δp_t y z_t , en el caso de Argentina. El impacto inmediato sobre el tipo de cambio es un incremento cercano al 35 por ciento, pero después de 8-10 trimestres de tasas de devaluación continuamente decrecientes, llegan a un nivel estable nuevamente. Con un incremento inmediato de 15 por ciento, la tasa de inflación tiene una trayectoria decreciente similar a los trimestres subsiguientes. Esos cambios en Δe_t y Δp_t implican una subvaluación relativamente alta de la moneda doméstica de acuerdo con la PPC, es decir $z_t > 0$. En los años siguientes z_t declina suavemente al equilibrio.

El gráfico 1b muestra las desviaciones cuando las perturbaciones son sobre los precios. Una diferencia fundamental con respecto al gráfico 1a es que los cambios en precios y en tipo de cambio son más parejas, y, por lo tanto, la desviación de la PPC es significativamente menor.

El caso de Brasil es observado en los gráficos 2a y 2b. Recuerde del cuadro 3 que no existe ninguna causalidad directa desde el tipo de cambio a los precios. Así, en el gráfico 2a, donde se analizan las perturbaciones de Δe_t , los precios no son afectados, lo cual implica que la economía converge al equilibrio en forma extremadamente lenta. En el gráfico 2b donde la perturbación es sobre la inflación, la tasa de devaluación parece sobrereaccionar, ya que una subvaluación de una tasa creciente es la situación en el mediano plazo. Después de alrededor de ocho trimestres Δe_t cae paulatinamente hacia el equilibrio.

El ejercicio de arriba muestra que el modelo permite grandes desviaciones de la PPC de equilibrio de largo plazo. El desequilibrio es particularmente persistente por largos períodos de tiempo, es decir, 4-6 años, si las perturbaciones provienen del tipo de cambio. Desviaciones efectivas del PPC, medidas por un z_t menor que el nivel promedio, son bastante altas en algunos períodos. Por ejemplo, para Argentina y Brasil desviaciones entre 100 por ciento y 200 por ciento del equilibrio son usuales.

5. COMENTARIOS FINALES

Hemos encontrado alguna evidencia que la PPC se mantiene en el largo plazo para los países latinoamericanos altamente inflacionarios. Por lo menos en cuatro, de una muestra de seis países, la noción de cointegración entre

GRAFICO 1.a

DESVIACION CON RELACION A VALORES DE EQUILIBRIO
DEBIDO A $\epsilon_{1t} = 0,2$ PARA $t = 1$: ARGENTINA

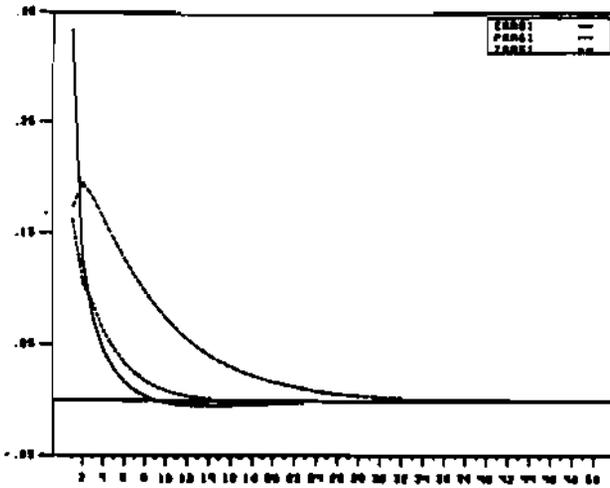


GRAFICO 1.b

DESVIACION CON RELACION A VALORES DE EQUILIBRIO
DEBIDO A $\epsilon_{2t} = 0,2$ PARA $t = 1$: ARGENTINA

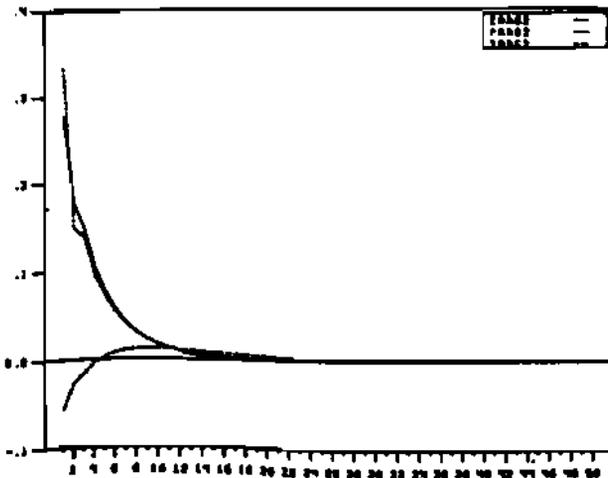


GRAFICO 2.a

DESVIACIONES CON RELACION A VALORES DE EQUILIBRIO
DEBIDO A $\epsilon_{1t} = 0,2$ PARA $t = 1$: BRASIL

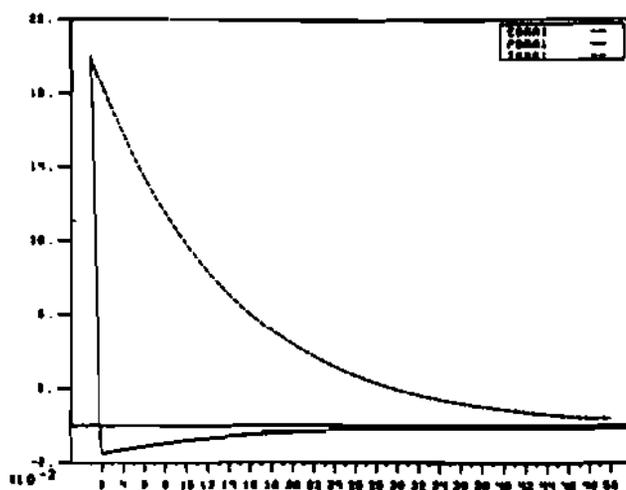
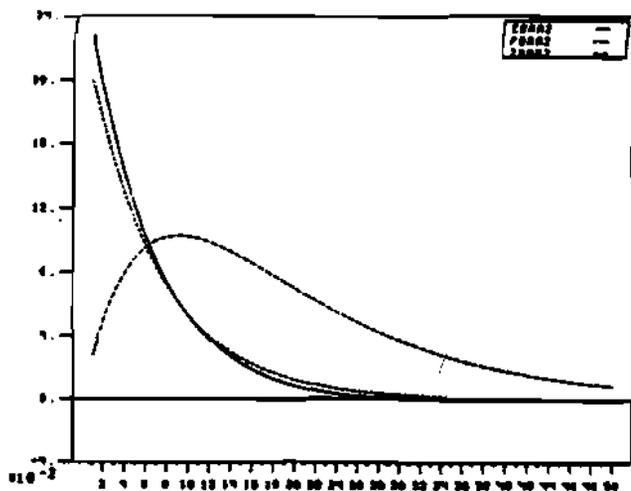


GRAFICO 2.b

DESVIACIONES CON RELACION A VALORES DE EQUILIBRIO
DEBIDO A $\epsilon_{2t} = 0,2$ PARA $t = 1$: BRASIL



tipos de cambio y precios relativos parece ser aceptada. El modelo simultáneo de error de corrección, que fue estimado por FIML, es capaz de predecir algunas de las grandes desviaciones con respecto a la PPC de corto plazo. La velocidad de ajuste al equilibrio es significativamente distinta entre países de acuerdo a las predicciones del modelo.

APENDICE A

El procedimiento en dos etapas para test de integración estacional.

De acuerdo con Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1987) un test de la hipótesis nula $H_0: \delta_i \neq 1 \forall i$, podría realizarse en dos etapas. En la primera etapa, los parámetros de (8) son consistentemente estimados por MCO bajo la hipótesis nula, es decir,

$$\Delta_4 y_t = m_0 + m_1 t + \sum_{i=2}^4 m_i S_{it} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta_4 y_{t-j} + \epsilon_t \quad (\text{A.1})$$

donde Δ_4 es la diferencia de cuarto orden. En la segunda etapa, las estimaciones de (A.1), denotadas por " $\hat{\cdot}$ ", son utilizadas en la regresión auxiliar.

$$\begin{aligned} e_t = & (m_0 - \hat{m}_0) + (m_1 - \hat{m}_1)t + \sum_{i=2}^4 (m_i - \hat{m}_i)S_{it} \\ & + \sum_j^p (\varphi_j - \hat{\varphi}_j) \Delta_4 y_{t-j} \\ & + \pi_1 [\hat{\varphi}(L) y_{1t-1}] + \pi_2 [\hat{\varphi}(B) y_{2t-1}] \\ & + \pi_3 [\hat{\varphi}(L) y_{3t-2}] + v_t, \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

donde,

$$\begin{aligned} \pi_i &= \delta_i - 1 \forall i \\ y_{1t} &= (1+L+L^2+L^3)y_t \\ y_{2t} &= -(1-L+L^2-L^3)y_t \\ y_{3t} &= -(1-L^2)y_t \end{aligned}$$

y v_t es el residuo. La razón $-T$ estadística obtenida de las estimaciones MCO de π_i , $i = 1, 2, 3$, tiene los valores críticos tabulados por Hylleberg (1987). Utilizando el estadígrafo t , la hipótesis nula de integración $H_0: \pi_i = 0$, contra la hipótesis alternativa $H_1: \pi_i < 0$, es testada para las series de tiempo e_t , Δe_t , $(p_t - p_t^*)$ y $\Delta(p_t - p_t^*)$ para cada uno de los seis países latinoamericanos en los cuadros A.1 a A.6. Ya que el test es bastante sensible al componente determinístico μ_t y al orden del polinomio de rezago $\varphi(L)$ en (A.1), el valor T será llevado para todas las combinaciones de μ_t de cero y cuarto orden en $\varphi(L)$. Debe notarse que, después de preparar este trabajo, una versión revisada de Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1987) de marzo de 1988 desarrolló un test de integración estacional casi idéntica a la utilizada en este trabajo, pero más fácil de llevar a cabo. En este nuevo test la siguiente relación estimada por mínimos cuadrados ordinarios.

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-2} + \pi_4 y_{3t-1} \\ + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta_4 y_{t-j} + \mu_t + z_t$$

donde y_{1t} , y_{2t} e y_{3t} están definidos y μ_t contiene los términos determinísticos. Las propiedades del test son idénticas a las del procedimiento en dos etapas si se asume que π_4 es igual a cero.

Los seis cuadros apoyan fuertemente un rechazo de raíces unitarias en las dos frecuencias estacionales para todas las variables. El marco general de la frecuencia cero parece ser menos claro. Con respecto al tipo de cambio e_t , para el caso de Argentina no podemos rechazar que $e_t \sim I_0(1)$ y $e_t \sim I_0(2)$, mientras que $e_t \sim I_0(1)$ para todos los países restantes. Nuevamente el resultado en la frecuencia cero para los precios relativos $(p_t - p_t^*)$ de los países es muy variado. La aparición de raíces unitarias, tanto para $(p_t - p_t^*)$ y $(\Delta p_t - \Delta p_t^*)$ parece ser el caso de Argentina, Brasil, Chile y Perú. Para México y Uruguay el resultado más probable es $(p_t - p_t^*) \sim I_0(1)$.

Más resultados son obtenidos del cuadro 1 en el texto principal, donde se eliminan las estacionalidades que reducen el test el más simple de Dickey-Fuller.

CUADRO A.1.

TEST PARA RAICES UNITARIAS ESTACIONALES: ARGENTINA: 1949.1 - 1985.2

Variable	Regresión auxiliar			Valor T * ₁	Valor T * ₂	Valor T * ₃
	μ_t	Orden de $\varphi(B)$	$\hat{\pi}_1$			
c_t	I, SD, TR	0	0,009	2,81	-9,96**	-7,29**
		4	0,044	2,47	-5,02**	-6,22**
	I, SD	0	0,006	4,26	-10,09**	-7,44**
		4	0,053	3,26	-5,07**	-6,35**
	I, TR	0	0,009	2,87	-10,00**	-7,38**
		4	0,044	2,50	-4,93**	-6,23**
	I	0	0,006	4,36	-10,12**	-7,54**
		4	0,005	3,33	-4,99**	-6,36**
Δc_t	I, SD, TR	0	-0,105	-3,43	-6,22**	-8,33**
		4	-0,087	-2,54	-5,10**	-6,05**
	I, SD	0	-0,057	-2,20	-6,14**	-8,12**
		4	-0,034	-1,23	-5,05**	-5,92**
	I, TR	0	-0,106	-3,45	-6,15**	-8,30**
		4	-0,087	-2,54	-4,94**	-5,97**
	I	0	-0,056	-2,20	-6,06**	-8,08**
		4	-0,033	-1,21	-4,88**	-5,84**
$(p_t - p_t^*)$	I, SD, TR	0	0,003	1,71	-12,36**	-5,98**
		4	0,036	2,32	-5,91**	-7,37**
	I, SD	0	0,002	2,77	-12,46**	-6,04**
		4	0,064	2,94	-6,01**	-7,33**
	I, TR	0	0,003	1,76	-12,26**	-6,22**
		4	0,037	2,38	-3,61**	-7,58**
	I	0	0,002	2,83	-12,35**	-6,28**
		4	0,066	3,02	-5,71**	-7,53**
$\Delta(p_t - p_t^*)$	I, SD, TR	0	-0,038	-2,33	-8,94**	-11,22**
		4	-0,034	-1,17	-5,19**	-6,22**
	I, SD	0	-0,010	-0,82	-8,80**	-10,95**
		4	0,006	0,27	-5,14**	-6,15**
	I, TR	0	-0,037	-2,30	-8,77**	-11,27**
		4	-0,033	-1,13	-4,87**	-6,21**
	I	0	-0,010	-0,77	-8,63**	-11,00**
		4	0,007	0,33	-4,82**	-6,15**

Nota: Estimaciones y valores T se obtienen a través de MCO en la regresión auxiliar (A.2.). A*** indica un rechazo de H_0 a niveles de significancia menores que 0,05 y mayores que 0,01. A**** indica rechazo de H_0 a niveles menores que 0,01.

CUADRO A.2.

TEST PARA RAICES UNITARIAS ESTACIONALES: BRASIL 1949.1 - 1985.2

Variable	Regresión auxiliar			Valor T *1	Valor T *2	Valor T *3
	μ_t	Orden de $\varphi(B)$	$\hat{\epsilon}_1$			
e_t	I, SD, TR	0	0,005	0,99	-12,25**	-7,71**
		4	-0,002	-0,061	-4,65**	-7,86**
	I, SD	0	0,002	2,75	-12,47**	-7,92**
		4	0,013	1,71	-4,65**	-7,91**
	I, TR	0	0,006	1,15	-12,60**	-7,50**
		4	0,003	0,099	-4,81**	-7,34**
	I	0	0,003	2,82	-12,87**	-7,70**
		4	0,013	1,76	-4,82**	-7,40**
	I, SD, TR	0	-0,120	-3,86*	-7,68**	-8,21**
		4	-0,056	-2,04	-4,28**	-6,85**
	I, SD	0	-0,087	-3,13*	-7,59**	-8,12**
		4	-0,032	-1,34	-4,26**	-6,52**
Δe_t	I, TR	0	-0,120	-3,81*	-7,59**	-7,83**
		4	-0,054	-1,96	-4,21**	-5,96**
I	0	-0,087	-3,09*	-7,51**	-7,76**	
	4	-0,030	-1,27	-4,20**	-5,94**	
I, SD, TR	0	-0,001	-0,608	-14,43**	-4,86**	
	4	-0,035	-0,483	-4,06**	-5,16**	
I, SD	0	0,000	1,36	-14,41**	-4,81**	
	4	0,058	1,27	-4,06**	-5,19**	
$(p_t - p_t^*)$	I, TR	0	-0,001	-0,55	-15,35**	-4,82**
		4	0,032	-0,46	-4,16**	-4,81**
I	0	0,000	1,38	-15,34**	-4,78**	
	4	0,058	1,28	-4,15**	-4,86**	
I, SD, TR	0	-0,008	-0,68	-6,06**	-6,72**	
	4	-0,017	-0,80	-3,30**	-4,53**	
I, SD	0	0,001	0,11	-6,08**	-6,71**	
	4	-0,002	-0,09	-3,30**	-4,54**	
$\Delta(p_t - p_t^*)$	I, TR	0	-0,007	-0,055	-6,11**	-6,38**
		4	-0,015	-0,71	-3,28**	-4,31**
I	0	0,002	0,24	-6,13**	-6,38**	
	4	0,000	0,01	-3,28**	-4,33**	

Nota: Estimaciones y valores T se obtienen a través de MCO en la regresión auxiliar (A.2.). A*** indica un rechazo de H_0 a niveles de significancia menores que 0,05 y mayores que 0,01. A**** indica rechazo de H_0 a niveles menores que 0,01.

CUADRO A.3.

TEST PARA RAICES UNITARIAS ESTACIONALES: CHILE 1949.1 - 1985.2

Variable	Regresión auxiliar					
	Orden de $\varphi(B)$		Valor T	Valor T	Valor T	
	μ_t	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	
e_t	I, SD, TR	0	-0,008	-2,21	-9,66**	-8,58**
		4	-0,053	-2,581	-4,87**	-7,44**
	I, SD	0	0,000	0,16	-9,73**	-8,39**
		4	-0,003	-0,43	-4,79**	-7,38**
	I, TR	0	-0,008	-2,21	-9,81**	-8,62**
		4	-0,054	-2,61	-4,94**	-7,56**
	I	0	0,000	0,18	-9,89**	-8,43**
		4	-0,003	-0,42	-4,86**	-7,30**
	I, SD, TR	0	-0,121	-4,17**	-5,59**	-8,35**
		4	-0,063	-2,64	-4,75**	-6,74**
	I, SD	0	-0,117	-4,12**	-5,60**	-8,36**
		4	-0,061	-2,64	-4,76**	-6,76**
Δe_t	I, TR	0	-0,120	-4,18**	-5,62**	-8,31**
		4	-0,062	-2,65	-4,74**	-6,61**
	I	0	-0,117	-4,14**	-5,62**	-8,32**
		4	-0,061	-2,65	-4,75**	-6,63**
	I, SD, TR	0	-0,004	-3,13	-13,03**	-6,55**
		4	-0,069	-2,60	-3,40*	-6,11**
	I, SD	0	0,000	-0,72	-13,13**	-6,13**
		4	-0,003	-0,37	-3,35*	-6,12**
	I, TR	0	-0,004	-3,14	-12,85**	-7,01**
		4	-0,070	-2,63	-3,19**	-5,97**
	I	0	0,000	-0,66	-12,94**	-6,59**
		4	-0,003	-0,35	-3,19**	-5,97**
$(p_t - p_t^*)$	I, SD, TR	0	-0,027	-1,93	-5,87**	-7,13**
		4	-0,077	-2,92	-3,93**	-6,69**
	I, SD	0	-0,027	-1,99	-5,89**	-7,16**
		4	-0,073	-2,88	-3,99**	-6,70**
	I, TR	0	-0,027	-1,89	-5,57**	-6,99**
		4	-0,077	-2,87	-3,64**	-6,40**
	I	0	-0,027	-1,95	-5,59**	-7,01**
		4	-0,073	-2,83	-3,64**	-6,40**

Nota: Estimaciones y valores T se obtienen a través de MCO en la regresión auxiliar (A.2.). A*** indica un rechazo de H_0 a niveles de significancia menores que 0,05 y mayores que 0,01. A**** indica rechazo de H_0 a niveles menores que 0,01.

CUADRO A.4.

TEST PARA RAICES UNITARIAS ESTACIONALES: MEXICO 1949.1 - 1985.2

Variable	Regresión auxiliar			Valor T * ₁	Valor T * ₂	Valor T * ₃
	μ_t	Orden de $\varphi(B)$				
		$\hat{\mu}_1$				
e_t	I, SD, TR	0	-0,001	-0,12	-9,39**	-8,02**
		4	0,015	0,69	-4,39**	-6,95**
	I, SD	0	0,005	1,66	-9,38**	-7,87**
		4	0,032	2,13	-4,39**	-6,95**
	I, TR	0	-0,001	-0,11	-9,52**	-8,10**
		4	0,016	0,71	-4,47**	-6,98**
	I	0	0,005	1,68	-9,51**	-7,95**
		4	0,032	2,16	-4,47**	-6,97**
Δe_t	I, SD, TR	0	-0,13	-4,94**	-6,05**	-9,46**
		4	-0,13	-3,93**	-4,21**	-6,20**
	I, SD	0	-0,12	-4,43**	-6,03**	-9,29**
		4	-0,11	-3,35**	-4,20**	-6,11**
	I, TR	0	-0,13	-4,96**	-6,12**	-9,51**
		4	-0,13	-3,93**	-4,27**	-6,21**
	I	0	-0,12	-4,45**	-6,11**	-9,34**
		4	-0,11	-3,37**	-4,27**	-6,13**
$(p_t - p_t^*)$	I, SD, TR	0	0,002	0,58	-11,45**	-4,63**
		4	0,073	1,50	-4,55**	-6,29**
	I, SD	0	0,005	2,06	-11,47**	-4,60**
		4	0,075	2,30	-4,72**	-6,24**
	I, TR	0	0,002	0,63	-11,64**	-4,66**
		4	0,072	1,48	-4,66**	-6,18**
	I	0	0,003	2,11	-11,66**	-4,64**
		4	0,076	2,33	-4,82**	-6,13**
$\Delta(p_t - p_t^*)$	I, SD, TR	0	-0,062	-5,59*	-6,60**	-9,81**
		4	-0,034	-1,58	-3,47*	-4,92**
	I, SD	0	-0,042	-2,75	-6,58**	-9,61**
		4	-0,016	-0,83	-3,48*	-4,90**
	I, TR	0	-0,062	-3,59*	-6,65**	-9,73**
		4	-0,034	-1,59	-3,50**	-4,79**
	I	0	-0,042	-2,74	-6,62**	-9,53**
		4	-0,013	-0,82	-3,50**	-4,77**

Nota: Estimaciones y valores T se obtienen a través de MCO en la regresión auxiliar (A.3.). A**** indica un rechazo de H_0 a niveles de significancia menores que 0,05 y mayores que 0,01. A*** indica rechazo de H_0 a niveles menores que 0,01.

CUADRO A.5.

TEST PARA RAICES UNITARIAS ESTACIONALES: PERU 1949.1 - 1985.2

Variable	Regresión auxiliar		Valor T τ_1	Valor T τ_2	Valor T τ_3	
	μ_t	Orden de $\nu(B)$ $\hat{\alpha}_1$				
e_t	I, SD, TR	0	0,013	2,97	-8,69**	-6,95**
		4	0,047	2,29	-4,32**	-7,29**
	I, SD	0	0,010	4,15	-8,80**	-7,07**
		4	0,048	3,00	-4,38**	-7,38**
	I, TR	0	0,013	2,04	-8,76**	-7,01**
		4	0,049	2,35	-4,31**	-7,24**
	I	0	0,010	4,22	-8,87**	-7,13**
		4	0,048	3,04	-4,38**	-7,32**
	I, SD, TR	0	-0,161	-4,59**	-5,76**	-8,54**
		4	-0,073	-2,35	-4,06**	-6,07**
	I, SD	0	-0,122	-3,76**	-5,68**	-8,33**
		4	-0,042	-1,56	-4,03**	-6,00**
I, TR	0	-0,160	-4,58**	-5,73**	-8,47**	
	4	-0,072	-2,33	-3,99**	-5,94**	
I	0	-0,121	-3,76**	-5,65**	-8,27**	
	4	-0,042	-1,54	-3,97**	-5,88**	
Δe_t	S, SD, TR	0	0,011	4,42	-9,73**	-6,86**
		4	0,463	2,70	-3,98**	-6,90**
	I, SD	0	0,005	4,32	-10,32**	-7,20**
		4	-0,171	-2,870	-4,11**	-6,88**
	I, TR	0	0,011	4,51	-9,77**	-6,98**
		4	0,480	2,73	-3,91**	-6,88**
	I	0	0,005	4,38	-10,37**	-7,32**
		4	-0,169	-2,88*	-4,04**	-6,86**
	I, SD, TR	0	-0,017	-0,92	-5,15**	-7,45**
		4	0,008	0,49	-3,21*	-5,33**
	I, SD	0	0,008	0,54	-5,14**	-7,40**
		4	0,029	2,10	-3,21*	-5,38**
I, TR	0	-0,017	-0,88	-5,11**	-7,39**	
	4	0,008	0,53	-3,13**	-5,26**	
I	0	0,008	0,57	-5,10**	-7,34**	
	4	0,029	2,15	-3,14**	-5,31**	

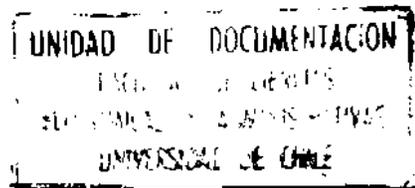
Nota: Estimaciones y valores T se obtienen a través de MCO en la regresión auxiliar (A.2.). A "*" indica un rechazo de H_0 a niveles de significancia menores que 0,05 y mayores que 0,01. A "**" indica rechazo de H_0 a niveles menores que 0,01.

CUADRO A.6.

TEST PARA RAICES UNITARIAS ESTACIONALES: PERU 1949.1 - 1985.2

Variable	Regresión auxiliar			Valor T "1	Valor T "2	Valor T "3
	μ_t	Orden de $\varphi(B)$	$\hat{\alpha}_1$			
e_t	I, SD, TR	0	-0.011	-2,54	-10,67**	-6,41**
		4	-0,024	-2,12	-4,60**	-5,86**
	I, SD	0	0,001	1,61	-10,84**	-6,19**
		4	0,006	1,82	-4,64**	-5,87**
	I, TR	0	-0,011	-2,55	-10,14**	-6,90**
		4	-0,025	-2,15	-4,08**	-5,99**
Δe_t	I	0	0,002	1,73	-10,29**	-6,70**
		4	0,006	1,91	-4,11**	-6,02**
	I, SD, TR	0	-0,179	-5,34**	-6,64**	-8,21**
		4	-0,157	-3,87*	-3,74**	-4,61**
	I, SD	0	-0,153	-4,85**	-6,58**	-8,04**
		4	-0,117	-3,27*	-3,71**	-4,51**
$\Delta^2 e_t$	I, TR	0	-0,179	-5,27**	-6,14**	-8,12**
		4	-0,157	-3,86*	-3,26**	-4,54**
	I	0	-0,153	-4,77**	-6,08**	-7,96**
		4	-0,116	-3,24*	-3,22**	-4,44**
	S, SD, TR	0	-0,005	-2,80	-9,71**	-6,86**
		4	-0,028	-2,48	-5,50**	-6,03**
$(p_t - p_t^*)$	I, SD	0	0,001	1,52	-10,07**	-6,76**
		4	0,006	1,49	-5,58**	-6,13**
	I, TR	0	-0,006	-2,82	-9,61**	-7,25**
		4	-0,028	-2,53	-5,23**	-6,10**
	I	0	0,001	1,56	-9,97**	-7,16**
		4	0,006	1,51	-5,31**	-6,17**
$\Delta(p_t - p_t^*)$	I, SD, TR	0	-0,099	-4,46**	-6,10**	-10,15**
		4	-0,091	-3,13	-4,87**	-5,47**
	I, SD	0	-0,070	-3,65**	-6,00**	-9,84**
		4	-0,054	-2,37	-4,80**	-5,36**
	I, TR	0	-0,099	-4,40**	-5,89**	-10,03**
		4	-0,090	-3,08	-4,51**	-5,36**
$\Delta^2(p_t - p_t^*)$	I	0	-0,070	-3,62**	-5,80**	-9,75**
		4	-0,054	-2,35	-4,45**	-5,26**

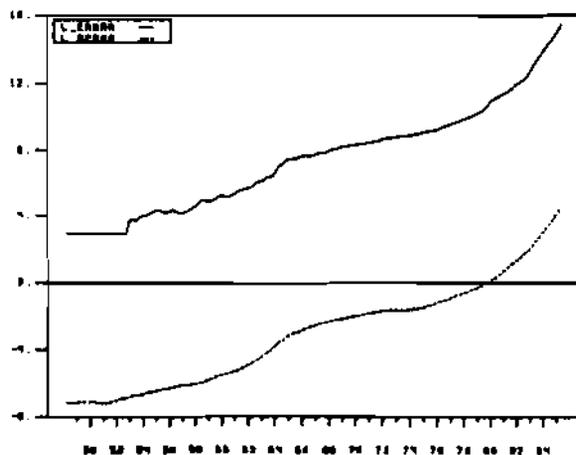
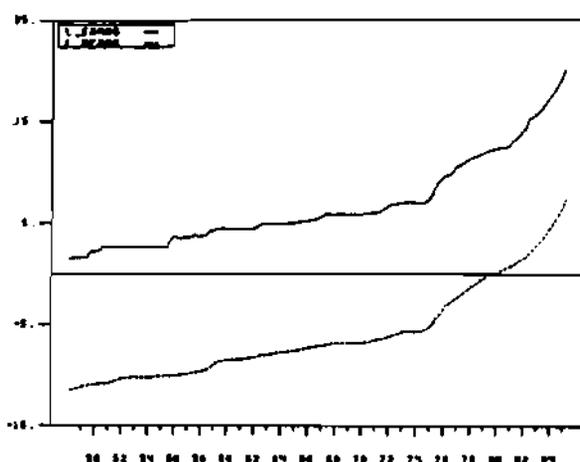
Nota: Estimaciones y valores T se obtienen a través de MCO en la regresión auxiliar (A.2.). A "*" indica un rechazo de H_0 a niveles de significancia menores que 0,05 y mayores que 0,01. A "**" indica rechazo de H_0 a niveles menores que 0,01.

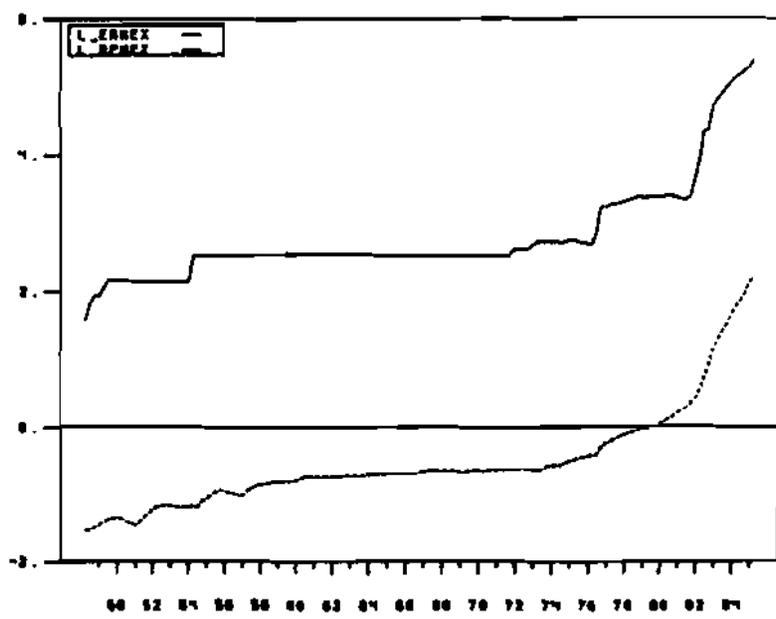
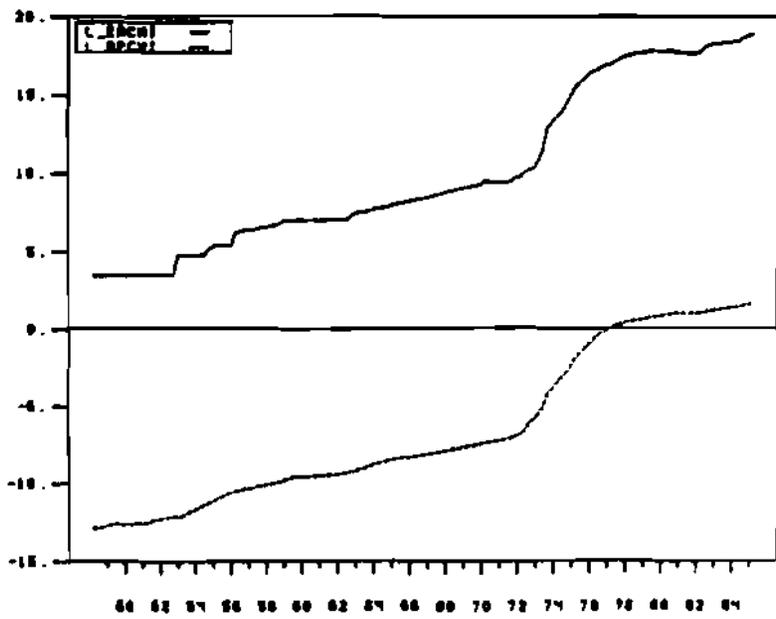


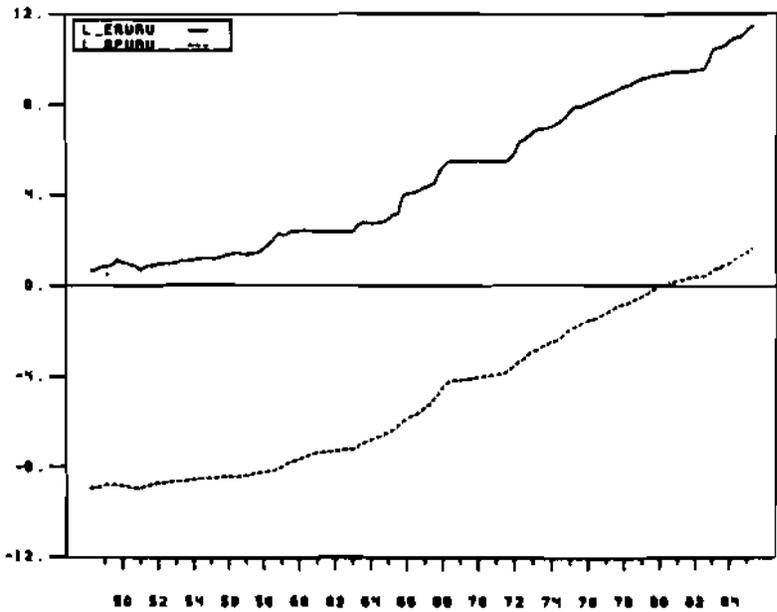
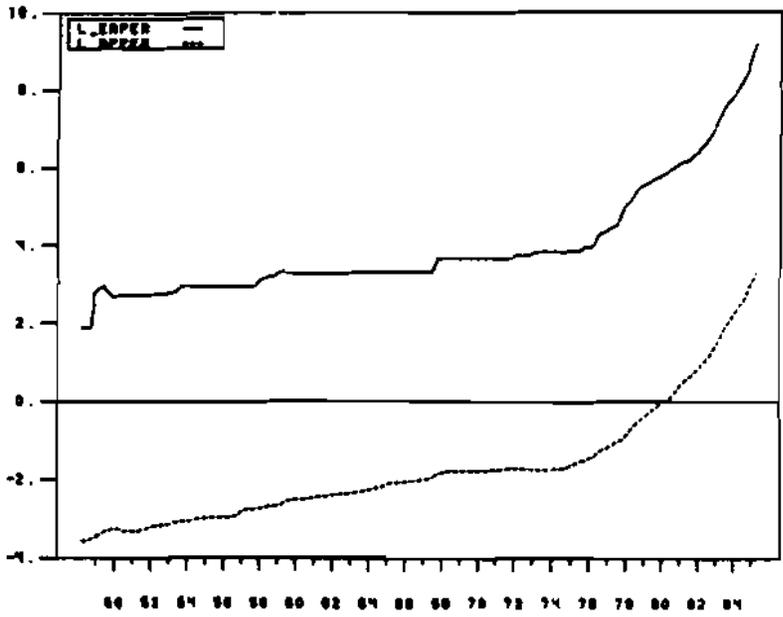
APENDICE B

Gráficos del tipo de cambio y precios relativos

Los seis gráficos siguientes muestran los logaritmos de los tipos de cambio oficiales restringidos (er) y de la razón del índice de precios al consumidor con respecto a un índice de precios mundiales (rp). Las abreviaturas para los países son directas.







Referencias

- BALASSA, BELA. The purchasing power parity doctrine: A reappraisal, *Journal of Political Economy*, vol. 72: 584-596, 1964.
- DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics, *Journal of Political Economy*, vol. 84, 6: 1161-1177, 1976.
- . Money, exchange rates, and employment, in open economy macroeconomics, chts. 8-11, basic books, N.Y., 1980.
- . Purchasing power parity, *NBER*, 1591, Cambridge, MA, 1985.
- EDISON, HALL J. Purchasing power parity in the long run: A test of the dollar/pound exchange rate (1890-1978), *Journal of money, credit and banking*, vol. 19, 3: 376-387, 1987.
- ENGLE, R.F., C.W.J. GRANGER, S. HYLLEBERG y S. YOO. Seasonal integration and co-integration, *Working paper*, University of California, San Diego, 1987.
- ENGLE, E.F. y C.W.J. GRANGER. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, vol. 55, 2: 251-276, 1987.
- ENGLE, R.F. y BYUNG SAM YOO. Forecasting and testing in cointegrated systems, *Journal of Econometrics*, vol. 35, 1: 143-159, 1987.
- FRENKEL, JACOB A. The collapse of purchasing power parities during the 1970's, *European Economic Review* 16: 143-165, 1981.
- FULLER, W.A. "Introduction to statistical time series". John Wiley, N.Y., 1976.
- GRANGER, C.W.J. y PAUL NEWBOLD. Forecasting economic time series, Academic Press Inc., 1977.
- HUMPHREY, T.M. y R.E. KELEHER. The monetary approach to the balance of payments, exchange rates, and world inflation, Praeger, 1982.
- HYLLEBERG, SVEND. Test for seasonal integration in economic time series, *Working Paper*, University of Aarhus, 1987.
- HYLLEBERG, S., R.F. ENGLE, C.W.J. GRANGER y S. YOO. Seasonal integration and cointegration, *Working paper*, julio, 1987, University of California, San Diego, 1987.
- KRAVIS, IRVING B., ALAN HESTON, ROBERT SUMMERS. International comparisons of real product and purchasing power, John Hopkins University Press, 1978.
- LEVICH, RICHARD M. Empirical studies of exchange rates: price behaviour, rate determination and market efficiency *Handbook of International Economics*, vol. II: 979-1039, 1985.
- MCKINNON, RONALD I. Money in international exchange, Oxford University Press, 1979.

- MUSSA, MICHAEL. A model of exchange rate dynamics, *Journal of Political Economy*, vol. 90, 1: 74-104, 1982.
- OBSTFELD, MAURICE Y ALAN C. STOCKMAN. Exchange-rate dynamics, *Handbook of International Economics*, vol. II: 917-977, 1985.
- OFFICER, LAWRENCE H. The purchasing-power-parity theory of exchange rates: A review article, *IMF Staff Papers*, vol. 25: 1-60, 1976a.
- . The productivity bias in purchasing power parity: An econometric investigation, *IMF Staff Papers*, vol. 23: 545-579, 1976b.
- . Purchasing power parity and exchange rates: Theory, evidence and relevance, JAI Press Inc., 1982.