

TIPO DE CAMBIO REAL: CAMBIOS PERMANENTES Y TRANSITORIOS

Raúl Aníbal Feliz

I. INTRODUCCIÓN

Uno de los resultados "estilizados" del análisis empírico del tipo de cambio real señala que el logaritmo de esta variable sigue un camino aleatorio. Este resultado, de sostenerse, cuestionaría la forma tradicional de analizar los movimientos del tipo de cambio real como fluctuaciones más o menos transitorias alrededor de un nivel de equilibrio estacionario.

En México, actualmente, se encuentran innumerables referencias al comportamiento del tipo de cambio real. Si algún grado de consenso existe al respecto, es que esta variable ha mostrado grados sustanciales de desequilibrio en los años recientes, sosteniendo desde 1986 hasta posiblemente mediados de 1987 importantes niveles de subvaluación.

En general, estos razonamientos parecen provenir de una versión simplista del enfoque monetario de la determinación del tipo de cambio nominal, que atribuye todos los movimientos del tipo de cambio real a factores transitorios.

En abierto contraste con lo anterior, se encuentra la caracterización del tipo de cambio como un camino aleatorio. En este caso, el concepto de tipo de cambio real de equilibrio, como algo distinto del corriente, pierde todo sentido. Los movimientos actuales de esta variable corresponden a cambios permanentes de su nivel de equilibrio.

En los análisis modernos del tipo de cambio real se distingue entre movimientos de largo y corto plazo en un marco de equilibrio general (Edward, 1987). Los primeros corresponden a cambios de las variables fundamentales, tales como el nivel y la composición del gasto público, los términos de intercambio, la riqueza, etc.; en cambio, los movimientos de corto plazo son una mezcla de los cambios de largo plazo y de variaciones puramente transitorias debidas a factores monetarios, inflexibilidades de precios, etc. Un modelo popular en esta línea de razonamientos es el modelo de "so-breajuste" de Dornbusch (1976).

La cuestión relevante que se aborda en este ensayo es distinguir entre movimientos permanentes y transitorios del tipo de cambio real de México en el periodo 1982-1987. A este efecto se utilizará la metodología de descomposición de series de tiempo en dos componentes no observables: el transitorio y el permanente. En principio, resulta difícil atribuir algún sentido teórico a estos conceptos (Huizinga, 1987); sin embargo, en este ensayo se asociarán a los elementos de largo y corto plazo del tipo de cambio real.

En este enfoque los movimientos permanentes del tipo de cambio siguen un camino aleatorio y los transitorios un proceso estocástico estacionario. Si todas las variaciones

observadas fueran permanentes, el tipo de cambio real seguiría un camino aleatorio conforme a la evidencia empírica, y, si fueran puramente transitorios, seguiría un proceso estacionario según el enfoque monetarista de determinación del tipo de cambio nominal. Huizinga (1987) ha aplicado esta metodología a las series de tiempo de los tipos de cambio bilaterales de Estados Unidos. Aunque la evidencia empírica no permite rechazar la hipótesis de caminos aleatorios en estas variables, parecen existir importantes movimientos transitorios en las mismas.

II. METODOLOGÍA

Por definición el poder espectral de cualquier serie de tiempo $Y(t)$ viene dado por $(1/2\pi)$ la siguiente expresión:

$$P_Y(w) = \gamma(0) + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_Y(j) \cos(2j\pi w) \quad (1.1)$$

donde $\gamma_Y(j)$ es la autocovariancia de orden j de la serie $Y(t)$. Dividiendo por la variancia de $Y(t)$ se obtiene de la ecuación (1.1) la densidad espectral de la serie:

$$S(w) = 1 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \theta(j) \cos(2j\pi w) \quad (1.2)$$

en que $\theta(j)$ corresponde a la autocorrelación de orden j de la serie.

El teorema de Wald señala que toda serie de tiempo estacionaria puede representarse como:

$$Y(t) = \epsilon(t) + \alpha_1 \epsilon(t-1) + \alpha_2 \epsilon(t-2) + \dots \quad (2.1)$$

una suma infinita (convergente) de términos actuales y pasados de la variable $\epsilon(t)$ del tipo ruido blanco. Se supone que $Y(t)$ se deriva de la primera diferencia de la serie (no estacionaria) $X(t)$ por lo cual $Y(t) = X(t) - X(t-1)$. En notación compacta la expresión (2.1) puede escribirse como:

$$Y(t) = \theta(L) \epsilon(t) \quad (2.2)$$

donde $\theta(L)$ corresponde al siguiente polinomio: $1 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots$

Beveridge y Nelson sugieren la siguiente descomposición de $X(t)$:

$$X(t) = Z(t) + V(t) \quad (3.1)$$

en esta expresión $Z(t)$ corresponde al componente permanente y, $V(t)$ al transitorio. El componente permanente sigue un camino aleatorio según la siguiente ecuación:

$$Z(t) = Z(t-1) + \theta(1) \epsilon(t) \quad (3.2)$$

Obsérvese que el coeficiente del ruido blanco en la expresión (3.2) es el multiplicador de largo plazo de la serie $Y(t)$.

Una expresión espectral equivalente de la ecuación (2.2) está dada por:

$$P_Y(\omega) = |\theta(\exp[2i\pi\omega])|^2 P_\epsilon(\omega) \quad (4.1)$$

donde i es la unidad imaginaria y $P_\epsilon(\omega) = \sigma_\epsilon^2 \epsilon / 2\pi$ es la densidad espectral del ruido blanco. σ_ϵ^2 es la variancia de $\epsilon(t)$.

De las ecuaciones (2.2) y (4.1) se obtiene para la frecuencia cero ($\omega = 0$):

$$\theta(1) = (S(0)\gamma(0) / \sigma_\epsilon^2)^{1/2} \quad (4.2)$$

que es una expresión alternativa del multiplicador de largo plazo de la serie $Y(t)$. De las ecuaciones (3.2) y (4.2) se determina la siguiente relación para $S(0)$:

$$S(0) = \text{Var}(Z(t) - Z(t-1)) / \gamma(0) \quad (4.3)$$

Que en este caso es la razón de las variancias del componente permanente a la observada en $Y(t)$.

Cuando $X(t)$ sigue un camino aleatorio $S(0)$ será uno. La variancia de $Y(t)$ es igual a la variancia de los cambios permanentes de $X(t)$. En contraste, si $X(t)$ sigue un proceso estacionario $S(0)$ alcanza un valor de cero. En este caso $Y(t)$ es un proceso $MA(1)$ no invertible con los siguientes coeficientes de autocorrelación: $\theta(1) = -0.5$ y $\theta(j) = 0$ para todo j distinto de uno.

Los coeficientes $S(0)$ y $\theta(1)$ son medidas alternativas del grado de persistencia de la serie $X(t)$. Valores de $\theta(1)$ iguales a uno corresponden a caminos aleatorios de la serie y valores de cero a procesos estacionarios. Obsérvese que en estos dos casos extremos los valores de ambos coeficientes coinciden. En los casos intermedios la raíz cuadrada de $S(0)$ es una cota inferior del multiplicador de largo plazo $\theta(1)$. Esto se sigue directamente de lo siguiente: si $R^2 = 1 - \sigma_\epsilon^2 / \gamma(0)$ es la variancia explicada por el modelo (2.2), la ecuación (4.1) puede escribirse como $\theta(1) = (S(0)/(1 - R^2))^{1/2}$ (Campbell y Mankiw, 1987).

Huizinga (1987) relaciona estas medidas de persistencia con la hipótesis de "sobreajuste" del tipo de cambio real. Sus valores intermedios corresponderían a situaciones en las cuales el tipo de cambio real sobrerreaccionaría en sus movimientos de corto plazo a *shocks* y cambios de largo plazo de las variables fundamentales. Buitter (1987) critica esta

asociación. Según él, la hipótesis de "sobreajuste" es, en general, sólo corroborable como restricción estructural de un modelo multicuacional. En favor de esto Buitter presenta el ejemplo de un modelo estructural de "sobreajuste" que genera, desde ciertas hipótesis, una senda aleatoria para los valores de equilibrio del tipo de cambio real. De la discusión de estos autores se concluye que sólo en los casos en que el tipo de cambio real sea independiente de las demás variables macroeconómicas pueden asociarse estas medidas de persistencia a la hipótesis de "sobreajuste".

En la descomposición de $X(t)$ —en este caso el logaritmo del tipo de cambio real— en componentes permanentes y transitorios se siguen los procedimientos recomendados por Huizinga (1987), y Cuddington y Winters (1987). En particular se distinguen dos procedimientos. En el primero, $\theta(1)$ se calcula directamente de la estimación de la ecuación (2.2), y, en el segundo, $\theta(1)$ se calcula a partir del valor de $S(0)$ en la hipótesis de que $\sigma_\epsilon^2 = \gamma(0)$. A los procedimientos corresponden los siguientes pasos:

Procedimiento I

1. Identificación y estimación de un modelo de serie de tiempo para $Y(t)$ (variación del logaritmo del tipo de cambio real).
2. Cálculo de $\epsilon(t)$ de los residuos del modelo estimado.

Procedimiento II

1. Cálculo de $\theta(1)$ a partir del valor de $S(0)$ y la hipótesis $\sigma_\epsilon^2 = \gamma(0)$.
2. Cálculo de $\epsilon(t)$ de la estimación de la ecuación (2.2) en la restricción (II.1).

III. RESULTADOS

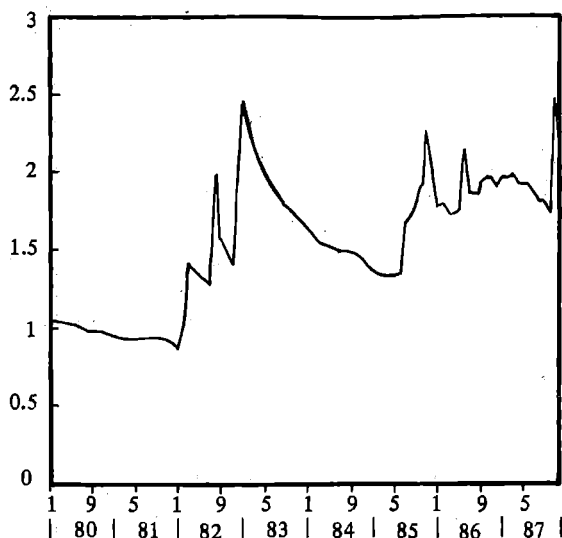
Los resultados que se presentan en esta sección provienen del análisis del tipo de cambio bilateral México-Estados Unidos. Se utiliza la medida usual del poder de paridad de compra (P\$US Tipo de cambio/PMex); la razón de los precios al consumidor norteamericanos a los mexicanos expresados en una misma unidad monetaria. El periodo estudiado abarca desde enero de 1982 hasta diciembre de 1987. Se elige éste con la intención de obtener el mayor número posible de observaciones del tipo de cambio real dentro de una política cambiaria de flotación más o menos limpia del peso.

Este periodo destaca por grandes convulsiones cambiarias, ya sea que se compare con otros periodos históricos de México o con la experiencia de otros países. A partir de 1982 el tipo de cambio real se ha devaluado en aproximadamente 40 y 46% en relación con 1978, un año frecuentemente citado como de equilibrio de esta variable. Igualmente, estas variaciones en el nivel del tipo de cambio real han ido acompañadas de gran volatilidad. Estos movimientos se aprecian en las Gráficas 1 y 2. Una importante cuestión, abierta a discusión,

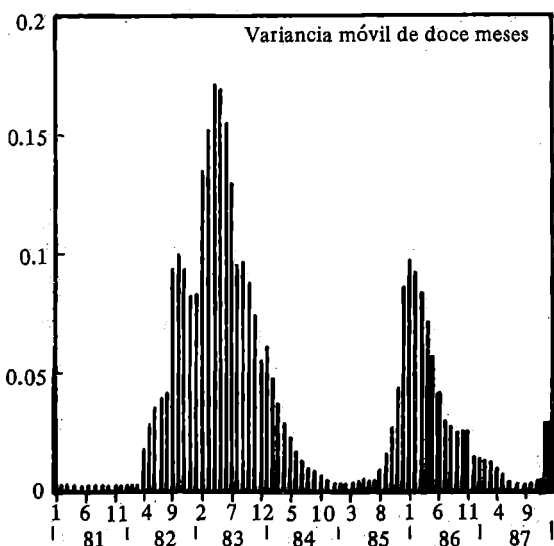
es distinguir en estas variaciones los porcentajes atribuibles a movimientos de largo plazo del tipo de cambio real de los cambios transitorios.

GRÁFICA 1. Tipo de cambio real

(1980 = 1.00)



GRÁFICA 2. Variancia móvil del tipo de cambio real



Si el tipo de cambio siguiera un camino aleatorio todos estos movimientos serían atribuibles a movimientos de largo plazo de las variables fundamentales. Si correspondieran a cambios transitorios cabría esperar su reversión futura. Basados en este último supuesto son populares las medidas de sobre o subvaluación del tipo de cambio real. En México, generalmente, se supone que en 1978 hubo equilibrio del

tipo de cambio real. Si este nivel se compara con los niveles promedio de los tipos de cambio real de los años 1982 hasta 1987 se obtienen los niveles de subvaluación que aparecen en el Cuadro 1. Según estas medidas el tipo de cambio real ha mantenido niveles sustanciales de subvaluación en todo este periodo. Resulta difícil entender las razones de las importantes devaluaciones del tipo de cambio nominal y real de 1985, 1986 y 1987 en presencia de tales niveles de subvaluación.

CUADRO 1. Subvaluación del peso

Años	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Sub	18.47	66.44	27.54	36.95	57.63	63.90

En las Gráficas 3 y 4 se presentan la función de autocorrelación y el estimador espectral de $S(0)$ para el logaritmo del tipo de cambio real. $S(0)$ converge casi monótonicamente a su valor asintótico como consecuencia de un patrón de autocorrelaciones negativas bien definido. $S(0)$ alcanza un valor de 0.25 para datos del periodo 1983-1987 y un valor de 0.34 cuando se agrega el año 1982.

El Cuadro 2 presenta los resultados de contrastar la siguiente hipótesis nula: $H_0 S(0) = 1$. Como es frecuente en esta clase de análisis, la ausencia de muestras relativamente grandes limita el poder de las pruebas, en ambos casos sólo se dispuso de cuatro grados de libertad. En ninguno de los casos puede estadísticamente rechazarse la hipótesis nula.

CUADRO 2. Intervalo de confianza para $S(0)$

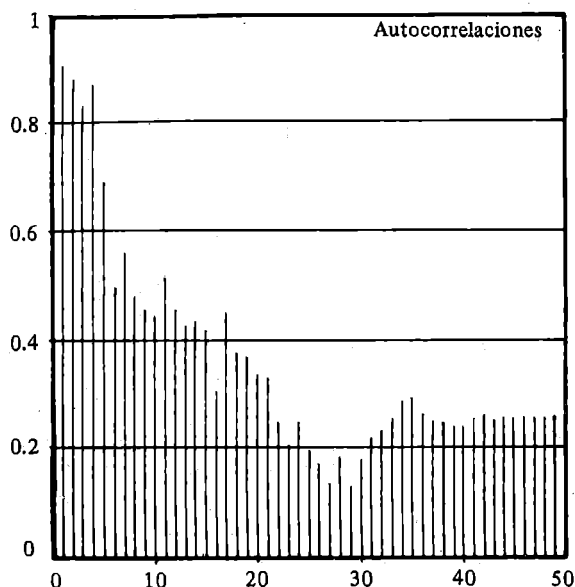
Estimador	(95% de confianza) ^a		
	Grados de libertad	Límite superior	Límite inferior
0.26	4	2.066	0.090
0.34	4	2.810	0.122

^a Para la derivación de las propiedades estadísticas de este estimador, véase Jenkins y Watts (1968).

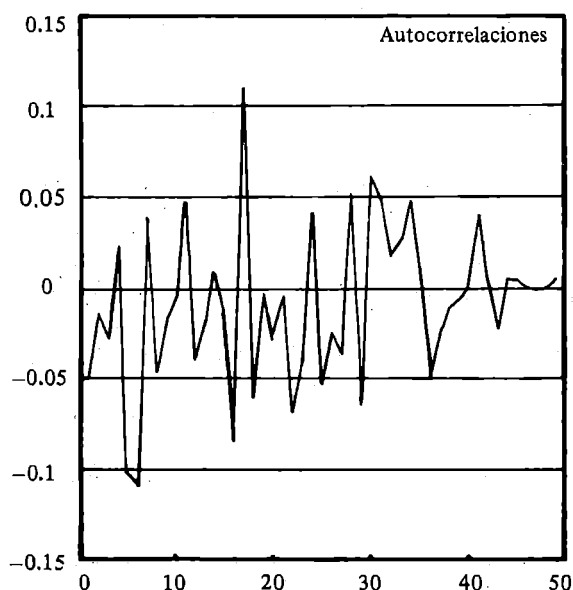
No obstante la ausencia de significación estadística, los valores de $S(0)$ sugieren que sólo entre 26 y 34% de las variaciones del tipo de cambio real son atribuibles a movimientos de largo plazo. Según estos resultados, parecería que el tipo de cambio real ha mostrado "excesiva" variabilidad en relación con la requerida por la variabilidad de los fundamentos.

Un valor de aproximadamente 26% en $S(0)$ implica con la hipótesis $\sigma^2 = \tau(0)$ un valor de alrededor de 50% para el multiplicador de largo plazo $\theta(1)$. Por estimación directa de la ecuación (2.2) se obtuvo para $\theta(1)$ un valor de aproximadamente 70%. Esto implica que entre 50 y 30% de los cambios de corto plazo del tipo de cambio real se revierten en el futuro. Con las reservas señaladas en la segunda sección, estos valores podrían interpretarse como evidencia en favor de la hipótesis de "sobreajuste".

GRÁFICA 3. *Estimador de S(0)*



GRÁFICA 4. *Autocorrelaciones de (1-L) Ln [E(t)]*



Con base en la metodología de la sección anterior, el logaritmo del tipo de cambio real se descompuso en sus ele-

mentos permanentes y transitorios.* Los resultados de estos cálculos aparecen en el Apéndice. Las Gráficas 5 y 6 presentan la evolución del tipo de cambio real, así como de sus componentes permanentes y transitorios.

IV. CONCLUSIONES

Como conclusiones de este ensayo cabría destacar las siguientes:

1. Con la hipótesis mantenida de que los movimientos fundamentales del tipo de cambio real han seguido un camino aleatorio, se estimó que sólo entre 50 y 70% de las variaciones del tipo de cambio real corresponden a movimientos de largo plazo. Así que entre 50 y 30% de sus variaciones se revierten en el futuro.

2. Los valores calculados para el componente transitorio del tipo de cambio real, que podrían ser interpretados como medidas del grado de sub o sobrevaluación de esta variable, son congruentes con los eventos de crisis cambiarias que se generaron en 1982, 1985, 1986 y 1987.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Beveridge, S., y C. Nelson (1981), "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to the measurement of the 'business cycle'", *Journal of Monetary Economics*, núm. 7, pp. 151-174.
- Buiter (1987), "An empirical investigation of the long run behavior of the real exchange rates". Comen on the Huizinga, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, núm. 27, pp. 215-224.
- Campbell, J., y G. Mankiw (1987), "Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations", *The American Economic Review*, vol. 77, núm. 2, pp. 111-117, mayo.
- Cuddington, J., y A. Winter (1987), "The Beveridge-Nelson decomposition of economic time series: A quick computational method", *Journal of Monetary Economics*, núm. 19, pp. 125-127.
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and exchange rate dynamics", *Journal of Political economy*, núm. 84, pp. 1161-1176.
- Huizinga, J. (1987), "An empirical investigation of the long-run behavior of the real exchange rates", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, núm. 27, pp. 149-214.
- Jenkins, G., y D. G. Watts (1968), *Spectral analysis and its applications*, Holden-Day.

* La media del componente transitorio se asume cero.

APÉNDICE

CUADRO 3. Tipos de cambio corrientes y permanentes

(1980 = 1.0)

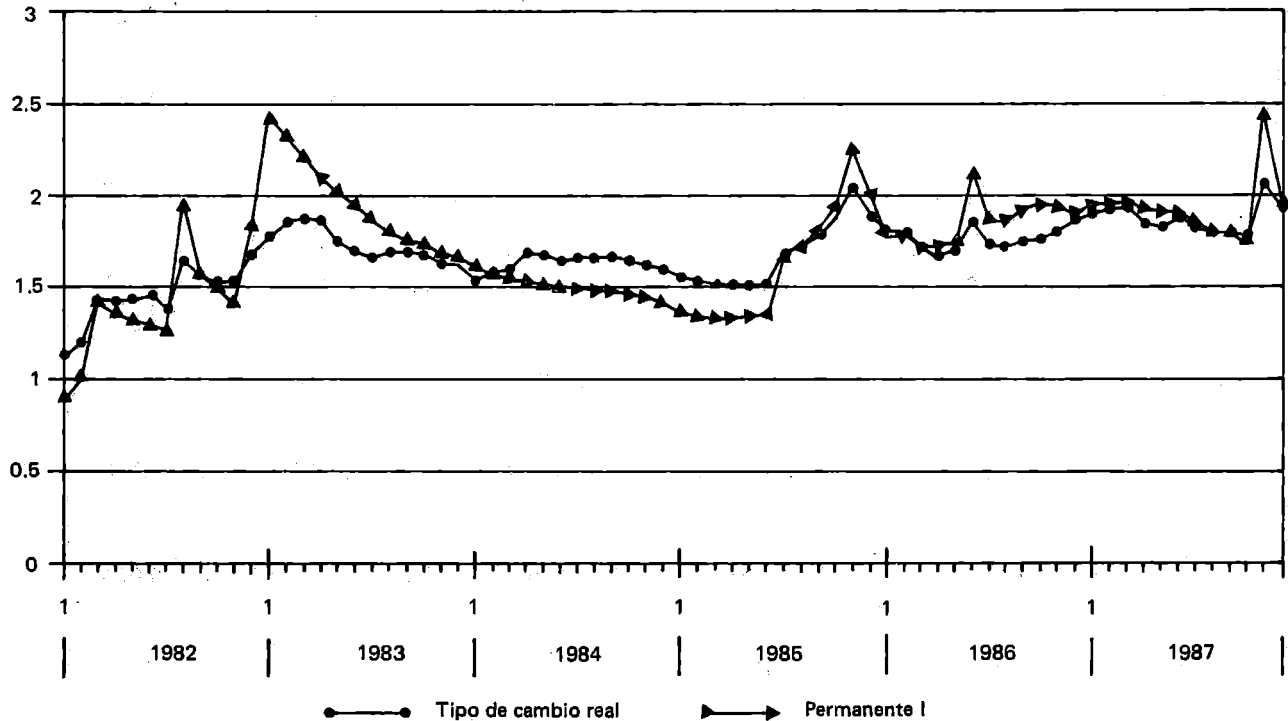
<i>Año</i>		<i>Tipo de cambio real</i>	<i>Permanente I</i>	<i>Transitorio I</i>	<i>Permanente II</i>	<i>Transitorio II</i>
1982	1	0.880	1.125	-0.245	0.971	-0.091
	2	1.010	1.201	-0.191	1.033	-0.023
	3	1.402	1.425	-0.023	1.226	0.176
	4	1.355	1.426	-0.071	1.234	0.121
	5	1.319	1.428	-0.119	1.245	0.074
	6	1.297	1.451	-0.154	1.272	0.025
	7	1.263	1.379	-0.116	1.218	0.045
	8	1.965	1.644	0.321	1.459	0.506
	9	1.562	1.567	-0.005	1.403	0.189
	10	1.489	1.523	-0.034	1.375	0.114
	11	1.415	1.533	-0.118	1.393	0.022
	12	1.826	1.683	0.143	1.540	0.286
1983	1	2.444	1.766	0.678	1.634	0.810
	2	2.321	1.848	0.473	1.732	0.389
	3	2.215	1.876	0.339	1.783	0.432
	4	2.098	1.866	0.232	1.799	0.299
	5	2.022	1.753	0.269	1.712	0.310
	6	1.954	1.699	0.255	1.677	0.277
	7	1.866	1.664	0.202	1.662	0.204
	8	1.802	1.696	0.106	1.711	0.091
	9	1.759	1.692	0.067	1.723	0.036
	10	1.741	1.677	0.064	1.726	0.015
	11	1.691	1.627	0.064	1.686	0.005
	12	1.665	1.621	0.044	1.688	-0.023
1984	1	1.614	1.542	0.073	1.612	0.002
	2	1.572	1.586	-0.014	1.661	-0.089
	3	1.551	1.605	-0.054	1.683	-0.132
	4	1.528	1.694	-0.166	1.782	-0.254
	5	1.517	1.674	-0.157	1.759	-0.242
	6	1.502	1.645	-0.143	1.733	-0.231
	7	1.490	1.660	-0.170	1.751	-0.261
	8	1.487	1.659	-0.172	1.756	-0.269
	9	1.480	1.661	-0.181	1.754	-0.274
	10	1.463	1.640	-0.177	1.718	-0.255
	11	1.443	1.617	-0.174	1.681	-0.238
	12	1.415	1.597	-0.182	1.649	-0.234
1985	1	1.353	1.553	-0.200	1.593	-0.240
	2	1.335	1.530	-0.195	1.559	-0.224
	3	1.324	1.512	-0.188	1.531	-0.207
	4	1.326	1.504	-0.178	1.514	-0.188
	5	1.337	1.505	-0.168	1.506	-0.169
	6	1.344	1.513	-0.169	1.508	-0.164
	7	1.671	1.681	-0.010	1.668	0.003
	8	1.717	1.726	-0.009	1.713	0.004
	9	1.808	1.779	0.029	1.768	0.040
	10	1.933	1.876	0.057	1.870	0.063
	11	2.244	2.036	0.208	2.039	0.205
	12	2.003	1.889	0.114	1.907	0.096
1986	1	1.776	1.802	-0.026	1.827	-0.051
	2	1.786	1.795	-0.009	1.825	-0.039
	3	1.721	1.720	0.001	1.752	-0.031
	4	1.723	1.661	0.062	1.693	0.030
	5	1.746	1.704	0.042	1.735	0.011

CUADRO 3. (Conclusión)

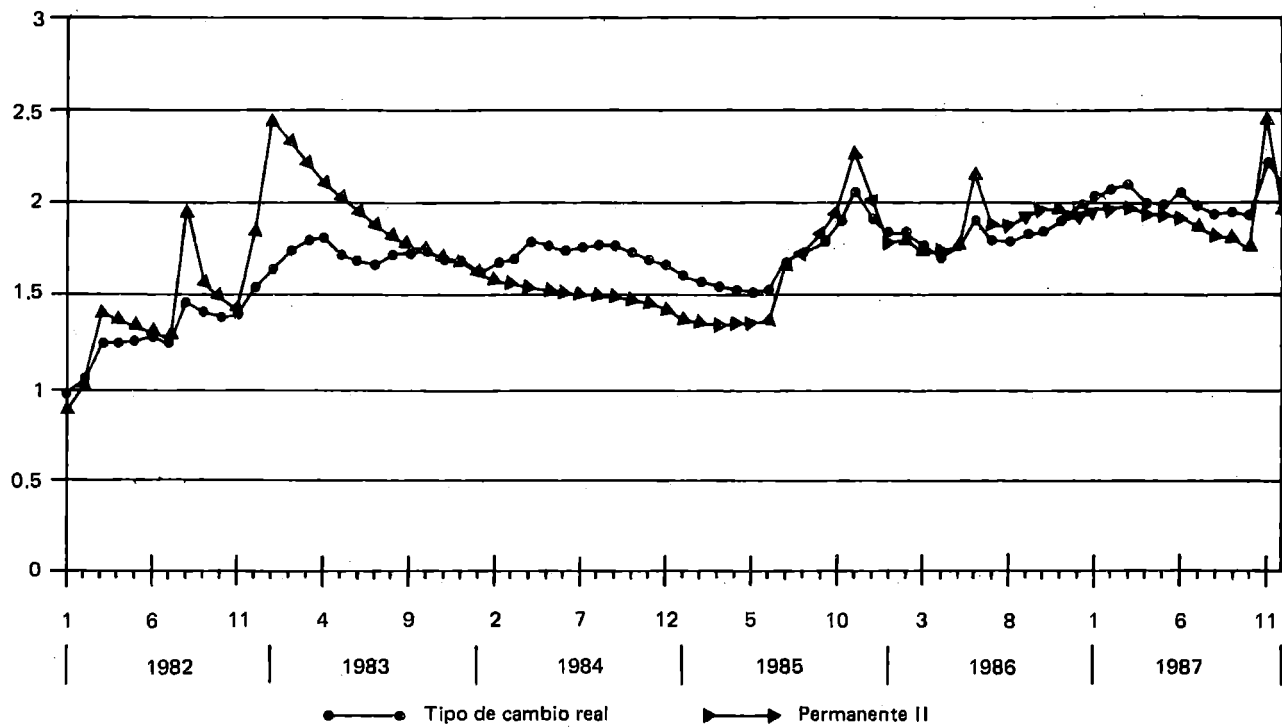
(1980 = 1.0)

Año	Tipo de cambio real	Permanente I	Transitorio I	Permanente II	Transitorio II	
	6	2.139	1.850	0.288	1.885	0.254
	7	1.861	1.737	0.124	1.779	0.082
	8	1.857	1.724	0.133	1.771	0.086
	9	1.920	1.754	0.166	1.810	0.110
	10	1.951	1.762	0.189	1.828	0.123
	11	1.943	1.803	0.140	1.881	0.062
	12	1.898	1.863	0.035	1.956	-0.058
1987	1	1.948	1.897	0.051	2.005	-0.057
	2	1.952	1.925	0.027	2.050	-0.098
	3	1.968	1.933	0.035	2.075	-0.107
	4	1.925	1.847	0.078	1.992	-0.067
	5	1.918	1.833	0.085	1.980	-0.062
	6	1.911	1.881	0.030	2.031	-0.120
	7	1.858	1.821	0.037	1.966	-0.108
	8	1.804	1.790	0.014	1.924	-0.120
	9	1.797	1.807	-0.010	1.935	-0.138
	10	1.735	1.783	-0.048	1.911	-0.176
	11	2.455	2.058	0.397	2.207	0.248
	12	1.936	1.914	0.022	2.062	-0.126

GRÁFICA 5. Tipos de cambio real: actual y permanente I



GRÁFICA 6. *Tipos de cambio:
actual y permanente II*



México, D. F., 1988