



ENSAYOS

sobre política económica

¿Qué tan grande es el desequilibrio cambiario en Colombia?

Santiago Herrera A.

Revista ESPE, No. 20, Art. 05, Diciembre de 1991

Páginas 145-174



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

¿Qué tan grande es el desequilibrio cambiario en Colombia?

Santiago Herrera A.*

Resumen

Para responder el interrogante planteado en el título del trabajo se descompusieron las series de acumulación de reservas internacionales y de la tasa de cambio real efectiva en sus partes cíclica y de largo plazo, y se interpretó el segundo componente como el de equilibrio. Al comparar los datos efectivamente observados con sus respectivos niveles de equilibrio, se obtuvo que en 1990 y 1991 se presenta una acumulación excesiva de reservas en montos equivalentes al 1.0% y 4% del PIB, respectivamente. Igualmente se detectó una tendencia a la subvaluación del peso en los últimos cinco años, que registró niveles especialmente importantes en 1989 y 1990; para finales de 1990 se estimó una subvaluación del orden del 15%. Se muestra cómo en Colombia, históricamente, las épocas de subvaluación del peso coinciden con etapas de aceleración en la tasa de crecimiento del dinero y del ritmo inflacionario. Con base en datos anuales para el período 1955-1990 se estimó un modelo de vectores autorregresivos con el cual se verifica que el desajuste de la tasa de cambio real en relación con su nivel de equilibrio explica buena parte del crecimiento monetario y de la inflación cuando se considera un horizonte de tiempo suficientemente amplio.

* Las opiniones aquí expresadas son de responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen a la entidad para la cual trabaja. Se agradecen los comentarios de A. Carrasquilla, S. Fainboim, J. M. Julio, H. Mora, R. Steiner y de los participantes en el Seminario del Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de la República en junio. Igualmente se agradece la colaboración de Juan M. Quintero y Nadine Watson en diferentes etapas del trabajo.

I Introducción

Los diagnósticos más recientes de las causas de la inflación señalan la excesiva acumulación de las reservas internacionales experimentada en 1990 y 1991 como uno de los elementos primordiales que explican la aceleración del ritmo de aumento de los precios. Estos análisis apuntan implícita cuando no explícitamente, a que la subvaluación del peso puede ser el origen del problema inflacionario. Los conceptos de "subvaluación del tipo de cambio real", y de "excesiva acumulación de reservas" necesariamente hacen alusión a algún parámetro contra el cual se comparan los datos observados. Este patrón de referencia, que se interpreta generalmente como el nivel "normal", o "esperado", o "de equilibrio" de las series, tiende a omitirse en las discusiones, y no se hace explícito en los trabajos sobre el tema. La razón de tal fenómeno puede radicar en que estos niveles "de equilibrio" de las variables no son directamente observables por el investigador, y su estimación implica algún grado de dificultad práctica y por lo tanto, de aridez desde un punto de vista no académico.

El objetivo de este trabajo es examinar las hipótesis de "acumulación excesiva de reservas internacionales" y de "subvaluación del peso". Para estimar los valores "de equilibrio" de las respectivas series se siguió la sugerencia de Ahking y Miller (1987) de descomponer las variables en sus partes secular y cíclica utilizando la metodología de Beveridge y Nelson (1981), e interpretar el componente permanente como el de equilibrio.

En este orden de ideas, el trabajo se divide en cuatro partes. En la primera se examina la hipótesis de acumulación excesiva de reservas internacionales, mientras en la segunda sección se estudia la conjetura de subvaluación del tipo de cambio real; la tercera parte analiza la consistencia de los resultados de las dos secciones anteriores y en la cuarta y última se resumen las conclusiones.

II Acumulación excesiva de reservas internacionales

El Gráfico 1 presenta la trayectoria de la acumulación de reservas (como % del PIB) durante el período 1955-1991. Esta sección se centrará en el análisis de dicha serie, siendo el objetivo principal la determinación de un nivel que se considere "normal", o "de equilibrio", hacia el cual tienda la serie observada. Con respecto a este nivel se juzgará si la acumulación efectivamente registrada es o no excesiva.

Para caracterizar este equilibrio, es preciso comenzar por analizar si la serie es o no estacionaria. Si ésta resulta estacionaria, su media puede considerarse como el eje alrededor del cual evoluciona la serie observada. Si la serie no es estacionaria, y tiene una raíz unitaria, puede descomponerse ésta en dos partes, una permanente y otra cíclica, empleando la metodología de Beveridge y Nelson (1981), e interpretar el primer componente como el de equilibrio. Es decir, la serie original debe tener una raíz unitaria; además, puesto que las primeras diferencias deben ser una serie estacionaria, es necesario rechazar la hipótesis de existencia de una raíz en la serie diferenciada; es decir, es preciso rechazar la hipótesis de una doble raíz unitaria en la serie original.

Para realizar el análisis de raíz unitaria se utilizará la prueba Ampliada de Dickey-Fuller (ADF) que es la más robusta ante posibles errores de especificación (Schwert, 1987, 1989). Dicha prueba consiste en correr la regresión:

$$(1) \text{DRES}(t) = a + bT + c\text{RES}(t-1) + \text{DRES}(\text{varios rezagos})$$

donde:

- DRES(t) = Cambio en Reservas Internacionales en el período t
- a = Constante de Regresión
- T = Tendencia Temporal
- RES(t-1) = Reservas Internacionales en el período t-1

Se rechaza la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria si el coeficiente c es significativamente diferente de cero. Dickey y Fuller (1981) mostraron que las distribuciones de estos estadísticos no son estándar, por lo cual debe examinarse la significancia de los parámetros estimados con base en tablas tabuladas por ellos mismos; el Cuadro 1 resume los resultados de los estadísticos "t" obtenidos, y el valor crítico de dicho estadístico (Fuller, 1976). Puesto que en dos de los casos el estadístico obtenido (en valor absoluto) supera el valor crítico, mientras que en los otros dos sucede lo contrario, no se puede rechazar unánimemente la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en la serie de acumulación de reservas internacionales. Es decir, la serie podría o no ser estacionaria. Por el momento, supondremos que la serie tiene una raíz (resultados con los rezagos de orden 3 y 4).

El Cuadro 2 resume los resultados de la prueba para la existencia de una doble raíz unitaria, es decir, para la existencia de una raíz en la serie original diferenciada. Puesto que el coeficiente c en este caso es significativamente diferente de cero, se rechaza la hipótesis de existencia de una raíz en la serie diferenciada.

CUADRO 1
Prueba para la existencia de una raíz unitaria
en la acumulación de reservas

No. de rezagos	Estadístico "t" de la regresión (1)			Valor crítico (5%)
	a	b	c	
1	3.41	1.03	-3.55	3.50
2	3.80	1.20	-3.91	3.50
3	2.75	1.12	-2.83	3.50
4	2.44	1.10	-2.83	3.50

A partir del modelo ARIMA estimado para los cambios en las reservas internacionales (Anexo 1) se construyó la función de ganancia de la serie, siguiendo la metodología de Cuddington y Winters (1987), y con base en ésta se dedujeron las variaciones en el componente permanente. Se observa que (Cuadro 3 y Gráfico 1) el nivel permanente de la serie fluctúa muy poco, y casi que es constante, mientras que los cambios transitorios son los predominantes. Estos resultados se esperaban puesto que la serie original era casi estacionaria. Así, el nivel permanente de la serie se ubica alrededor de .50 casi siempre, que es un valor muy cercano al promedio de la serie para todo el período 1950-1991.

CUADRO 2
Prueba para la existencia de una doble raíz unitaria
en la acumulación de reservas

No. de rezagos	Estadístico "t" de la regresión (1)			Valor crítico (5%)
	a	b	c	
1	.17	-.09	-4.65	3.50
2	.15	-.08	-5.49	3.50
3	.09	.00	-4.42	3.50
4	.09	.00	-3.84	3.50

CUADRO 3

Acumulación de reservas y cuenta corriente de la Balanza de Pagos

(Como % del PIB)

Obs	(1) DRESGDP	(2) RESPER	(3) RESTR	(4) CAGDP
1954	0.000000	0.520000	-0.300000	-0.227300
1955	-1.600000	0.496036	-2.096036	-2.453000
1956	-0.600000	0.498606	-1.098606	-0.830000
1957	3.000000	0.516037	2.483963	0.250000
1958	0.100000	0.515268	-0.415268	1.088000
1959	1.300000	0.533983	0.766017	1.607000
1960	-5.000000	0.509681	-5.509681	-1.118000
1961	-2.200000	0.505527	-2.705527	-2.988000
1962	-1.000000	0.513635	-1.513635	-2.225000
1963	0.700000	0.512760	0.187240	-2.995600
1964	-0.200000	0.497158	-0.697158	-2.957000
1965	1.000000	0.503912	0.496088	-0.463800
1966	-0.900000	0.500453	-1.400453	-4.659700
1967	1.000000	0.490900	0.509100	-0.879900
1968	1.200000	0.496297	0.703703	-2.859000
1969	0.900000	0.505621	0.394379	-2.960000
1970	0.800000	0.508115	0.291885	-3.880000
1971	0.200000	0.520454	-0.320454	-6.140000
1972	2.000000	0.510274	1.489727	-1.950000
1973	1.600000	0.504494	1.095506	0.041000
1974	-0.700000	0.496640	-1.196640	-2.605000
1975	0.900000	0.508617	0.391383	0.074100
1976	4.000000	0.510409	3.489591	1.465000
1977	3.400000	0.509178	2.890822	2.850000
1978	2.800000	0.506519	2.293481	2.160000
1979	5.100000	0.513443	4.586557	1.620000
1980	3.900000	0.512157	3.387843	0.510000
1981	0.600000	0.502477	0.097523	-3.710000
1982	-1.900000	0.491336	-2.391336	-5.410000
1983	-4.700000	0.474479	-5.174479	-5.220000
1984	-3.300000	0.475236	-3.775236	-7.600000
1985	0.800000	0.493355	0.306645	-4.990000
1986	4.000000	0.494394	3.505606	1.300000
1987	-0.100000	0.488065	-0.588066	-0.100000
1988	0.900000	0.504193	0.395807	-0.600000
1989	0.100000	0.503540	-0.403540	-0.500000
1990	1.600000	0.503080	1.096920	1.100000
1991	4.500000	0.524367	3.975633	3.400000

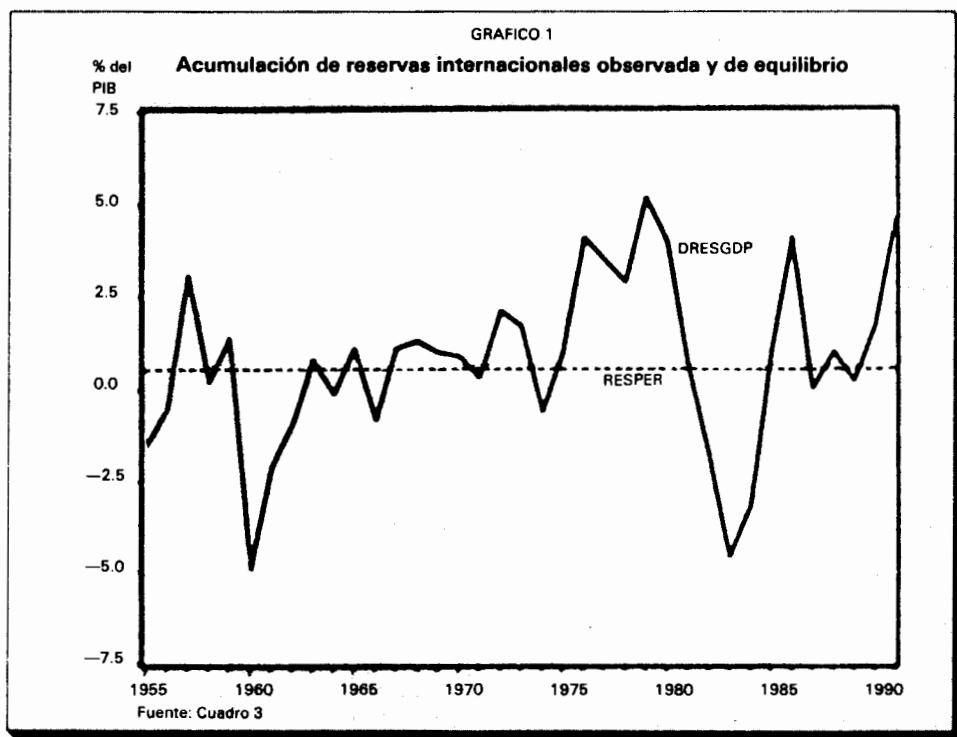
(1) Cambio de reservas multiplicado por la tasa de cambio promedio.

(2) Calculado con base en el modelo del Anexo 1. Las variaciones permanentes de allí deducidas se aplican al nivel inicial escogido, .52 que corresponde al promedio de la serie original en el período 1950-1991.

(3) (1) - (2)

(4) Cuenta corriente de la Balanza de Pagos (como % del PIB).

Fuente: Banco Mundial y Banco de la República.



De acuerdo con los resultados obtenidos, en 1990 y 1991 se presentó una acumulación excesiva de reservas del orden de 1% y 4% del PIB¹.

III El tipo de cambio real de largo plazo

A. El tipo de cambio permanente como el de equilibrio

Esta sección, al igual que la anterior, comienza por efectuar las pruebas de existencia de una o dos raíces unitarias en la serie del tipo de cambio real efectivo. Los Cuadros 4 y 5 resumen los resultados; en el primero, se ve que no se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz en la serie del tipo de cambio real, mientras que el segundo señala que se puede rechazar para la serie diferenciada únicamente cuando se incluyen hasta dos rezagos en la regresión.

¹ Debe recordarse que el término excesivo se dedujo del nivel de equilibrio aquí utilizado, que es una definición muy limitada. En particular, no se utilizó ningún modelo para determinar el nivel óptimo de reservas internacionales que considerara las necesidades de liquidez del país, ni el costo de oportunidad de la acumulación de divisas. Sobre este tema los trabajos existentes en Colombia son escasos (Gómez y Viña, 1990).

CUADRO 4

**Prueba de existencia de una raíz unitaria
en el tipo de cambio real efectivo**

No. de rezagos	Estadístico "t" de la regresión (1)			Valor crítico (5%)
	a	b	c	
1	1.66	3.02	-2.56	3.50
2	1.61	3.08	-2.54	3.50
3	1.76	2.87	-2.50	3.50
4	1.91	2.76	-2.51	3.50

Así, con base en el modelo ARIMA (Anexo 2) para el tipo de cambio real, se descompuso la serie en sus partes cíclica y permanente (Cuadro 6 y Gráfico 2). Interpretando el componente permanente como el de equilibrio, se puede diseñar un indicador de desequilibrio cambiario con base en la relación entre la tasa observada y la construida². Si este cociente es mayor que uno, el peso estará subvaluado, y viceversa cuando sea menor que la unidad. En términos generales se observa que el peso estuvo subvaluado en el período 1972-1976, sobrevaluado entre 1977 y 1985, y ha vuelto a estar subvaluado crecientemente desde 1986 (Cuadro 6). Los datos obtenidos indican que, para finales de 1990, la tasa de cambio real efectiva estaba subvaluada en cerca de un 15%.

B. Tipo de cambio de paridad del poder adquisitivo del peso

Un enfoque complementario para examinar el grado de desequilibrio en la tasa de cambio, consiste en comparar el tipo de cambio observado con el que hubiera mantenido la paridad en el poder adquisitivo del peso contra otras monedas. La validez de la teoría de paridad en el poder adquisitivo (PPA) de las monedas ha sido cuestionada desde hace mucho tiempo (Dornbusch, 1989) pero, actualmente, el debate ha demostrado que si bien en el corto plazo dicha teoría es de poca utilidad, en horizontes temporales amplios la evidencia no permite rechazar sus hipótesis principales (Abuaf y Jorion, 1990; Manzur, 1990).

² Debe recordarse que la noción de equilibrio aquí utilizada se refiere más a un concepto del valor de largo plazo, dada una trayectoria histórica de la serie que está determinada por características estructurales de la economía. En este sentido es un concepto restringido de equilibrio, y no es el objetivo de este trabajo explicar cuáles son los determinantes de esta variable.

La construcción de la tasa PPA requiere un estimativo inicial de la tasa de cambio real (bilateral) de equilibrio, nivel a partir del cual inicia la trayectoria la tasa PPA de acuerdo con la inflación doméstica y la del país en cuestión. Puesto que los resultados pueden ser muy sensibles al período base seleccionado, normalmente se recomienda no considerar un solo período sino un promedio de varios para la construcción de la base. Adicionalmente, puesto que la tasa de cambio real de equilibrio depende de factores que cambian a través del tiempo, ésta también debe fluctuar. Por estas razones, el tamaño de la muestra para el cálculo de la base no debe ser tan amplio que incorpore factores irrelevantes o ruido en el ejercicio. En el presente trabajo se consideró el promedio de las variables en el período 1985-1991 como el punto inicial de equilibrio ³.

CUADRO 5

Prueba de existencia de una doble raíz unitaria
en el tipo de cambio real efectivo

No. de rezagos	Estadístico "t" de la regresión (1)			Valor crítico (5%)
	a	b	c	
1	-1.02	1.65	-4.29	3.50
2	-0.73	1.35	-3.50	3.50
3	-0.55	1.16	-3.10	3.50
4	-0.26	0.84	-2.21	3.50

El poder adquisitivo del peso se comparó con el de nueve monedas: el dólar americano, el marco alemán, el yen japonés, el franco francés, el won coreano, el peso chileno, el bolívar venezolano, el peso mexicano y el dólar de Singapur. Los principales resultados se resumen en los Gráficos 3-6 y se relega al Anexo 3 los otros casos, que dan resultados muy similares. En términos generales, se obtiene que el peso estuvo sobrevaluado hasta 1986, pues la tasa de paridad requería que se dieran más pesos por cada dólar. En el período 1987-1988 hay un relativo equilibrio entre la tasa observada y la de paridad y a partir de 1989 se registra una etapa de subvaluación del peso.

³ Este subperíodo, si bien es uno en el cual el peso estuvo casi que constantemente subvaluado, de acuerdo con los resultados de la sección anterior, presenta la ventaja de que es el más cercano al período de análisis. Para lograr que el período base tuviera un indicador de desequilibrio igual a uno, en promedio, hubiera sido necesario incorporar en la base información desde comienzos de la década pasada, lo cual se consideró que era un período muy remoto.

CUADRO 6

Tasa de cambio real efectiva de equilibrio

Obs	(1) TCREF	(2) TCRPER	(3) DESTCR
1955	40.56000	80.00000	0.560478
1956	46.13000	81.68457	0.564733
1957	59.67000	85.86382	0.694938
1958	76.33000	88.03596	0.867032
1959	71.75000	83.56866	0.858575
1960	72.54000	81.86665	0.886075
1961	69.09000	80.72716	0.855846
1962	70.12000	79.01762	0.887397
1963	71.78000	81.85667	0.876899
1964	62.36000	80.94623	0.770388
1965	67.67000	87.61539	0.772353
1966	77.36000	87.68510	0.882248
1967	79.24000	88.41812	0.896196
1968	87.85000	94.21319	0.932460
1969	89.08000	96.96642	0.918669
1970	93.98000	100.1757	0.938152
1971	97.60000	96.71895	1.009109
1972	101.2100	96.04026	1.053829
1973	99.72000	91.93477	1.084682
1974	97.79000	88.99715	1.098799
1975	100.0000	92.73500	1.078341
1976	98.74000	91.30331	1.081450
1977	85.34000	90.34501	0.944601
1978	85.47000	94.47301	0.904703
1979	84.82000	95.30280	0.890005
1980	82.23000	98.29142	0.836594
1981	76.00000	97.25469	0.781453
1982	71.32000	98.45460	0.724395
1983	72.95000	97.45837	0.748525
1984	77.40724	99.55811	0.777508
1985	102.4098	110.2088	0.929234
1986	115.0984	107.4843	1.070839
1987	115.9156	108.4821	1.068523
1988	114.9187	106.5306	1.078739
1989	121.8023	108.9710	1.117749
1990	132.3000	115.4418	1.146032

(1) TCREF = Tasa de cambio real efectiva (1975 = 100). Fuente: 1959-1983 Ocampo (1989), 1984-1990 Herrera y Alonso (1990).

(2) TCRPER = Tasa de cambio real permanente. Cálculos efectuados con base en el Anexo 2. Como punto inicial de la serie se tomó el valor promedio de la Tasa de cambio real efectiva para el período 1950-1990.

(3) DESTCR = Desequilibrio en la Tasa de cambio real = (1)/(2).

GRAFICO 2

Tasa de cambio real efectiva observada y permanente

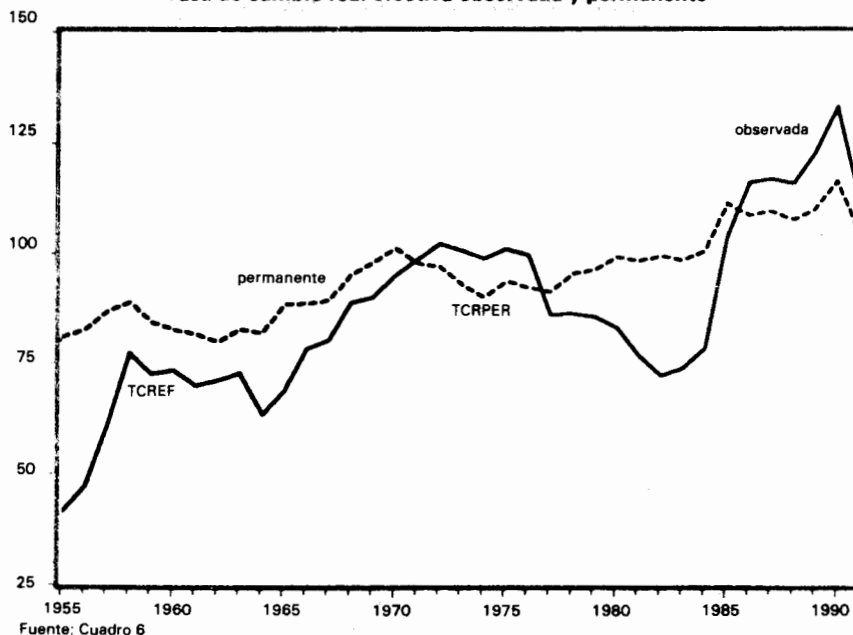
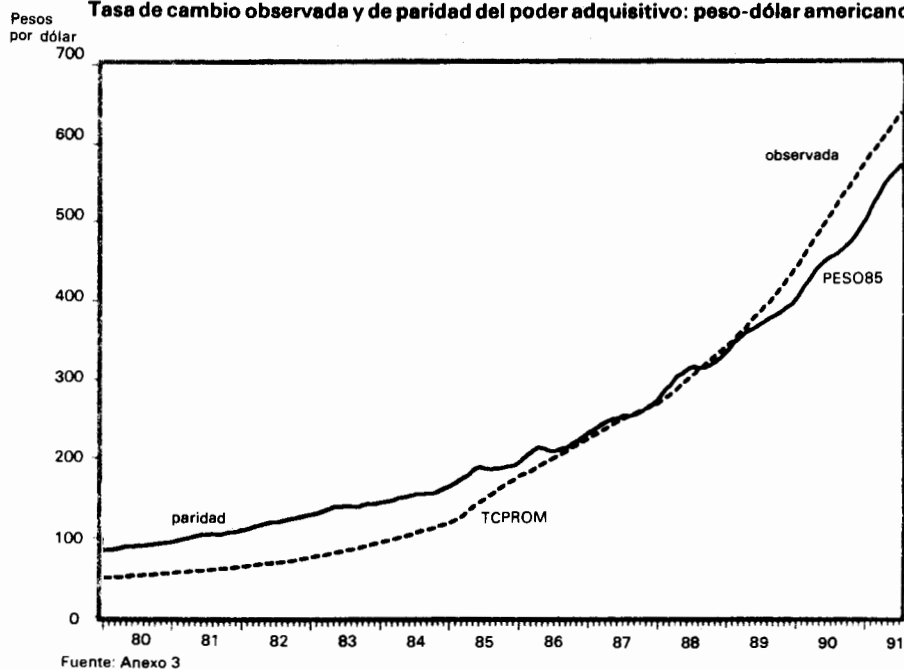


GRAFICO 3

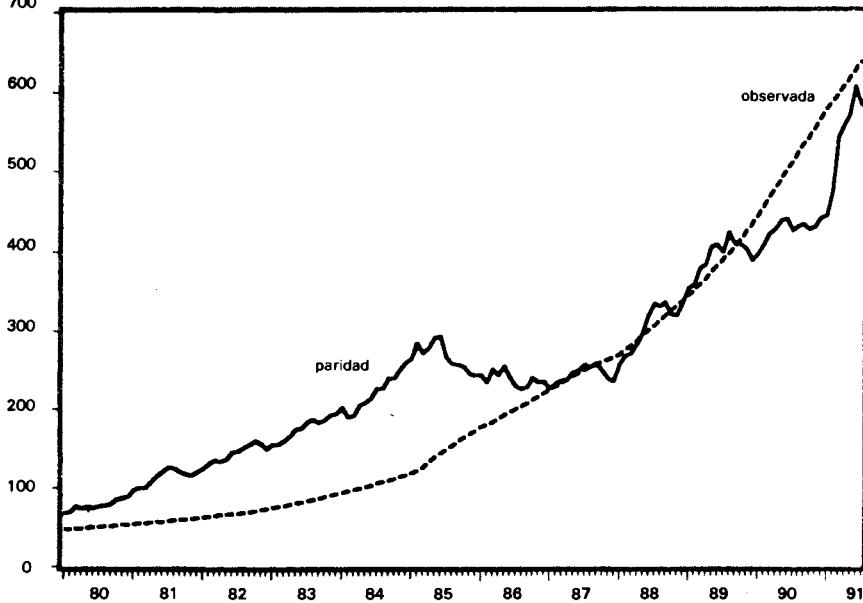
Tasa de cambio observada y de paridad del poder adquisitivo: peso-dólar americano



Pesos
por
dólar
700

GRAFICO 4

Tasa de cambio observada y de paridad del poder adquisitivo: peso-marco alemán

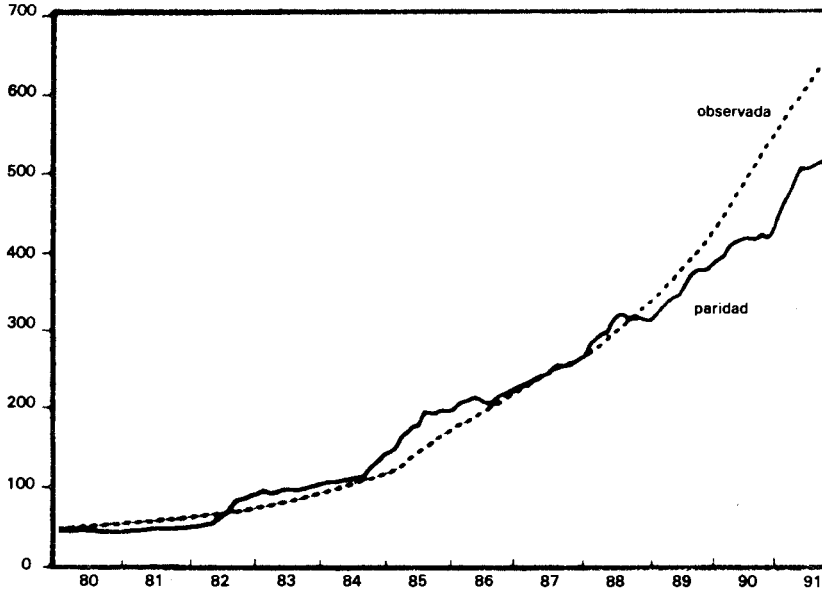


Nota: La tasa peso/marco se convirtió a peso/dólar para facilitar comparaciones

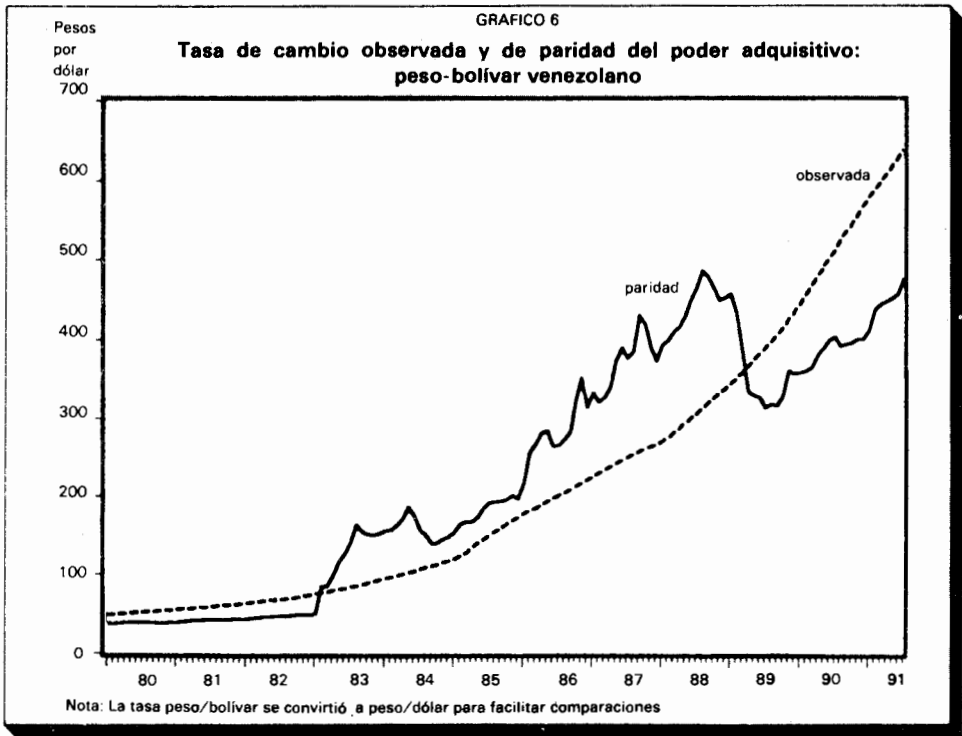
Pesos
por
dólar
700

GRAFICO 5

Tasa de cambio observada y de paridad del poder adquisitivo: peso-peso chileno



Nota: La tasa peso/peso chileno se convirtió a peso/dólar para facilitar comparaciones



Tres puntos específicos desean resaltarse: primero, la tasa de cambio que hubiera mantenido el poder adquisitivo del peso frente a las monedas de los países más industrializados se situaba en julio de este año entre \$ 570 y \$ 580 por dólar ⁴. Segundo, el grado de subvaluación era mayor en referencia con los países asiáticos, ya que la tasa de paridad se ubicaba alrededor de \$ 530 por dólar a principios de este año. Y, finalmente, en relación con los países latinoamericanos la evidencia es mixta, pues el peso está subvaluado con respecto al peso chileno y al bolívar venezolano, pero sobrevaluado medido contra el peso mexicano.

Los resultados de este ejercicio son útiles como un indicativo de la tendencia general de largo plazo del peso en relación con otras monedas, y no deben interpretarse como estimadores puntuales exactos de los niveles de las tasas de cambio, debido a las limitaciones tanto teóricas como empíricas que se señalaron anteriormente.

⁴ La tasa de cambio promedio del mes, de la cotización del certificado de cambio *sin* descuento, era de \$ 634.50 por dólar. El descuento que aplicaban en ese entonces los intermediarios del mercado cambiario por la compra de divisas fluctuaba entre el 7% y el 8% dejando el precio efectivo de la divisa en niveles cercanos a los de paridad.

IV Consistencia de los resultados obtenidos

En las secciones anteriores se obtuvieron estimativos de la acumulación "cíclica" de reservas internacionales y del grado de sobre o subvaluación del peso. Es de esperarse que períodos de subvaluación del peso estén relacionados con acumulación transitoria de reservas, mientras que épocas de sobrevaluación de la moneda deberán asociarse con desacumulación. Se observa (Gráfico 7) que las correspondencias postuladas se mantienen, y se puede verificar la existencia de una relación lineal estadísticamente significativa mediante el análisis de regresión. También se puede ver que la acumulación de reservas es, en buena parte, el resultado del balance en la cuenta corriente de la balanza de pagos (Gráfico 8).

Esta correlación positiva entre el indicador de desequilibrio y la acumulación de reservas, al igual que con la cuenta corriente de la balanza de pagos, se puede explicar con base en el modelo más sencillo de equilibrio general con dos tipos de bienes: los transables y los no transables (Salter, 1959; Swan, 1960; Dornbusch, 1974). En esta clase de modelos, una devaluación del tipo de cambio real induce mayor producción de bienes transables, al igual que menor consumo de los mismos. Es decir, tenderá a presentarse un exceso de oferta de bienes comerciables que se refleja en una cuenta corriente superaviaria. En el caso colombiano, puesto que el país es pequeño en los mercados internacionales, este exceso de oferta no se traduce en menores precios de estos productos. Adicionalmente, puesto que el sistema cambiario es uno de tasa fija, la acumulación de reservas implica expansión del medio circulante (Gráfico 9).

En el mercado de bienes no transables, la devaluación real tiende a producir un exceso de demanda, dado que los recursos se orientan hacia el sector productor de transables, y por el lado de la demanda resulta relativamente más barato el consumo de los bienes no transables. Así el exceso de demanda en este mercado⁵ presiona los precios de estos productos al alza. Y puesto que los precios de los bienes comerciables permanecen relativamente fijos, dado que están determinados fundamentalmente en los mercados internacionales (en ausencia de variaciones cambiarias o arancelarias domésticas), el resultado es que el nivel general de precios tiende a aumentar.

Así, el impacto directo de la devaluación real sobre los precios y la tasa de inflación, se ve reforzado por un efecto indirecto, cual es el del crecimiento monetario que produce la acumulación de reservas. Todo esto conlleva a que se presente una correlación positiva entre el indicador de desequilibrio y la tasa de inflación (Gráfico 10).

⁵ El exceso de demanda ocurre siempre y cuando el efecto sustitución sea mayor que el efecto-ingreso negativo originado por la devaluación real.

Para verificar estadísticamente el análisis que hasta el momento se ha efectuado, básicamente con la ayuda de gráficos, se plantea un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para las variables tasa de crecimiento del dinero (VM1), tasa de inflación sin alimentos (INFSAL), y el desequilibrio cambiario (DESTCR). Con base en datos anuales desde 1955 hasta 1990, y considerando tres rezagos de cada una de las variables, se estimó el modelo cuya descomposición de varianza se presenta en el Cuadro 7⁶. Debe recordarse que la descomposición de varianza señala la proporción del error en la proyección de cada una de las variables que es explicado por innovaciones en las variables endógenas. Así, si se proyecta el crecimiento del dinero para el período siguiente se tiene que el 100%, o sea la totalidad del error, estará explicado por la misma serie de dinero. Pero a medida que se amplía el horizonte de predicción, las otras variables ganan importancia, y en particular, el indicador de desequilibrio cambiario llega a explicar casi el 60% de la variabilidad en el error de la proyección.

CUADRO 7

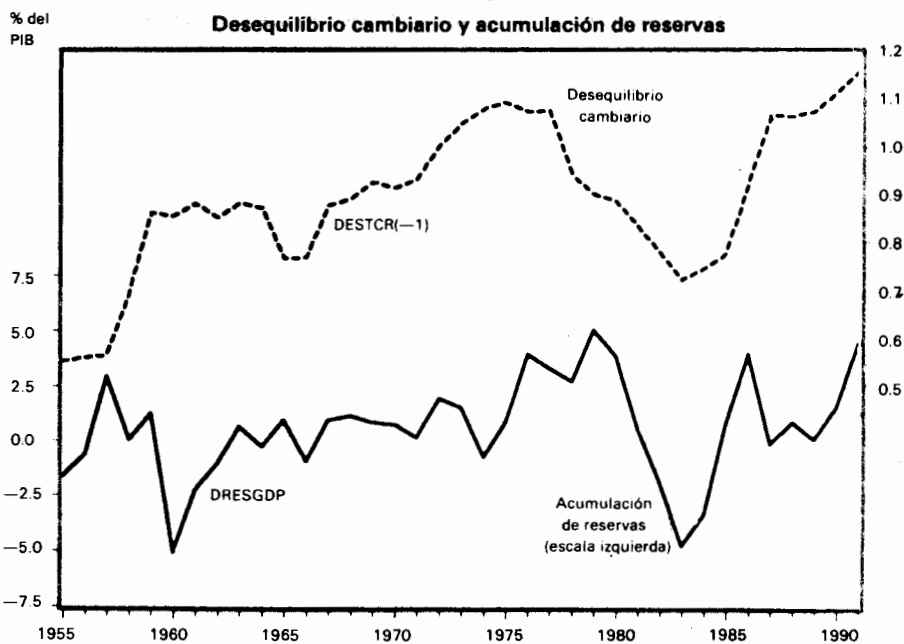
Descomposición de varianza del modelo
proporción del error predictivo n años en el futuro
explicado por cada serie

Error predictivo en:	N	Innovaciones en:		
		VM1	INFSAL	DESTCR
VM1	1	100.0	0.0	0.0
	2	60.9	11.4	27.7
	4	39.8	12.1	48.2
	6	32.2	10.5	57.3
INFSAL	1	2.9	97.1	0.0
	2	5.8	70.5	23.7
	4	10.5	54.2	35.2
	6	7.0	37.4	55.6
DESTCR	1	0.4	0.4	99.2
	2	0.2	0.9	98.9
	4	0.1	2.6	97.2
	6	0.1	3.6	96.3

⁶ El número de rezagos se escogió arbitrariamente. Las series originales son no estacionarias, y en particular, tienen raíces unitarias. Se hicieron pruebas de cointegración (bivariadas), y las únicas series que comparten una tendencia son VM1 e INFSAL. Este hecho se tuvo en cuenta para las pruebas de causalidad descritas más adelante. La no-estacionariedad de las series puede inducir problemas (Ohanian, 1988), y por lo tanto la interpretación de los resultados aquí obtenidos debe hacerse con suma cautela. Este tema requiere, sin duda, un análisis más detallado.

GRAFICO 7

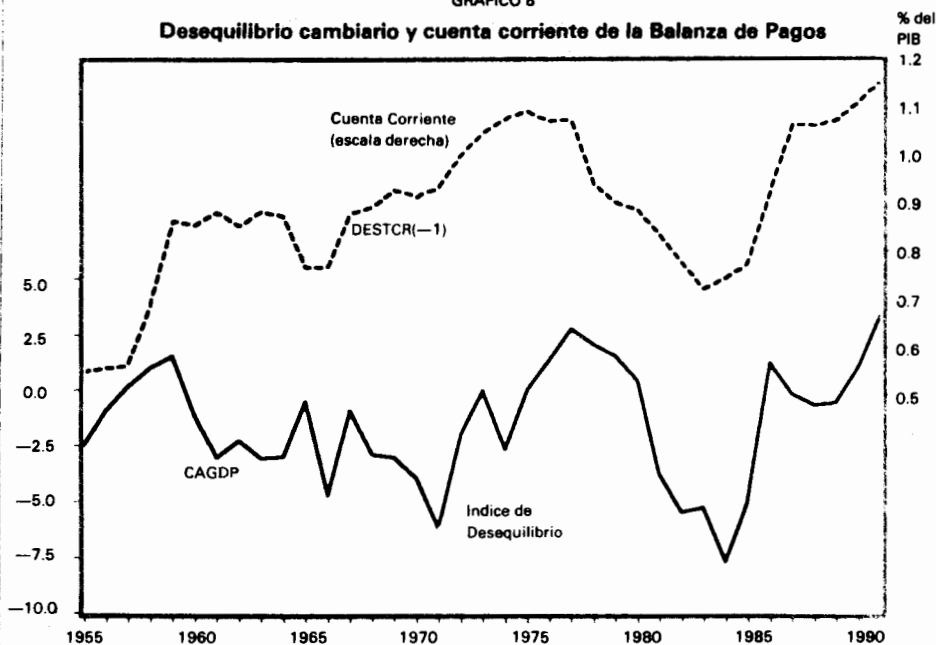
Desequilibrio cambiario y acumulación de reservas



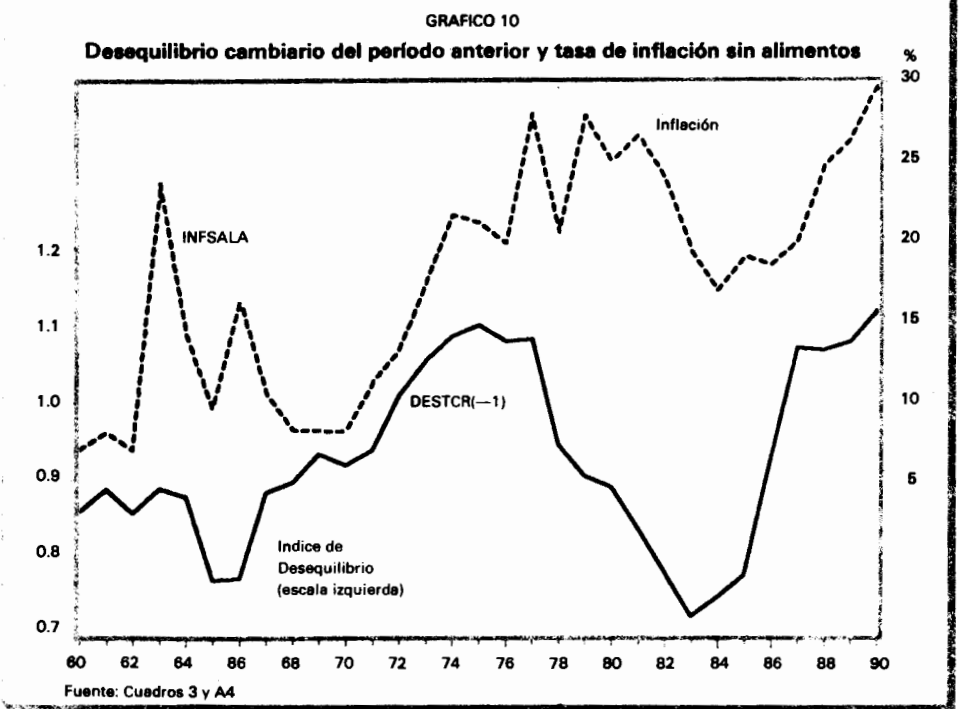
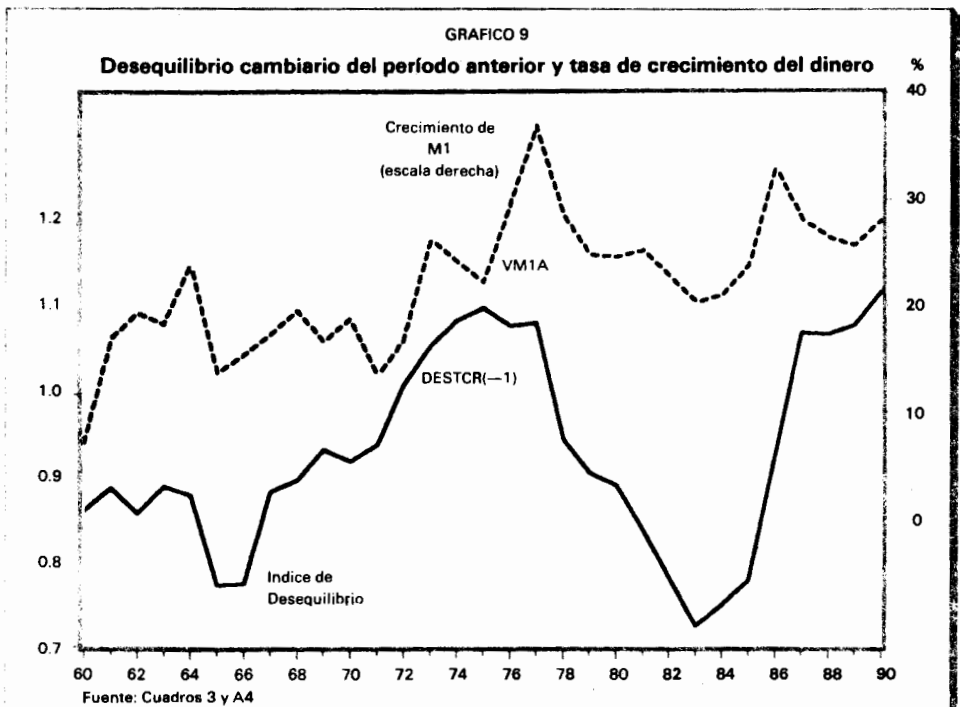
Fuente: Cuadros 3 y 6

GRAFICO 8

Desequilibrio cambiario y cuenta corriente de la Balanza de Pagos



Fuente: Cuadros 3 y 6



Fenómeno similar acontece con la serie de inflación (sin alimentos). El error predictivo del período siguiente se explica en un 97.1% por choques de la misma serie de precios, mientras un 2.9% se origina en la serie de crecimiento monetario. Pero, rápidamente, el desequilibrio cambiario gana importancia cuando se aumenta el horizonte de proyección, llegando a explicar el 56% del total de la varianza.

En cambio, el indicador de desequilibrio cambiario casi no se ve afectado por las otras variables. Las innovaciones de la serie de inflación marginalmente (3.6%) explican el error predictivo en esta serie, indicando así que esta variable es la más exógena de todas.

Este análisis de exogeneidad se complementó con pruebas simples de causalidad bivariada de Granger entre las tres variables endógenas del modelo. Los resultados se resumen en el Cuadro 8, donde se puede ver que el crecimiento monetario (VM1) y la tasa de inflación sin alimentos (INFSAL) son causados (en el sentido de Granger) por el desequilibrio cambiario (DESTCR). Este resultado contrasta con el de exogeneidad del dinero encontrado en otros trabajos (Reinhart, 1991).

CUADRO 8

Causalidad simple entre el desequilibrio cambiario,
el crecimiento monetario y la tasa de inflación

Hipótesis nula:	Estadístico F	Nivel crítico F (.05)	Rechazo hipótesis nula
VM1 no es causado por DESTCR	3.07	2.80	SI
DESTCR no es causado por VM1	0.14	2.80	NO
DESTCR no es causado por INFSAL	0.43	2.80	NO
INFSAL no es causado por DESTCR	5.87	2.80	SI
INFSAL no es causado por VM1 ⁷	3.38	2.80	SI
VM1 no es causado por INFSAL ⁷	1.82	2.80	NO

Desea resaltarse la similitud de la coyuntura cambiaria experimentada en el período 1986-1991 con aquella del quinquenio 1973-1977. Los años sesenta en general, y los dos primeros de la década del setenta se caracterizaron por una cuenta corriente negativa

⁷ Puesto que VM1 e INFSAL son series cointegradas, las pruebas de causalidad bivariada deben incorporar el residuo de la regresión cointegrante.

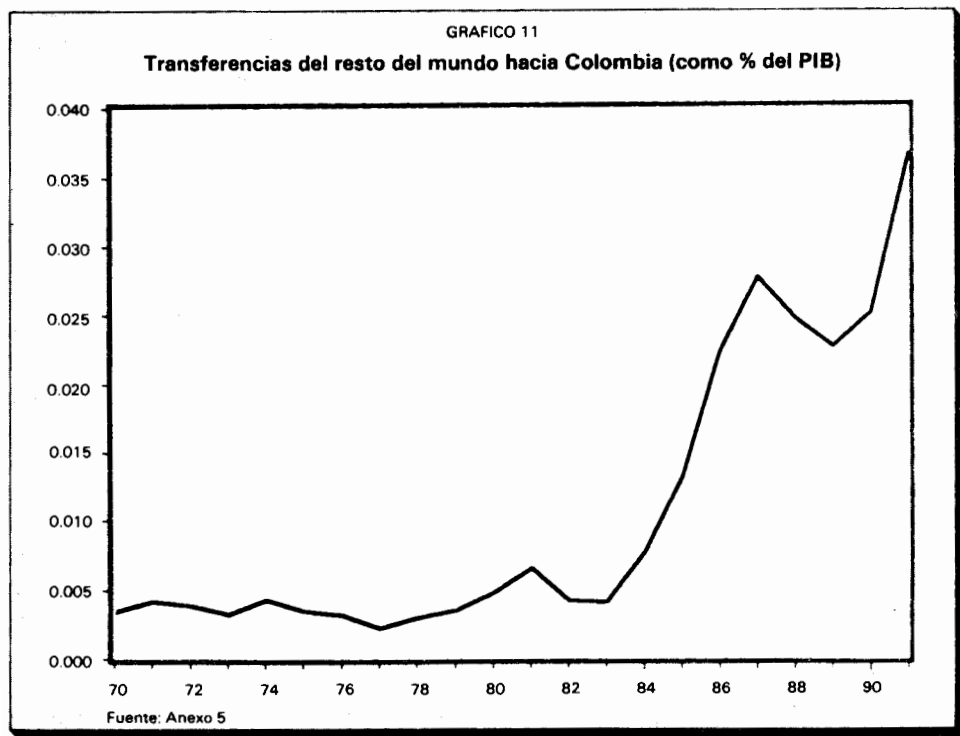
especialmente importante en 1970 y 1971 (Cuadro 3). Debe señalarse también cómo estos años, hasta 1970, fueron de sobrevaluación del peso (Cuadro 6), situación que cambió en 1971-1972. En 1973 el peso estaba ya subvaluado en un 8.5%, y para 1974 dicho desequilibrio había aumentado a casi 10%. Esta circunstancia de marcada subvaluación se mantendría hasta 1976. En 1973, que es el primer año en el cual se presenta una fuerte subvaluación del peso, tiene lugar un cambio abrupto en los niveles de crecimiento del dinero y de los precios (Anexo 4). Claro está que en este año se dieron otros acontecimientos en la economía colombiana que contribuyen a explicar el cambio en el nivel de la inflación (Calderón y Herrera, 1990), por lo cual no todo el ajuste es explicable con base en el desequilibrio cambiario.

La coyuntura iniciada en 1986 es similar a la descrita anteriormente, en el sentido de que en ese año (y el anterior) se registró una marcada corrección en la sobrevaluación del peso, después de una larga etapa iniciada en 1977, en la cual nuestra moneda estuvo por debajo de un nivel de equilibrio. La subvaluación del peso ha sido creciente desde 1986, al igual que el ritmo inflacionario, y la tasa de crecimiento del dinero comparada con la de los primeros años de la década. El papel de la política cambiaria en el actual proceso inflacionario ha sido descartado equivocadamente (Calderón y Herrera, 1990), o se ha enfocado desde una perspectiva de equilibrio parcial concentrándose en los efectos de la devaluación nominal sobre los costos de producción (Correa y Escobar, 1990).

Para terminar con los comentarios sobre la coyuntura cambiaria del período 1986-1991, debe señalarse una particularidad importante que ha recibido relativamente poca atención en el caso colombiano, pero que a nivel conceptual es un tema que ha sido ampliamente debatido en la literatura de las finanzas internacionales desde hace muchos años. Desde 1985-1986 las transferencias (unilaterales) del resto del mundo hacia Colombia se han estabilizado en montos equivalentes al 2.5% del PIB, cuando en años anteriores no llegaban al 0.5% (Gráfico 11). La discusión sobre la dirección en la cual deberían moverse los precios relativos ante el desajuste originado por las transferencias recibió amplia atención por Keynes y Ohlin en los años veinte, y ha sido retomada y reseñada recientemente por Mundell (1991) y Krugman (1991).

El debate puede resumirse alrededor del interrogante sobre cómo y en qué se gasta la mayor riqueza originada por la transferencia. Si se presenta un exceso de gasto, que se traduce inmediatamente en un déficit comercial, no habría, en principio, necesidad de ajustar los precios relativos ni la producción de la economía receptora de la transferencia. Esta es, básicamente, la posición de Ohlin y Mundell, y a pesar de que conceptualmente puede ser correcta, Krugman señala cómo lo que finalmente suceda dependerá del grado de integración de los bienes y servicios, la elasticidad de sustitución en la producción de distintos tipos de bienes, las propensiones marginales al gasto y a la importación. En el caso colombiano, las mayores transferencias han estado acompañadas de balanzas comerciales positivas y crecientes lo cual indicaría que el mecanismo de ajuste clásico puro sugerido por Ohlin-Mundell no estaría operando, requiriéndose así una revaluación

del tipo de cambio real para neutralizar el efecto de las transferencias. Ciertamente el tema de cómo estas transferencias afectan la economía colombiana requiere un análisis más detallado, pero ya se rebasan los límites de este estudio.



Los resultados de esta sección señalan que la corrección de la subvaluación de la moneda es una parte fundamental dentro de la estrategia anti-inflacionaria. Si no se adoptan políticas específicas encaminadas en esta dirección, la tasa de inflación doméstica eventualmente se encargará de efectuar el ajuste requerido. Hacer formulaciones sobre la manera más apropiada de lograr este objetivo escapa a los límites de este trabajo. Basta recordar que la reducción de aranceles es un elemento tan importante como la tasa de cambio nominal para afectar la tasa de cambio efectiva.

V Conclusiones

La evidencia presentada en este trabajo no permitió rechazar las hipótesis de una excesiva acumulación de reservas internacionales y de subvaluación del peso. La metodología empleada consistió en descomponer las series de la acumulación de reservas y de la tasa de cambio real efectiva, en sus partes cíclica y permanente, e interpretar el segundo componente como el de equilibrio. Al comparar los datos observados de acumulación y de la tasa de cambio real efectiva con sus respectivos niveles de equilibrio, se encontró un exceso de acumulación de divisas, y un tipo de cambio real efectivo subvaluado.

Se vio cómo, históricamente (desde 1955) en Colombia las etapas de subvaluación del peso coinciden con aceleramiento en el crecimiento del dinero y de los precios. Este resultado es el que, intuitivamente, era de esperarse. La devaluación de la moneda, al elevar el precio relativo de los bienes transables, reduce su demanda en favor de los bienes no comerciables. Simultáneamente se orientan recursos hacia la producción del primer tipo de bienes, tendiendo a generarse un exceso de oferta en este mercado, que se refleja en una cuenta corriente superavitaria. En una economía con tasa de cambio fija como la colombiana, se acumularán reservas internacionales, y se producirá un aumento de la base monetaria, que de no ser esterilizado completamente se traducirá en una expansión del dinero. De otra parte, en el mercado de bienes no transables se genera un exceso de demanda que presiona los precios de estos productos al alza. Puesto que los precios de los productos transables no se ven afectados en términos generales por la menor demanda colombiana, el resultado final es un aumento en el nivel general de precios.

La metodología de descomposición utilizada en el presente trabajo no está exenta de críticas. Una de ellas, que la descomposición obtenida no es única, y los resultados son sensibles al modelo escogido (Christiano y Eichenbaum, 1990). Habría que ensayar otras metodologías de descomposición de las series, tal como la no-paramétrica sugerida por Cochrane (1988).

Bibliografía

- Ahking, F. y S. Miller (1987). "A comparison of the Stochastic Processes of Structural and Time Series Exchange-Rate Models" *The Review of Economics and Statistics*, 3, agosto, pp. 496-502.
- Beveridge, S. y C. Nelson (1981) "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle" *Journal of Monetary Economics*, 7, pp. 151-174.
- Calderón, A. y S. Herrera (1990). "Elementos para una política anti-inflacionaria", *Debates de Coyuntura*, Fedesarrollo-Fescol, agosto.
- Christiano, L. y M. Eichenbaum (1990) "Unit Roots in Real GNP-Do We know and Do We Care?" *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 32.
- Cochrane, J. "How Big is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy*, 96, 5, pp. 893-920.
- Correa, P. y J. Escobar (1990) "Radiografía de la inflación actual" *Coyuntura Económica*, octubre.
- Cuddington, J. y A. Winters (1987) "The Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series: A Quick Computational Method" *Journal of Monetary Economics*, 19, pp. 125-127.
- Dickey, D. y W. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, julio, pp. 1.057-1.072.
- Dornbusch, R. (1974) "Real and Monetary Aspects of the Effects of Exchange Rate Changes" *National Monetary Policies and the International Financial System*, University of Chicago Press, pp. 64-81.
- Dornbusch, R. (1989) "Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey" *Scandinavian Journal of Economics*, 91, pp. 501-432.
- Fuller, W. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons. New York.
- Gómez, H. y M. Viña (1990) "El óptimo y la demanda observada de reservas en Colombia: 1955-1989". Documento de Trabajo, Subgerencia Internacional, Banco de la República, mayo.
- Herrera, S. y G. Alonso (1990) "La demanda de importaciones en Colombia: 1952-1989", *ESPE*, 18, diciembre.
- Krugman, P. (1991) "Has the Adjustment Process Worked?" *Policy Analyses in International Economics*, 34, Institute for International Economics, octubre.
- Manzur, M. (1990) "An International Comparison of Prices and Exchange Rates: a New Test of Purchasing Power Parity" *Journal of International Money and Finance*, 9, pp. 75-91.

- Miller, S. (1988) "The Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series: Another Economical Computational Method" *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 141-142.
- Mundell, R. (1991) "Do Exchange Rates Work? Another View" Manuscrito, IMF Working Paper, wp/91/37, abril.
- Ocampo, J. A. (1989) "Ciclo cafetero y comportamiento macroeconómico en Colombia: 1947-1987", *Coyuntura Económica*, vol. XIX, No. 3, octubre.
- Ohanian, L. (1988) "The Spurious Effects of Unit Roots on Vector Autoregressions" *Journal of Econometrics*, 39, No. 3, noviembre, pp. 251-266.
- Reinhart, C. y V. Reinhart (1991) "Output Fluctuations and Monetary Shocks: Evidence from Colombia". Mimeo, julio.
- Salter, W. (1959) "Internal and External Balance: the Role of Price and Expenditure Effects" *Economic Record* 35, pp. 226-238.
- Schwert, G.W. (1987) "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 73-103.
- Schwert, G.W. (1989) "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation" *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, No. 2, abril, pp. 147-159.
- Swan, T. (1960) "Economic Control in a Dependent Economy" *Economic Record* 36, pp. 51-66.

ANEXO 1

Modelo Arima estimado para las variaciones en la acumulación de reservas

Variable dependiente: DLDRES

Muestra: 1955-1991

Número de observaciones: 37

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Significancia a dos colas	
MA (12)	-0.841	0.040	-21.157	0.000	
AR (3)	-0.317	0.124	-2.555	0.015	
R-cuadrado	0.479	Media de variable dependiente		0.010	
R-cuadrado ajustado	0.464	Error estándar var. dependiente		0.254	
Error estándar de regresión	0.186	Suma de residuos al cuadrado		1.206	
Durbin-Watson	1.938	Estadístico F		32.119	
Max. verosimilitud	10.829				
Variaciones permanentes en la acumulación de reservas					
Obs	VPRES				
1950				NA	
1955	-0.046085	0.005182	0.034959	-0.001490	0.036320
1960	-0.045510	-0.008151	0.016039	-0.001703	-0.030428
1965	0.013585	-0.006864	-0.019088	0.010995	0.018787
1970	0.004931	0.024284	-0.019560	-0.011326	-0.015568
1975	0.024116	0.003524	-0.002413	-0.005222	0.013671
1980	-0.002505	-0.018901	-0.022172	-0.034309	0.001596
1985	0.038126	0.002105	-0.012800	0.033044	-0.001295
1990	-0.000913	0.042312			

ANEXO 2

Metodología para la estimación de la tasa de cambio permanente

Al igual que para el caso de las reservas internacionales, se utilizará la metodología de Cuddigton - Winters (C.W.) para efectuar la descomposición de la serie en sus partes permanente y transitoria. Los resultados se presentan en los Cuadros A2-1 y A2-2. Las variaciones en la tasa de cambio permanente se aplican a un nivel inicial dado, y así se obtienen los niveles de la tasa de cambio permanente. La determinación de este nivel inicial es arbitraria, y por lo tanto los resultados deben interpretarse como indicadores de una tendencia, más que unos estimativos puntuales exactos.

La limitación impuesta por la metodología C.W., que surge del hecho de que lo estimado son *variaciones* en el nivel permanente de la serie, puede ser superada gracias a una alternativa de estimación sugerida por Miller (1988), que permite estimar los *niveles* permanentes directamente de la serie original.

Aquí sólo se presentarán los resultados sin discutir detalles metodológicos refiriendo al lector interesado al artículo original. Se siguió la sugerencia de Miller de tomar un proceso autorregresivo suficientemente largo para aproximar el verdadero modelo ARIMA, y minimizar las posibilidades de errores de especificación por la necesidad empírica de truncar el proceso en un rezago determinado. Así, se tomaron 12 rezagos para el proceso autorregresivo, y finalmente se dejaron aquellos cuyos coeficientes fueran más significativos (el valor del estadístico "t" superara la unidad). El filtro finalmente aplicado a la serie original fue:

$$\text{LTCLRP}(t) = (.0196 + \text{LTCR}(t) - .302 \text{LTCR}(t-1) + .147 \text{LTCR}(t-4) + .239 \text{LTCR}(t-7) + .284 \text{LTCR}(t-12)) * 0.73$$

donde: LTCLRP = Logaritmo de la tasa de cambio real de largo plazo en el momento t.

LTCR(t) = Logaritmo de la tasa de cambio real en el momento t.

Los coeficientes resultan de estimar un modelo autorregresivo con rezagos de orden 1, 4, 7 y 12 para las diferencias logarítmicas de la tasa de cambio real efectiva. Este mismo filtro, multiplicado por la función de ganancia (.73), se aplica a la serie original, para obtener los *niveles* de la tasa de cambio permanente.

En el Gráfico A2-1 se hace la comparación de las tasas de cambio de largo plazo según las dos metodologías. Se ve que en la segunda mitad de la muestra (desde 1970) no hay diferencias significativas entre las dos series, pero en los primeros años sí son bastante diferentes. El comportamiento, o las variaciones, sin embargo, es idéntico (Gráfico A2-2).

Las diferencias observadas se deben a que la metodología de Miller se basa en promedios ponderados de valores pasados de la serie, y puesto que ésta parte de valores muy bajos, resulta una tasa de largo plazo con niveles similares. En cambio, puesto que el valor inicial con la metodología C.W. es el promedio de la serie, se parte de valores más altos que los registrados al comienzo.

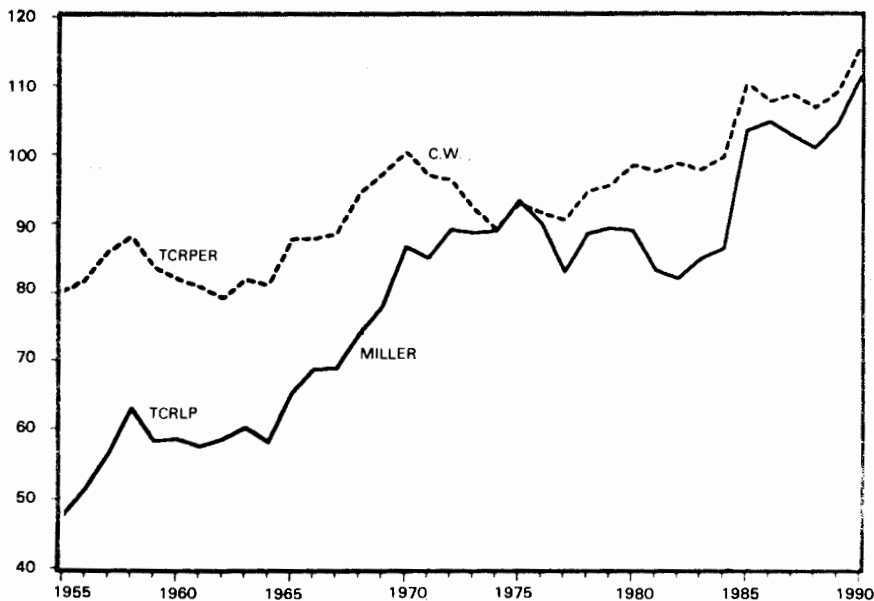
El Cuadro A2-3 resume los valores con la tasa de cambio permanente según las metodologías C.W. (TCRPER) y la de Miller (TCRLP), al igual que los desequilibrios calculados con cada uno de éstos. Es importante señalar cómo en los últimos años de la muestra los dos indicadores de desequilibrio muestran niveles similares de desalineación. Se ve así que aunque la metodología C.W. tiene el problema de la sensibilidad de los niveles al valor inicial escogido, en este caso parece que no es importante esta limitación cuando se le compara con los resultados de aplicar la metodología de Miller. Incluso, el desequilibrio calculado con la metodología C.W. subestima, en los últimos años, el valor del desequilibrio obtenido con la técnica de Miller. Se optó por tomar los resultados de la metodología C.W. puesto que en los años sesenta señalan una sobrevaluación permanente del peso, que coincide con la intuición y las apreciaciones de los economistas de la época.

Puesto que los resultados reportados en el texto llegan hasta 1990, a continuación se actualizan los estimativos de la tasa de cambio permanente (TCRPER) y de la tasa de cambio de largo plazo (TCRLP) con base en las dos metodologías descritas. Para ello hay que tener en cuenta que, al finalizar septiembre el ITCR del Banco de la República se ubicaba en 109, que con el cambio de base requerido para actualizar el estimativo de Herrera y Alonso (1990) equivale a un nivel de 120.2. Por otro lado, el arancel promedio efectivo después de la reforma arancelaria quedó en el 9.5%, lo cual implica que, al finalizar septiembre, el nivel de la Tasa de Cambio Real Efectiva (TCREF) era del 111.7. Este es el dato comparable a la serie del Cuadro 6.

Siguiendo la metodología C.W., se reestima el modelo del Cuadro A2-2, y se obtiene la variación en el nivel permanente del tipo de cambio real; esta tasa es del orden de -10.5%, lo que implica que, dado el nivel de 1990, el nivel permanente del tipo de cambio real efectivo de 1991 sería de 103.3.

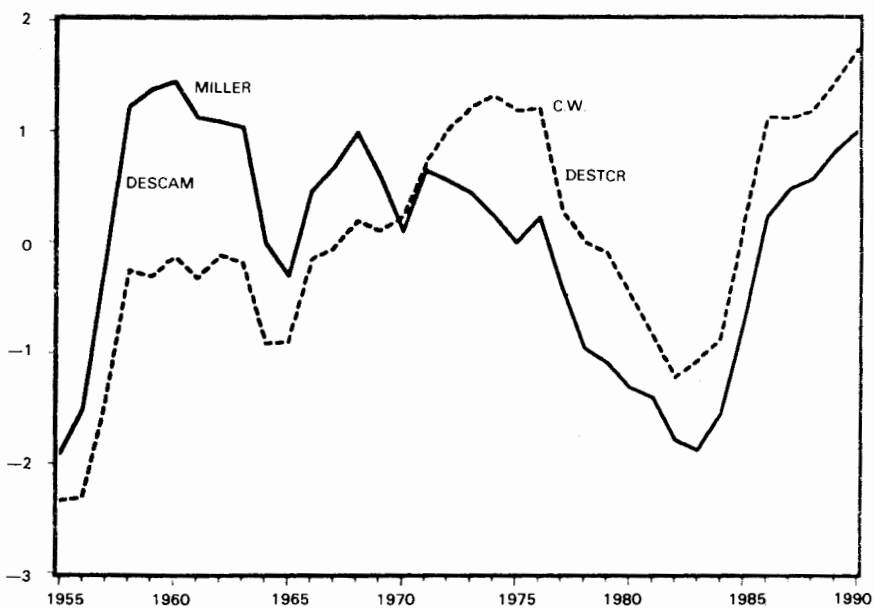
Según la metodología de Miller, se aplica el filtro descrito mediante la ecuación anterior de este apéndice, y resulta un nivel del tipo de cambio real de largo plazo equivalente a 102.4. Así, ambas metodologías señalan que, a pesar de la fuerte revaluación de este año, al finalizar septiembre subsistía una subvaluación del peso del orden de un 8%. Esta situación se tendió a corregir mediante la extensión del plazo de los Certificados de Cambio a 360 días.

GRAFICO A2-1
**Tasas de cambio de largo plazo o permanentes
 según Cuddington-Winters (C.W.) o Miller**



Fuente: Cuadro A2-3

GRAFICO A2-2
Desequilibrio cambiario según C.W. o Miller (series normalizadas)



Fuente: Cuadro A2-3

CUADRO A2-1

Modelo Arima para calcular la tasa de cambio permanente

Variable dependiente: DLTC

Muestra: 1942-1990

Número de observaciones: 49

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico t	Significancia a dos colas
MA (5)	0.202	0.080	2.540	0.015
MA (12)	-0.858	0.052	-16.586	0.000
AR (1)	0.414	0.105	3.920	0.000
R-cuadrado	0.497	Media de variable dependiente		0.012
R-cuadrado ajustado	0.475	Error estándar var. dependiente		0.098
Error estándar de regresión	0.071	Suma de residuos al cuadrado		0.230
Durbin-Watson	1.780	Estadístico F		22.722
Max. verosimilitud	61.805			

CUADRO A2-2

Variaciones en la tasa de cambio permanente

Obs	VPTC				
1955	0.026242	0.021057	0.051163	0.025297	-0.050744
1960	-0.020367	-0.013919	-0.021177	0.035929	-0.011122
1965	0.082390	0.000796	0.008360	0.065542	0.029223
1970	0.033097	-0.034507	-0.007017	-0.042748	-0.031953
1975	0.042000	-0.015439	-0.010496	0.045692	0.008783
1980	0.031359	-0.010547	0.012338	-0.010119	0.021545
1985	0.106980	-0.024721	0.009283	-0.017989	0.022908
1990	0.059380				

CUADRO A2-3

Obs	(1) TCRPER	(2) TCRLP	(3) DESTCR	(4) DESCAM
1955	80.00000	47.38713	0.560478	0.855929
1956	81.68457	51.22781	0.564733	0.900487
1957	85.86382	56.35460	0.694938	1.058831
1958	88.03596	62.80419	0.867032	1.215365
1959	83.56866	58.15195	0.858575	1.233837
1960	81.86665	58.40530	0.886075	1.242011
1961	80.72716	57.35265	0.855846	1.204652
1962	79.01762	58.43689	0.887397	1.199927
1963	81.85667	60.11372	0.876899	1.194070
1964	80.94623	58.00423	0.770388	1.075094
1965	87.61539	65.01489	0.772353	1.040838
1966	87.68510	68.56919	0.882248	1.128204
1967	88.41812	68.72424	0.896196	1.153014
1968	94.21319	73.90015	0.932460	1.188766
1969	96.96642	77.86828	0.918669	1.143983
1970	100.1757	86.53586	0.938152	1.086024
1971	96.71895	84.92177	1.009109	1.149293
1972	96.04026	88.91344	1.053829	1.138298
1973	91.93477	88.55843	1.084682	1.126036
1974	88.99715	88.74422	1.098799	1.101931
1975	92.73500	93.05659	1.078341	1.074615
1976	91.30331	89.69321	1.081450	1.100864
1977	90.34501	82.89548	0.944601	1.029489
1978	94.47301	88.46904	0.904703	0.966101
1979	95.30280	89.16483	0.890005	0.951272
1980	98.29142	88.84906	0.836594	0.925502
1981	97.25469	83.08821	0.781453	0.914691
1982	98.45460	81.93828	0.724395	0.870411
1983	97.45837	84.86591	0.748525	0.859591
1984	99.55811	86.31979	0.777508	0.896750
1985	110.2088	103.2827	0.929234	0.991549
1986	107.4843	104.4871	1.070839	1.101556
1987	108.4821	102.5548	1.068523	1.130280
1988	106.5306	100.7568	1.078739	1.140556
1989	108.9710	104.1987	1.117749	1.168942
1990	115.4418	111.1390	1.146032	1.190401

(1) TCRPER = Tasa de cambio permanente; metodología C. W.

(2) TCRLP = Tasa de cambio real de largo plazo; metodología Miller.

(3) DESTCR = Desequilibrio cambiario calculado con (1).

(4) DESCAM = Desequilibrio cambiario calculado con (2).

ANEXO 3

Tasa de paridad del peso frente a diferentes monedas: 1990-1991

Obs	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	TCPROM	PES085	PEYE85	PEMA85	PEFR85	PESP85	PECA85	PEVE85	PEMX85	PECH85	PEK085	PESI85
1990.01	440.0800	399.4750	420.6427	390.9366	385.2018	366.0524	381.5082	353.0833	538.2573	388.6780	365.3443	400.1148
1990.02	451.7200	411.8219	447.5308	403.5730	397.4061	377.1144	393.4610	355.0165	552.0359	401.8685	379.4490	417.3628
1990.03	463.4000	421.6262	488.3149	417.4245	407.3991	385.8279	397.1361	359.6210	563.5317	406.6852	390.1679	431.5541
1990.04	474.6200	432.9643	500.5602	423.2364	412.4098	386.8864	407.8309	375.2123	577.5387	410.2417	397.9246	442.7631
1990.05	485.9900	440.2128	485.2888	433.2346	424.5457	390.6433	419.8281	383.8113	584.6801	412.1749	401.2751	449.9598
1990.06	497.3100	446.6787	496.7604	436.0187	423.1508	387.5647	418.1508	394.0375	588.4600	411.3629	408.8495	452.8413
1990.07	508.3500	450.7653	484.7919	420.8317	408.5295	371.7824	418.6485	398.0096	591.2177	411.1608	411.6941	449.5393
1990.08	519.9400	453.9349	481.5491	425.7876	408.1229	372.1283	428.8647	386.5038	593.3100	417.6968	416.5938	442.5807
1990.09	530.5400	460.3639	469.4664	429.6401	412.3360	379.5555	437.9763	388.2957	605.4213	411.9359	418.2977	452.6572
1990.10	540.4600	467.1165	443.3807	422.3397	405.2801	372.9545	446.7234	390.6261	614.5356	420.3505	427.7926	442.7509
1990.11	551.3300	475.2739	464.7751	425.3886	412.9034	381.0284	453.4114	394.7584	619.5039	440.8304	439.2080	451.1916
1990.12	563.3800	487.3981	487.8651	436.3269	427.4271	396.1509	461.0432	394.5450	612.9697	457.4229	451.2616	465.4355
1991.01	574.0900	498.8725	484.2358	438.1734	433.7151	387.7908	467.4994	406.3298	618.4838	469.5261	456.8052	472.6214
1991.02	584.0700	515.0655	507.2080	468.5247	460.5270	408.3257	471.5198	431.7833	631.0584	485.4191	469.0913	484.2863
1991.03	593.7500	527.3480	550.4418	537.4556	527.0067	467.9821	485.9699	438.7584	640.0283	501.5404	475.1688	517.8647
1991.04	603.7200	541.5018	543.7297	553.0493	541.0407	483.0145	494.7728	442.3180	654.3955	498.5613	486.5311	522.9919
1991.05	613.7600	551.8204	559.2206	566.7562	554.2148	493.0438	506.0444	445.9439	664.8617	501.3199	492.8142	529.6889
1991.06	624.2200	559.4160	575.6599	602.2644	592.9691	534.0189	507.3166	451.8901	672.3228	504.8888	NA	NA
1991.07	634.5500	567.1194	575.4077	579.6292	576.9782	515.0267	518.2892	470.4121	682.1941	509.1551	NA	NA

(1) Observada

(2) Dólar

(3) Yen

(4) Marco

(5) Franco francés

(6) Peseta

(7) Dólar canadiense

(8) Bolívar

(9) Peso mexicano

(10) Peso chileno

(11) Won coreano

(12) Dólar de Singapur

ANEXO 4

Series utilizadas para el modelo VAR

Obs	(1) VM1	(2) INFSAL	(3) DESTCR
1955	8.829247	1.554167	0.560478
1956	17.76733	4.977500	0.564733
1957	22.05485	13.76333	0.694938
1958	16.54869	13.73167	0.867032
1959	17.16800	8.590834	0.858575
1960	7.059455	6.333334	0.886075
1961	16.85127	7.475833	0.855846
1962	19.30367	6.295000	0.887397
1963	18.23906	23.60000	0.876899
1964	23.99779	13.82750	0.770388
1965	13.74438	8.946667	0.772353
1966	15.42429	16.16083	0.882248
1967	17.35190	10.08667	0.896196
1968	19.61460	7.643333	0.932460
1969	16.60609	7.617500	0.918669
1970	18.82858	7.575000	0.938152
1971	13.42205	10.72167	1.009109
1972	16.76751	12.79750	1.053829
1973	26.25926	17.14917	1.084682
1974	24.11392	21.50750	1.098799
1975	22.15509	20.99750	1.078341
1976	29.63288	19.65000	1.081450
1977	37.01516	28.02833	0.944601
1978	28.60051	20.39250	0.904703
1979	24.79084	27.89083	0.890005
1980	24.57990	24.94583	0.836594
1981	25.18735	26.70500	0.781453
1982	22.75278	23.93500	0.724395
1983	20.28762	19.18917	0.748525
1984	20.95592	16.64250	0.777508
1985	23.76876	18.84333	0.929234
1986	33.16823	18.31333	1.070839
1987	28.19472	19.88833	1.068523
1988	26.45329	24.68417	1.078739
1989	25.66079	26.36333	1.117749
1990	28.10000	29.80000	1.150607

(1) Tasa de crecimiento del dinero; promedio anual. Fuente: Cálculos con base en datos Banco de la República.

(2) Tasa de inflación sin alimentos; promedio anual. Fuente: Cálculos con base en datos DANE.

(3) Indicador de desequilibrio cambiario. Fuente: Cuadro 6.