El tipo de cambio real y la cuenta corriente de la balanza de pagos de largo plazo en Colombia*

Santiago Herrera Aguilera

I. INTRODUCCION

Este documento pretende averiguar si el actual tipo de cambio real en Colombia es sostenible en el largo plazo, interrogante que debe resolverse conjuntamente con el de si la cuenta corriente de la balanza de pagos es financiable o no. En este orden de ideas, el trabajo se divide en dos capítulos, siendo el primero el de la cuenta corriente. En este primer capítulo se buscan tres cosas: primero, ver si la economía colombiana se caracteriza por acceso restringido al financiamiento externo; segundo, se examinan qué tipo de decisiones subyacen los déficit en la cuenta corriente, y finalmente se construye un "benchmark" con el cual se compara si el resultado observado es excesivo o no. En el segundo capítulo se estudia el tópico del tipo de cambio real sostenible en el largo plazo utilizando dos enfoques. El primero consistente en el análisis univariado de la serie histórica, descomponiéndola en sus partes cíclica y permanente, interpretando el segundo componente como el de equilibrio alrededor del cual gravita la tasa de cambio real observada. El segundo enfoque se basa en el análisis multivariado de los determinantes del tipo de cambio real, con el objeto de inferir si la trayectoria observada es una de equilibrio en el sentido de que guarda una correspondencia con el comportamiento de un conjunto de variables que distintos modelos encuentran significativas.

II. LA CUENTA CORRIENTE SOSTENIBLE

Es importante explorar este tema ya que si en algún momento la cuenta corriente no fuese financiable, sobrevendría un ajuste en el precio relativo de los bienes transables en términos de los no transables. Puesto que el problema es esencialmente uno de financiamiento, se revisará en la primera sección

* Esta es una versión revisada de un documento preparado para la Junta Directiva del Banco de la República en octubre de 1996. Se agradecen comentarios de Alberto Carrasquilla, Marta Misas, Luis F. Melo, Hugo Oliveros y los miembros de la Junta Directiva del Banco de la República a versiones anteriores de este documento. Igualmente se agradece el financiamiento del Banco de la República.

el tema de la movilidad de capitales. En la segunda sección se verá cuáles son los determinantes de la cuenta corriente de la balanza de pagos, es decir, se estudiará qué tipo de decisiones por parte de los operadores económicos son las que generan los déficit en dicha cuenta. Finalmente, en la tercera sección se analizará el tópico del nivel óptimo de la cuenta corriente.

A. Movilidad de capitales en Colombia

Cuando se revisa la literatura sobre este tema, generalmente el punto de partida es la prueba diseñada por Feldstein y Horioka (1980) (ver, por ejemplo, Obstfeld y Rogoff (1995)). Dicha prueba consiste en examinar la relación entre el ahorro y la inversión domésticos, con la hipótesis de que si el coeficiente de regresión entre las dos variables es igual a uno no habría movilidad de capitales ya que la inversión estaría financiada por ahorro doméstico. Sachs (1983) propuso una variante de esta prueba planteando el análisis de la relación entre la cuenta corriente (ahorro externo) y la inversión doméstica bajo la hipótesis de que, con perfecta movilidad de capitales, el coeficiente de regresión debe ser estadísticamente significativo y cercano a uno.

En Colombia este enfoque acerca del tema de movilidad de capitales nunca recibió mayor atención, aunque hay toda una colección de ensayos sobre el tema (Cárdenas y Garay, 1992) que coinciden, en su mayoría, encontrando una importante movilidad de capitales. Este hecho es explicable tal vez por el reducido número de observaciones, por la falta de oportunidad o fiabilidad en los datos provenientes de las Cuentas Nacionales o simplemente por un excesivo interés de explicar algo que se pensaba era un fenómeno coyuntural acaecido a comienzos de los años noventa. Sólo un trabajo aventuró en esta dirección (Herrera, 1991), aunque con algunos inconvenientes que se señalan más adelante. Un trabajo reciente de Cárdenas y Escobar (1996) replica el ejercicio de Herrera (1990) pero con información desde 1925 y encuentra los mismos resultados.

Para abordar un tema de sostenibilidad en el largo plazo, es preciso trabajar con una metodología e información consistentes con este horizonte temporal. En lo que se refiere al tipo de información disponible para largos períodos de tiempo en Colombia, la proveniente de las Cuentas Nacionales (ahorro-inversión) es la más apropiada. En cuanto a la metodología, se emplearán las pruebas de Feldstein y Horioka por ser éstas más comunes en la literatura internacional, aunque con tres variantes con respecto a trabajos anteriores para el caso colombiano: de una parte, Roubini (1988) muestra cómo las pruebas de Feldstein-Horioka están mal especificadas al no controlar por el déficit fiscal. En segundo lugar, Obstfeld y Rogoff (1995) señalan cómo las cifras de ahorro (interno y externo) deberían ser ajustadas por ganancias de capital, ya que son estas cifras, y no las de la contabilidad nacional, las que reflejan cambios en la riqueza de los agentes económicos. En tercer lugar, se efectuarán las pruebas con las series de López, (1996) ya que hace los ajustes pertinentes por las pérdidas o ganancias de capital. También, en lo que a metodología se refiere, se examinará la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables efectuando el análisis de cointegración.

Así, con base en las series anuales para el período 1951-1993, se realizaron las pruebas de Feldstein-Horioka y Sachs en varias etapas para poder identificar las fuentes de las posibles diferencias con resultados anteriores (por ejemplo, debido al cambio en las series utilizadas, o la ampliación

del período muestral, o al ajuste por las ganancias de capital o a la inclusión del déficit fiscal como variable de control). Todas las regresiones se corrieron con las respectivas variables como proporción del PIB (Anexo 1)[1].

La regresión para efectuar la prueba de Feldstein-Horioka es:

LS S/Y c I/Y DEF/Y (1)

donde: S= ahorro total (público y privado)
Y= PIB
I= inversión total
DEF= déficit fiscal

Las regresiones se corrieron con las variables de las cuentas nacionales y con las cifras ajustadas por pérdidas y ganancias de capital (STOAJPIB). Se utilizaron las cifras de ahorro público ajustado por ganancias de capital (SPUAJPIB) como proxy del (negativo del) déficit fiscal ajustado. Los resultados son satisfactorios ya que no se presentan grandes diferencias según se utilicen las cifras ajustadas (por ganancias de capital) o no, o según se incluya el deficit o no. Para resumir la exposición sólo se hará referencia a los resultados de las regresiones con las cifras ajustadas e incluyendo el déficit fiscal[2].

En el Cuadro 1 se verifica la hipótesis de que el coeficiente de la inversión no es significativmente distinto de cero, lo que implica una alta movilidad de capitales. Lo curioso es que el coeficiente del ahorro público ajustado sea tan significativamente mayor que la unidad. Esto significa que, con un aumento del ahorro público de un punto, el ahorro total de la economía aumenta más que proporcionalmente, en 1.7 puntos. Al correr la regresión sin los ajustes por ganancias de capital tampoco se rechaza la hipótesis de que el coeficiente de la inversión sea igual a cero, aunque el coeficiente del ahorro público es igual a uno. Esto implica que aumentos en el ahorro público no son compensados por disminuciones del ahorro privado, confirmando algunos de los resultados de Carrasquilla y Rincón (1990) y contradiciendo las hipótesis de López[3].

La prueba de Sachs consiste en correr la siguiente regresión:

LS SEX/Y c I/Y DEF/Y (2)

donde SEX= ahorro externo, y el resto de las variables fueron definidas con anterioridad. Al igual que en el caso del ahorro interno, el ahorro externo también se ajustó por pérdidas (ganancias) de capital (SEXAJPIB). Dicha regresión arroja unos resultados interesantes (Cuadro 2) ya que se obtiene un coeficiente de la inversión altamente significativo, pero su magnitud es la mitad del que se había encontrado anteriormente (Herrera 1991). Llama también la atención el tamaño del

[1] Los anexos correspondientes al presente artículo pueden ser consultados directamente con el autor, ya que no se encuentran publicados en esta edición.

[2] El análisis de cointegración, que es el apropiado para examinar las relaciones de largo plazo entre las variables, fue limitado ya que la serie de inversión tiene una raíz unitaria mientras que la de ahorro resultó ser una serie estacionaria. Por lo tanto, al no ser las series integradas del mismo orden, no podían estar cointegradas, lo que implica que el análisis estadístico tradicional era el apropiado. Igual sucedió con la serie de ahorro externo utilizado en la prueba de Sachs más adelante.

[3] También se incluyó como variable explicativa las desviaciones del PIB con respecto a su nivel permanente, pero no resultó significativa. Esto contrasta con los resultados de Ocampo (1988) quien encuentra una asociación positiva y significativa, aunque la metodología de descomposición del PIB es incorrecta.

Cuadro 1. REGRESION DEL AHORRO DOMESTICO Y LA INVERSION DOMESTICA

Variable dependiente: STOAJPIB
Muestra: 1952 -1993
Número de observaciones: 42

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	0.153	0.041	3.744	0.000
INTOPIB	-0.247	0.189	-1.306	0.199
SPUAJPIB	1.684	0.178	9.443	0.000
AR(1)	0.492	0.158	3.107	0.004
R2	0.757	Medio		0.181
R ajustado	0.738	Desviación estándar		0.049
SE de la regresión	0.025	Estadístico F		39.425
Logaritmo	97.572	Probalidad		0.000
DW	2.053			

STOAJPIB: Ahorro Total Ajustado como % del PIB, Anexo 1.
INTOPIB: Inversión Total como % del PIB, Anexo 1.
SPUAJPIB: Ahorro Público Ajustado como % del PIB, Anexo 1.

Cuadro 2. REGRESION DEL AHORRO EXTERNO Y LA INVERSION 1952-1993

Variable dependiente: SEXAJPIB
Muestra: 1952 -1993
Número de observaciones: 42

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
INTOPIB	0.419	0.047	8.935	0.000
SPUAJPIB	-1.602	0.162	-9.888	0.000
AR(1)	0.353	0.157	2.246	0.030
R^2	0.768	Media		0.009
R ajustado	0.757	Desviación estándar		0.050
SE de la regresión	0.247	Estadístico F		64.724
Logaritmo	97.344	Probabilidad		0.000
DW	1.9779			

SEXAJPIB: Ahorro Externo Ajustado como % del PIB.
INTOPIB: Inversión Total como % del PIB.
SPUAJPIB: Ahorro Público como % del PIB.

coeficiente del ahorro público, dado que un aumento en el ahorro público de un punto está asociado con una disminución del ahorro externo (o sea con una mejora de la cuenta corriente) más que proporcional, de 1.6 puntos. Esto mismo quiere decir que un aumento del déficit fiscal en un punto

se traduce en una caída de la cuenta corriente de 1.6 puntos. Esta asociación negativa entre el ahorro público y el ahorro externo confirma los resultados de Ocampo (1988) para el período 1970-1985, aunque los contradice para el período 1950-1969, ya que éste no encuentra relación entre ambas variables, mientras que aquí resulta una correlación más fuerte en este subperíodo.

Al examinar los residuos de esta regresión, se observa un comportamiento extraño que podría indicar un quiebre estructural. Efectivamente, al hacer la prueba de Chow de quiebre estructural en la relación, no se rechaza la hipótesis de su existencia en 1966. Por lo tanto, al estimar la misma regresión en los dos subperíodos 1951-1965 y 1966-1993 (Cuadro 3A y 3B) se obtiene que el coeficiente de la inversión aumenta substancialmente entre uno y otro, implicando una movilidad de capitales estructuralmente mayor en el segundo subperíodo.

Debe tenerse en cuenta que así como el capital fluye hacia adentro, también lo puede hacer en dirección contraria. Los resultados de Calvo y Mendoza (1995) muestran que un pequeño cambio en las condiciones específicas de un país puede implicar ajustes grandes en la asignación del portafolio de un inversionista. Igualmente, los resultados de Sachs-Tornell-Velasco (1996) muestran cómo las crisis financieras son contagiosas. Estos resultados, junto con una creciente volatilidad de los mercados financieros internacionales[4] (Becketti y Selton, 1989) hace indispensable ser cauteloso en las proyecciones de financiamiento externo.

[4] La volatilidad del rendimiento de los bonos del tesoro americano a 10 años aumentó de 8.7 a 13.8 entre 1991 y 1995. Estos cálculos fueron efectuados por Gustavo Navia de Minhacienda.

B. Determinantes de la cuenta corriente

1. Motivación y discusión conceptual

En esta sección se examinarán los determinantes de la cuenta corriente de la balanza de pagos, ya que en la medida en que se comprendan las decisiones que subyacen los déficit (o superávit) observados se podrán adoptar correctivos en caso de ser necesarios. Específicamente, se verificará la aplicabilidad del enfoque intertemporal de la balanza de pagos, siguiendo de cerca lo expuesto en Obstfeld y Rogoff (1995), por lo que se remite al lector interesado al artículo original para una detallada presentación.

El resultado de la cuenta corriente es el balance de las decisiones de ahorro e inversión, que son puramente intertemporales. El enfoque intertemporal es una síntesis de enfoques anteriores, al considerar la cuenta corriente como el balance de unas decisiones de gasto (enfoque absorción) que dependen de precios relativos (enfoque de elasticidades) presentes y futuros, y posibilidades de gasto (ingreso) presente y futuro.

El punto de partida es la identidad macro básica que relaciona la acumulación de activos externos netos (A), o sea la cuenta corriente de la balanza de pagos, con el balance ahorro-inversión:

$$CA_t = A_{t+1} - A_t = r_t A_t + Y_t - C_t - G_t - I_t \qquad (3)$$

Esta es una ecuación en diferencia en la variable A (activos externos netos), que al resolverse y aplicar una condición de transversalidad que evita el financiamiento ilimitado de la economía, arroja una restricción intertemporal del presupuesto de esta economía:

$$\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} (C_s + G_s + I_s) \leq (1+r_t) A_t + \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} Y_s \qquad (4)$$

Cuadro 3A. REGRESION DEL AHORRO EXTERNO Y LA INVERSION EN DISTINTOS SUBPERIODOS

Variable dependiente: SEXAJPIB
Muestra: 1951-1965
Número de observaciones: 15

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
INTOPIB	0.537	0.059	9.140	0.000
SPUAJPIB	-2.556	0.319	-8.025	0.000
R^2	0.836	Media		0.026
R ajustado	0.823	Desviación estándar		0.058
SE de la regresión	0.024	Estadístico F		66.135
Logaritmo	35.511	Probabilidad		0.000
DW	2.177			

SEXAJPIB: Ahorro externo ajustado como % del PIB.
INTOPIB: Inversión total como % del PIB.
SPUAJPIB: Ahorro público como % del PIB.

Cuadro 3B. REGRESION DEL AHORRO EXTERNO Y LA INVERSION EN DISTINTOS SUBPERIODOS

Variable dependiente: SEXAJPIB
Muestra: 1966-1993
Número de observaciones: 28

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
INTOPIB	0.659	0.146	4.508	0.000
SPUAJPIB	-1.275	0.130	-9.836	0.000
C	-0.062	0.029	-2.148	0.042
AR(1)	0.333	0.159	2.102	0.046
R^2	0.874	Media		0.001
R ajustado	0.859	Desviación estándar		0.043
SE de la regresión	0.016	Estadístico F		55.672
Logaritmo	77.827	Probabilidad		0.000
DW	1.402			

SEXAJPIB: Ahorro Externo Ajustado como % del PIB.
INTOPIB: Inversión Total como % del PIB.
SPUAJPIB: Ahorro Público como % del PIB.

donde R t,s es el factor de descuento con tasa de interés variable. Dicha restricción establece que la economía no puede, a través del tiempo, gastar más de lo que produce incluida la dotación inicial de riqueza y el rendimiento sobre los activos netos.

Esta restricción presupuestaria muestra las combinaciones posibles de Y, C, G, e I. Para identificar aquellas que finalmente se escogen, es decir para ver cuándo se presentan déficit (o superávit) en la cuenta corriente, es preciso especificar los componentes del gasto. Así, el consumo se deriva de la maximización de una función de utilidad del individuo sujeto a una restricción presupuestaria. Esta restricción individual internaliza, a su vez, la restricción presupuestal del gobierno (relaciona los impuestos con los gastos del gobierno) y se obtiene una expresión para el consumo óptimo de los individuos, en función del producto, de los gastos gubernamentales y de la inversión. Esta expresión para el consumo, junto con unas definiciones apropiadas de niveles "permanentes" de las variables, con la ecuación (3) y con el supuesto de que la tasa de interés es constante[5], produce el siguiente resultado:

$$CA = (Y - Y^p) - (G - G^p) - (I - I^p) \qquad (5)$$

donde el supraíndice p indica el nivel permanente de la variable.

La anterior ecuación resume la esencia del enfoque intertemporal de la cuenta corriente: desviaciones transitorias del producto por encima (por debajo) del nivel permanente se ahorran (desahorran), generando un superávit (déficit) en la cuenta corriente; igualmente, desviaciones del gasto público o de la inversión con respecto a sus niveles permanentes producen cambios en la cuenta corriente de la balanza de pagos. Así, un gasto público demasiado alto con respecto a su nivel permanente se financiará externamente por el sector privado para mantener un patrón de consumo. Si el mayor gasto público es de naturaleza permanente, los individuos reducirán su consumo y no habrá efecto sobre la cuenta corriente. Lo mismo aplica para el gasto de inversión del sector privado.

2. *Verificación de la hipótesis del enfoque intertemporal*

La primera prueba consiste en correr la regresión expresada mediante la ecuación (5). Se comenzó estimando los niveles permanentes de las series utilizando la metodología de Beveridge-Nelson (1981) y simplificada por Cuddington-Winters (1987). Las ventajas de utilizar esta metodología son múltiples: es relativamente sencilla; se ha utilizado anteriormente por lo que se tiene un punto de comparación que facilita el análisis de los resultados y se puede saber que no se obtienen debido a la específica descomposición obtenida (al menos en lo que se refiere al PIB). La desventaja de emplear dicha metodología resulta del hecho de que se obtienen directamente las variaciones del componente permanente y arbitrariamente se debe escoger un nivel inicial sobre el cual se aplican. En el caso específico que nos ocupa, los niveles mismos no son tan importantes por lo que se minimiza la potencial desventaja. Se escogió como punto inicial de las series el valor registrado en 1950.

Los modelos ARIMA utilizados en las descomposiciones de las series del PIB, del gasto público y de la inversión privada, en sus componentes de

[5] E igual a $1-\beta/\beta$ donde β es la tasa de descuento de la utilidad del consumo futuro.

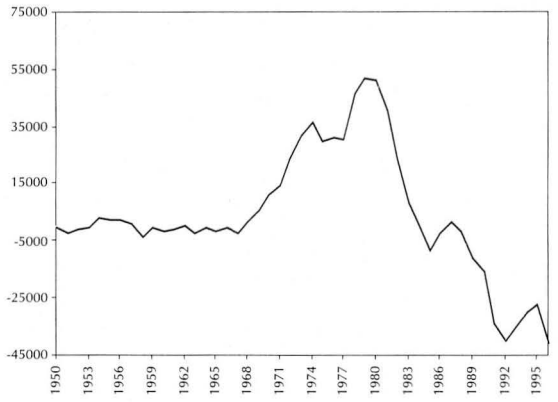
tendencia y cíclico, se presentan en los Anexos 2A, 2B y 2C, respectivamente. En el caso del PIB, el modelo arroja un componente cíclico con un comportamiento (Gráfico 1) bastante intuitivo. Los Gráficos 2 y 3 presentan la evolución de las desviaciones del gasto público y la inversión de sus respectivos niveles permanentes[6].

En cuanto a la cuenta corriente, se excluyeron los servicios financieros, para ver más claramente el impacto de las decisiones de gasto sobre las cuentas externas, y para facilitar la comparación con resultados anteriores sobre la cuenta corriente .

Así, con base en datos anuales para el período 1950-1996 (Anexo 3) se corrió la regresión (5) (Cuadro 4A). Los resultados son altamente satisfactorios ya que todos los coeficientes son significativos y con el signo esperado, el coeficiente de determinación (R2) ajustado es bastante aceptable, de .62. Con esta evidencia se puede afirmar que los agentes económicos en Colombia compensan los choques o desviaciones del ingreso y del gasto con respecto a sus niveles permanentes financiándose con ahorro de origen externo.

Cabe preguntarse cuál es el efecto del tipo de cambio real sobre la cuenta corriente, y puesto

Gráfico 1. COMPONENTE CICLICO DEL PIB



Fuente: Anexo 2A.

que las decisiones de gasto o los choques al producto determinan la relación de precios (los precios de los transables se fijan exógenamente en los mercados internacionales, mientras que los precios de los no transables resultan de condiciones de oferta y demanda domésticas), lo apropiado es examinar la determinación simultánea de ambas variables. Así se plantea en varios

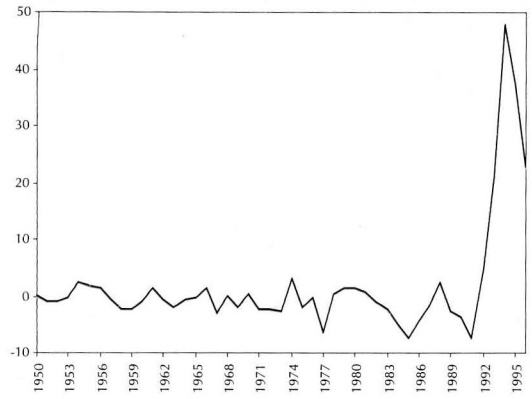
Gráfico 2. COMPONENTE CICLICO DEL GASTO PUBLICO



Fuente: Anexo 2B.

[6] Las descomposiciones aquí efectuadas no son únicas y sería de gran utilidad replicar los resultados aquí obtenidos con descomposiciones alternativas. Los ciclos tan largos, particularmente en el PIB, generan algunas dudas acerca de esta descomposición. Parte del problema puede deberse a que se utilizaron las variables en logaritmos, y como ésta no es una función aditiva, la obtención de los componentes tran-sitorio y permanente se dificulta. Sin embargo, algunos ejercicios efectuados por Alberto Carrasquilla muestran que esta falla no tiene consecuencias empíricas muy relevantes para algunas de las variables utilizadas.

Gráfico 3. COMPONENTE CICLICO DE LA INVERSION PRIVADA



Fuente: Anexo 2C.

modelos (Obstfeld, 1986) y se ha examinado para el caso colombiano (Herrera, 1989).

Estas consideraciones llevaron a estimar la anterior ecuación en forma simultánea con una para el tipo de cambio real, en función de una serie de variables presentadas en el próximo capítulo y en función de las variables exógenas de este modelo, a saber, las desviaciones cíclicas del producto y del gasto. Los resultados se presentan en el Cuadro 4B. Con el objeto de ver qué tan estable es esta relación a través del tiempo se hicieron pruebas de Chow de quiebre estructural, maximizándose el valor del estadístico F en 1981 (13.0), sin poderse rechazar la hipótesis de la existencia de rompimiento estructural. Cuando se estima el modelo en el subperíodo 1981-1996 (Cuadro 4C), se ve que el tipo de cambio real resulta con el signo negativo, aunque la variable no es significativa en términos estadísticos. Esta

Cuadro 4A. VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA CUENTA CORRIENTE

Variable dependiente: CANFR
Muestra: 1950-1996
Número de observaciones: 47

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
PCICW	0.007	0.003	2.106	0.041
GPCICW	-70.636	8.177	-8.638	0.000
INCIPRI	-26.345	5.754	-4.578	0.000
C	-61.556	46.668	-1.319	0.194
MA(10)	-0.861	0.058	-14.767	0.000
R^2	0.757	Media		99.429
R ajustado	0.735	Desviación estándar		645.074
SE de la regresión	332.639	Criterio Akaike		11.714
Residuo	464.724	Criterio Schwartz		11.911
Logaritmo	-336.979	Estadístico F		32.748
DW	1.420	Probabilidad		0.000
Raíces MA invertidas	0.99	.80-.58i	.80+.58i	.30+94i
	.30-.94i	-.30+.94i	-.30+.94i	.80-.58i
	-.80+.58i	-.99	-.99	

CANFR: Cuenta corriente no financiera real (en US$ de 1975).
PCICW: Componente cíclico del PIB (en $ de 1975).
GPCICW: Componente cíclico del Gasto Público (en $ de 1975).
INCIPRI: Componente cíclico de la inversión privada (en $ de 1975).
Fuente: Anexo 3.

Cuadro 4B. DETERMINANTES DE LA CUENTA CORRIENTE ESTIMACION SIMULTANEA DEL TIPO DE CAMBIO REAL

Variable dependiente: CANFR
Muestra: 1950-1996
Número de observaciones: 47
Instrumentos: PCICW, GPCICW, INCIPRI, DENOMF, CONADP, TCEF(-I)

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
PCICW	0.007	0.003	2.029	0.049
GPCICW	-53.502	10.019	-5.339	0.000
INCIPRI	-31.244	6.661	-4.690	0.000
TCEF	8.984	3.887	2.311	0.026
C	-859.765	338.011	-2.544	0.015
MA(10)	-0.897	0.039	-22.522	0.000
R^2	0.783	Media		99.429
R ajustado	0.756	Desviación estándar		645.074
SE de la regresión	318.485	Criterio Akaike		11.646
Residuo	415.871	Criterio Schwartz		11.882
Estadístico F	29.283	DW		1.515
Probabilidad	0.000			
Raíces MA invertidas	.99	.80+.58i	.80-.58i	.31-.94i
	.31+.94i	-.31+.94i	-.31-.94i	-.80+.58i
	-.80-.58i	-.99		

CANFR: Cuenta corriente no financiera real (en US$ de 1975).
PCICW: Componente cíclico del PIB (en $ de 1975).
GPCICW: Componente cíclico del Gasto Público (en $ de 1975).
INCIPRI: Componente cíclico de la inversión privada (en $ de 1975).
TCEF: Tasa de Cambio Efectiva.

inestabilidad en el signo y en la significancia del tipo de cambio real también la encontraron estudios anteriores (Correa, 1992). En el resto de las variables no se registran cambios notorios, ya que la no significancia del componente PCICW no es cuantitativamente importante dado el reducido tamaño del coeficiente.

Con base en los coeficientes estimados para todo el período muestral, puede explicarse el comportamiento de la cuenta corriente en el período 1990-1996 (Cuadro 5).

Los resultados de esta sección contrastan marcadamente con los de trabajos anteriores sobre los determinantes de la cuenta corriente. En primer lugar se encuentra el detallado trabajo de Fernando Montes (1982), quien estima una regresión de la cuenta corriente en función de las desviaciones del PIB con respecto a una tendencia, de la inversión, de los términos de intercambio y de una tendencia lineal. Las únicas variables que resultaron significativas fueron los términos de intercambio y la tendencia lineal. Los pobres resultados pueden explicarse por el

Cuadro 4C. DETERMINANTES DE LA CUENTA CORRIENTE -DOS ETAPAS

Variable dependiente: CANFR
Muestra: 1981-1996
Número de observaciones: 16

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
PCICW	-0.002	0.010	-0.196	0.849
GPCICW	-95.164	25.289	-3.763	0.003
INCIPRI	-23.323	9.842	-2.369	0.037
TCEF	-3.795	3.172	-1.196	0.257
MA(10)	-0.866	0.075	-11.489	0.000
R^2	0.949	Media		145.569
R ajustado	0.931	Desviación éstándar		1074.582
SE de la regresión	282.719	Criterio Akaike		11.539
Residuo	879234.2	Criterio Schwartz		11.781
Estadístico F	51.485	DW		2.502
Probabilidad	0.000			
Raíces MA invertidas	.99	.80-.58i	.80+.58i	.30-.94i
	.31+.94i	-.30-.94i	-.30+.94i	-.80-.58i
	-.80-.58i	-.99		

CANFR: Cuenta corriente no financiera real.
PCICW: Componente cíclico del PIB.
GPCICW: Componente cíclico del Gasto Público.
INCIPRI: Componente cíclico de la inversión.
TCEF: Tasa de Cambio Efectiva.

Cuadro 5. FACTORES EXPLICATIVOS DE LA VARIACION EN LA CUENTA CORRIENTE 1990-1996 (En US$ millones de 1975)

Variación observada	Variables explicativas			
	Ciclo del PIB	Gasto público	Inversión privada	Tasa de cambio
-2278	-176	-1017	-824	-230

reducido número de observaciones (11) con las que se hicieron las estimaciones, y por haber descompuesto el PIB en sus partes cíclica y permanente utilizando una regresión de la variable contra una tendencia lineal.

Otros trabajos que buscaban explicar el comportamiento de la cuenta corriente (Herrera, 1989) emplearon como variables explicativas el nivel observado de la producción (de transables) y del gasto público. En este caso resultó un efecto

negativo de la devaluación, aunque no significativo.

Hasta este momento se tiene muy buena evidencia que no permite rechazar la hipótesis del enfoque intertemporal de la balanza de pagos. Sin embargo, resultados anteriores según los cuales el nivel de gasto público afecta negativamente la cuenta corriente o el nivel del producto afecta positivamente la cuenta corriente (Herrera 1989), son más consistentes con el enfoque de absorción de la balanza de pagos. Obstfeld y Rogoff (1985, pg. 1784) sugieren hacer la prueba conjunta de un enfoque versus otro; al correr la regresión de la cuenta corriente en función de las desviaciones transitorias del gasto y de su nivel observado. El Cuadro 6A presenta los resultados que permiten rechazar la hipótesis del enfoque tradicional de absorción en favor del enfoque intertemporal, en el caso del gasto público.

Los Cuadros 6B y 6C replican la prueba descrita para el caso del PIB y de la inversión privada. Para el primero, sucede al igual que con el gasto público que se acepta la hipótesis del enfoque intertemporal, mientras que para la inversión privada los resultados son bastante contradictorios, no siendo significativas ninguna de las variables en la mayor parte de los casos.

Los resultados de esta sección permiten concluir que el enfoque intertemporal de la cuenta corriente parece ser más apropiado para el análisis de

Cuadro 6A. ENFOQUE INTERTEMPORAL VS ENFOQUE ABSORCION - GASTO PUBLICO

Variable dependiente: CANFR
Muestra: 1950-1996
Número de observaciones: 47

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	-557.853	277.680	-2.009	0.051
PCICW	0.006	0.004	1.468	0.149
GPCICW	-60.691	14.637	-4.147	0.000
INCIPRI	-16.409	9.203	-1.783	0.082
GPUBTO	-3.023	1.845	-1.639	0.109
TCEF	9.053	4.529	1.999	0.052
R^2	0.652	Media		99.429
R ajustado	0.609	Desviaicón estándar		645.074
SE de la regresión	403.316	Criterio Akaike		12.118
Residuo	666.921	Criterio Schwartz		12.354
Estadístico F	15.785	DW		1.193
Probabilidad	0.000			

CANFR: Cuenta corriente no financiera real (en US$ de 1975).
PCICW: Componente cíclico del PIB (en $ de 1975).
GPCICW: Componente cíclico del Gasto Público (en $ de 1975).
INCIPRI: Componente cíclico de la inversión privada (en $ de 1975).
GPUBTO: Gasto Público Total.
TCEF: Tasa de Cambio Efectiva.

Cuadro 6B. ENFOQUE INTERTEMPORAL VS ENFOQUE ABSORCION - PRODUCTO

Variable dependiente: CANFR
Muestra: 1950-1996
Número de observaciones: 47

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	-515.136	266.195	-1.935	0.059
PCICW	0.007	0.004	1.752	0.087
GPCICW	-64.898	14.807	-4.383	0.000
INCIPRI	-17.416	9.040	-1.926	0.061
PIB	-0.001	0.001	-1.598	0.118
TCEF	9.974	4.923	2.026	0.049
R^2	0.649	Media		99.429
R ajustado	0.606	Desviación estándar		645.074
SE de la regresión	404.953	Criterio Akaike		12.126
Residuo	672.347	Criterio Schwartz		12.362
Estadístico F	15.628	DW		1.214
Probabilidad	0.000			

CANFR: Cuenta corriente no financiera real (en US$ de 1975).
PCICW: Componente cíclico del PIB (en $ de 1975).
GPCICW: Componente cíclico del Gasto Público (en $ de 1975).
INCIPRI: Componente cíclico de la inversión privada (en $ de 1975).
PIB: Producto Interno Bruto.
TCEF: Tasa de Cambio Efectiva.

su comportamiento. En este orden de ideas, la recuperación del PIB a sus niveles permanentes, junto con la disminución del gasto público son esenciales para reducir los déficit observados en la cuenta corriente, ya que la inversión privada está retornando rápidamente a su nivel permanente, registrando el componente cíclico un valor de la mitad del experimentado en 1994. En cuanto al tipo de cambio real, los resultados del próximo capítulo permiten inferir que, de presentarse alguna devaluación real, ésta no sería muy significativa

C. El Nivel óptimo de la cuenta corriente

Dada la evidencia favorable obtenida en las secciones anteriores sobre la movilidad de capitales y el enfoque intertemporal de la cuenta corriente, parece apropiado continuar en esta dirección y estimar un nivel "óptimo" de la cuenta corriente, siguiendo el trabajo de Gosh y Ostry (1995). Este nivel óptimo o financiable de la cuenta corriente (CA*) es el valor esperado de un flujo de caja futuro (cash flow, CF) así:

$$CA^*_t = -\sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t \, \Delta(q_{t+j} - i_{t+j} - g_{t+j}) \qquad (6)$$

Esta ecuación resulta porque CA*= y-i-g-c*, donde c*, el nivel óptimo del consumo, es función de una expresión $E_t \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} (q_{t+j} - i_{t+j} - g_{t+j})$.

La sumatoria de este cash flow (CF) equivale al valor permanente de la serie, con la intuición de que la cuenta corriente tiende a ser negativa

Cuadro 6C. ENFOQUE INTERTEMPORAL VS ENFOQUE ABSORCION - INVERSION PRIVADA

Variable dependiente: CANFR
Muestra: 1950-1996
Número de observaciones: 47

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
	-374.204	231.684	-1.615	0.114
PCICW	0.005	0.004	1.261	0.215
GPCICW	-57.429	14.457	-3.972	0.000
INCIPRI	-0.187	17.185	-0.011	0.991
INPRI	-8.028	4.896	-1.639	0.109
TCEF	9.749	4.597	2.121	0.040
R^2	0.678	Media		99.429
R ajustado	0.639	Desviación estándar		645.074
SE de la regresión	387.579	Criterio Akaike		12.039
Residuo	615.890	Criterio Schwartz		12.275
Estadístico F	17.093	DW		1.124
Probabilidad	0.000			

CANFR: Cuenta corriente no financiera real (en US$ de 1975)
PCICW: Componente cíclico del PIB (en $ de 1975)
GPCICW: Componente cíclico del Gasto Público (en $ de 1975)
INCIPRI: Componente cíclico de la inversión privada (en $ de 1975)
INPRI: Inversión Privada
TCEF: Tasa de Cambio Efectiva.

cuando se anticipa un aumento en este CF (cash flow), y positiva cuando se espera una caída. Obstfeld y Rogoff discuten el hecho de que esta metodología se base en las diferencias del CF y no en sus niveles, pero finalmente trabajan con las series diferenciadas.

El Gráfico 4 permite ver la serie de las diferencias del CF entre 1950 y 1996. A partir de los noventa se observa una dramática disminución que apunta hacia una reducción del nivel óptimo o financiable de la cuenta corriente. Esto resulta bastante contraintuitivo, pero el notorio aumento en los niveles de gasto (público y privado) que no ha sido acompañado de aumentos en el producto hace que el flujo de caja, que es la liquidez, se vea mermado.

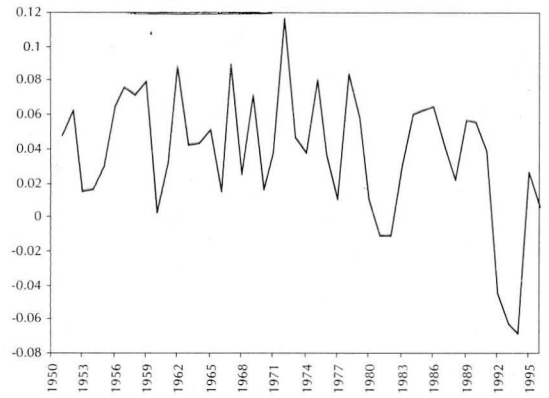
Para el CF en niveles y en diferencias, se estimaron sus respectivos valores permanentes utilizando la metodología Beveridge-Nelson. En el Anexo 4 se presentan los modelos ARIMA y los valores permanentes del CF en niveles y en diferencias. Los Gráficos 5 y 6 presentan la evolución de esta variable y permiten ver que, independientemente de la especificación adoptada:

a. la trayectoria es creciente hasta 1978-1979, decreciente hasta 1982-1983 y llega a un pico en 1991 a partir del cual es decreciente.

b. el nivel permanente registrado en 1996 equivale al 80% del valor estimado para principios de los años noventa.

Recordando que el nivel óptimo o financiable de la cuenta corriente es el negativo de este valor

Gráfico 4. EVOLUCION DEL CASH FLOW 1950-1996 (Diferencia del logaritmo)



Nota: Cash flow = PIB - inversión - gasto público.
Fuente: Anexo 4.

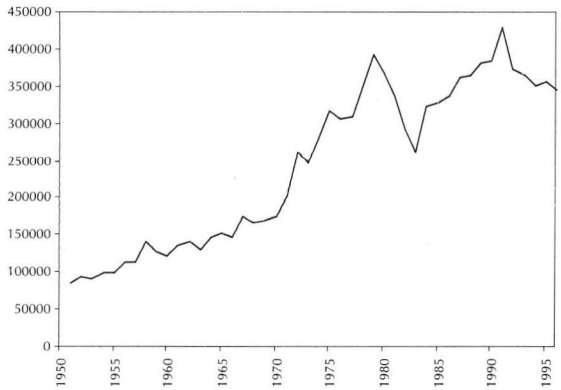
permanente estimado (ecuación 6), se obtiene que hasta comienzos de los años ochenta el déficit financiable era cada vez mayor. Ahí se estabilizó o se redujo hasta mediados de la década para volver a crecer hasta 1991. A partir de este año el nivel óptimo de la cuenta corriente es superior, es decir, el déficit financiable es menor.

Cualquier cosa que sea ese animal que hemos definido como nivel óptimo, en 1995-1996 equivalía al 80% del valor estimado a comienzos de la década.

Aquí es preciso abrir un paréntesis para hacer una salvedad sobre la metodología para el cálculo de los valores óptimos o financiables. Por basarse en series históricas puede no capturar fenómenos que nunca hayan ocurrido en el pasado, como puede ser un descubrimiento de un pozo petrolífero de gran magnitud. La caída que se observa en el cash flow desde 1991 puede explicarse con base en el aumento de la inversión requerida para explotar los recientemente descubiertos pozos petroleros, pero que aún no han entrado en producción. Este hecho hace que el flujo de caja esperado sea en realidad más alto del que esta metodología permite estimar. Dadas estas consideraciones, el nivel de la cuenta corriente financiable sería mayor al aquí estimado.

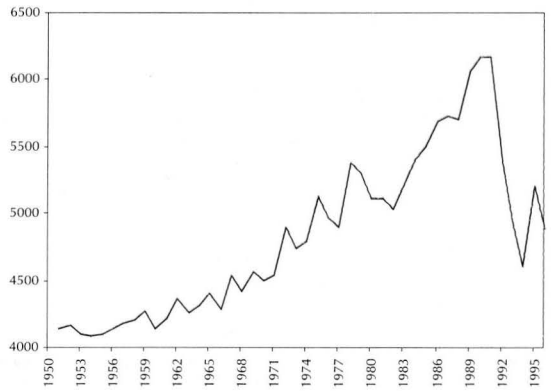
Puesto que esta metodología se basa en el cálculo del valor presente de un flujo de caja, Gosh y

Gráfico 5. EVOLUCION DEL CASH FLOW PERMANENTE (Niveles)



Fuente: Anexo 4.

Gráfico 6. EVOLUCION DEL CASH FLOW PERMANENTE (Diferenciales)



Fuente: Anexo 4.

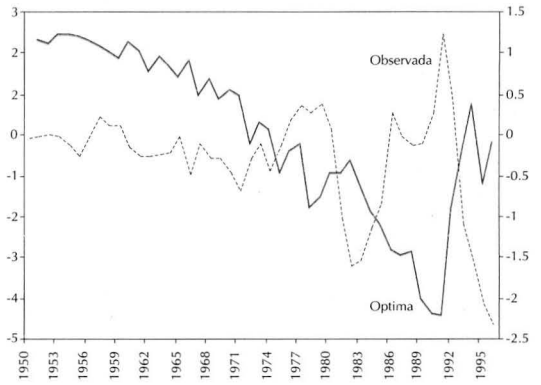
Ostry sugieren las pruebas de Campbell y Shiller (1987) para verificar la validez de los modelos basados en estimaciones de valores presentes. Específicamente se utilizarán dos de ellas: una de causalidad estadística y otra de "relación de varianzas en niveles" (utilizando la terminología de Campbell-Shiller). La primera prueba se fundamenta en el hecho de que la cuenta corriente óptima es una sumatoria de cambios esperados en el cash flow (CF), lo que implica que la cuenta corriente debe causar estadísticamente en el sentido de Granger los cambios en el CF. Las respectivas pruebas de causalidad se hicieron con la cuenta corriente observada (CAR) y con el nivel óptimo estimado (DCFPE) y no se pudo rechazar la hipótesis de causalidad de ambas variables hacia los cambios en el logaritmo de CF (DLCSH) (ver Anexo 5)[7].

Este resultado contrasta con el reportado por Gosh y Ostry (1995) en su Cuadro 2, donde presentan a Colombia como uno de los países donde no se verifica la hipótesis de causalidad, lo que llevaría a rechazar la bondad del enfoque intertemporal. Este resultado parece ser atribuible al período muestral considerado (1960-1990), ya que, cuando con los mismos datos utilizados en este trabajo se toma el mismo período resulta la no causalidad encontrada por Gosh y Ostry.

La segunda prueba de Campbell y Shiller es una de volatilidad, y consiste en examinar la relación de la varianza de la variable observada, en este caso la cuenta corriente (CAR), con la varianza de la variable permanente estimada (DCFPE). Si el modelo de valor presente empleado es válido, las varianzas deberán ser iguales, lo que implica que la relación será igual a uno. Efectivamente, al hacer la prueba F de igualdad de dos varianzas (Mood, Graybill & Boes p. 438) se obtiene un estadístico R=1.27, inferior al valor crítico de 1.4, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de igualdad de las dos varianzas. Gosh y Ostry obtienen el mismo resultado.

Los resultados de esta sección indican que el valor óptimo de la cuenta corriente, estimado como un valor presente de (los cambios en) un flujo de caja constituyen un buen punto de referencia para examinar si el superávit o déficit de la cuenta corriente es excesivo o no. La comparación entre el nivel óptimo de la cuenta corriente (DCFPE) y el valor registrado puede hacerse de dos maneras teniendo en cuenta que están medidas en unidades distintas: de un lado se pueden normalizar las series, o de otro, se puede convertir una variable a las mismas unidades en que se encuentra la otra utilizando una tasa de cambio apropiada. En lo que resta de esta sección se procede a efectuar ambas tareas.

Gráfico 7. CUENTA CORRIENTE OPTIMA OBSERVADA (Series normalizadas)



[7] Se hicieron las mismas pruebas de causalidad remplazando la cuenta corriente real (CAR) por la cuenta corriente no financiera (CANFR) y se obtuvieron aún mejores resultados estadísticos. Lo mismo sucede con la prueba de igualdad de varianzas descrita más adelante.

1. Comparación del óptimo con el observado: Variables normalizadas

El Gráfico 7 muestra la evolución de la cuenta corriente observada y el valor óptimo, normalizados. Durante los años cincuenta y sesenta, la cuenta corriente observada estuvo por debajo del nivel sustentable, coincidiendo con episodios de recurrentes crisis cambiarias y devaluaciones masivas del peso. Durante los años setenta, especialmente en la segunda mitad de la década, la cuenta corriente observada fue superior al nivel óptimo, sucediendo lo contrario a comienzos de los ochenta. Desde 1993 se observa que el nivel registrado de la cuenta corriente es inferior al financiable en el largo plazo.

En el período 1950-1996 hay tres episodios en los que se presenta una significativa distancia entre las dos series normalizadas, que indicaría un excesivo déficit: 1954-1956, 1982-1983, y 1994-1996. En el primer subperíodo, la distancia entre las dos series normalizadas fue de 1.1 unidades, en el segundo de 1.4 y en el tercero de 2.3. La distancia promedio entre las dos series es cero en todo el período 1950-1996.

Lo primero que cabe preguntarse es si la divergencia entre las series debía ser materia de preocupación, dado que según los resultados de la primera sección sobre movilidad de capitales, la economía colombiana no tiene restringido su acceso al financiamiento externo. La respuesta tiene que ver con la vulnerabilidad a la que queda expuesta la economía cuando la discrepancia es grande y, aunque el financiamiento puede estar disponible, su costo no necesariamente es el mismo en todo momento, creciendo en los momentos de mayor vulnerabilidad.

Para eliminar la distancia entre la dos series que en 1996 es de 2.3 unidades, se puede reducir el déficit en CAR en esa magnitud. Dada la desviación estándar de 675 y la media de -307, esto equivale a disminuir el déficit en la cuenta corriente no financiera en US$ 1,277 millones constantes de 1975, o sea US$ 2,700 millones. Este cálculo supone que la cuenta corriente financiable (óptima) no cambiaría el próximo año. De acuerdo con los coeficientes estimados en la sección anterior, se necesitaría una reducción del gasto público del orden de los $24 mil millones de 1975 (aprox. $1.7 billones de 1996) para eliminar el déficit excesivo en la cuenta corriente. Aquí se escogió arbitrariamente como variable de ajuste el gasto público, ya que es aquella sobre la cual las autoridades tienen un mayor grado de control. Adicionalmente, según Stanley Fischer[8], parte del éxito del manejo económico en Chile se atribuye al hecho de que la política fiscal se hubiese orientado a resolver los desequilibrios externos.

Una alternativa de estimación de la discrepancia entre el valor óptimo y el observado, consiste en proyectar un cambio del nivel financiable de la cuenta corriente. Con base en el modelo utilizado para estimar DCFPE se tomaron los residuos cuya media (para el período 1985-1996 que es de mayor volatilidad) fue de -0.36 y desviación estándar de .317. Esta media, más o menos dos desviaciones estándar, produce un rango en el cual estará el residuo del próximo período con una probabilidad del 95% (-.67 y .598). Con estos límites se estimaron los valores (normalizados) del rango del déficit financiable en la cuenta corriente: -1.26 y 1.14.

El anterior rango debe compararse con el valor (proyectado) de la cuenta corriente para 1997,

[8] En una reunión sostenida en noviembre de 1996 en Fedesarrollo, Fisher expresó este punto de vista.

que es del orden de los US$3,700 millones, que equivale a US$1,753 en millones de dólares de 1975. Esto es un valor normalizado de la serie de -2.1. Lo anterior implica una distancia entre las dos series de -0.8 o 3.2 con igual probabilidad de ocurrencia. Es decir, el valor esperado de la distancia es 2.0, lo que indica que la reducción programada del déficit en la cuenta corriente para 1997 aún deja esta variable en niveles lejanos del financiable o sostenible de largo plazo. La diferencia es del orden de los US$1,000 millones de 1975, por lo que la magnitud del ajuste en el gasto público requerido para eliminarla es del orden señalado en el párrafo anterior.

2. Comparación del óptimo con el observado: variable convertida

Las unidades en que están medidos la cuenta corriente y el cash flow son dólares constantes de 1975 y pesos constantes de 1975, respectivamente, por lo que el segundo se convirtió a dólares utilizando la tasa de cambio nominal promedio del año base (31 pesos/dólar). Así, el valor óptimo (DCFPE) convertido a dólares y el observado presentan un comportamiento muy similar al descrito anteriormente (Gráfico 7). Para 1996, la diferencia entre las dos variables es del orden de los US$2,000 millones de dólares constantes (Anexo 4). Esta cifra es el doble de la obtenida en la subsección anterior, y permite concluir que la cuenta corriente aún se encuentra muy por debajo del nivel sostenible en el largo plazo. Para resolver esta discrepancia entre el nivel óptimo y el observado, habría que reducir el gasto público en $ 37.7 mil millones de 1975, o sea unos $2.6 billones corrientes.

De acuerdo con los resultados de este capítulo, el principal factor explicativo del deterioro en la cuenta corriente fue un exceso de gasto público por encima de su nivel permanente. También resultaron importantes el papel de la inversión privada transitoriamente elevada, un nivel productivo cíclicamente inferior a su nivel permanente, y el ajuste en el tipo de cambio real a su nivel de largo plazo, tema que se trata en el siguiente capítulo.

III. EL NIVEL DE LA TASA DE CAMBIO

El objetivo de este capítulo es examinar la evolución del tipo de cambio real en Colombia para determinar si ésta es una de equilibrio, en un doble sentido. De una parte se verá si existe alguna tendencia a la revaluación o devaluación real, para lo cual se evaluará el grado de sobrevaloración o subvaluación del peso conforme a una metodología empleada anteriormente para el caso colombiano (Herrera, 1991) que coincide con la empleada recientemente por Clarida y Gali (1994). Adicionalmente se compara la tasa de cambio observada con la implícita según la paridad en el poder adquisitivo del peso con distintas monedas. De otra parte, se emplean modelos existentes sobre los determinantes del tipo de cambio real en Colombia para verificar si su trayectoria responde a cambios en sus determinantes, guardando en este sentido un equilibrio las variables endógenas (tipo de cambio real) y las exógenas (sus determinantes).

A. El tipo de cambio real de largo plazo

Esta sección tiene dos partes: en la primera se estima la tasa de paridad del peso con otras seis monedas. En la segunda se descompone la serie del tipo de cambio real en sus componentes de tendencia y cíclico.

1. El tipo de cambio de paridad

Un estudio reciente (Froot y Rogoff, 1995) muestra cómo una teoría tan simple y tan antigua como la de la paridad en el poder adquisitivo de

las monedas ha logrado sobrevivir las diversas etapas de evolución de las técnicas econométricas. No se pretende en esta sección obtener resultados muy precisos, sino presentar indicadores sencillos fundamentados en la teoría más simple y antigua de la determinación del tipo de cambio.

Con base en datos mensuales para el tipo de cambio del peso con respecto al dólar, el bolívar, el yen, el marco, el peso chileno y el peso mexicano se construyó la tasa de paridad con respecto a cada una de esas monedas. Como punto de partida se tomó la tasa real bilateral promedio de cada una de las monedas para el período 1985-1996, utilizando el IPC de cada uno de los países mencionados. Los Gráficos 8 a 13 muestran la evolución de la tasa observada y la de paridad con respecto a las monedas señaladas, destacándose los siguientes resultados:

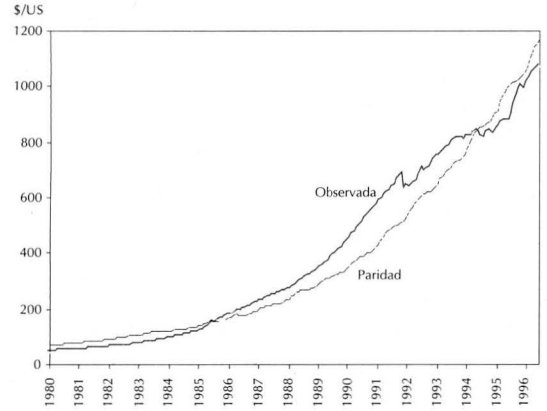
- Las únicas diferencias significativas entre la tasa observada y la de paridad se registran en los casos del bolívar y el peso mexicano, monedas que se han devaluado fuertemente con respecto al dólar y cuyas economías han experimentado inflaciones mucho más altas que la colombiana en el pasado reciente. Se confirma de esta manera una de las ocurrencias más comunes en los mercados cambiarios, señalada por Mussa (1979) hace casi veinte años y corroborada por Frankel y Rose (1995) recientemente, según la cual los países con elevadas tasas de inflación experimentan devaluaciones nominales de sus monedas. Con respecto a estas monedas el peso estaría sobrevaluado en alrededor de un 70%.

- Con respecto al peso chileno, el peso colombiano se encuentra subvaluado en un 14%.

- El peso se encuentra subvaluado con respecto al marco y al yen, en un 4% y 2% respectivamente, mientras que con respecto al dólar americano se encuentra sobrevaluado en cerca de 8%.

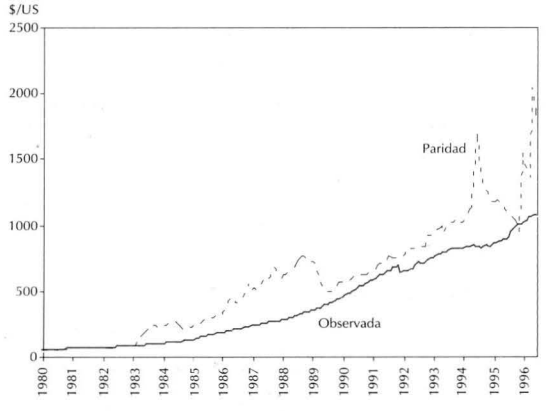
En resumen, la teoría de la paridad en el poder adquisitivo de la moneda produce evidencia difícil de interpretar en cualquier sentido bien sea de sobrevaluación o subvaluación. Los resultados no son tan contundentes como lo eran a comienzos de esta década.

Gráfico 8. TASA DE PARIDAD DEL PESO CONTRA EL DOLAR



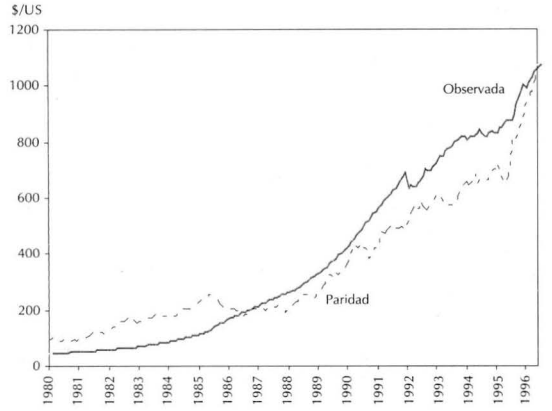
Fuente: Banco de la República y cálculos del autor.

Gráfico 9. TASA DE PARIDAD DEL PESO CONTRA EL BOLIVAR



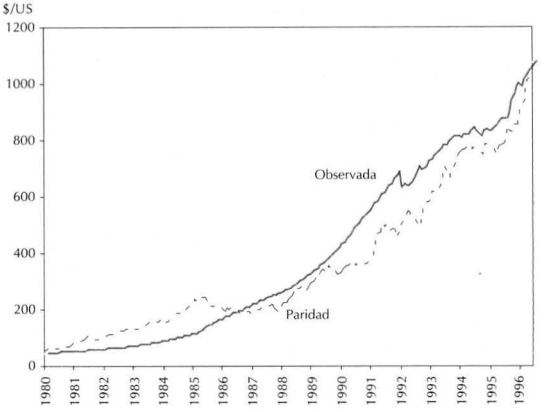
Fuente: Banco de la República y cálculos del autor.

Gráfico 10.TASA DE PARIDAD DEL PESO CONTRA EL YEN



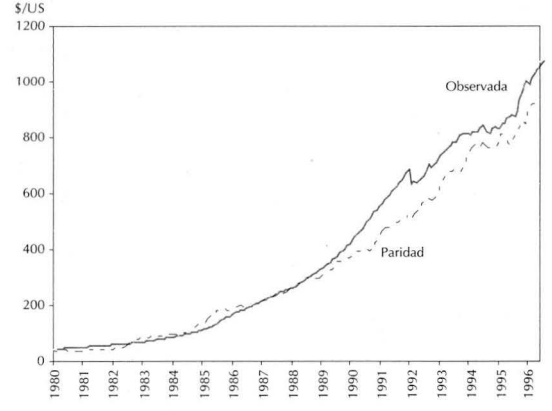
Fuente: Banco de la República y cálculos del autor.

Gráfico 11.TASA DE PARIDAD DEL PESO CONTRA EL MARCO



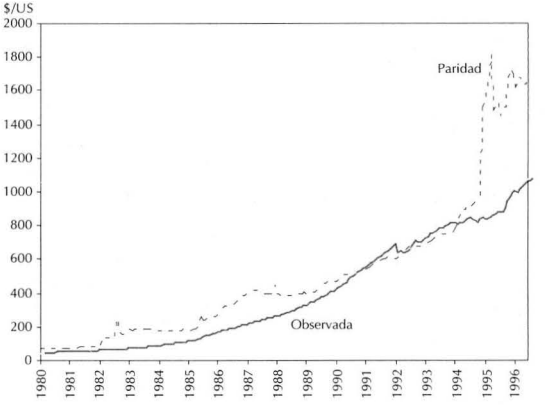
Fuente: Banco de la República y cálculos del autor.

Gráfico 12.TASA DE PARIDAD DEL PESO CON EL PESO CHILENO



Fuente: Banco de la República y cálculos del autor.

Gráfico 13.TASA DE PARIDAD DEL PESO CON EL PESO MEXICANO



Fuente: Banco de la República y cálculos del autor.

2. El tipo de cambio real permanente

Esta sección presenta la descomposición de la serie del tipo de cambio real efectivo en sus componentes permanente y cíclico. La comparación del tipo de cambio observado con su nivel permanente o de largo plazo, permite obtener un indicador del grado de subvaluación o sobrevaloración del peso. Esta metodología fue empleada recientemente por Clarida y Gali (1994), aunque además de la descomposición univariada de las series igual a como se había hecho para el caso colombiano (Herrera, 1991), también presentan los autores una descomposi-

ción multivariada que se sugiere explorar para futuros trabajos.

La descomposición univariada de la serie del tipo de cambio real efectivo (TCEF) en sus partes cíclica y permanente se hará alternativamente mediante dos simplificaciones de la metodología de Beveridge y Nelson (BN): una efectuada por Cuddington y Winters (CW) y por Miller (1988). Se utilizan las dos para verificar que lo resultados no sean sensibles a la técnica de descomposición utilizada, y para poder comparar los resultados con los de estudios previos para Colombia.

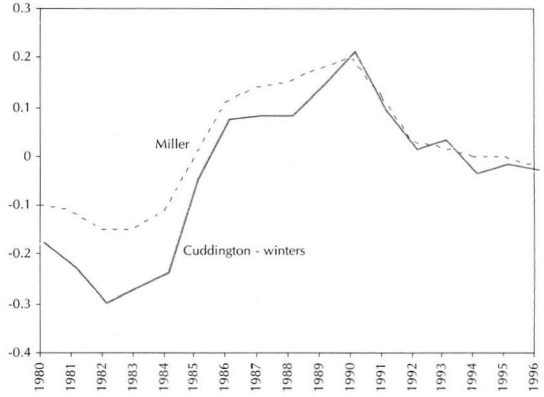
El Cuadro 7 y el Gráfico 14 presentan las series de desequilibrio cambiario calculadas con base en la metodología Cuddington-Winters (DESTCCW) y la de Miller (DESTCRM). En el Anexo 7 se presentan los modelos utilizados y la Información detallada, recordando que el desequilibrio se ha definido como la desviación del valor observado con respecto a su componente permanente. Son varios los puntos que merecen destacarse:

Cuadro 7. DESEQUILIBRIO CAMBIARIO

	DESTCCW [a]	DESTCRM [b]
1980	-0.18	-0.10
1981	-0.23	-0.11
1982	-0.30	-0.15
1983	-0.27	-0.15
1984	-0.24	-0.11
1985	-0.05	0.00
1986	0.07	0.11
1987	0.08	0.14
1988	0.08	0.15
1989	0.14	0.18
1990	0.21	0.20
1991	0.09	0.12
1992	0.01	0.03
1993	0.03	0.02
1994	-0.04	0.00
1995	-0.02	0.00
1996	-0.03	-0.02

[a] Metodología Cuddington Winters, Anexo 7.
[b] Metodología Miller, Anexo 7.

Gráfico 14. EVOLUCION DEL DESEQUILIBRIO CAMBIARIO



- Las dos metodologías presentan resultados idénticos.

- Hasta 1990 se observa una buena descripción de lo que ocurrió en el mercado cambiario colombiano y se replican los resultados de estudios anteriores.

- La subvaluación del peso registrada en 1989 y 1990 se corrigió en 1991 y 1992, obteniéndose un relativo equilibrio entre 1992 y 1993.

- A partir de 1994 se obtienen valores negativos, lo que resulta del hecho de que el tipo de cambio observado es inferior a su valor permanente o de largo plazo. Para 1996 (junio), la desviación era del orden del 2.8% o del 1.8% según la metodología empleada, lo que prácticamente la hace inexistente cuando se le compara con el tamaño de los desequilibrios estimados desde 1980 (Cuadro 7).

Para proyectar el valor del tipo de cambio real de largo plazo para 1997 se emplea la metodología CW ya que la de Miller requiere el valor observado de la serie en el período t, que no se tiene. Para proyectar la variación del componente permanente se tomaron los residuos del modelo CW (Anexo 7), con un promedio de .0037 y una desviación estándar de .0769 y se construyó un intervalo de confianza del 95%, que implica que éste estará en el rango (-.1501, .1501). Para obtener la variación proyectada del componente permanente se multiplica el residuo por la función de ganancia (g=.333) y resulta que la variación en el componente permanente se ubicará entre (-.005, .052), con un 95% de confiabilidad.

El rango anterior es la diferencia en los logaritmos del componente permanente, lo que implica que si su nivel actual (LTCLPCW) es 4.699, en 1997 este valor estará en el rango (4.649, 4.751). Es decir, el componente permanente del tipo de cambio real estará en el rango (105, 115) con una confiabilidad del 95%. Recuérdese que el valor actual de esta variable es 109.5 y el valor observado se encuentra en 106.8. Puesto que se trata del tipo de cambio efectivo (ajustado por aranceles y con una base distinta a la del Banco de la República (Herrera-Alonso (1990)) hay que convertir estos valores a la base del Banco para facilitar su interpretación, suponiendo que el arancel efectivo se mantiene constante: el componente de largo plazo estaría en el rango (97.1, 106.3) habiéndose ubicado (en junio) el tipo de cambio real en 98.8.

B. Determinantes del tipo de cambio real

El objetivo de esta sección es examinar si la evolución del tipo de cambio real responde a cambios en sus determinantes, existiendo en este sentido una trayectoria de equilibrio que refleja relaciones estables entre el tipo de cambio real y otras variables. Se tomará como punto de partida los modelos ya existentes sobre los determinantes del tipo de cambio real (Edwards (1988), Herrera (1989), Easterly (1991), Calderón (1995)), aunque aquí no se usará el de Easterly puesto que incluye variables contenidas en los otros que son más fundamentados. En ninguno de los casos se hará una discusión de los motivos de inclusión de una determinada variable o de las bondades del modelo, remitiendo al lector interesado a los artículos originales.

La revisión comenzará por el modelo de Herrera (1989) ya que es directamente aplicado al caso colombiano mientras que el de Edwards se basa en un estudio de cross-section para 12 países en vías de desarrollo entre los que se incluye el nuestro. Posteriormente se examina el modelo de Calderón (el más reciente) y finalmente se examina la validez para el caso colombiano de la hipótesis Balassa-Samuelson, incorporada en los trabajos de Edwards y Calderón.

1. Actualización del modelo de Herrera (1989)

En este modelo se plantea la devaluación real (DEVREA) en función del gasto de consumo de las administraciones públicas (CONADP), de la variación en el endeudamiento privado externo (VDEPR), de la tasa real de interés, del nivel de la tasa de cambio real (TCRF), de la devaluación nominal (DENOMF), y de las variaciones (no anticipadas) en los términos de intercambio (RESVTI). Con base en datos anuales para el período 1969-1988 se encontró que el modelo explicaba bastante bien la trayectoria del tipo de cambio real con base en estas variables "reales" perdiendo cierta relevancia el tipo de cambio nominal.

Se actualizaron las series hasta 1996 (Anexo 8), encontrando que el Banco de la República revisó las estadísticas de deuda externa privada para el período 1970-1995 (Banco de la República, 1996) por lo que se utilizó la nueva Información, al igual que se revisaron algunos datos del DANE de consumo de las administraciones públicas para 1987 y 1988. Con estas revisiones y ampliando el período muestral se estimó el modelo de regresión que se resume en el Cuadro 8. Los principales resultados son:

- El ajuste es alto (R^2 =.95), pese a que la regresión se estimó hasta 1991. A partir de ese año, las variables explicativas pierden su significancia, específicamente la tasa real de interés (TAREI) y la variación del endeudamiento privado externo (VDEPRE). Esto es batante curioso dado el notable aumento del endeudamiento externo acompañado de la disminución en la tasa real y la apreciación del peso en esa época.

- Una devaluación nominal se traduce en una devaluación real en cerca de un 70%. Es claro que este coeficiente debe entenderse como un efecto de corto plazo, ya que se trata de tasas de devaluación, sin incorporar ningún análisis de largo plazo. Recuérdese que el objetivo de esta

Cuadro 8. DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL - HERRERA 1989

Variable dependiente: DEVREA
Muestra: 1971-1991
Número de observaciones: 21

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	-28.231	5.904	-4.781	0.000
CONADP	-0.520	0.062	-8.390	0.000
RESVTI	-18.079	5.752	-3.143	0.009
TAREI	1.029	0.242	4.258	0.001
DENOMF	0.763	0.060	12.637	0.000
DENOMF(-1)	-0.067	0.082	-0.811	0.433
TCRF	0.437	0.098	4.465	0.001
D(DEPRE)	-0.009	0.004	-2.341	0.037
MA(4)	-0.915	0.065	-14.063	0.000
R-squared	0.971	Mean dependent var		1.1805
Adjusted R-squar	0.952	S.D. dependent var		8.443
S.E. of regressi	1.856	Akaike info criterion		1.535
Sum squared resi	41.353	Schwartz criterion		1.982
Log likelihood -	36.913	F-statistic		50.214
Durbin-Watson st	2.396	Prob(F-statistic)		0.000
Raíz MA invertida	.98	.00+.98i	-.00-.98i	-.98

DEVREA: Tasa de Devaluación Real.
CONADP: Consumo de las Administraciones Públicas.
RESVTI: Residuos de un modelo ARIMA de las variaciones en los términos de intercambio.
TAREI: Tasa Real de Interés.
DENOMF: Devaluación Nominal.
DENOMF(-1): Devaluación Nominal rezagada un período.
D(DEPRE): Cambio en el stock de deuda privada en términos reales.

sección es únicamente replicar los modelos ya existentes sobre este tema en Colombia. El análisis de corto y largo plazo adecuado es mediante la técnica de la cointegración de estas variables.

- El gasto en consumo del sector público, las variaciones en los términos de intercambio y el "efecto-ingreso" del tipo de cambio real son variables significativas y con el signo esperado. El coeficiente del consumo público (-.52) indica que por cada mil millones de pesos de mayor gasto, el tipo de cambio real se revalúa en .52 puntos.

- La tasa real de interés es significativa y con el signo esperado, y el coeficiente estimado indica que cada punto de aumento en dicha tasa permite la devaluación del peso en igual proporción. Lo anterior contradice algunas versiones populares recientes según las cuales la reciente apreciación del peso de debe a las elevadas tasas de interés.

- Al correr la misma regresión pero sustituyendo los gastos de consumo por los de inversión, se obtiene resultados similares, aunque el valor del coeficiente de esta variable es ligeramente inferior (-.36). Esto implica que por cada mil millones de pesos de mayor gasto de inversión el tipo de cambio real se revalúa en .36 puntos. Este resultado según el cual el gasto de inversión pública tiene un efecto parecido al del gasto de consumo es sorprendente ya que tradicionalmente se ha supuesto que los gastos de inversión por tener un elevado componente importado no afectan el tipo de cambio real.

Con base en los coeficientes estimados (Cuadro 8) se examinó si la trayectoria (de revaluación) del tipo de cambio real, observada en el período 1990-1994 fue una de equilibrio o no, de haberse mantenido invariantes los parámetros allí estimados. El Cuadro 9 resume los distintos efectos que se presentaron sobre el tipo de cambio real durante este período, encontrándose que las variables incorporadas habrían precedido una revaluación cercana a 19 puntos cuando la efectivamente observada fue de 21 puntos.

La tasa de cambio promedio pasó de $502 por dólar a $826 por dólar representando una devaluación nominal del 64%, que con el coeficiente encontrado implicaría un aumento del tipo de cambio real de 45 puntos. En cuanto a los términos de intercambio, estos aumentaron en 20% (el componente no anticipado, que es casi la totalidad), con lo cual, multiplicado por su coeficiente (-18.1) produciría una revaluación de 4.1 puntos. El gasto de consumo de las administraciones públicas pasó de $81.3 mil millones en 1990 a $128 mil millones en 1994,

Cuadro 9. EFECTOS EXPLICATIVOS DE LA TRAYECTORIA DEL TIPO DE CAMBIO REAL 1990-1994

	Efectos					
Devaluación real observada	**Tasa de interés**	**Devaluación nominal**	**Términos de intercambio**	**Gasto público**	**Deuda privada**	**Efecto ingreso de transables**
-21.0	-2.5	45.2	-4.1	-24.3	-22.0	-10.9

variación que multiplicada por .52 produce una revaluación de 24 puntos. El notorio aumento del endeudamiento privado implicó una revaluación de 22 puntos, y el menor precio de los bienes transables se tradujo en una revaluación de casi 11 puntos, de acuerdo con los coeficientes estimados. La tasa de interés real, que en 1990 era de 4.9%, bajó a 2.5% en promedio entre 1992 y 1994, lo que implicó una revaluación de 2.5 puntos. Los efectos se encuentran resumidos en el Cuadro 9.

Para 1997 se puede proyectar la devaluación real que se obtendría, dado un comportamiento proyectado de las variables explicativas que se registra en el Anexo 8. Así, se proyecta una devaluación real de 0.3% para 1997, lo que significa que en términos prácticos permanece constante.

2. Estimaciones con el modelo de Edwards (1988)

Sin discutir las bondades del modelo de Edwards, y con el único propósito de tener un punto de referencia, se toman las elasticidades allí calculadas para ver si explican la trayectoria del tipo de cambio real en Colombia durante esta década. Hay supuestos bastante fuertes, como el que Colombia se comporta igual al promedio de los doce países de la muestra del estudio.

El modelo de Edwards es el siguiente (pg. 335)

$$Dogle = a1log(tot) + a2log(gcgdp) + a3log(aranceles) + a4(capflo) + a5log(techpro) - a6EXCRE + a7NOMDEV - a8(prem(t) - prem(t-1)) - a9loge(t-1) \quad (7)$$

donde D=operador de primeras diferencias
e=tipo de cambio real
tot=términos de intercambio
gcgdp=gastos de consumo como % del PIB
capflo=flujos de capital
techpro=indicador de desarrollo tecnológico
EXCRE=indicador de exceso de crédito
prem(t)=premium del dólar en el mercado negro

Edwards presenta nueve versiones (en el Cuadro 4, pg. 337) de este modelo en las cuales se hacen distintas combinaciones de estas variables, y en donde además de la variable EXCRE introduce algunas otras que capturan distintos ángulos de la política macroeconómica. Específicamente, introduce la variable DEH, que es la relación del déficit del gobierno a la base monetaria rezagada un período. La variable EXCRE se calcula como la diferencia en la tasa de crecimiento del crédito interno y el crecimiento del PIB. Finalmente, la introducción del progreso técnico como variable explicativa responde a la hipótesis de Balassa (1964) y Samuelson (1964), según la cual éste es mayor en la producción de bienes transables que en la de no transables, fenómeno que, de acuerdo con la hipótesis original, sería más acentuado en los países de mayor nivel de ingreso. La siguiente sección de este documento está dedicada exclusivamente a este tema, así que por ahora basta decir que Edwards introduce el crecimiento del PIB para capturar este fenómeno.

Se ecoge la regresión 29.5 de Edwards, por ser la del mayor R^2 y porque incluye la variable aranceles, y se obtiene que las variables explicativas con sus respectivos coeficientes son: EXCRE (-.075), DEH (-.019), NOMDEV (.634), LTOT (-.003), aranceles (-.399), lgcgdp(-.016), crecimiento (.090). Sobre sus resultados, Edwards comenta acerca del relativamente elevado coeficiente de

la devaluación nominal y el signo contrario de la variable crecimiento que contradice la hipótesis Balassa-Samuelson.

Con base en estos coeficientes se efectuará un ejercicio de estática comparativa para explicar la evolución del tipo de cambio real en Colombia entre 1992 y 1996. Se escoge como punto inicial 1992, ya que de acuerdo con los resultados de secciones anteriores, en este año se obtiene un equilibrio cambiario. La inspección de la cuenta corriente de la balanza de pagos corrobora este hecho al notarse una reducción de los elevados niveles registrados en años anteriores.

Este período se puede dividir en dos: uno de revaluación (1992-1994) y otro de devaluación (1995-1996), por lo que se examinarán en forma separada.

En el subperíodo 1993-1994, el crédito interno real creció un 201% (Anexo 9), lo cual con el crecimiento acumulado del PIB de 9%, da como resultado un valor de EXCRE del orden del 192%. Este valor multiplicado por su respectivo coeficiente (-.075) implica una revaluación de 14.4 puntos. La variable DEH, que es el déficit fiscal como proporción de la base monetaria del período anterior, pasa de .28 a .22 entre fines de 1992 y 1994, variación de .06 que multiplicada por su respectivo coeficiente produce una presión devaluacionista de .1 puntos. El peso se devaluó nominalmente 13% en ese período, lo cual multiplicado por .63 se traduce en una devaluación de 8.2 puntos. Las otras variables tienen efectos casi despreciables dados los tamaños de los coeficientes que se están utilizando. Por ejemplo, los términos de intercambio que aumentan un 26% producen un efecto revaluacionista de apenas .1 puntos dada su baja elasticidad (.003). Por esta razón, para facilitar la presentación se agrupan ésta y las otras variables en un conjunto denominado "resto", cuyos efectos se resumen en el Cuadro 10.

Así, el modelo de Edwards pronosticaría una revaluación del orden del 6.1% cuando la efectivamente observada fue del 11.4%, lo que implica que el 54% de la revaluación observada es explicada por las variables de este modelo. Según estos resultados, el principal factor explicativo en el período 1992-1994 fue el exceso de crédito interno, lo que contrasta con los hallazgos de la sección anterior en los que este papel fue desempeñado por el gasto público.

El segundo subperíodo 1995-1996 es uno de devaluación real del peso. Siguiendo la misma metodología, se presentan los resultados en el Cuadro 11. Cabe anotar que la variable crédito interno neto cambia de signo negativo a positivo a partir de 1994, por lo que la tasa de crecimiento, tal como se le calcula usualmente carece de sentido. Por ello, dicha tasa se aproxima mediante

Cuadro 10. EXPLICACION DE LA TRAYECTORIA DEL TIPO DE CAMBIO REAL 1992-1994

Devaluación real observada	Efectos de las variables			
	Exceso de crédito	Déficit fiscal	Devaluación nominal	Resto
-11.4	-14.4	0.1	8.2	0.0

Cuadro 11. EXPLICATORIA DE LA TRAYECTORIA DEL TIPO DE CAMBIO REAL 1995-1996

Devaluación real observada	Efectos de las variables			
	Exceso de crédito	Déficit fiscal	Devaluación nominal	Resto
5.5	-10.4	-2.8	18.0	0.0

las diferencias logarítmicas de la variable modificada (se sumó 100) para obviar el valor negativo. Así las cosas, resulta una expansión del crédito interno real del orden del 140%, que ajustado por el crecimiento del PIB del 11%, termina en un exceso de crédito del 139% que implica una revaluación de 10.4 puntos. El déficit fiscal, como proporción de la base rezagada un período, aumenta extraordinariamente de .22 a .54 entre 1994 y 1996. Finalmente, el peso se ha devaluado (hasta junio) en un 29%, lo que produce una presión devaluacionista real de 18 puntos. El resto de las variables tienen efectos despreciables, los que se resumen en el Cuadro 11.

De esta manera, en el segundo subperíodo el modelo proyectaría una devaluación real del 4.85%, mientras que la efectivamente observada (hasta junio) fue de 5.5%. Lo anterior significa que un 88% de la variabilidad en la trayectoria del tipo de cambio real es explicado por las variables incorporadas en este modelo.

Los resultados de esta sección son bastante satisfactorios, dados los supuestos un tanto heroicos que hay que hacer para poder aplicar el modelo de Edwards. Se cumple el propósito de verificar la importancia de variables "reales" versus la devaluación nominal como determinantes del tipo de cambio.

3. Estimaciones con el modelo de Calderón (1995)

El modelo estimado en el trabajo más reciente sobre este tema en Colombia, que está sólidamente fundamentado conceptualmente, es el siguiente:

$$TCR = -1.75 + 0.25(LYCAP) + 2.25(G/PIB) + 1.43(DEF/PIB) + 0.28(PROD) \quad (8)$$

donde LYCAP= log del ingreso per cápita
G/PIB = gasto público como % del PIB
DEF/PIB= déficit como % del PIB
PROD= diferencial de productividades entre transables y no transables

El principal aporte del trabajo es vincular las productividades sectoriales a la evolución del tipo de cambio real (se discute en la próxima sección), pero ahí mismo radica el principal obstáculo para hacer las estimaciones deseadas, ya que no es clara la forma de medición de esta variable. Para obviar este problema se toma literalmente lo que él señala que "este factor ha contribuido a apreciar la TCR anual en más de 1%" (pg. 110).

Puesto que los coeficientes de Calderón son de largo plazo, se tomará un período suficientemente amplio. Así, en el lapso 1990-1996, en el que se

registró una revaluación del 20%, el ingreso per cápita creció alrededor de un 15%, que multiplicado por su coeficiente (.25), implica una revaluación del 3.75%. El gasto público total pasó de 17% del PIB al 26.5%, variación de 9.5 puntos del PIB que se traducen en una revaluación del 24%. El déficit del sector público pasó de 0.3 % del PIB a 2.5 % del PIB, lo que implica una revaluación del 3%. Y finalmente, la evolución de las productividades implicaría una revaluación del 6%. Dado lo anterior, el modelo de Calderón proyectaría una revaluación ligeramente superior a la observada[9]. El punto importante de recalcar es que la revaluación observada responde a la evolución de ciertas variables, siendo, en este sentido, una de equilibrio. En este caso extremo, la devaluación nominal no juega ningún papel.

Para 1997, si se proyecta que el déficit fiscal se mantiene constante, que el gasto público como % del PIB aumenta en 0.5 puntos y que el ingreso per cápita aumenta en cerca de dos puntos, el modelo de Calderón daría que la TCR de equilibrio se revaluaría en 1.8% sin tener en cuenta el 1% adicional que implicaría el factor de productividades diferenciales para un total de 2.8%.

4. *Productividades sectoriales y la tasa de cambio real*

a. *Aspectos conceptuales*

El objetivo de esta sección es examinar la validez de la hipótesis de Balassa-Samuelson, según la cual la trayectoria del tipo de cambio real depende de la evolución de la productividad de los sectores productores de bienes transables comparada con la de los no transables. Este tema ha recobrando el interés de los investigadores académicos (De Gregorio, Giovannini y Krueger (1993); Canzoneri, Cumby y Diba (1996)) y se expone claramente en Froot y Rogoff (1995) a donde se remite al lector para una ilustración sobre el tema.

El punto central consiste en que, bajo ciertos supuestos, un aumento en la productividad en el sector de los transables tenderá a aumentar el salario de toda la economía. Puesto que en el sector de los no transables no ha ocurrido ningún cambio, la única manera como los productores pueden hacer que el valor de la productividad marginal del trabajo suba (el salario subió) es mediante un aumento en el precio relativo de los bienes no transables. Es decir, tiene lugar una revaluación de la moneda como consecuencia de un mayor crecimiento de la productividad en el sector productor de bienes transables.

Dada la importancia de las implicaciones, se presenta un detalle mínimo de esta teoría, remitiendo al lector al artículo de Froot y Rogoff (1995) para todo el marco conceptual o al artículo de Milesi-Ferreti y Razin (1995) para el detalle de la derivación algebraica.

Los principales supuestos son: movilidad internacional de capitales; movilidad interna de los factores productivos; rendimientos constantes de los factores móviles en la función de producción. Se describe la producción de bienes mediante las siguientes funciones Cobb-Douglas, donde los supraíndices T y N indican la producción (Y) de transables y no transables respectivamente:

[9] Cuando se observa la relación de precios de transables y no transables incorporados en el IPC, se registra una revaluación del 30% entre fines de 1990 y junio de 1996. Esta revaluación es superior a la que resulta cuando se toman otros indicadores de la tasa de cambio real. Por este motivo, la revaluación proyectada por el modelo de Calderón es superior a la proyectada por los otros modelos.

$$Y^T = A^T (L^T)^{\theta} (K^T)^{1-\theta} \quad (9)$$

$$Y^N = A^N (L^N)^{\alpha} (K^N)^{1-\alpha} \quad (10)$$

Si hay competencia en los dos sectores, la maximización de utilidades produce:

$$R = (1-\theta) A^T (K^T/L^T)^{-\theta} \quad (11)$$

$$R = P^N(1-\alpha) A^N (K^N/L^N)^{-\alpha} \quad (12)$$

$$W = \theta A^T (K^T/L^T)^{1-\theta} \quad (13)$$

$$W = P^N \alpha A^N (K^N/L^N)^{1-\alpha} \quad (14)$$

El anterior es un sistema de cuatro ecuaciones con cuatro incógnitas: K^T/L^T, K^N/L^N, W, P^N (es el precio relativo de los no transables, o sea que es el inverso de lo que usualmente se mira en Colombia que es el precio relativo de los transables en términos de no transables). El sistema se resuelve recursivamente: R, es la rentabilidad del capital determinada internacionalmente, lo que hace que mediante (11) se determine K^T/L^T. Una vez hallado ese valor, la ecuación (13) fija el salario, W. Quedan así las ecuaciones (12) y (14) para resolver las dos variables restantes.

Al diferenciar logarítmicamente el sistema de ecuaciones (11)- (14) resulta la ecuación básica del modelo (corresponde a la ecuación 3.7 de Froot y Rogoff, y el Apéndice II de Milesi- Ferreti y Razin trae un detalle de la derivación algebraica de una versión ligeramente distinta):

$$\hat{p} = (\alpha/\theta) \hat{a}^T - \hat{a}^N \quad (15)$$

donde ^ indica la diferenciación logarítmica de la variable. La ecuación (15) expresa la evolución de la relación del precio relativo de los no transables (recuérdese que es el inverso de lo que en Colombia se asimila al tipo de cambio real) en función de la diferencia en el crecimiento de las productividades de los transables y los no transables. Así, si la productividad de los transables aumenta en relación con la de los no transables, se produce un aumento en el precio de los no transables, lo que significa una apreciación o revaluación del tipo de cambio (es una disminución en nuestro índice del tipo de cambio real).

De esta manera, la hipótesis Balassa-Samuelson, en su forma más simple, implica que el tipo de cambio real se encuentra determinado exclusivamente por factores tecnológicos del lado de la oferta. Desde luego que el mundo real tiene rigideces que hacen que factores de demanda (como el gasto público) afecten el tipo de cambio real. Pero lo que desea resaltarse es el papel de las productividades diferenciales entre los transables y no transables en la determinación del tipo de cambio real.

b. El caso colombiano

En Colombia el tema de la relación específica entre la productividad y la tasa de cambio se ha tratado sólo en un par de trabajos. En uno de éstos (Clavijo, 1990) se propone un ajuste del índice del tipo de cambio real por la diferencia en el crecimiento de la productividad en Colombia y en los Estados Unidos. En otro trabajo (Clavijo, 1994) se propone ajustar la devaluación real corregida simplemente por la productividad laboral en Colombia. Finalmente, en el trabajo de Calderón (1994) se hace un tratamiento conceptual adecuado (expone en forma resumida la hipótesis Balassa-Samuelson) y obtiene buenos resultados econométricos. De acuerdo con el marco conceptual expuesto en esta sección, y los resultados de Calderón, los movimientos en el tipo de cambio real son producto de la evolución diferencial de la productividad y

por lo tanto, los "ajustes por productividad" propuestos por Clavijo son innecesarios.

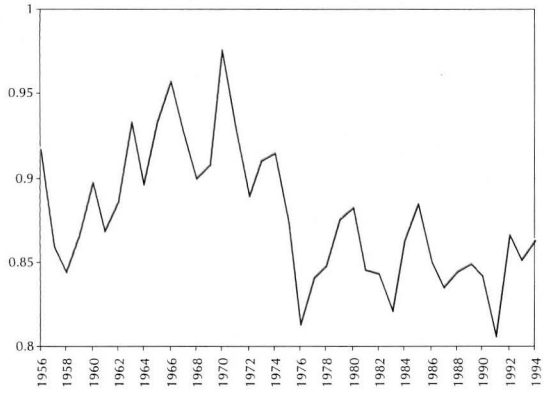
Un trabajo reciente sobre los determinantes de la productividad en Colombia (Sánchez, Rodríguez y Méndez, 1996) encuentra una relación positiva entre la tasa de cambio real y la productividad total de los factores en toda la economía, al igual que en el sector industrial y también en el sector agrícola. No es clara la justificación de la inclusión de la tasa de cambio real como variable explicativa, pero parecería que, de acuerdo con lo expuesto en esta sección, la relación debería ser inversa y la productividad debería emplearse como variable explicativa del tipo de cambio real. Aunque una regresión no implica ninguna afirmación sobre causalidad estadística, parece más apropiado considerar el tipo de cambio como la variable endógena y la productividad como exógena. De todas maneras, la relación estadística positiva entre la productividad y el ITCR apunta en la dirección señalada en el párrafo anterior, en el sentido que los ajustes adicio-nales por productividad al tipo de cambio real están duplicando su verdadero efecto.

La mayor parte de los estudios de productividad sectorial no han hecho el análisis en términos relativos pues pretendían objetivos distintos (Sánchez, et. al., 1996, y Cárdenas, Escobar y Gutiérrez, 1995). La excepción la constituye el trabajo de Londoño (1995) en donde presenta la evolución de la productividad urbana en términos de la productividad agrícola. En lo que resta de esta sección se pretende verificar la hipótesis Balassa-Samuelson con la abundante información presentada en los trabajos mencionados en este párrafo, comenzando por la de Sánchez y Londoño, por ser los más comparables ya que tienen cálculos de la productividad agrícola e industrial (urbana en el caso de Londoño) y las series de Sánchez son las más actualizadas. El trabajo de Cárdenas tiene información sólo de la industria con una buena desagregación, pero por limitaciones de tiempo se deja para una etapa posterior.

La primera dificultad radica en definir lo que es transable y lo que no lo es. Calderón en su trabajo aproxima la productividad sectorial (T y NT) con el ingreso sectorial, pero no es claro cómo se estimó este último. En una primera aproximación se asimilará al sector industrial como el de los transables y al agrícola como el de no transables[10]. Para examinar la evolución relativa de la productividad en ambos sectores se calculó la relación entre la productividad industrial y la agrícola para el período 1956-1994 (este es el período para el cual Sánchez calcula la serie de productividad industrial). La trayectoria de dicha relación (Gráfico 15) presenta varias características. En primer término, al comienzo es creciente y luego decreciente presentando una forma de U invertida. En términos generales, es decreciente entre mediados de los cincuenta y mediados de los noventa. En segundo lugar, a mediados de los años setenta se presenta un abrupto cambio de nivel en la serie y probablemente de tendencia de la misma.

[10] Esta escogencia se corrobora con la siguiente información calculada con base en las cuentas nacionales para 1992: las exportaciones de origen agropecuario representaron el 37% del total de exportaciones, mientras que las de origen industrial fueron del 30%. Las importaciones agropecuarias participaron con el 9.5% del total, mientras que las industriales fueron el 79.6% del total. Finalmente, la suma de las exportaciones y las importaciones como proporción del producto de cada sector fueron: 43.9% para el agropecuario y 187% para el industrial. Se ajustó la producción industrial sacando la producción de café y pasándola al sector agropecuario, para hacer la información consistente con la información de comercio que incluyó al café cuando debería estar en el sector agropecuario.

Gráfico 15. RELACION DE PRODUCTIVIDADES DE TRANSABLES Y NO TRANSABLES



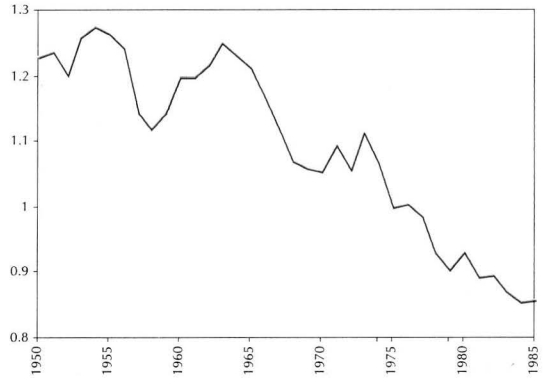
Este comportamiento de la relación de productividades es muy similar al que encontró Londoño, aunque no coinciden temporalmente las formas de U invertida. Las series de Londoño también arrojan, con mayor claridad, una tendencia decreciente, aunque sus datos sólo llegan hasta 1986 (Gráfica 16). Estos resultados son sorprendentes ya que implican que la productividad agrícola crece en el largo plazo más rápidamente que la industrial. Sin duda merecen un detallado análisis (adicional al que hace Londoño) que está fuera del ámbito de este trabajo.

Verificaremos si en el largo plazo esta razón de productividades guarda alguna relación con el tipo de cambio real, para lo cual emplearemos la metodología de la cointegración. Si resulta que las dos variables están cointegradas, significa que presentan una relación estable de equilibrio en el largo plazo, pero transitoriamente pueden presentarse desviaciones de esta relación.

En el Anexo 10 se presenta el detalle de las pruebas y se obtiene que, independientemente de si se trabaja con las series de Sánchez o Londoño, se obtienen dos resultados cruciales: de una parte, no se rechaza la hipótesis de cointegración de las series; de otra parte, el signo de la variable independiente en la regresión cointegrante es negativo, tal como lo sugiere la hipótesis Balassa-Samuelson: un aumento en la productividad de los transables (industria) conduce a una revaluación del tipo de cambio real. Este resultado implica que el tipo de cambio real y la razón de productividades presentan una relación estable en el largo plazo alrededor de la cual tenderán a gravitar, aunque en el corto plazo puedan presentar comportamientos divergentes.

Este análisis se puede complementar con la información de Cárdenas, et. al. de la productividad de la industria manufacturera, desagregada según el sector industrial. Esta información es de periodicidad anual para el período 1974-1992. Esta promete ser una fructífera tarea, ya que con base en datos de la industria mensual manufacturera, se puede verificar que los sectores industriales productores de bienes transables aumen-

Gráfico 16. RELACION DE PRODUCTIVIDADES DE TRANSABLES Y NO TRANSABLES



taron su productividad laboral en el período 1991-1994 a un ritmo de casi dos veces el de los sectores productores de no transables[11], período en el cual el tipo de cambio real se revaluó considerablemente.

5. Variables nominales vs. reales y demanda vs. oferta

Dado que los supuestos del modelo Balassa-Samuelson son bastante restrictivos como para suponer que el tipo de cambio real está determinado exclusivamente por factores reales de la oferta (como la relación de productividades), se pretendió incorporar variables de la demanda[12]. Para ésto se tomaron la tasa de cambio real (TCEF), el gasto público total (GPUBTO), la relación de productividades (PRURAGJL)[13], el PIB per cápita (PIBCAP) y la tasa de cambio nominal (TCNOM), y después de verificar que todas fuesen del mismo orden de integración (I(1)), se hizo el análisis de cointegración que se presenta en el Cuadro 12. Se puede ver allí que el sistema de cinco variables tiene cuatro vectores cointegrantes (al 5% de significancia), lo que indica que es un sistema bastante estable en el largo plazo[14].

Puesto que los vectores de cointegración son simples relaciones estadísticas entre un conjunto de variables endógenas, en general no pueden interpretarse como ecuaciones estructurales (Dickey, Jansen and Thornton, 1994). Phillips (1992) comenta cómo el método de Johansen arroja estimadores consistentes de la dimensión del espacio cointegrante (en este caso encontramos cuatro vectores), pero en general no se puede utilizar para estimar relaciones estructurales o hacer pruebas de hipótesis sobre un determinado coeficiente. El mismo punto lo anota Hargreaves (1994). Dado que nos interesa ver sólo una de las ecuaciones del sistema, aquella que describe el comportamiento del tipo de cambio real, se estima, como alternativa, una regresión cointegrante (Holden y Perman, 1994)[15]. Adicionalmente, puesto que es de particular interés examinar el impacto de una de las variables (del tipo de cambio nominal) sobre el tipo de cambio real, parece apropiado utilizar otro enfoque, aunque el de Johansen haya sido útil para ver qué tan estable es el sistema descrito.

El Cuadro 13A presenta la ecuación para el tipo de cambio efectivo. Esta regresión se puede interpretar como la relación de largo plazo (cuando se normaliza por la variable TCEF), siendo todos los signos los esperados. Los coeficientes de

---

[11] Se agradece a Andrés Langebaek la elaboración de estos cálculos, así como la separación de los sectores industriales en transables y no transables.

[12] Este ejercicio es muy similar al de Calderón, pero aquí se extiende el período muestral y se utilizan definiciones distintas de las variables.

[13] Se actualizó la serie de Londoño hasta 1994 mediante un empalme con las series de Sánchez. et. al.

[14] El modelo escogido es uno con constante y sin tendencia determinística, aunque no se hicieron todas las pruebas de selección del modelo óptimo. El número de rezagos se escogió combinando el criterio de información de Akaike con el de la normalidad de los residuos del modelo de vectores de corrección de errores. El AIC señalaba continuas ganancias con la inclusión de rezagos, por lo que este criterio indicaba que el número era cinco. En este caso resultaban cuatro vectores cointegrantes. Sin embargo, el estadístico Jarque-Bera de normalidad de los residuos de la primera ecuación, que es la que nos interesa, se reducía a la mitad al aumentar los rezagos de tres a cinco, por lo que se optó por los tres rezagos.

[15] Es preciso hacer las pruebas de exogeneidad de las variables tasa de cambio nominal, gasto público y relación de productividades, con respecto al tipo de cambio real.

Cuadro 12. COINTEGRACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL, EL GASTO PUBLICO, EL TIPO DE CAMBIO NOMINAL, EL PIB PER CAPITA Y LA RELACION DE PRODUCTIVIDADES

Muestra: 1950-1994
Número de observación: 41
Supuesto: Serie sin tendencia determinística
Intervalos: 1 a 3

Eigenvalue	Posibilidad	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%	Hipótesis
0.654	115.34	76.07	84.45	None**
0.523	71.87	53.12	60.16	At most 1**
0.343	41.55	34.91	41.07	At most 2**
0.309	24.31	19.96	24.60	At most 3*
0.199	9.14	9.24	12.97	At most 4

*(**) La hipótesis se rechaza con un nivel de confianza de 5% (1%).
El test L.R. indica 4 ecuaciones de cointegración con un nivel de cofianza de 5% (1%).

Los coeficientes de cointegración no normalizados

TCEF	PRURAGJL	GPUBTO	PIBCAP	TCNOM	C
0.003	-3.279	0.044	-0.001	0.002	11.132
-0.008	-7.319	-0.016	-9.46E-05	0.006	10.570
0.003	-2.166	-0.006	2.19E-05	-0.013	2.348
-0.009	0.996	0.020	-0.000	-0.002	0.967
0.009	0.871	0.020	-0.000	-0.004	0.943

TCEF: Tasa de cambio efectiva.
PRURAGJL: Productividad de transables/no transables.
GPUBTO: Gasto Público Total.
PIBCAP: PIB per cápita.
TCNOM: Tasa de cambio nominal promedio.

Coeficiente de integración normalizado

TCEF	PRURAGJL	GPUBTO	PIBCAP	TCNOM	C
1.000000	-398.681	5.331	-0.084	0.237	1353.449
	(170.527)	(1.183)	(0.019)	(0.279)	(400.061)
Log likelihood	-473.373				

Coeficiente de integración normalizado

TCEF	PRURAGJL	GPUBTO	PIBCAP	TCNOM	C
1.000	0.000	4.366	-0.056	-0.051	548.224
		(0.829)	(0.010)	(0.229)	(107.167)
0.000	1.000	-0.002	7.13E-05	-0.001	-2.020
		(0.001)	(1.6E-05)	(0.000)	(0.167)
Log likelihood	-458.211				

Coeficiente de integración normalizado

TCEF	PRURAGJL	GPUBTO	PIBCAP	TCNOM	C
1.000	0.00	0.000	0.005	-2.625	-99.230
			(0.006)	(1.638)	(76.223)
0.000	1.00	0.00	3.78E-05	0.001	1.661
			(4.1E-06)	(0.001)	(0.049)
0.000	0.000	1.000	-0.014	0.590	148.282
			(0.001)	(0.378)	(17.565)
Log likelihood	-449.590				

Coeficiente de cointegración normalizado

TCEF	PRURAGJL	GPUBTO	PIBCAP	TCNOM	C
1.000	0.000	0.000	0.000	-0.938	-44.207
				(0.755)	(8.300)
0.000	1.000	0.000	0.000	0.014	1.232
				(0.009)	(0.103)
0.000	0.000	1.000	0.000	-4.229	8.870
				(2.822)	(31.023)
0.000	0.000	0.000	1.000	-347.851	-113.440
				(228.355)	(2510.48)
Log. likelihood	-442.0051				

Cuadro 13A. ECUACION ESTRUCTURAL PARA EL TIPO DE CAMBIO REAL

Variable dependiente: TCEF
Muestra: 1950-1996
Número de observaciones: 47

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	-28.231	5.904	-4.781	0.000
PRURAGJL	-40.159	11.765	-3.413	0.001
PIBCAP	0.010	0.001	7.782	0.000
TCNOM	0.035	0.017	1.986	0.054
GPUBTO	-0.706	0.169	-4.172	0.000
R^2	0.717	Media		83.434
R ajustado	0.691	Desviación estándar		24.405
SE de la regresión	13.418	Criterio Akaike		5.274
Residuo	774.132	Criterio Schwartz		5.432
Logaritmo	-186.638	Estadístico F		36.393
DW	0.405	Probabilidad		0.000

esta regresión estática son los valores de largo plazo y convergen a su verdadero valor, por lo que pueden utilizarse sin necesidad de especificar la representación dinámica (modelo de corrección de errores) para hacer inferencias sobre el largo plazo. Este análisis de las variables en niveles es válido dado el orden de integración de las variables que se examinan y el hecho de que están cointegradas; los coeficientes estimados son consistentes aunque su distribución no es estándar (Stock y Watson, 1988). Puesto que estos resultados son asintóticamente válidos, pueden tener sesgos en muestras finitas y pequeñas como la que nos ocupa. Adicionalmente, los residuos presentan problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad.

Todo lo anterior hace indispensable corregir la estimación de mínimos cuadros ordinarios (MCO), estimando una matriz de varianzas-covarianzas consistente, mediante la metodología de Newey-West (1988). Phillips y Hansen (1990) muestran cómo una corrección de la regresión estática de MCO, similar a la aquí efectuada incorporando la información de los residuos para estimar una matriz consistente de varianzas-covarianzas, es equivalente a la estimación de todo el sitema dinámico mediante la metodología de máxima verosimilitud. El Cuadro 13B resume los resultados.

Varias cosas merecen destacarse. En primer lugar, se puede comprobar que la serie de los residuos es estacionaria (Gráfico 17)[16], lo que permite inferir que no se omitió ninguna variable importante que sea integrada (I(1)). Esto significa que el residuo tiende a gravitar alrededor de una media, observándose que en 1995 y 1996 ha estado ubicado por encima de ésta entre un 3%

[16] Se efectuaron la prueba ampliada de Dickey-Fuller (ADF) y el estadístico de Phillips-Perron.

Cuadro 13B. ECUACION ESTRUCTURAL PARA EL TIPO DE CAMBIO REAL CON METODOLOGIA DE NEWEY-WEST

Variable dependiente: TCEF
Muestra: 1950-1996
Número de observaciones: 47

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	-28.231	5.904	-4.781	0.000
PRURAGJL	-40.159	15.958	-2.517	0.016
PIBCAP	0.010	0.002	6.710	0.000
TCNOM	0.035	0.024	1.425	0.162
GPUBTO	-0.706	0.173	-4.087	0.000
R^2	0.717	Media		83.434
R ajustado	0.698	Desviación estándar		24.405
SE de la regresión	13.418	Criterio Akaike		5.274
Residuo	7741.317	Criterio Schwartz		5.432
Logaritmo	-186.638	Estadístico F		36.393
DW	0.405	Probabilidad		0.000

Gráfico 17. RESIDUOS DE LA ECUACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL



y un 5%, lo que implica que el tipo de cambio efectivo tendería a revaluarse en el largo plazo para regresar a la media estacionaria.

En segundo lugar, la tasa de cambio nominal resultó no significativa, ni siquiera al .1 de significancia, lo que coincide con los resultados de Calderón (1995) para otro período muestral y distintas definiciones de las variables. Aún haciendo caso omiso de la no significancia estadística del coeficiente, su valor es cuantitativamente reducido, ya que al multiplicar dicho coeficiente por los respectivos valores promedios de las variables resulta una elasticidad de .07, lo que significaría que una devaluación nominal del 10% se refleja en un mayor tipo de cambio real de menos del 1% en el largo plazo. Este resultado contrasta marcadamente con los de ejercicios en los cuales se corren regresiones de la tasa de devaluación nominal con la tasa de devaluación real y se encuentra un efecto importante de la primera variable sobre la segunda. Los resultados de esta sección indican que dicha relación es exclusivamente de corto plazo[17].

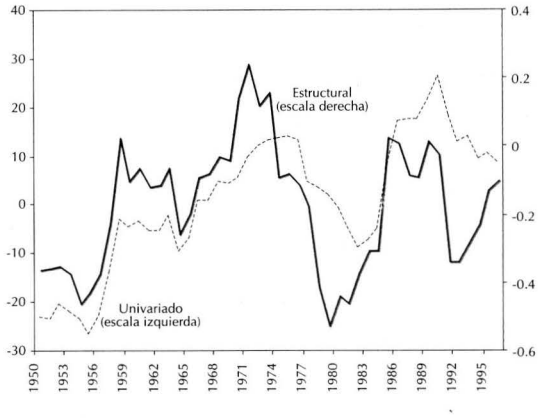
El coeficiente del gasto público, -.7, implica una elasticidad, al multiplicar por los valores medios

de las variables, de -.6, lo que implica que un aumento del gasto público del 10% está asociado con un menor tipo de cambio real del 6%. De igual manera, un aumento del 10% en la relación de productividades entre transables y no transables implica un menor tipo de cambio real del 5% en el largo plazo. La mayor elasticidad en el largo plazo la tiene el PIB per cápita, del orden de 2, lo que implica que un aumento del 10% en esta variable está asociado con un aumento del tipo de cambio real del 20%. Este último resultado no concuerda con la hipótesis de Balassa, ni con los resultados de Calderón, ya que implicaría que a través del tiempo hay una menor demanda relativa por bienes no transables o que la elasticidad ingreso de los bienes no transables es menor que uno. Este tema merece un estudio más detallado.

Finalmente, cabe preguntarse sobre la relación de los resultados de este ejercicio con la descomposición efectuada en la sección anterior. El Gráfico 18 presenta el residuo de la regresión cointegrante y el indicador de desequilibrio cambiario construido mediante el análisis univariado con la metodología de Beveridge y Nelson. Se puede ver la alta correlación en la trayectoria de ambas variables, siendo la única excepción el período 1994-1996 en la que arrojan resultados opuestos. Este tema merece mayor atención, pero permite dudar de los resultados de sobrevaluación obtenidos en secciones anteriores.

Este ejercicio permite concluir que las variables de oferta son muy importantes en la determinación del TCEF, pero las de demanda también son relevantes. En lo que se refiere al tipo de cambio nominal, tiene un efecto no significativo estadísticamente en el largo plazo, y tiene cuantitativamente un impacto despreciable sobre el TCEF.

Gráfico 18. INDICADORES DE DESEQUILIBRIOS SEGUN EL MODELO ESTRUCTURAL Y EL UNIVARIADO



IV. CONCLUSIONES

Los interrogantes de si la cuenta corriente de la balanza de pagos es financiable o no, y de si el tipo de cambio real es sostenible en el largo plazo, están íntimamente relacionados por varias razones. En primer lugar, porque los desequilibrios en la cuenta corriente pueden ser originados por desalineamientos en los precios relativos de los bienes transables. En segundo término, la cuenta corriente será financiable en la medida en que no se anticipen cambios en precios relativos que impliquen pérdidas de capital para los agentes financiadores de esta economía.

Lo anterior nos llevó a comenzar el estudio desde el punto de vista del financiamiento de la cuenta

[17] Para poder hacer el análisis separando el corto y el largo plazo es preciso construír el mecanismo de corrección de errores. El efecto de largo plazo, estimado a partir de la regresión cointegrante o del mecanismo de corrección de errores debe ser igual (Bardsen, 1989).

corriente y a tratar de determinar qué tipo de decisiones son las que finalmente se reflejan en el déficit de la cuenta corriente. En lo que al financiamiento se refiere, en el período 1950-1993 se confirmó una significativa movilidad de capitales utilizando una metodología originalmente diseñada por Feldstein y Horioka, y posteriormente modificada por otros. Según estos resultados, el ahorro y la inversión domésticos no están estadísticamente relacionados, implicando que la segunda se financia con ahorro de origen externo. Esta correlación se verifica claramente para el caso colombiano al efectuar las pruebas de Sachs sobre la relación entre la cuenta corriente y la inversión. Estos resultados muestran que, además de haber una movilidad de capitales, las decisiones de gasto de los agentes buscan reducir oscilaciones en el consumo, y al presentarse choques de alguna índole, se financian externamente.

La cuenta corriente, que es el balance de decisiones puramente intertemporales como son el ahorro y la inversión, necesariamente debe ser de la misma naturaleza. Este enfoque intertemporal de la cuenta corriente se verificó estadísticamente al estudiar sus determinantes en el período 1950-1996. Así, las fluctuaciones del producto por encima de su tendencia tienden a ahorrarse, mientras que los gastos transitoriamente elevados (del sector público y del privado) generan desahorro o financiamiento externo. Con base en las regresiones efectuadas, se estimó que el deterioro de la cuenta corriente experimentado entre 1990 y 1996 se explica en un 45% por un gasto público excesivo, en un 36% por el aumento de la inversión del sector privado, en un 8% por el efecto de la caída del PIB en relación con el potencial, y el restante 11%, por efecto de la corrección en el tipo de cambio real.

Se estimó un nivel óptimo (o financiable en el largo plazo) de la cuenta corriente, construido a partir de un flujo de caja esperado, encontrándose que la cuenta corriente óptima ha aumentado desde comienzos de los años noventa. Es decir, el déficit financiable es menor que a comienzos de la década. Al comparar el saldo financiable en el largo plazo con el observado, se encuentra que en 1996 se registra un nivel excesivo del orden de los US$3,000 millones. Dado que la economía colombiana no tiene acceso restringido al financiamiento externo, lo que la discrepancia entre el nivel óptimo y el observado indica es una posición de vulnerabilidad de la economía a choques aleatorios de cualquier naturaleza. Dicha divergencia también debe afectar el costo de financiamiento externo. Para cerrar la brecha descrita se estimó una reducción del gasto público cercana a los $31.6 mil millones de pesos constantes de 1975, lo que equivale a $2.8 billones corrientes. Se escogió ésta como la variable de ajuste por ser aquella sobre la cual las autoridades tienen un mayor grado de control, y porque según Stanley Fischer, una de las lecciones de política económica que debería quedar de la experiencia chilena de la última década es el uso de la política fiscal como herramienta para compensar los desequilibrios del sector externo.

En cuanto al tipo de cambio real de largo plazo, éste se estimó como el componente permanente de la serie observada. La descomposición efectuada corrobora lo encontrado en estudios anteriores, e indica que para 1995 y 1996 el tipo de cambio real estaría ligeramente por debajo del nivel de largo plazo. Sin embargo, cuando se compara este desequilibrio con el observado en otras épocas, resulta prácticamente inexistente. En este sentido, el tipo de cambio real estaría en un nivel cercano al de equilibrio. En septiembre de 1996, el tipo de cambio real observado estaba por debajo del nivel de largo plazo, pero dicha desviación no sería superior al 5%.

Sin embargo, este resultado no se sostiene, e incluso es totalmente opuesto y de igual magnitud, cuando se compara con el de una ecuación estructural multivariada para el tipo de cambio real, que es otra forma de examinar si el tipo de cambio real observado es uno de equilibrio. Así se verifica que la trayectoria del tipo de cambio real guarda correspondencia con la de otras variables, específicamente con el gasto público, el PIB per cápita, la tasa de cambio nominal y la relación de productividades en la producción de bienes transables y no transables. En cuanto a esta última variable, se encontró que el tipo de cambio real estaba cointegrado con dos indicadores distintos de la relación de productividades de bienes transables y no transables, con lo cual se establece que existe una relación de largo plazo entre las dos variables, y aunque transitoriamente puedan divergir la una de la otra, en horizontes amplios, gravitarán alrededor de esta tendencia común. Este resultado es de vital importancia porque resalta el papel del factor tecnológico del lado de la oferta en la determinación del tipo de cambio real.

Adicionalmente, con base en tres modelos distintos, publicados anteriormente sobre el tema del tipo de cambio real, se pudo comprobar que la revaluación observada desde 1990 obedece a cambios en las variables determinantes: por un lado están las variables del lado de la demanda como el gasto público, los términos de intercambio, el ingreso per cápita; por otro lado están las variables de oferta, como es la relación de productividades de los bienes transables y los no transables, corroborando la hipótesis Balassa-Samuelson.

BIBLIOGRAFIA

Balassa, B.(1964), "The purchasing power doctrine: A reappraisal", *Journal of Political Economy* 72; pp. 584-596

Bardsen, G. (1989), "Estimation of long-run coefficients in error correction models"; *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 2.

Banjeree,A., Dolado, J. Galbraith, J. Hendry, D. (1993) *Cointegration, Error-Correction, and the Analysis of Non-Stationary Data*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.

Becketti, S. y Selton, G. (1989), "¿Has financial market volatility increased?" *Economic Review*, junio, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Beveridge, S. y Nelson, C. (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. (1995), "La tasa de cambio real en Colombia: mitos y realidades", Coyuntura Económica, junio.

Calvo, G. y Mendoza, E. (1995), "Reflections on Mexico´s balance of payments crisis: A chronicle of a death foretold", University of Maryland, agosto.

Campbell, J. y Shiller, R. (1987), "Cointegration and tests of present value models", Journal of Political Economy 95, octubre, pp. 1062-1088

Canzoneri,M., Cumby, R. y Diba, B. (1996), "Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence of a panel of OECD countries" NBER Working Paper 5676, julio.

Cárdenas, M. y Escobar, A. (1996), "Los determinantes del ahorro interno en Colombia: 1925-1994", Documento Fedesarrollo, agosto.

Cárdenas,M. Escobar, A. y Gutiérrez, C (1995), Productividad y competitividad en Colombia: 1950-1994. Documento Fedesarrollo, mayo.

Cárdenas,M. y Garay, L.J. (1993), Macroeconomía de los Flujos de Capital en Colombia y América Latina. Tercer Mundo Editores.

Carrasquilla, A. y Rincón, H. (1990), "Relaciones entre déficit público y ahorro privado: aproximaciones al caso colombiano" Ensayos Sobre Política Económica, 18, diciembre, pp.75-98.

Clarida,R. y Gali, J. (1994), "¿Sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks?" Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy 41, diciembre, pp. 1-56.

Clavijo, S. (1990), "Productividad laboral, multifactorial y la tasa de cambio real en Colombia", Ensayos sobre Política Económica, 17, junio, pp. 73-97.

Clavijo, S. (1994), "Crecimiento económico y productividad en Colombia: una perspectiva de largo plazo", Archivos de Macroeconomía, 30, DNP junio.

Cuddington, J. y Winters, A. (1987), "The Beveridge Nelson decomposition of economic time series: a quick computational method", Journal of Monetary Economics, 19, pp. 125-127

De Gregorio, J. Giovannini, A. y Wolf, H. "The behavior of nontradable goods prices in Europe: evidence and interpretation", Review of International Economics 2, pp. 284-305.

Dickey, D., Jansen, D. y Thornton, D. (1994), "A primer on cointegration with an application to money and income", Cointegration for the Applied Economist, ed. B. Rao, St. Martin´s Press.

Easterly, J. (1991), "La macroeconomía del déficit del sector público: el caso colombiano", Ensayos sobre Política Económica, 20, diciembre, pp. 107-141.

Edwards, S. (1988), "Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: theory and evidence from developing countries", Journal of Development Economics, 29, pp. 311-341

Feldstein, M. (1983), "Domesic savings and international capital movements in the long run and in the short run", European Economic Review,21, marzo.

Feldstein, M. y Horioka, C. (1980), "Domestic saving and international capital flows", Economic Journal 90, pp. 314-329.

Frankel J. y Rose, A. (1995), "Empirical research on nominal exchange rates", Handbook of International Economics, vol. III, ed. G. Grossman y K. Rogoff.

Froot, K. y Rogoff, K. (1995), "Perspectives on PPP and long run real exchange rates", Handbook of International Economics, op. cit.

Gonzalo, J. "Comparison of five alternative methods of estimating longrun equilibrium relationships", Discussion Paper, University of California at San Diego.

Gosh, A. y Ostry, J (1995), "The current account in developing countries: a perspective from the consumption-smoothing approach", *The World Bank Economic Review*, 9, 2. mayo, pp. 305-333.

Hargreaves, C. (1994), "A review of methods of estimating cointegrating relationships" ed. Hargreaves, C. *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration, Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.

Herrera, S. (1989), "Determinantes de la trayectoria del tipo de cambio real en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, 15, junio, pp. 5-23.

Herrera, S. (1991a), "Movilidad de capitales en la economía colombiana", *Banca y Finanzas*, 21, julio. Asobancaria.

Herrera, S. (1991b), "¿Qué tan grande es el desequilibrio cambiario en Colombia?", *Ensayos sobre Política Económica*, 20, diciembre, pp. 145-174.

Herrera, S. y Alonso, G. (1990), "La demanda de importaciones en Colombia: 1952-1989", *Ensayos sobre Política Económica*, 18, diciembre, pp. 51-73.

Holden, D. y Perman, R. (1994), "Unit roots and cointegration for the economist", *Cointegration for the Applied Economist*, ed. B. Rao, St. Martin´s Press.

Londoño, J.L. (1995), *Distribución del Ingreso y Desarrollo Económico*: Colombia en el Siglo XX. Tercer Mundo.

Lòpez, A. (1996), "Why did colombian private savings fall in the early 90s?" mimeo. marzo

Milesi-Ferreti, G.M. y Razin, A. (1995), "Current Account Sustainability", mimeo, diciembre.

Miller, S. (1988), "The Beveridge Nelson decomposition of economic time series: another economical computational method", *Journal of Monetary Economics*, 21, pp.141-142.

Montes, F. (1982), "Principales determinantes del comportamiento de la cuenta corriente durante la década", *Ensayos sobre Política Económica*, 2, diciembre.

Mood, A., Graybill, F. y Boes, D. (1974), *Introduction to the Theory of Statistics*. Mc. Graw Hill.

Newey, W. y West, K. (1987), "A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, pp. 703-708.

Obstfeld, M. (1986), "Capital flows, the current account and the real exchange rate:some consequences of stabilization and liberalization", *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*, ed. Edwards, S. y L. Ahamed. University of Chicago Press.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1995), "The intertemporal approach to the balance of payments" *Handbook of International Economics*, op.cit.

Ocampo, J.A. (1988), "Una nota sobre la relación entre financiamiento externo, ahorro e inversión", *Ensayos Sobre Política Económica*, 13, junio pp.87-96.

Phillips, P. (1992), "The tail behaviour of maximum likelihood estimators of cointegrating coefficients in ECM" mimeo, Cowless Foundation, Yale University.

Phillips, P. y Hansen E. (1990), "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes", *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99-125.

Roubini, N. (1988), "Current account and budget deficits in an intertemporal model of consumption and taxation smooothing: a solution to the Feldstein-Horioka puzzle" *NBER Working Paper 2773*, noviembre.

Sachs, J. (1983), "Aspects of the current account behavior of OECD economies", *Recent Issues in the Theory of Flexible Exchange Rates*, ed. E. Claasen y P.Salin., North Holland.

Sachs, J., Tornell, A. y Velasco, A. (1996), "Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995" *NBER Working* Paper 5576, mayo.

Sanchez, F., Rodríguez, J. Núñez, J. (1996), "Evolución y determinantes de la productividad en Colombia: un análisis global y sectorial", *Archivos de Macroeconomía*, 50, DNP, agosto.

Samuelson (1964), "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economics and Statistics* 46, pp. 145-164.

Stock,J. y Watson, M. (1988), "Variable trends in economic time series", *Journal of Economic Perspectives*, vol.2, No. 3, pp. 147-174.