

COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN EL LARGO PLAZO
Evidencia empírica de ocho países latinoamericanos*

Javier León Astete
Carlos Oliva

RESUMEN

En este trabajo se utiliza el estadístico del ratio de variación con el objeto de determinar la importancia del componente no-estacionario en el tipo de cambio real de 8 países latinoamericanos. Este resultado es luego empleado para determinar el comportamiento de esta variable en el largo plazo. La evidencia empírica permite concluir que el tipo de cambio real para la muestra considerada sigue un proceso cuasi-estacionario, con un fuerte efecto de mean-reverting, que anula gran parte de la innovación en un período menor a cinco años.

ABSTRACT

This paper uses a variance ratio statistic in order to capture the importance of the non-stationary component in the real exchange rate in 8 Latin-American countries. The outcome is then used to determine the behavior of this variable in the long run. The authors conclude that the real exchange rate shows a quasi-stationary process in all the countries, with an important mean-reverting component that reverts part of the innovation in a less than five years period.

Introducción

De acuerdo al punto de vista tradicional, el comportamiento de una serie de tiempo puede ser representado como desviaciones temporales con respecto a una tendencia determinística. Esto significa que la serie de tiempo aleja transitoriamente de su tendencia luego de haberse producido un shock. Nelson y Plosser (1982) estudian este concepto basados en los avances sobre no-estacionaridad realizados por Dickey y Fuller (1981). Su principal conclusión es que la mayoría de las series de tiempo en los Estados Unidos (PBI, empleo, etc.) son no-estacionarias en niveles. Esto significa que, luego de un shock, la serie no muestra signos de regresar a la que era su tendencia en el tiempo, es decir, los shocks son permanentes.

Luego del artículo de Nelson y Plosser, el tema de no-estacionaridad en series de tiempo ha captado la atención de parte de la literatura económica. Este interés se ha producido básicamente en dos áreas: mejorando la medida de la persistencia de las innovaciones y analizando otras series para distintos países.

Aunque el análisis de estacionaridad se ha concentrado mayormente en PBI, existen también aplicaciones de esta metodología al tipo de cambio real (TCR) con resultados diversos. En este caso, el punto de vista tradicional es la llamada hipótesis de la Paridad del Poder de Compra (PPC), la cual considera que el TCR puede fluctuar sólo en el corto plazo, debiendo retornar a un valor constante en el largo plazo. Las implicaciones de esta hipótesis para modelos de determinación del tipo de cambio son muy importantes, pues si el comportamiento

del TCR no sigue un proceso estacionario, las actuales variaciones son consideradas como permanentes y la noción de PPC como determinante del tipo de cambio de largo plazo resulta inconsistente.

Las metodologías para analizar los efectos de un shock pueden ser divididas en dos grupos: las que tratan de determinar si las innovaciones que afectan a una serie de tiempo son temporales o permanentes, y aquéllas que se centran en la persistencia de dichas innovaciones. En el primer grupo están los tests de Dickey y Fuller (1981), Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988), formulados para detectar la presencia de raíces unitarias. El estadístico formulado por Phillips y Perron es similar al definido por Dickey y Fuller, con la diferencia de que considera que los errores siguen procesos cuasi-dependientes y heterogéneamente atribuidos. Asimismo, Campbell y Mankiw (1987a y b) usan una especificación ARMA para captar la dinámica de una serie de tiempo.

El segundo grupo analiza no sólo si la serie de tiempo es estacionaria o no-estacionaria, sino que también considera la existencia de situaciones intermedias denominadas procesos cuasi-integrados (o cuasi-estacionarios). El estadístico V utilizado por Huizinga (1987) y Cochrane (1988), que estima la importancia del componente no-estacionario, es el test más importante en este grupo.

Los primeros trabajos que estudiaron el comportamiento de largo plazo del TCR empezaron con pruebas de hipótesis relacionadas con la versión absoluta o relativa de la PPC para diferentes países y períodos de tiempo¹. Las conclusiones de estos trabajos no son uniformes: algunos resultados sugieren que la PPC no se cumple en el largo plazo, mientras que otros muestran que la PPC se mantiene sólo bajo supuestos específicos.

Considerando que la PPC implica que en el largo plazo el TCR de equilibrio debe ser constante, es posible definir una relación entre este concepto y la idea de estacionariedad. En este sentido, el siguiente grupo de investigaciones analiza la PPC realizando pruebas de hipótesis centradas en la determinación del tipo de proceso que mejor explica

el comportamiento del TCR: estacionario o random-walk².

Messe y Singleton (1982) aplican el test de Dickey-Fuller a 4 países desarrollados y concluyen que no es posible rechazar la hipótesis nula que el tipo de cambio sigue un random-walk. Este mismo test en su versión aumentada también ha sido aplicado a países en desarrollo. Edwards (1989) estudia el caso de 33 países y concluyen que no se puede rechazar la presencia de random-walk en el TCR en la mayoría de los países de la muestra. El test de Phillips-Perron es usado por Corbae y Ouliaris (1986) para estudiar la hipótesis de random-walk en 6 países desarrollados. Sus resultados son similares a los presentados anteriormente: no es posible rechazar la hipótesis de random-walk.

Por otra parte, se han realizado algunos trabajos con la intención de captar procesos cuasi-estacionarios en el tipo de cambio real. Huizinga (1987) analiza la persistencia de las innovaciones utilizando una muestra de 10 países desarrollados, y concluyen que el comportamiento de largo plazo del tipo de cambio real no es precisamente un random-walk, sino que contiene un alto componente de mean-reverting³. Asimismo, añade que este comportamiento de mean-reverting es evidente en el largo plazo en un período de cuatro años.

Comparando esta metodología con las anteriores, Cochrane (1991) señala que los criterios convencionales (test de Dickey-Fuller y Phillips-Perron, entre otros) para la identificación y estimación de modelos de series de tiempo, pueden producir resultados erróneos debido a que existen procesos de raíces unitarias (no-estacionarios) cuyas funciones de verosimilitud y de autocorrelación son arbitrariamente cercanas a las de un proceso estacionario y viceversa, por lo que en algunos casos la diferenciación de ambos procesos en muestras finitas es muy difícil. En este sentido, el uso de rezagos en el test del ratio de varianzas utilizado por Huizinga y Cochrane incrementa la posibilidad de capturar el proceso de mean-reverting. Esta posibilidad es descartada en los tests convencionales, los cuales se concentran

únicamente en las primeras autocorrelaciones, captando sólo la dinámica de corto plazo.

De esta breve revisión de las diferentes metodologías existentes y de los estudios empíricos con respecto al comportamiento del TCR, podemos extraer dos resultados importantes: en primer lugar, las conclusiones sobre la existencia de raíces unitarias y random-walk en el TCR son contradictorias. Segundo, la metodología empleada por Hui-zinga y Cochrane aparentemente presenta ventajas con respecto a los métodos tradicionales al captar el proceso mean-reverting. Considerando estos antecedentes, el objetivo de este trabajo es aplicar el test del ratio de varianzas a 8 países latinoamericanos. Esta metodología es utilizada posteriormente para realizar estimaciones del multiplicador de largo plazo del TCR.

El presente artículo se ha dividido en tres secciones. La Sección 2 define los conceptos necesarios para comprender la idea de mean-reverting y explica la descomposición de una serie de tiempo en sus componentes permanente y cíclico. Estos conceptos se utilizan luego para medir la persistencia de las innovaciones mediante el test de varianzas y para estimar el multiplicador de largo plazo. La Sección 3 presenta los resultados de aplicar esta metodología al TCR en 8 países latinoamericanos. Finalmente, se analizan los resultados econométricos y sus implicancias de política económica.

1. El componente no-estacionario y el multiplicador de largo plazo

Generalmente se ha tratado de modelar series de tiempo sin el componente de tendencia para capturar la dinámica que sigue a un shock. Este procedimiento ha sido aplicado para determinar cuánto tiempo le toma a una variable retornar a su valor de largo plazo luego de ocurrida una innovación. Aunque en términos simples esta metodología se resume en un problema de ajustar los datos a un modelo autorregresivo, su validez ha sido duramente cuestionada y reexaminada con el desarrollo de los tests, de

no-estacionaridad. Para estudiarla teoría detrás de estos tests, es necesario explicar algunos conceptos importantes: random-walk, raíces unitarias, estacionaridad en tendencia (ET), estacionaridad en diferencias (ED) y la descomposición de Beveridge y Nelson.

1.1 Random-walk y raíces unitarias

Una gran parte de trabajos empíricos sobre no-estacionaridad considera random-walk y raíces unitarias como equivalentes. El uso indistinto de estos conceptos se debe principalmente a la omisión del componente mean-reverting. Por ejemplo, si se considera el modelo:

$$Y_t - Y_{t-1} + \epsilon_t \tag{1}$$

se puede afirmar que la serie es un random-walk (si ϵ_t es un ruido blanco) y además presenta una raíz unitaria (el coeficiente de Y_{t-1} es 1). En este caso, ambos conceptos son idénticos. Sin embargo, el modelo:

$$Y_t - Y_{t-1} + \epsilon_t + a_i E_t \tag{2}$$

también exhibe raíz unitaria, pero Y_t ya no es estrictamente un random-walk para ciertos valores de a_i .⁴ Específicamente, si $a_i = -0.4$, el efecto permanente de una innovación de 10% en el período t no será 10%, sino 6% a partir de $t + 1$.

1.2 Estacionaridad en tendencia y estacionaridad en diferencias

De acuerdo a Nelson y Plosser (1982), es posible clasificar las series de tiempo en dos casos: estacionaridad en tendencia (ET) y estacionaridad en diferencias (ED). En el primero, el proceso que gobierna a la variable puede ser expresado como una función determinística del tiempo más un proceso estocástico estacionario con media cero. Definamos Y_t como un proceso ET si:

$$Y_t - a + a(L)n, \tag{3}$$

$$a(L) = 1 + flL + a_2L^2 + atf + \dots \tag{4}$$

donde v_t es un ruido blanco con varianza σ^2 y el polinomio $a(L)$ es invertible (sus raíces caen fuera del círculo unitario). Como podemos observar en (3), la predicción de largo plazo de Y_t es igual a su media (at). Tomando las primeras diferencias, obtenemos una expresión que nos será de utilidad para la comparación de los procesos ET y ED:

$$AY_t = a + c(L)v_t \tag{5}$$

$$c(L) = (1-L).f(L) = 1 + C_1L + C_2L^2 + C_3L^3 + \dots \tag{6}$$

Por otro lado, el proceso ED presenta raíz unitaria y puede ser modelado como:

$$Y_t = P + Y_{t-1} + d(L)v_t \tag{7}$$

$$AY_t = p + d(L)v_t \tag{8}$$

donde v_t es un ruido blanco con varianza σ^2 y el polinomio $d(L)$ es invertible. Como señalan Christiano y Eichenbaum (1989), los procesos representados en las ecuaciones (5) y (8) tienen la misma forma, excepto por el hecho de que $c(1)$ es (por definición) igual a cero y $d(1)$ es diferente de cero. Generalizando, definamos un modelo que incluya ambos procesos:

$$AY_t = b(L)e_t + \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_k z_{t-k} \tag{9}$$

donde AY_t es un proceso estacionario⁵, con e_t como ruido blanco con varianza σ_e^2 y $b(L)$ es invertible. Dada esta ecuación, la regla usada para diferenciar ambos modelos sería: si $b(1)$ es igual a cero, tenemos un proceso ET, si $b(1)$ es mayor a cero, entonces tenemos un proceso ED.⁶

Entre los casos extremos de un proceso estacionario en niveles (modelo ET), y un random-walk en niveles ($\hat{c}(1) = 1$), las situaciones más comunes corresponden a los casos inter-

medios. Como señala Cochrane (1988), es difícil concluir si una serie es ET o random-walk, dado que lo que generalmente ocurre es el caso intermedio (cuasi-estacionario), y por ello el proceso debe ser considerado como una mezcla de componente permanente y transitorio⁷.

1.3 La descomposición de Beveridge y Nelson

La metodología utilizada para medir la importancia de cada componente se basa en el supuesto de que cualquier serie económica puede ser descompuesta en dos partes: comportamiento secular (o permanente) y fluctuaciones cíclicas. Intuitivamente, el componente secular refleja el valor de la variable en el largo plazo, el cual puede ser determinístico o estocástico, dependiendo del proceso que explica mejor la tendencia. El componente cíclico surge como un residuo entre el valor actual de la serie y el componente permanente; se asume que su efecto desaparece con el tiempo y por ello es estacionario. Consideremos, de acuerdo a Beveridge y Nelson (1981), que Y_t es una serie no-estacionaria en niveles y que se puede descomponer en dos partes: z_t , el componente secular de largo plazo y C_t , las fluctuaciones cíclicas:

$$Y_t = z_t + c_t \tag{10}$$

$$AY_t = Az_t + Ac_t - b_0e_t + b_1e_{t-1} + b_2e_{t-2} + \dots \tag{11}$$

Si z_t es el componente de tendencia o permanente, entonces puede ser definido como el valor predicho de Y_t en el largo plazo:

$$z_t = \lim_{m \rightarrow \infty} E_t [Y_{t+m}] \tag{12}$$

$$z_t = \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_k E_t [Y_{t+k}] + \sum_{k=2}^{\infty} \lambda_k E_t [Y_{t+k-1}] + \dots + \lambda_k E_t [Y_{t+k}] \tag{13}$$

Como se mencionó anteriormente, z_t puede ser un proceso aleatorio (estocástico) o un proceso estacionario (determinístico) de-

pendiendo del valor de $b(1)$. Para obtener este resultado de la descomposición anterior, consideremos la primera diferencia en Z_f .

$$\begin{aligned} \Delta Z_t - Z_t - Z_{t-1} - \Delta Y_t + \Delta b \epsilon_t - [b(1) - 1] \epsilon_t - 2\epsilon_{t-2} \\ + \dots + b(1) \epsilon_t + b_0 \epsilon_t - b_0 \epsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

reemplazando (9) en (14):

$$\Delta Z_t = \Delta b \epsilon_t - [b(1) - 1] \epsilon_t \quad (15)$$

como por definición ϵ_t es un ruido blanco, de (15) podemos inferir que z_t es un proceso determinístico si $b(1)$ es cero. Si $b(1)$ es mayor a cero, entonces z_t es un proceso aleatorio con innovaciones no correlacionadas. En general, $b(1)$ igual a cero significa que la variable Y_t sigue un proceso ET, mientras que con $b(1)$ mayor a cero, existen tres posibilidades: la variable Y_t es un random-walk ($b(1) = 1$), es un proceso cuasi-estacionario en niveles con componentes permanente y estacionario ($b(1) < 1$) o el efecto de una innovación se refuerza en períodos subsiguientes ($b(1) > 1$).

Por su parte, el componente cíclico ct , puede obtenerse de la diferencia entre el valor actual de la serie Y_t y el componente permanente z_t :

$$C_t = Y_t - z_t = \Delta b \epsilon_t + \Delta b \epsilon_{t-1} + \dots + \Delta b \epsilon_{t-k} \quad (16)$$

$$C_t = \sum_{i=0}^{k-1} \Delta b \epsilon_{t-i} \quad (17)$$

La prueba que ct es estacionario se basa en el hecho de que ΔY_t es un proceso MA (moving average) invertible⁸.

Con el objeto de entender el concepto de descomposición en forma más intuitiva y de vincular esta idea con la cuasi-estacionaridad de las series de tiempo, es útil rescribir la ecuación (15) como:

$$\Delta Z_t = \Delta b \epsilon_t + [b(1) - 1] \epsilon_t \quad (18)$$

Supongamos ahora que se produce una innovación en el período t (por ejemplo, ϵ_t aumenta en una unidad). Si $b(1)$ es igual a cero, no habrá ningún efecto sobre el componente permanente z_t , todo el efecto de la innovación recaerá sobre el componente cíclico, el cual es estacionario. El efecto total sobre la serie Y_t será nulo en el largo plazo (debido a que el componente permanente no se ve afectado por la innovación) con un cambio inicial en el corto plazo, el cual desaparecerá totalmente a medida que pase el tiempo. En este caso la serie Y_t se puede clasificar como ET con un componente permanente totalmente determinístico.

Si $b(1)$ es diferente de cero (por ejemplo 0.3), el efecto de una innovación en el período t afectará ambos componentes. El valor del componente permanente se incrementará en 0.3 para siempre, debido a la innovación de una unidad. El resto de la innovación será capturado por el componente cíclico. En otras palabras, el efecto de la innovación sobre Y_t puede descomponerse en dos partes: en el largo plazo Y_t aumentará en 0.3, mientras que del incremento inicial de una unidad en el momento t , 0.7 desaparecerá a través del tiempo. En este caso Y_t puede ser considerado como un proceso cuasi-estacionario. Si $b(1)$ es igual a la unidad, el efecto de una innovación afectará solamente al componente permanente, es decir, la serie es un random-walk.

1.4 La medición del componente no-estacionario

Dada la descomposición presentada en las ecuaciones (15) y (17), el siguiente paso es definir una medida que nos permita estimar la importancia del componente permanente. Cochran (1988) define V como:

$$V = \frac{\sigma^2_{\Delta Y}}{\sigma^2_{\Delta Y} + \sigma^2_{\Delta Z}} \quad (19)$$

donde $\sigma^2_{\Delta Y_t}$ es la varianza de la primera diferencia del componente permanente y $\sigma^2_{\Delta Y_t}$ es la varianza de la primera diferencia de la serie Y_t .

La interpretación de V como medida de la importancia del componente permanente es simple. Si Y_t es un proceso estacionario (ET), entonces la innovación no tendrá ningún efecto sobre el componente permanente. De esta forma, $\sigma^2_{\Delta Y_t}$ será igual a cero. Si Y_t es un random-walk, entonces la innovación será totalmente capturada por el componente permanente, de tal manera que $\sigma^2_{\Delta Y_t}$ será igual a $\sigma^2_{Y_t}$ y $V=1$. Finalmente, existirá mean-reversion si $0 < V < 1$.

De (11) y (15) es posible obtener V en términos de la secuencia $\{e_t^*\}$. Con esta definición es posible relacionar V con los conceptos ET y ED:

$$V = \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{Var[Y_t - Y_{t-m}]}{\sigma^2_{\Delta Y_t}} \quad (20)$$

Nuevamente, es fácil ver en la ecuación (18) que si $b(1)$ es cero (V igual a cero) la serie Y_t sigue un proceso ET. Los otros casos se deducen con facilidad.

Una tercera interpretación de V se obtiene usando los coeficientes de autocorrelación de la primera diferencia de la variable:

$$V = \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{Cov(\Delta Y_t, \Delta Y_{t-j})}{\sigma^2_{\Delta Y_t}} \quad (21)$$

$$V = \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{Cov(\Delta Y_t, \Delta Y_{t-j})}{\sigma^2_{\Delta Y_t}} \quad (22)$$

Algunas consideraciones sobre la ecuación (19): el estimador no-paramétrico V es una medida de largo plazo porque utiliza todas las autocorrelaciones de las primeras diferen-

cias. Si Y_t es un random-walk, las primeras diferencias no estarán serialmente correlacionadas (dado que e_t es un ruido blanco, $\rho_A = 0$ para todo $y > 0$) y V será igual a uno. Valores de V menores a uno indican la preponderancia de autocorrelaciones negativas de las primeras diferencias o evidencia de mean-reverting. En otras palabras, un incremento en el nivel de Y_t hoy será compensado por futuros decrecimientos. Si V es mayor a uno, no existe mean-reverting; en este caso un incremento hoyes reforzado por posteriores aumentos en el futuro.

La última definición alternativa usada por Cochrane (1988) sugiere que V es un ratio de varianzas:

$$V = \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{Var[Y_t - Y_{t-m}]}{\sigma^2_{\Delta Y_t}} \quad (23)$$

La intuición detrás de esta definición es la siguiente: cuando tenemos una serie estacionaria, la varianza entre Y_t e Y_{t-m} converge a cero porque ambos valores presentan la misma tendencia conforme m se aproxima al infinito. Si la serie es un random-walk en niveles, la varianza entre Y_t e Y_{t-m} será igual a la varianza de las innovaciones y V será igual a uno.

1.5 Cómo estimar V

Para estimar V se puede utilizar la ecuación (21) reemplazando las autocorrelaciones de la población por autocorrelaciones muestrales, aunque todavía quedaría un problema: la estimación de V requiere un número infinito de términos. En este sentido Huizinga (1987) utiliza una aproximación para V :

$$V \approx \frac{1}{2} \frac{\sum_{j=1}^{T-1} Cov(\Delta Y_t, \Delta Y_{t-j})}{\sum_{j=1}^{T-1} \sigma^2_{\Delta Y_t}} \quad (24)$$

La principal ventaja de utilizar el estimador no paramétrico V'' es la posibilidad de capturar mean-reverting en el largo plazo. Sin embargo, V'' presenta tres problemas: el primero está relacionado con la elección de m . Si incluimos pocas autocorrelaciones positivas en los rezagos cercanos a cero. Si se incluyen muchas autocorrelaciones, podríamos encontrar excesivo mean-reverting¹⁰. Cochrane y Sbordone (1988) concluyen que un elevado m proporciona estimadores menos sesgados pero inciertos, mientras que un m pequeño produce estimadores precisos aunque sesgados.

El segundo problema es la posibilidad de que V'' tenga un valor muestral negativo. Esta dificultad es desechada si multiplicamos PA; por -1 . Finalmente, la limitación más importante de este estimadores que algunas veces su desviación estándar no nos permite rechazar la hipótesis nula de random-walk, dado que las bandas de confianza son algunas veces demasiado amplias¹¹

1.6 El multiplicador de largo plazo

Si definimos el TCR de largo plazo como la predicción en el infinito basada en valores actuales y pasados del TCR, entonces su valor de largo plazo equivale al componente permanente z_t en la ecuación (12). Así, el multiplicador de largo plazo puede definirse como el cambio en el componente permanente z_t debido a una innovación. Usando la ecuación (15) inferimos que $b(1)$ es el parámetro que representa el concepto de multiplicador de largo plazo. Usando (9) y (20) obtenemos una expresión para $b(1)$ que puede estimarse:

$$K(i) \cdot \frac{V_i}{1 - \lambda} = \frac{V_i}{1 - \lambda} \quad (26)$$

$$6(1)' \quad m \quad v_i \quad (27)$$

2. Evidencia empírica

Esta sección contiene una breve descripción de la muestra utilizada y los resultados de aplicar el test V'' a ocho países latinoamericanos para el período 1957-1988 con datos mensuales¹². Este resultado es posteriormente utilizado para estimar el proceso de mean-reverting y el multiplicador de largo plazo.

2.1 La muestra utilizada

El tipo de cambio real (TCR) se define como el precio de la moneda extranjera en términos de moneda nacional. Se construye usando el concepto bilateral con respecto a los Estados Unidos:

$$RER_j = \frac{NER_j \cdot CPI_{us}}{CPI_j} \quad (28)$$

donde NER_j es el tipo de cambio nominal de fin de período, CPI_{us} es el índice de precios al consumidor de los Estados Unidos y CPI_j es el índice de precios al consumidor del país i . Toda la información ha sido tomada del *International Financial Statistics* del FMI.

El Cuadro 1 incluye datos de las principales propiedades estadísticas del logaritmo del TCR. En todos los casos, la media de la primera diferencia es cercana a cero y el coeficiente de variabilidad es menor o cercano a uno (con la excepción de Brasil y México). Como una forma de detectar la presencia de mean-reverting en los cercanos a cero, en el Cuadro 1 se muestran las primeras cuatro autocorrelaciones de las primeras diferencias en el logaritmo del TCR. Con la excepción de Chile y México, se puede apreciar que todas las autocorrelaciones son relativamente pequeñas y no significativas, sin presentarse clara evidencia de mean-reverting en el corto plazo¹⁴.

Además, si observamos los valores del Q estadístico de Box-Pierce, llegamos a la conclusión de que no se puede rechazar la hipótesis nula de que Y_t sigue un proceso random-walk con un nivel de significancia del 90%. Estas conclusiones serán cuestionadas más adelante.

2.2 El estimador V^{TM}

El estimador V^A es calculado usando las fórmulas (24) y (25) para distintos valores de m (número de autocorrelaciones) y considerando que Y_t es el log del TCR bilateral¹⁵.

El Cuadro 2 y los Gráficos 1 a 8 presentan estos resultados. Considerando los posibles resultados, podemos clasificar a los países en dos categorías: aquellos con un V^m cercano o superior a la unidad y los que presentan un V^m menor a uno.

En la primera categoría podemos incluir una segunda clasificación sobre la base de la tendencia de V^m . Primero V^m creciendo por

encima de la unidad. Si éste es el caso, se concluye que el TCR no tiene un proceso de reversión y que un incremento hoy será reforzado por cambios positivos en el futuro. En segundo lugar, una tendencia de V^m cercana a la unidad. En este caso, el TCR sigue un proceso random-walk en niveles, sin componente estacionario.

Ningún país de la muestra puede incluirse en esta primera categoría. La segunda, es decir la que considera la existencia de mean-reverting se presenta en los 8 casos de dos maneras:

1) V^m creciendo inicialmente por encima de la unidad para luego caer de forma continua. Dentro de este grupo están Argentina, Colombia, Ecuador y México. En estos países,

Cuadro No. 1

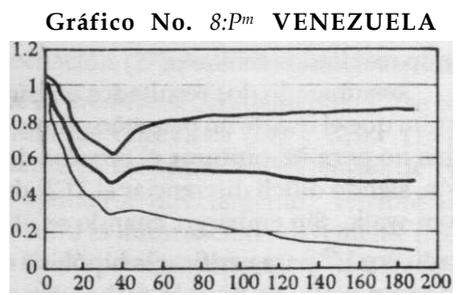
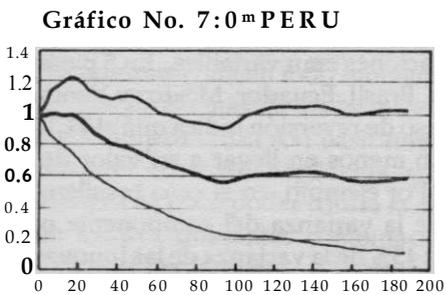
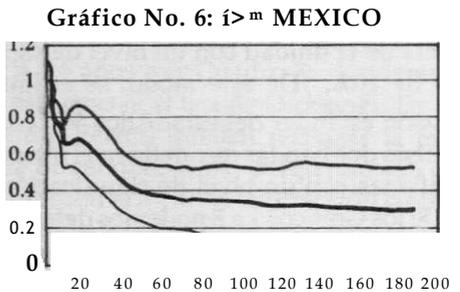
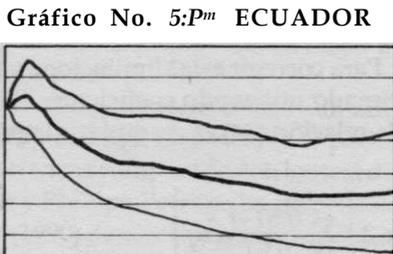
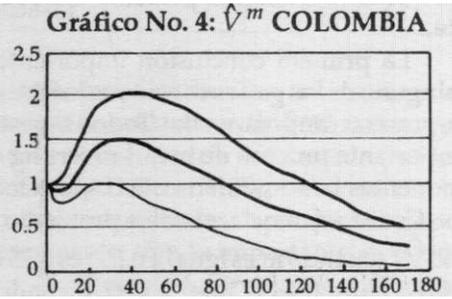
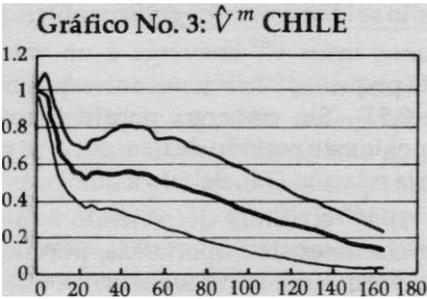
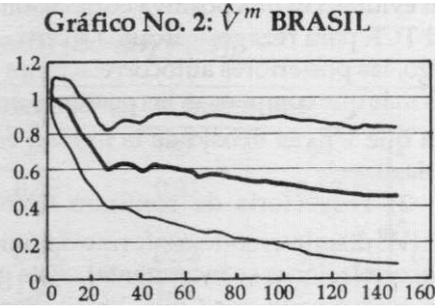
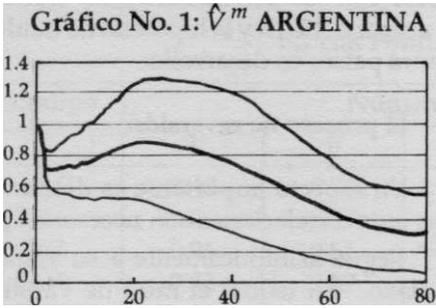
 $A\%Log(TCR)$ - Resumen de Estadísticos

Código	Media	C.V.	Rezagos de Autocorrelación (meses)				Q	
			1	2	3	4		gl
ARG	0.0022	0.95	-0.258	0.073	0.022	0.025	34.3	30
BRA	0.0004	1.91	0.002	-0.036	-0.007	0.006	47.3	50
CHI	0.0043	0.73	0.082	0.007	-0.038	-0.317	29.2	35
COL	0.0015	0.25	0.037	-0.022	-0.062	-0.021	27.9	63
ECU	0.0006	0.43	0.026	-0.042	-0.063	-0.036	79.3	63
MEX	0.0000	3.50	0.026	-0.174	-0.052	0.007	73.8	63
PER	0.0010	0.39	0.049	0.050	-0.045	-0.068	57.6	55
VEN	0.0010	0.43	-0.031	-0.049	-0.009	-0.018	73.8	63

Cuadro No. 2

 V^m - Mensual [Ec. (24) y (25)]

Código	Número de Autocorrelaciones m (meses)									
	20	40	60	80	100	120	140	160	180	200
ARG	0.88	0.74	0.44	0.30						
BRA	0.65	0.60	0.58	0.54	0.52	0.48	0.46	0.46		
CHI	0.54	0.56	0.49	0.42	0.34	0.26	0.20	0.14	0.13	
COL	1.16	1.21	1.06	0.85	0.63	0.50	0.36	0.25	0.24	
ECU	0.87	0.69	0.63	0.57	0.52	0.45	0.46	0.47		
MEX	0.66	0.42	0.36	0.34	0.33	0.32	0.32	0.29	0.28	0.28
PER	0.93	0.80	0.68	0.60	0.59	0.62	0.62	0.57	0.57	0.56
VEN	0.57	0.52	0.54	0.54	0.52	0.51	0.50	0.48	0.47	0.47



los valores iniciales de V^m por encima de la unidad evidencian una positiva correlación serial del TCR para rezagos cercanos a cero. Sin embargo, las posteriores autocorrelaciones negativas más que compensan las positivas de tal manera que V^{TM} cae debajo de la unidad en el largo plazo.

2) Trayectoria de continuo decrecimiento (V^m disminuyendo conforme el número de autocorrelaciones se incrementa). Este grupo está conformado por Chile, Brasil, Perú y Venezuela. En este caso, no hay correlación serial positiva en los rezagos iniciales, de tal forma que la reversión se presenta inmediatamente.

La primera conclusión importante es que ninguno de los países considerados presenta un proceso random-walk. Todos muestran un importante proceso de mean-reverting con componentes tanto permanente como estacionario. Como referencia, el valor promedio del último V^m (cuando m es igual a $0.5T$) es 0.35 con un rango entre 0.13 (Chile) y 0.47 (Ecuador y Venezuela).

En segundo término, con el objeto de verificar la hipótesis nula de random-walk, es necesario determinar si V^m es estadísticamente diferente de la unidad con un nivel de significación de 10%. De este modo, se estimó la desviación estándar del estadístico V , creándose luego dos bandas que definen el intervalo de confianza con un nivel de significación de 10%. De los Gráficos 1 a 8 podemos determinar que en todos los países considerados el valor de V^{TM} es significativamente distinto a uno. En otras palabras, usando el estimador no-paramétrico podemos rechazar la hipótesis nula de proceso random-walk. V^m es también estimado con datos trimestrales (ver Apéndice 2), obteniendo resultados similares.

Resumiendo, los resultados empíricos muestran que el uso de un pequeño número de rezagos no permite capturar el proceso de reversión, siendo difícil diferenciar el TCR de un random-walk. Sin embargo, cuando se utiliza el estadístico V^m para verificar la hipótesis nula del random-walk, es posible rechazarla para

todos los casos considerados. Este resultado contrasta con las conclusiones de Edwards (1988) acerca del TCR y la hipótesis de random-walk para países en desarrollo.

2.3 El proceso de reversión

Un aspecto importante es determinar cuántas autocorrelaciones son necesarias para que V^m llegue asintóticamente a su valor de largo plazo. En teoría, el ratio de varianzas debe aproximarse a un valor particular tal que exista algún rezago más allá del cual las autocorrelaciones que siguen carecen de importancia. Como se observa en los gráficos anteriores, en algunos casos V^m converge a un valor o presenta pequeñas variaciones antes que m sea igual a $0.5T$. Sin embargo, para determinar exactamente este período de tiempo no se puede usar la relación (24), debido a que:

1) V^m continúa decreciendo aun con autocorrelaciones sin importancia, porque las ponderaciones cambian más cuando se trata de autocorrelaciones negativas de alto orden.

2) Si ocurren importantes autocorrelaciones negativas en rezagos altos, éstos estarían recibiendo menos peso que aquellos rezagos cercanos a cero.

Para corregir estas limitaciones, fym ha sido estimado utilizando coeficientes fijos por lo cual la relación (24) es reemplazada por:

$$V S^{-1} + 2 \frac{m-1}{2} \frac{0.5T-jA}{0.5T} \frac{1}{H} \quad (29)$$

Los resultados se resumen en el Cuadro 3. Ahí se observa el significativo proceso de reversión que no se apreciaba cuando las ponderaciones eran variables. En 5 países (Argentina, Brasil, Ecuador, México y Venezuela), el proceso de reversión indica que el TCR tarda 5 años o menos en llegar a su valor de largo plazo. Por ejemplo, en el caso brasilero sabemos que la varianza del componente permanente es 45% de la varianza de las innovaciones (ver Gráfico 2). Del Cuadro 3 se concluye que

Cuadro No. 3

Vü con Pond. Fijas - Mensual [Ec. (29) y (25)]

Código	Número de Autocorrelaciones m (mensual)						
	1	6	12	24	48	60	más
ARG	0.49	0.73	0.81	0.85	0.31	0.19	
BRA	1.01	0.85	0.45				
CHI	0.96	0.51	0.38	0.79	0.52	0.41	0.14-150
COL	0.82	0.87	1.07	1.06	1.07	0.84	0.24-94
ECU	1.05	1.15	0.84	0.59	0.51	0.36-56	
MEX	1.05	0.53	0.76	0.31	0.28		
PER	0.68	0.42	0.43	0.61	0.57	0.52	0.40-103
VEN	0.94	0.71	0.37	0.33-14			

luego de un shock, el TCR en Brasil toma 12 meses en llegar a su valor de largo plazo.

Otro aspecto importante acerca de la evolución del proceso de mean-reverting es la existencia de un rápido movimiento en el ratio de varianzas durante los primeros 12 meses en 4 casos (Argentina, Chile, México y Venezuela). Esto representa un rápido ajuste en el corto plazo, luego del cual el proceso de mean-reverting se amortigua. Por ejemplo, en México el valor de ρ pasa de 1 a 0.53 en 6 meses, para luego tardar 42 meses más en llegar a su valor de largo plazo (0.28).

Considerando estos resultados, podemos explicar con más detalle el poder del test de varianzas comparado con los test de Dickey-Fuller y Phillips-Perron. En un artículo previo, León (1990) demuestra que la hipótesis nula de random-walk para el TCR puede ser rechazada en sólo 2 países de la muestra utilizando el test de Dickey-Fuller y en 3 países usando el test de Phillips-Perron. Sin embargo, si se utiliza P^m encontramos un comportamiento reversivo en los 8 países, rechazando la hipótesis nula de proceso random-walk en todo momento.

Los problemas de los tests de Dickey-Fuller y Phillips-Perron son básicamente dos: primero, el tipo de hipótesis a probar ($H_0: A\alpha t=0$) tiene poco poder contra la alternativa que incluye diferentes combinaciones de componentes permanente y transitorio. Por ejemplo, en Brasil el componente permanente

es 45% (ver Cuadro 2) y muestra un rápido proceso de mean-reverting (12 meses, ver Cuadro 3), el cual podría ser captado por los tests de Dickey-Fuller o Phillips-Perron. Sin embargo, ambos tests fracasan porque el componente permanente, siendo importante, es pequeño.

El segundo problema se relaciona con la falta de capacidad para captar el proceso de mean-reverting en el largo plazo. Por ejemplo, el componente random-walk en Argentina es cerca de 30% (Cuadro 2), pero el TCR no presenta un rápido proceso de mean-reverting (entre 4 y 5 años, ver Cuadro 3). Evidentemente, en este caso ni el test de Dickey-Fuller ni el de Phillips-Perron pueden rechazar la hipótesis nula de random-walk, porque no son capaces de capturar el mean-reverting en el largo plazo.

2.4 Estimación del multiplicador de largo plazo

La ecuación (27) nos sirve para estimar el multiplicador de largo plazo. Sin embargo, antes es necesario explicar el método utilizado. La ecuación (27) presenta tres elementos que pueden medirse separadamente. V^m se calcula usando las relaciones (24) y (25). Luego, la varianza de las primeras diferencias de Y_t pueden estimarse directamente. Finalmente, de acuerdo a la información proveniente del Cuadro 3, el vector de errores e_t se estima de la regresión:

$$Y_t - \epsilon A_k Y_{t-k} + E_t, \quad (30)$$

$$k-1$$

donde m^* es el número de rezagos del proceso de mean-reverting. Obteniendo E_t , podemos estimar su varianza.

Las estimaciones de $b(1)$ se reportan en el Cuadro 4. La principal conclusión es que en todos los casos el valor de $b(1)$ es menor a uno. Si el multiplicador de largo plazo es menor a uno, una innovación en el TCR origina que el TCR actual varíe más que el TCR de largo plazo. Así, el TCR actual estará por encima (debajo) del TCR de largo plazo cuando está creciendo (disminuyendo). Esta dinámica del TCR se relaciona con el concepto de "overshooting". La idea detrás del "overshooting" es que si ocurre una innovación en el período t que incremente el valor de largo plazo del TCR en 10%, esta innovación incrementará el TCR actual en más de 10% en el período t .

Si $b(1)$ es menor a uno, luego de un shock el TCR actual se desvía de su valor de largo plazo. Esta "sobreevaluación" del TCR se debe a la existencia de autocorrelaciones positivas en los rezagos cercanos a cero. Sin embargo, este efecto es temporal porque el proceso de reversión del TCR controla el "overshooting" y empuja al TCR a su valor de largo plazo. En este sentido, el multiplicador menor a uno y el proceso de reversión nos permite concluir que existe "overshooting" en el TCR. Por supuesto,

Cuadro No. 4

El Multiplicador de Largo Plazo
(Ecuación (25))

Código	$b(1)$ [24 meses]	$6(1)$ [m^*]
ARG	0.596	0.698 [60]
BRA	0.694	0.684 [12]
CHI	0.379	
COL	0.529	
ECU	0.668	
MEX	0.572	
PER	0.721	
VEN	0.691	

el TCR de largo plazo reaccionará diferente dependiendo de la variable fundamental que está cambiando. Así, el concepto de multiplicador debe entenderse como un multiplicador promedio.

3. Conclusiones

Este trabajo demuestra que utilizando los estadísticos apropiados, es posible concluir que el comportamiento del tipo de cambio real en el largo plazo no es un proceso random-walk. Luego de aplicar el estadístico del ratio de varianzas, se ha presentado evidencia empírica concluyendo que la evolución del TCR en ocho países latinoamericanos no sigue un proceso random-walk, sino que presenta un notable componente de mean-reverting.

En estos países, la magnitud del proceso de mean-reverting estimado en términos de V es 0.35 en promedio. Esto significa que luego de un shock, las autocorrelaciones negativas revierten el efecto de la innovación de tal manera que la varianza del componente permanente decrece hasta que alcanza el valor de 0.35 veces la varianza de la innovación. El período de tiempo requerido para que el TCR llegue a su valor de largo plazo es menor a 5 años en el caso de 5 países (Argentina, Brasil, Ecuador, México y Venezuela).

Una forma de tratar este tema es considerar que el TCR está siendo afectado por dos tipos de shocks: unos con efecto permanente y otros con efecto transitorio. Sobre esta base se puede determinar que la evolución de largo plazo (es decir, el componente no-estacionario) es debido a shocks permanentes; mientras que la parte transitoria corresponde a los shocks que tienen efectos temporales.

Dadas estas definiciones, se presentan tres opciones: asumir que la tendencia es totalmente lineal de tal manera que todas las fluctuaciones son movimientos de corto plazo del componente transitorio, o asumir que todas las fluctuaciones son debidas a shocks permanentes y que el valor del TCR actual y el de largo plazo son iguales en todo momento. En este caso los movimientos en el TCR resultan de la

acumulación de shocks; no teniendo sentido el concepto de atrasos o adelantos cambiarios.

La tercera alternativa acepta la coexistencia e importancia de los dos efectos. Los shocks transitorios tienen efecto en el corto plazo y dan lugar a temporales divergencias entre el valor actual y el de equilibrio. Por otro lado, la tendencia de largo plazo del TCR está muy lejos de ser lo lineal que se podría suponer según la PPP. Lo que emerge es una situación más compleja con shocks transitorios que mueven el TCR alrededor de una tendencia estocástica; tendencia que a su vez oscila de acuerdo a la ocurrencia de shocks permanentes.

En ese sentido, los resultados obtenidos nos indican que la PPP no se cumple, pues esto significaría la existencia de shocks temporales únicamente. Esta conclusión no sólo es corroborada por el valor del multiplicador de largo plazo, sino también porque en los gráficos se puede apreciar que el valor de V^m es significativamente diferente de cero. En el otro extremo, tampoco se puede afirmar que todos

los shocks son permanentes, conclusión a la que generalmente se llega cuando se aplican los tests convencionales. Lo que se plantea es una situación intermedia con los dos tipos de shocks. Este resultado simplemente reafirma lo que se ha mencionado muchas veces: la PPP como regla no se cumple cuando se producen cambios permanentes (o en las variables fundamentales) debido a que se modifica totalmente la situación de equilibrio inicial.

Finalmente, la discusión a lo largo del documento ha sido puesta en términos de un solo tipo de shock. Este no es realmente el caso. Existen muchos shocks, cada uno con diferentes efectos sobre la dinámica del TCR. Se puede pensar que el shock que estamos tratando es un promedio ponderado de la respuesta dinámica del TCR a cada uno de esos shocks, con los pesos proporcionales a la importancia relativa de cada shock. Un enfoque multivariado podría determinar específicamente el efecto de cada shock.

NOTAS

- (1) Ver Mussa (1979), Frenkel (1981) y Adler y Lehmann (1983).
- (2) Los conceptos de random-walk, raíz unitaria y no-estacionaridad se discuten en la Sección 2.
- (3) Se utiliza el término mean-reverting para señalar la existencia de un proceso dinámico que anula (parcial o totalmente) el efecto de una innovación sobre el nivel de la serie de tiempo.
- (4) Este ejemplo presenta mean-reversion si $-1 < a < 0$. Algunos autores como Cochrane (1988) definen este caso como "pequeño random-walk". Nosotros no utilizaremos este concepto, considerando random-walk sólo el caso en el que la innovación permanece en su totalidad ($a_i = 0$).
- (5) En esta ecuación asumimos que $a=p=0$.
- (6) El caso $b(1) < 0$ no se analiza pues supone que la innovación no es sólo transitoria, sino que produce un efecto permanente opuesto al inicial en el largo plazo.
- (7) Esto se verá claramente cuando analicemos la descomposición de Beveridge y Nelson (1981).
- (8) Es importante observar que las innovaciones de z_t y C (están perfectamente correlacionadas. Sin embargo, Cochrane (1988) señala que este hecho no afecta la varianza del componente random-walk.
- (9) Existe una definición adicional mencionada por Huizinga (1987) y Cochrane (1988), rela-

cionada con el concepto de densidad espectral Ver Fuller (1976) y Box y Jenkins (1976) para mayores detalles.

- (10) Campbell y Mankiw (1987a) (1987b) arguyen que V^m es igual a cero si $m = T$, el tamaño muestral.
- (11) La fórmula usada para estimar la desviación estándar asintótica de V^m es:

$$SD[V^m] \approx \frac{ym}{0.75T^{0.5} \sqrt{m+1}}$$

- (12) Para una definición exacta de la muestra, ver el Apéndice 1.
- (13) Aunque existen definiciones alternativas para el TCR, se utiliza la ecuación (26) debido a la disponibilidad de información. Sin embargo, es importante destacar que esta definición presenta algunas limitaciones pues no captura variaciones entre precios de bienes transables y no transables, ni la existencia de tipos de cambio múltiples, cuotas, tarifas, etc.
- (14) Calculando el t estadístico para las autocorrelaciones, sólo la cuarta para Chile y la segunda para México son significativamente distintas de cero.
- (15) El número máximo de autocorrelaciones es igual a m . El último V para cada país en los Cuadros 2, 3 y 4 no coincide necesariamente con el número de autocorrelaciones indicado.

BIBLIOGRAFIA

- ADLER, M. y LEHMANN, B. "Deviations from PPP in the long-run". En *Journal of Finance* 38, pp. 1471-1487, 1983.
- ARDENI, G. y LUBIAN, D. "Purchasing Power Parity during the 1920s". En *Economics Letters* 30, pp. 357-362, 1989.
- BEVERIDGE, S. y NELSON, C. "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to the Measurement of the 'Business Cycle'". En *Journal of Monetary Economics* 7, pp. 151-174, 1981.
- BOX, G. y JENKINS, G. *Time Series Analysis. Forecasting and Control*. Holden-Day, Inc., California, 575 pp., 1976.
- CAMPBELL, J. y MANKIW, G. "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations". En *American Economic Review Papers and Proceedings* 77, pp. 111-117, 1987a.
- "Are the Output Fluctuations Transitory?". En *The Quarterly Journal of Economics* 102, pp. 857-880, 1987b.
- CHRISTIANO, L. y EICHENBAUM, M. "Unit Roots in Real GNP: Do we Know, and Do We Care?". En *Discussion Paper* 18, Institute for Empirical Macroeconomics, Minneapolis, 1989.
- COCHRANE, J. "How Big is the Random Walk in GNP?". En *Journal of Political Economy* 96, pp. 893-920, 1988.
- "A critique of the application of unit root tests". En *Journal of Economic Dynamics and Control* 15, pp. 275-284, 1991.
- COCHRANE, J. y SBORDONE, A. "Multivariate Estimates of Permanent Components of GNP and Stock Prices". En *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 255-295, 1988.
- CORBAE, D. y OULIARIS, S. "Robust Test for Unit Roots in the Foreign Exchange Market". En *Economics Letters* 22, pp. 375-380, 1986.
- "Cointegration and Test of Purchasing Power Parity". En *Review of Economics and Statistics* 70, pp. 508-511, 1988.
- DICKEY, D. y FULLER, W. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". En *Econometrica* 49, pp. 1057-1072, 1981.
- EDWARDS, S. "Real and Monetary Determinants of the Real Exchange Rate Behavior. Theory and Evidence from Developing Countries". En *Journal of Developing Economics* 29, pp. 311-341, 1988.
- . *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*. MIT Press, Massachusetts, 1989.
- ENDERS, W. "ARIMA and Cointegration Test of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes". En *Review of Economics and Statistics* 70, pp. 504-508, 1988.
- FAMA, E. y FRENCH, K. "Permanent and Temporary Components of Stock Prices". En *Journal of Political Economy* 96, pp. 246-273, 1988.
- FULLER, W. *Introduction to the Statistical Time Series*. John Wiley and Sons, Nueva York., 1976.
- GARDNE, G. y KIMBROUGH, K. "The Behavior of U.S. Tariff Rates". En *The American Economic Review*, Short Papers 79, pp. 211-218, 1989.
- GRANGER, C. y NEWBOLD, P. *Forecasting Economic Time Series*. Academic Press Inc., California, 338 pp., 1986.
- GUBITZ, A. "Collapse of the Purchasing Power Parity in the Light of Co-Integrated Variables?". En *Weltwirtschaftliches Archiv* 124, pp. 667-674, 1988.
- HUIZINGA, J. "An Empirical Investigation of the Long-run Behavior of the Real Exchange Rates". En *Camagie-Rochester Conference Series on Public Policy* 27, pp. 149-214, 1987.
- HAKKIO, C. "Does the Exchange Rate Follow a Random Walk? A Monte Carlo Study of Four Test for a Random Walk". En

- Journal of International Money and Finances*, pp. 221-229, 1986.
- KARKAFIS, C. y MOSCHOS, D. "Testing for the Long-run Purchasing Power Parity. A Time Series Analysis for the Greek Drachma". *En Economics Letters* 30, pp. 245-248, 1989.
- KIM, B. "Do the Foreign Exchange Rate Markets Follow a Random Walk? An Empirical Question Revisited". *En Economics Letters* 23, pp. 289-293, 1987.
- LEON, J. *Real Exchange Rate and Random Walk Component in Developing Countries*. Duke University. Mimeo, 1990.
- MACAGNI, M. y PAULY, P. "Recursive Band Spectrum Analysis of Purchasing Power Parity". Conference on the Dynamic Behavior of PPP Deviations. Cambridge, MA, 1987.
- MESSE, R. y ROGOFF, K. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. Do they fit out the sample?". *En Journal of International Economics* 14, pp. 3-24, 1983.
- MESSE, R. y SINGLETON, K. "On Unit Roots and the Empirical Modeling of Exchange Rates". *En Journal of Finance* 37, pp. 1029-1035, 1982.
- MUSSA, M. "Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rate and Theories of the Foreign Exchange Rates". *En Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 11, pp. 9-57, 1979.
- NELSON, C. y PLOSSER C. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications". *En Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139-162, 1982.
- PERRON, P. "Trends and Random Walk in Macroeconomic Time Series. Further Evidence from a New Approach". *En Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 297-332, 1988.
- . "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *En Econometrica* 57, pp. 1361-1401, 1989a.
- . "Testing for a Random Walk: A Simulation Experiment of Power when the Sampling Interval is Varied". *En Advances in Econometrics and Modelling*, edited by Baldev Raj. Kluwer Academic Publishers, MA., pp. 47-68, 1989b.
- PHILLIPS, P. "Time Series Regression with a Unit Root". *En Econometrica* 55, pp. 277-301, 1987.
- PHILLIPS, P. y PERRON, P. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *En Biometrika* 75, pp. 335-346, 1988.
- POTERBA, J. y SUMMERS, L. "Mean Reversion in Stock Prices. Evidence and Implications". *En Journal of Financial Economics* 22, 27-59, 1988.
- SIMS, C. "Distributed Lags". *En Frontiers of Quantitative Economics* editado por IN-TRILLIGATOS y KENDRICK. North-Holland, Nueva York, 1974.
- SIMS, C. "Modeling Trends". *En Discussion Paper 22*, Institute for Empirical Macroeconomics, Minneapolis, 1989.
- TAYLOR, M. "An Empirical Examination of Long-Run Purchasing Power Parity using Cointegration Techniques". *En Applied Economics* 20, 1369-1381, 1988.
- THOM, R. "Real Exchange Rate, Cointegration and Purchasing Power Parity: Irish Experience in the EMS". *En The Economic and Social Review* 20, 147-163, 1989.

APENDICE 1: La muestra

Cuadro A1.1

La Muestra

País	Código	Muestra		Observ.
ARGENTINA	ARG	1975:03	1988:05	159
BRASIL	BRA	1964:02	1988:05	292
CHILE	CHI	1972:08	1988:05	190
COLOMBIA	COL	1957:01	1988:04	376
ECUADOR	ECU	1957:01	1988:05	377
MEXICO	MEX	1957:01	1988:02	374
PERU	PER	1960:01	1989:09	321
VENEZUELA	VEN	1957:01	1988:03	375

APENDICE 2: V^{m1} con datos trimestrales

Cuadro A2.1

Componente random-walk (V^{m1}) - Trimestral [Ec. (22) y (23)]

Código	Número de Autocorrelaciones m (trimestres)									
	7	13	20	27	33	40	47	53	60	67
ARG	124	1.07	0.63	0.44						
BRA	0.59	0.57	0.53	0.50	0.48	0.44	0.42	0.42		
CHI	0.52	0.56	0.49	0.41	0.33	0.25	0.18	0.13	0.13	
COL	1.74	1.78	1.56	1.22	0.93	0.73	0.49	0.36	0.34	
ECU	0.80	0.65	0.60	0.53	0.44	0.43	0.45	0.47		
MEX	0.73	0.48	0.42	0.46	0.47	0.47	0.48	0.46	0.46	0.45
PER	0.92	0.83	0.69	0.61	0.61	0.64	0.63	0.58	0.58	0.57
VEN	0.58	0.57	0.58	0.57	0.55	0.54	0.53	0.51	0.50	0.50