

NOTAS SOBRE LA EXISTENCIA DE UNA RAÍZ UNITARIA EN LA SERIE DEL TIPO DE CAMBIO REAL DEL PESO COLOMBIANO

Santiago Herrera*

Introducción

El artículo clásico de Nelson y Plosser¹ sobre las características estadísticas de algunas series de variables macroeconómicas generó una gran controversia debido a sus implicaciones para la teoría de los ciclos económicos. Específicamente, los autores mencionados encontraron que, para el caso de Estados Unidos, una buena parte de las variables macroeconómicas seguían una trayectoria aleatoria.² Este resultado, según el cual las variables económicas son generadas por procesos estocásticos no estacionarios, ciertamente contradice muchos de los postulados de las teorías de ciclos económicos, pues implica que los cambios registrados en las variables son de naturaleza permanente y no tienden a revertirse.

La técnica estadística utilizada por Nelson y Plosser para determinar si las series seguían una trayectoria aleatoria fue la propuesta por Dickey y Fuller,³ que se ha empleado desde entonces en diversos artículos con aplicaciones a series económicas. En el caso colombiano, el análisis estadístico de las series macroeconómicas es bastante limitado; y con frecuencia se corren regresiones de variables contra el tiempo y se toman los residuos de esos modelos como series estacionarias para hacer inferencias acerca del comportamiento "cíclico" de éstas, sin tener en cuenta que este procedimiento puede inducir determinadas características en la serie resultante.⁴

Dada la importancia de distinguir si los cambios en una variable son de

*Subdirector del Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de la República de Colombia. Se agradecen los comentarios de dos "dictaminadores" anónimos y de Juan Manuel Julio, Humberto Mora, Hugo Oliveros y Manuel Ramírez a versiones anteriores de esta nota. Las opiniones expresadas son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen la posición de la entidad para la cual trabaja.

¹ Nelson, C. y C. Plosser. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 139-162.

² Traducción de "random walk".

³ Dickey, D. y W. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, 49, 1981, pp. 1057-1072.

⁴ Ver Nelson C. y H. Kang. "Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable in Regression", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1984, 2, pp. 73-82.

naturaleza permanente o transitoria, el análisis de la existencia de raíces unitarias en series macroeconómicas se torna especialmente relevante. A partir del trabajo de Dickey y Fuller la investigación en esta área ha sido extensa y se han desarrollado diferentes pruebas que buscan compensar algunas limitaciones de la metodología original. Por esta razón se consideró de interés efectuar la aplicación de algunas de estas pruebas más recientes a la serie del tipo de cambio real del peso colombiano. Se harán en particular, las pruebas propuestas por Bhargava,⁵ Phillips⁶ y Perron,⁷ por considerar que éstas superan los principales problemas de las estadísticas de Dickey-Fuller.

Así, la presente nota se dividió en tres partes. En la primera se efectúan las pruebas estadísticas mencionadas. En la segunda se presentan algunas interpretaciones de los resultados obtenidos y, finalmente, se resumen las conclusiones.

1. Pruebas para determinar la existencia de una raíz unitaria en la serie del tipo de cambio real del peso colombiano

El objetivo de esta sección es determinar si la serie del tipo de cambio real del peso colombiano tiene una raíz unitaria, con base en datos mensuales del periodo comprendido entre enero de 1970 y septiembre de 1989;⁸ en la gráfica 1 se puede observar la trayectoria de la variable sobre la cual existe un estudio previo en el que se concluye que ésta sigue una trayectoria aleatoria con parámetro de deriva utilizando una de las pruebas propuestas por Dickey y Fuller.⁹

Dichas estadísticas, sin embargo, tienen tres limitaciones fundamentales: En primer término, suponen que en el modelo

$$y(t) = a + by(t-1) + u(t) \quad (1)$$

los residuos $u(t)$ son independientes y normalmente distribuidos.

Es decir, las pruebas están diseñadas para detectar la existencia de una raíz unitaria cuando el proceso que generó la serie observada es puramente

⁵ Bhargava, A. "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series". *Review of Economic Studies*, 1986, 53, pp. 369-384.

⁶ Phillips, P.C.B. "Time Series Regression with a Unit Root". *Econometrica*, 1987, 55, pp. 277-301.

⁷ Perron, P. "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". Mimeo., Department de Sciences Economiques and C.R.D.E., Université de Montreal, marzo, 1988.

⁸ Durante todo este periodo el régimen cambiario en Colombia ha sido uno de cambio indexado, o de "crawling peg".

⁹ Carrasquilla, A. "Minidevaluación y Paridad en el Poder Adquisitivo: el caso de Colombia". *Desarrollo y Sociedad* 23, CEDE, Uniandes, 1989.



autorregresivo. Sin embargo, se ha demostrado que cuando la naturaleza de este proceso es de tipo ARIMA, los valores críticos implícitos en las pruebas de Dickey-Fuller pueden llevar a decisiones erradas.¹⁰ Las estadísticas de Phillips y Perron que se utilizarán son más generales, en el sentido de que permiten la existencia de heterocedasticidad y dependencia débil entre los residuos. Es decir, suponen que los residuos pueden tener una estructura ARIMA.¹¹

El segundo problema con las pruebas de Dickey y Fuller es que, como lo señala Bhargava, las distribuciones de las estadísticas se ven afectadas por parámetros desconocidos como la media del proceso y el valor del parámetro de deriva. Lo novedoso de las estadísticas de Bhargava es que no dependen de estos parámetros desconocidos, y que dada la posibilidad de que el proceso sea no estacionario, el hecho de que dependan únicamente de la teoría de muestras finitas los hace atractivos.

El tercer inconveniente con las pruebas de Dickey y Fuller es que,

¹⁰ Schwert, W. "Tests for Unit Roots: A Montecarlo Investigation". *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, núm. 2, abril, 1989.

¹¹ Cuando se toman los residuos de la regresión descrita en el texto para el periodo muestral, el valor de la estadística Kolmogorov para la prueba de normalidad es de .064, lo cual permite rechazar la hipótesis de normalidad de los errores con una confiabilidad del 97.50 por ciento.

como demuestra Perron, cuando se presentan cambios súbitos en la media de la serie existe un sesgo a no rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Es claro que esta limitación no se aplica en todos los casos prácticos, pero la inspección visual (gráfica 1) de la serie que nos ocupa indica que en nuestro caso, especialmente en 1985 cuando la tasa de devaluación nominal llegó al 50%, es muy factible que se presente el sesgo al que se hizo referencia. Más adelante se verá cómo la prueba propuesta por Perron, con ayuda de variables dicotómicas, supera el problema mencionado.

A continuación procedemos a efectuar las pruebas mencionadas.

A. Estadística de Phillips

La estadística propuesta por Phillips es la siguiente:

$$zb = T(\hat{b} - 1) - (.5)(S^2TL - S^2u) / (T^{-2}\Sigma y_{t-1}^2)$$

donde T = número de observaciones = 237

\hat{b} = valor estimado del parámetro b mediante MCO de la regresión (1). Los resultados se pueden ver en el anexo 1 = 1.00075

$$S^2TL = T^{-1} \sum_1^T u^2 t + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^L \sum_{t=\tau+1}^T utut - \tau = 2.279$$

$$S^2u = T^{-1} \sum_1^T ut = 1.414$$

v = índice de la tasa de cambio real

$$\Sigma y_{t-1}^2 = 1\ 593\ 720$$

El número de rezagos, L , se escogió, aceptando la sugerencia de Phillips, de acuerdo con la función de autocorrelación muestral de la serie $u(t) = y(t) - y(t-1)$: se tomaron 2 rezagos.

El valor de la estadística zb es de .162 lo cual, de acuerdo con las tablas de Fuller¹² no permite rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en la serie de la tasa de cambio real con una confiabilidad del 99 por ciento.¹³

¹² Fuller, W. *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, 1976, p. 371.

¹³ Schwert, propone modificar el estadístico de Phillips para incluir el tiempo como regresor: véase "Effects of Model Specification on Test for Unit Roots in Macroeconomic Data". *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 73-103, 1987. Aco-

B. Estadística de Bhargava

Bhargava propone cuatro estadísticas diferentes para capturar las dos opciones de la hipótesis nula (trayectoria aleatoria con y sin parámetro de deriva) y de la hipótesis alternativa (el modelo es estacionario o no estacionario, es decir $b < 1$ o $b > 1$). Puesto que existe evidencia de que la serie tiene parámetro de deriva,¹⁴ partiremos de una hipótesis nula que contenga esta posibilidad, contra dos posibles alternativas: que el modelo es estacionario ($b < 1$), o que el modelo es no estacionario ($b > 1$). Es decir, utilizaremos las estadísticas R2 y N2 que vienen dadas por las expresiones que se pueden observar en el anexo 2.

Así, $R2 = .012$ y $N2 = .005$ lo cual no rechaza la hipótesis nula de que el tipo de cambio real sigue una trayectoria aleatoria con parámetro de deriva. De acuerdo con Bhargava, los estimativos de este parámetro y su respectiva estadística "t" vienen dados por:

$$\hat{a} = \frac{1}{T-1} (y(T) - y(1)) = .06$$

$$t(a) = \hat{a}[(T-1)(T-2)]^{1/2} / [\Sigma(y(t) - y(t-1))^2 - \frac{1}{T-1} (y(t) - y(1))^2]^{1/2} = .77$$

Puesto que no se rechazó la hipótesis de la existencia de una raíz unitaria, la significancia del estadístico "t" de este parámetro debe examinarse con base en las tablas calculadas por Dickey y Fuller; y se puede concluir que ésta no es significativamente diferente a cero.

C. Prueba de Perron

Perron demostró que cuando se presenta un cambio súbito en la media de la serie existirá un sesgo a no rechazar la hipótesis de raíz unitaria, y que mientras más grande sea el primero mayor será el segundo,¹⁵ Perron propone la siguiente regresión con dos variables dicotómicas, DU y $DU85$:

$$y(t) = a + by(t-1) + cDU + dDU85 + e \quad (2)$$

$$\begin{aligned} DU &= 0 \text{ si } t < 1985.01 \\ &= 1 \text{ si } t \geq 1985.01 \end{aligned}$$

giendo esta sugerencia, el estadístico de Phillips adopta un valor de -1.07 , y la regresión correspondiente se presenta en el anexo 1.

¹⁴ Carrasquilla, *op. cit.*

¹⁵ Perron, *op. cit.*, p. 5.

$$DU85 = 1 \text{ si } 1985.01 \leq t \leq 1985.12$$

$$= 0 \text{ para todos los demás } t$$

Bajo la hipótesis nula de raíz unitaria debe cumplirse que $b = 1$, $a = c = 0$, y $d \neq 0$. En el anexo 3 se puede ver la estimación de la regresión (2), y con base en las tablas 2 y 3 de Perron se puede ver que con una confiabilidad del 95% no se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria, a pesar de que la variable de cambio de media de la serie en 1985 resulta significativa.

2. Implicaciones de que la serie del tipo de cambio real tenga una raíz unitaria

A. Naturaleza permanente de las variaciones en el tipo de cambio real

La principal implicación de que la serie tenga una raíz unitaria es que los cambios (o innovaciones) tienden a ser permanentes. Es decir, no existe un nivel del tipo de cambio real hacia el cual el indicador tienda a volver después de un periodo de ajuste.

Lo anterior significa que las "teorías de desequilibrio" pierden cierta validez puesto que afirman que las variaciones en el tipo de cambio nominal pueden afectar el tipo de cambio real debido al ajuste más lento de los precios de los bienes.¹⁶ Esto se debe a que, al cambiar todos los precios después del impacto nominal inicial, el tipo real debería retornar a su nivel original de equilibrio. Es decir, si la hipótesis del desequilibrio fuera válida, deberían observarse variaciones transitorias en el tipo de cambio real, fenómeno que no se observa.

Dada la importancia de la anterior implicación, se consideró apropiado efectuar otra prueba para estudiar, desde una perspectiva diferente, la naturaleza transitoria o permanente de los cambios en la serie. Para ello se utilizará una medida de persistencia diseñada por Cochrane¹⁷ y utilizada por Campbell y Mankiw en diversos artículos.¹⁸

La ventaja de la medida aquí presentada es que corresponde a un enfoque no paramétrico y utiliza únicamente la función de autocorrelación mues-

¹⁶ Stockman discute ampliamente esta implicación en "The Equilibrium Approach to Exchange Rates". *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, marzo-abril, 1987.

¹⁷ Cochrane, J. "How Big is the Random Walk in GNP?". *JPE*, vol. 96, núm. 5, 1988.

¹⁸ Campbell, J. y G. Mankiw, "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations". *AER*, mayo, 1987. También véase, "Are Output Fluctuations Transitory?". *QJE*, noviembre, 1987.

tral de la serie diferenciada. Así, el estimador que se utilizará como medida de persistencia es:

$$V(k) = 1 + 2\sum(1 - \frac{1}{k+1}) P_j$$

donde P_j = autocorrelación de orden j

k = número de rezagos

De acuerdo con Campbell y Mankiw, el estimador puede escribirse también como una relación de varianzas:

$$V = \frac{1}{k+1} \frac{\text{Var} [y(t+k+1) - y(t)]}{\text{Var} [y(t+1) - y(t)]}$$

Nótese que si la serie sigue una trayectoria aleatoria, la varianza de las diferencias de orden $(k+1)$ es igual a la varianza de las diferencias de orden 1, multiplicada por $(k+1)$: es decir, el estimador V debe ser 1 si la serie sigue una trayectoria aleatoria.

Adicionalmente, Campbell y Mankiw muestran cómo, partiendo del estimador V , se puede obtener el valor de la suma infinita de los parámetros de media móvil, que denominan $A(1)$. Esta suma representa el cambio en el valor de largo plazo de la serie cuando tiene lugar una innovación en el periodo t . Si la variable sigue una trayectoria aleatoria, $A(1) = 1$ dado que sólo existe un parámetro de media móvil. En el cuadro 1 se presentan los estimadores de V (con sus desviaciones estándar entre paréntesis) y el valor de $A(1)$ obtenido a partir de este estimador mediante la siguiente expresión.¹⁹

$$A(1) = (V(1 - \rho_1))^{1/2}$$

donde ρ_1 = correlación de orden uno como "proxy" del R de la regresión.

El cuadro 1 permite concluir dos cosas: en primer lugar que las variaciones en el tipo de cambio real son esencialmente permanentes: un cambio de 1% en el tipo de cambio real se manifiesta en un cambio de 1.7% en la proyección de largo plazo.²⁰ La segunda conclusión es que, tanto $V(k)$ como $A(1)$ son bastante superiores a lo que podría esperarse para una serie que si-

¹⁹ Los dos artículos de Campbell y Mankiw incluyen discusiones amplias de este tema. En el anexo 4 se pueden observar los coeficientes de autocorrelación de la serie diferenciada.

²⁰ Campbell y Mankiw, con base en estudios de Monte Carlo, encuentran que 30 rezagos es el mínimo para poder distinguir diferentes procesos.

que una trayectoria aleatoria.²¹ Esto obliga a tomar con cautela los resultados de pruebas que acepten esta hipótesis.

Cuadro 1
Estimadores de persistencia

Núm. rezagos (<i>k</i>)	<i>V(k)</i>	<i>A(1)</i>
10	1.84 (.46)	1.37
20	2.46 (.85)	1.58
30	2.82 (1.18)	1.69
40	2.96 (1.42)	1.73

En esta forma tenemos que, aceptando o no la hipótesis de la trayectoria aleatoria, las variaciones en el tipo de cambio son de naturaleza permanente. Esto implica que no existe un nivel o un proceso estocástico de equilibrio del tipo de cambio real hacia el cual tienda esta variable después de sufrir una variación. Adicionalmente, si se acepta la hipótesis de que el tipo de cambio real sigue una trayectoria aleatoria, tenemos que cualquier variable que dependa del valor presente del tipo de cambio real, como podría serlo el valor de la balanza comercial, es completamente independiente de la trayectoria pasada de la serie y de los valores pasados, lejanos o cercanos, que ésta hubiera podido adoptar.

B. Predictibilidad del tipo de cambio real

El hecho de que el tipo de cambio real siga una trayectoria aleatoria no significa que no esté determinada por ningún factor económico. De hecho, se han encontrado una serie de determinantes de la trayectoria del tipo de cambio real,²² y los resultados obtenidos en el presente trabajo implican que, sin información *a priori* de estas variables, es imposible proyectar su evolución futura.

El resultado de Zellner y Palm,²³ según el cual demuestran que el pro-

²¹ Debe recordarse que las pruebas de Bhargava no permitieron rechazar la hipótesis nula de trayectoria aleatoria del tipo de cambio real.

²² Herrera, S. "Determinantes de la Trayectoria del Tipo de Cambio Real en Colombia". *Ensayos Sobre Política Económica*, 15, junio, 1989.

²³ Zellner A. y F. Palm, "Time Series Analysis and Simultaneous Equation Eco-

ceso estocástico de una variable endógena de un sistema de ecuaciones simultáneas es implicado por los procesos estocásticos de las variables exógenas del modelo, plantea un problema interesante, debido a que si el tipo de cambio real sigue una trayectoria aleatoria, probablemente también lo harán sus determinantes.²⁴ En el caso colombiano existe evidencia de que uno de estos determinantes, la devaluación nominal, sigue una trayectoria aleatoria;²⁵ el resto de ellos, entre los que se cuentan el gasto del sector público, la tasa real de interés, el endeudamiento externo del sector privado, y las variaciones no anticipadas en los términos de intercambio, merecen ser objeto de un análisis en detalle similar al efectuado en esta nota el tipo de cambio real.

3. Conclusiones

Las pruebas estadísticas empleadas en el trabajo no permiten rechazar la hipótesis de que la serie del tipo de cambio real tiene una raíz unitaria. La principal implicación de este resultado es que no existe un proceso o nivel de tipo de cambio real de equilibrio hacia el cual la variable tienda a regresar después de una perturbación. Es decir, los cambios son de naturaleza permanente.

La anterior característica se comprobó mediante otro enfoque, uno no paramétrico empleado por Campbell y Mankiw en diversos estudios, basado únicamente en la función de autocorrelación muestral de la serie diferenciada. Partiendo de ésta se puede calcular el valor de la suma infinita de los parámetros de media móvil, con lo cual se estima el cambio en el valor de largo plazo de la serie ante una perturbación presente; se encontró que ante un cambio de uno por ciento se refleja un cambio más que proporcional en la proyección de largo plazo del tipo de cambio real.

La naturaleza persistente de cualquier variación en el tipo de cambio real puede interpretarse como evidencia en contra de la hipótesis según la cual el tipo de cambio nominal afecta transitoriamente al tipo de cambio real, mientras se ajustan otros precios y salarios que son rígidos. De ser válida esta

nometric Models". *Journal of Econometrics*, 2, mayo, 1974, pp. 17-54.

²⁴ El hecho de que las variables exógenas sigan una trayectoria aleatoria es una condición suficiente mas no necesaria para que la variable endógena siga una trayectoria aleatoria. Puede ser que los procesos estocásticos de las variables exógenas sean tales que sus diferentes componentes se cancelen entre sí, y resulte que la variable endógena siga una trayectoria aleatoria sin que sus determinantes lo hagan. Este punto, aplicado específicamente al tema de la tasa de cambio nominal, aparece ampliamente discutido en Ahking, F. y S. Miller, "A Comparison of the Stochastic Processes of Structural and Time Series Exchange-Rate Models". *Review of Economics and Statistics*, 3, agosto, 1987, pp. 496-502.

²⁵ Rennhack y Mondino, "Movilidad de capitales y política monetaria en Colombia". *Ensayos sobre política económica*, 15, junio, 1989.

“hipótesis de desequilibrio”, deberían observarse cambios transitorios y recurrentes en la serie del tipo de cambio real, cosa que no sucede.

Una explicación posible del fenómeno de persistencia encontrado es que el sistema económico se caracteriza por la existencia de equilibrios múltiples, y los choques que originan variaciones en el tipo de cambio real son tales que hacen que el sistema pase de un equilibrio a otro.²⁶ Ésta es sólo una interpretación de los resultados aquí obtenidos. De todas formas es indispensable precisar cuáles son los mecanismos de propagación que hacen que una perturbación en el tipo de cambio real perdure a través del tiempo.

El hecho de que el tipo de cambio real siga una trayectoria aleatoria no significa que no sea afectada por ningún factor económico; de hecho su trayectoria está determinada por múltiples variables, pero sin ninguna información *a priori* sobre éstas es imposible proyectar el futuro tipo de cambio real. Por esta misma razón resultan incorrectas las propuestas de orientar la política cambiaria para lograr un nivel de tipo de cambio real registrado en el pasado y considerado como de “equilibrio”, pues los niveles de esta variable de los cuales se parte en el momento de efectuar el ajuste pueden ser diferentes a los registrados en el pasado, al igual que las trayectorias de las variables que determinan el tipo de cambio real.

Anexo 1

Regresiones para las pruebas de Phillips

Variable dependiente: ITCR

Variable	Coficiente	Error std.	T-estad.	Signif. Z-colas
C	6.382E - 05	0.6129838	0.0001041	1.000
ITCR (- 1)	1.0007498	0.0074593	134.16093	0.000
R-cuadrada	0.987166	Media de la variable dependiente		81.57733
R-cuadrada ajustada	0.987111	S.D. de la variable dependiente		10.49725
S.E. de regresión	1.191732	Suma de residuos al cuadrado		332.3325
Durbin-Watson	1.743402	Estadístico F		17999.15
Log verosimilitud	- 375.2614			

²⁶ Ésta es la interpretación de Campbell y Mankiw para explicar el fenómeno de persistencia que encuentran.

Variable dependiente: ITCR

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error std.</i>	<i>T-estad.</i>	<i>Signif. Z-colas</i>
C	-0.2374554	0.6142011	-0.3866086	0.699
ITCR (- 1)	0.9996045	0.0073954	135.16564	0.000
T	0.0027689	0.0011289	2.4526357	0.014
R-cuadrada	0.987489	Media de la variable dependiente		81.57733
R-cuadrada ajustada	0.987382	S.D. de la variable dependiente		10.49725
S.E. de regresión	1.179162	Suma de residuos al cuadrado		323.9685
Durbin-Watson	1.786354	Estadístico F		9195.477
Log verosimilitud	-372.2536			

Anexo 2*Estadísticas R2 y N2 de Bbargava*

$$R2 = \frac{\sum_{t=2}^T (y(t) - y(t-1))^2 - \frac{1}{T-1} (y(T) - y(1))^2}{(T-1)^2 \sum_{t=1}^T [(T-1)y(t) - (t-1)y(T) - (T-t)y(1) - (T-1)y - \frac{1}{2}(y_1 + y_T)]^2}$$

$$N2 = \frac{\sum_{t=2}^T (y(t) - y(t-1))^2 - \frac{1}{T-1} (y(T) - y(1))^2}{\frac{1}{(T-1)^2} \sum_{t=1}^T [(T-1)y(t) - (t-1)y(T) - (T-t)y(1)]^2}$$

Anexo 3*Regresiones con variables dicotómicas para la prueba de perron*

Variable dependiente: ITCR

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error std.</i>	<i>T-estad.</i>	<i>Signif. Z-colas</i>
C	0.5682110	0.7766532	0.7316147	0.464
ITCR (- 1)	0.9916166	0.0099052	100.11108	0.000
DU	0.4462557	0.2632206	1.6953675	0.090
DU85	1.3486620	0.4081349	3.3044516	0.001

R-cuadrada	0.988640	Media de la variable dependiente	81.57733
R-cuadrada ajustada	0.988493	S.D. de la variable dependiente	10.49725
S.E. de regresión	1.126062	Suma de residuos al cuadrado	294.1795
Durbin-Watson	1.945792	Estadístico F	6729.938
Log verosimilitud	-360.8718		

Residuales

Autocorrelaciones		Autocorrelaciones parciales			ac	pac
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n} 1	0.025	0.025
\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n} 2	0.079	0.078
\bar{n}	. $^*\bar{n}$.	\bar{n}	. $^*\bar{n}$.	\bar{n} 3	-0.110	-0.115
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n} 4	-0.007	-0.008
\bar{n}	. $^*\bar{n}$.	\bar{n}	. $^*\bar{n}$.	\bar{n} 5	-0.087	-0.070
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n} 6	-0.009	-0.016
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n} 7	-0.037	-0.026
\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n} 8	0.044	0.031
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n} 9	0.033	0.032
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. $^*\bar{n}$.	\bar{n} 10	-0.020	-0.041
\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n} 11	0.087	0.092
\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n} 12	0.088	0.093
Estadístico Q (12 rezagos)		11.26		S.E. ae Correlaciones 0.065		

Anexo 4

Identificación de la serie ITCR diferenciada

Variable dependiente: DITCR

Autocorrelaciones		Autocorrelaciones parciales			ac	pac
\bar{n}	. \bar{n}^{**} .	\bar{n}	. \bar{n}^{**} .	\bar{n} 1	0.127	0.127
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. \bar{n}^{**} .	\bar{n} 2	0.182	0.168
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n} 3	-0.001	-0.043
\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n} 4	0.077	0.054
\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n}	. \bar{n} .	\bar{n} 5	0.010	0.003
\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n}	. \bar{n}^* .	\bar{n} 6	0.076	0.055

Anexo 4 (Conclusión)

ñ	. ñ*	ñ	. ñ	ñ 7	0.047	0.036
ñ	. ñ*	ñ	. ñ*	ñ 8	0.110	0.080
ñ	. ñ*	ñ	. ñ*	ñ 9	0.093	0.066
ñ	. ñ	ñ	. ñ	ñ 10	0.033	-0.020
ñ	. ñ**	ñ	. ñ**	ñ 11	0.137	0.119
ñ	. ñ**	ñ	. ñ*	ñ 12	0.141	0.112
ñ	. ñ	ñ	. *ñ	ñ 13	0.036	-0.043
ñ	. ñ*	ñ	. ñ	ñ 14	0.067	0.030
ñ	. ñ	ñ	. *ñ	ñ 15	-0.015	-0.043
ñ	. ñ	ñ	. ñ	ñ 16	0.031	0.001
ñ	. ñ	ñ	. *ñ	ñ 17	-0.038	-0.056
ñ	. *ñ	ñ	. *ñ	ñ 18	-0.076	-0.112
ñ	. ñ	ñ	. ñ*	ñ 19	0.031	0.048
ñ	. ñ*	ñ	. ñ	ñ 20	0.044	0.017
ñ	. *ñ	ñ	. *ñ	ñ 21	-0.054	-0.098
ñ	. ñ*	ñ	. ñ*	ñ 22	0.052	0.056
ñ	. ñ**	ñ	. ñ**	ñ 23	0.168	0.172
ñ	. ñ**	ñ	. ñ*	ñ 24	0.125	0.082
ñ	. ñ	ñ	. *ñ	ñ 25	-0.023	-0.102
ñ	. ñ	ñ	. ñ	ñ 26	-0.027	-0.025
ñ	. *ñ	ñ	. ñ	ñ 27	-0.047	-0.004
ñ	. ñ*	ñ	. ñ*	ñ 28	0.045	0.044
ñ	. ñ	ñ	. ñ	ñ 29	0.003	0.034
ñ	. *ñ	ñ	. *ñ	ñ 30	-0.058	-0.099
ñ	. ñ	ñ	. *ñ	ñ 31	-0.033	-0.074
ñ	. *ñ	ñ	. *ñ	ñ 32	-0.088	-0.087
ñ	. ñ	ñ	. ñ*	ñ 33	0.003	0.041
ñ	. ñ	ñ	. ñ	ñ 34	0.011	0.016
ñ	. ñ*	ñ	. ñ	ñ 35	0.054	-0.021
ñ	. ñ*	ñ	. ñ*	ñ 36	0.062	0.048
ñ	. ñ	ñ	. ñ	ñ 37	-0.015	-0.011
ñ	. *ñ	ñ	. *ñ	ñ 38	-0.086	-0.074
ñ	. *ñ	ñ	. *ñ	ñ 39	-0.100	-0.083
ñ	. *ñ	ñ	. ñ	ñ 40	-0.064	0.001

Estadístico Q (40 rezagos)

S.E. de correlación 0.065

Apéndice estadístico

Serie del índice de tipo de cambio real del peso colombiano

<i>obs</i>	<i>ITCR</i>					
1970.01	87.16000	87.19000	87.86000	87.12000	87.30000	85.03000
1970.07	87.08000	87.37000	87.27000	88.47000	89.18000	88.60000
1971.01	87.78000	87.86000	87.98000	86.90000	87.31000	87.45000
1971.07	87.51000	88.08000	88.52000	88.68000	87.60000	88.53000
1972.01	86.24000	87.69000	87.96000	87.69000	87.26000	86.81000
1972.07	86.52000	85.92000	85.68000	84.89000	83.94000	84.21000
1973.01	86.52000	87.56000	87.54000	85.65000	85.33000	83.30000
1973.07	84.34000	84.41000	85.11000	85.11000	84.44000	84.95000
1974.01	83.00000	82.33000	84.84000	83.94000	85.58000	84.54000
1974.07	86.09000	85.23000	85.95000	81.95000	84.02000	83.62000
1975.01	86.35000	87.28000	87.29000	87.77000	88.55000	89.00000
1975.07	88.37000	87.56000	87.04000	87.16000	87.18000	86.92000
1976.01	85.88000	86.00000	85.87000	86.06000	85.14000	83.61000
1976.07	83.35000	83.28000	82.60000	80.01000	80.30000	79.97000
1977.01	80.13000	78.65000	78.09000	75.01000	73.12000	72.12000
1977.07	72.02000	73.25000	73.99000	74.44000	74.72000	75.22000
1978.01	74.65000	74.80000	74.80000	74.17000	73.02000	74.18000
1978.07	74.77000	74.85000	75.42000	76.88000	75.67000	75.02000
1979.01	74.00000	73.58000	72.90000	72.28000	71.29000	71.04000
1979.07	71.33000	70.20000	70.41000	70.46000	70.20000	70.64000
1980.01	72.56000	73.07000	72.34000	71.37000	71.66000	73.15000
1980.07	73.97000	73.88000	74.38000	73.99000	73.70000	73.08000
1981.01	74.47000	73.07000	73.16000	72.10000	71.07000	70.38000
1981.07	70.00000	70.01000	70.58000	70.83000	70.69000	70.66000
1982.01	70.43000	69.13000	67.97000	67.19000	66.76000	65.51000
1982.07	65.42000	64.74000	64.15000	63.56000	64.12000	65.66000
1983.01	65.78000	65.72000	63.81000	62.83000	62.02000	62.02000
1983.07	62.64000	63.62000	64.88000	65.91000	66.35000	67.30000
1984.01	67.30000	68.64000	69.61000	69.14000	68.71000	69.24000
1984.07	69.44000	70.46000	70.69000	71.57000	72.20000	71.90000
1985.01	71.37000	70.43000	71.69000	75.12000	76.38000	77.55000
1985.07	80.50000	83.00000	83.81000	88.06000	89.85000	92.38000
1986.01	92.07000	91.45000	91.27000	90.93000	93.11000	94.50000
1986.07	95.61000	96.64000	97.68000	98.02000	98.14000	100.0000
1987.01	94.91000	94.99000	95.60000	96.32000	96.92000	96.70000
1987.07	96.95000	98.31000	98.74000	98.68000	100.0900	99.70000
1988.01	97.20000	95.95000	96.56000	97.61000	98.52000	97.83000
1988.07	97.49000	98.02000	96.08000	97.10000	99.09000	97.69000
1989.01	95.65000	95.89000	95.65000	97.15000	96.13000	95.99000
1989.07	100.0000	100.3000	101.6000			

Fuente: 1970-1974 cálculo con base en información del Banco de la República.
1975-1989 Banco de la República.

Referencias

- Ahking, F. y S. Miller, "A Comparison of the Stochastic Processes of Structural and Time Series Exchange-Rate Models", *Review of Economics and Statistics*, 3, agosto, 1987, pp. 496-502.
- Bhargava, A., "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, 53, 1986, pp. 369-384.
- Campbell, J. y G. Mankiw, "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*, 77, núm. 2, mayo, 1987 pp. 111-117.
- "Are Output Fluctuations Transitory?", *Quarterly Journal of Economics*, 102, noviembre, 1987, pp. 857-880.
- Carrasquilla, A., "Minidevaluaciones y paridad en el poder adquisitivo: el caso de Colombia", *Desarrollo y Sociedad*, 23, CEDE, Uniandes, marzo, 1989.
- Cochrane, J., "How Big is the Random Walk in GNP?", *Journal of Political Economy*, 96, núm. 5, 1988, pp. 893-920.
- Dickey, D. y W. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1981, pp. 1057-1072.
- Fuller, W., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, 1976.
- Herrera, S., "Determinantes de la trayectoria del tipo de cambio real en Colombia", *Ensayos sobre política económica*, 15, junio, 1989.
- Nelson, C. y H. Kang, "Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable in Regression", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 1984, pp. 73-82.
- y C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series; some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 139-162.
- Perron, P., "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". Mimeo., Departement de Sciences Economiques Université de Montreal, marzo, 1988.
- Phillips, P.C., "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica*, 55, 1987, pp. 277-301.
- Rennhack, R. y G. Mondino, "Movilidad de capitales y política monetaria en Colombia", *Ensayos sobre política económica*, 15, junio, 1989.
- Schwert, W., "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, 20, 1987, pp. 73-103.
- "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, núm. 2, 1989, pp. 147-159.
- Stockman, A., "The Equilibrium Approach to Exchange Rates", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, marzo-abril, 1987.
- Zellner, A. y F. Palm, "Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models", *Journal of Econometrics*, 2, mayo, 1974, pp. 17-54.

