



ENSAYOS

sobre política económica

Determinantes de la cuenta corriente en Colombia

Santiago Herrera A.

Revista ESPE, No. 30, Art. 03, Diciembre de
1996
Páginas 113-166



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

Determinantes de la cuenta corriente en Colombia

Santiago Herrera A.*

n este documento se examinan los determinantes de la cuenta corriente en Colombia desde 1950 hasta 1996. Los resultados no permiten rechazar la hipótesis de que el mejor modelo descriptivo es el del enfoque intertemporal. En su versión más simple, éste tiene como variables explicativas las desviaciones del producto con respecto a su nivel permanente, las desviaciones del gasto público con respecto a su nivel de largo plazo y las oscilaciones de la inversión privada con respecto a su nivel permanente. El modelo se extiende para analizar el efecto del consumo de bienes duraderos, obteniéndose resultados satisfactorios y se avanza en la construcción de una serie consistente que incluye los bienes importados de este tipo, cosa que ninguno de los trabajos anteriores en

Colombia ha tenido en cuenta. Finalmente, se construye una cuenta corriente "óptima", es decir, aquella que resultaría si los agentes basaran sus decisiones de consumo en un flujo de caja esperado y existiera movilidad perfecta de capitales. Al comparar la serie observada con el nivel óptimo estimado, no se puede rechazar la hipótesis de que las series no difieren. Lo anterior implica que las fluctuaciones en la cuenta corriente obedecen a cambios en las percepciones de los agentes (privados y públicos) de su ingreso futuro, de sus oportunidades de inversión o de los precios relativos esperados. Estos resultados pueden interpretarse como evidencia de una amplia movilidad de capitales en Colombia, desvirtuando hipótesis sobre la importancia del racionamiento de crédito y de las restricciones de liquidez como factores determinantes en las decisiones de gasto de los agentes.

* El autor agradece el financiamiento de la Fundación para la Promoción de la Investigación y la Tecnología, así como los comentarios de un dictaminador anónimo de esta entidad a una versión de este documento.

I. INTRODUCCION

En este trabajo se pretende examinar cuales son los determinantes de la cuenta corriente de la balanza de pagos en el marco del enfoque intertemporal, expuesto y resumido recientemente por Obstfeld y Rogoff (1995). La esencia de esta orientación radica en la derivación de las decisiones de gasto de los agentes privados de la maximización de una función de utilidad, sujetos a unas restricciones presupuestarias dinámicas de todos los agentes, incluido el gobierno. Las decisiones de ahorro e inversión, que son eminentemente intertemporales, dependen de expectativas futuras de ingreso y de precios relativos. En este sentido, el modelo sintetiza los enfoques de absorción y de las elasticidades de la balanza de pagos, que fundamentaban el análisis económico hace algunos años.

La cuenta corriente de la balanza de pagos, que es el balance entre el ahorro y la inversión domésticas, necesariamente es de la misma naturaleza intertemporal. La cuenta corriente es el ahorro (o desahorro) externo de una economía, y depende de si el ingreso de un momento determinado excede su nivel permanente o de largo plazo, y de si el gasto, privado o público, sobre pasa su nivel sostenible en el largo plazo.

Las variantes con respecto a un trabajo anterior sobre la cuenta corriente en Colombia (Herrera, 1997), son cuatro: la metodología de descomposición de algunas variables en sus componentes cíclicos y de largo plazo es distinta; aquí se diferencia el consumo de bienes durables de los no durables; se altera el supuesto de que la tasa de interés es constante en el tiempo; y finalmente, en la estimación de la cuenta corriente sostenible se utilizará información adicional al flujo de caja nacional.

En este orden de ideas, el trabajo se divide en seis capítulos, siendo el primero una descripción de la evolución de la cuenta corriente y sus diferentes componentes durante el período 1970-1996. El segundo capítulo presenta la estimación de los determinantes de la cuenta corriente, utilizando la metodología Hodrick-Prescott de descomposición de series en niveles permanentes y cíclicos. El tercer capítulo introduce el consumo de bienes durables, mientras que en el cuarto se contempla la posibilidad de que la tasa de interés sea variable. En el quinto capítulo se construye un “*benchmark*”, o nivel óptimo de la cuenta corriente, con el cual se pueda evaluar si los niveles observados son excesivos o no. Finalmente, se presentan las conclusiones.

II. DESCRIPCION DE LA EVOLUCION DE LA CUENTA CORRIENTE, 1970-1996

Durante el período 1970-1996 la cuenta corriente presentó una evolución estable, oscilando alrededor de una media de -US\$ 453 millones constantes de 1975 (Gráfico 1). Únicamente en los dos últimos años parecería que se hubiese perdido la tendencia de la serie a retornar al eje alrededor del cual gravitó históricamente. En promedio, durante las tres últimas décadas Colombia recurrió al financiamiento externo, aunque en unas épocas más que en otras, y en ocasiones financió al resto del mundo.

Este comportamiento de la cuenta corriente resulta de la agregación de tres componentes con trayectorias distintas: el balance comercial, el balance de servicios, y las transferencias netas. El balance comercial (bienes) presenta una trayectoria similar a la de la cuenta corriente (Gráfico 2), aunque los niveles son diferentes: en promedio, durante este período, se registró un superávit de US\$ 67 millones (en términos reales), lo que significa que el país exportó un exceso de bienes con respecto al valor que importó.

Este resultado es más que neutralizado por el balance de servicios (Gráfico 3), que es permanentemente negativo y con tendencia decreciente a través del tiempo. El promedio de este período es de -US\$ 790 millones, aunque el déficit registrado en 1996, de US\$ 1,493 millones, es casi el doble del promedio histórico. Esta trayectoria del balance de servicios está dominada por el comportamiento de los egresos financieros (intereses, utilidades y dividendos), que desde 1994 presenta un cambio abrupto de nivel y acelera su tendencia creciente (Gráfico 4).

En el tercero y último componente de la cuenta corriente, las transferencias netas, se nota un extraordinario crecimiento en el período 1984-1992 y un rápido descenso a partir de 1993 (Gráfico 5). Esta tendencia de las transferencias, junto con el balance de servicios descrito en el párrafo anterior, permite inferir que un superávit comercial creciente será la única manera de evitar un déficit explosivo en la cuenta corriente de la balanza de pagos.

Gráfico 1
Cuenta corriente de la balanza de pagos, 1970-1996
 (Millones de dólares de 1975)

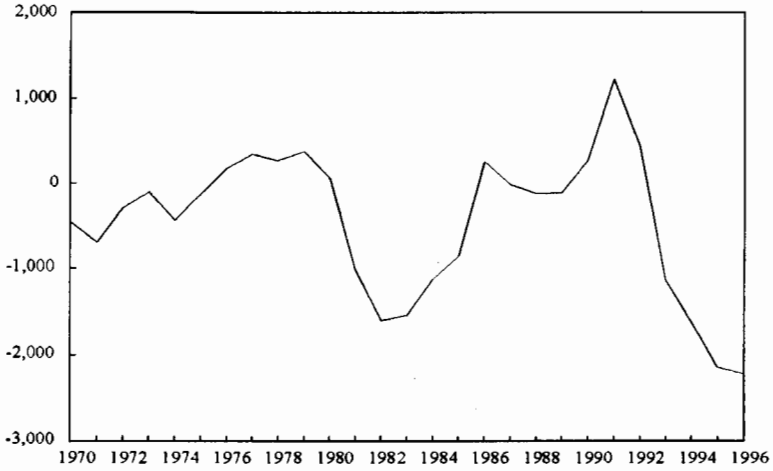


Gráfico 2
Balance comercial, 1970-1996
 (Millones de dólares de 1975)

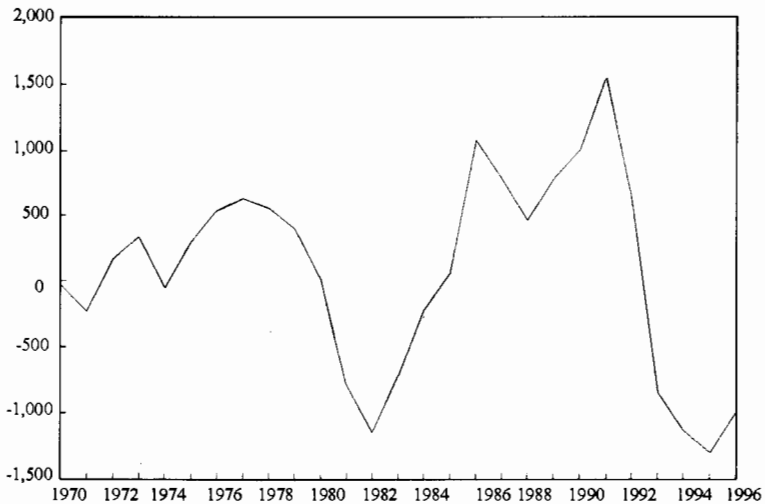


Gráfico 3
Balance de servicios, 1970-1996

(Millones de dólares de 1975)

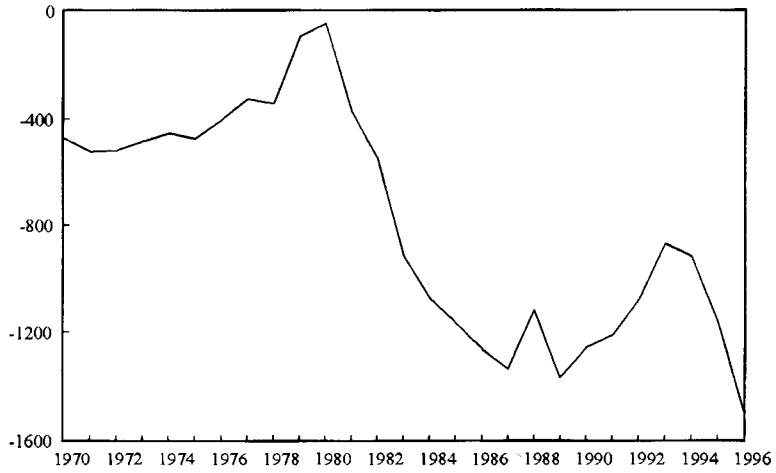


Gráfico 4
Egresos por servicios financieros, 1970-1996

(Millones de dólares de 1975)

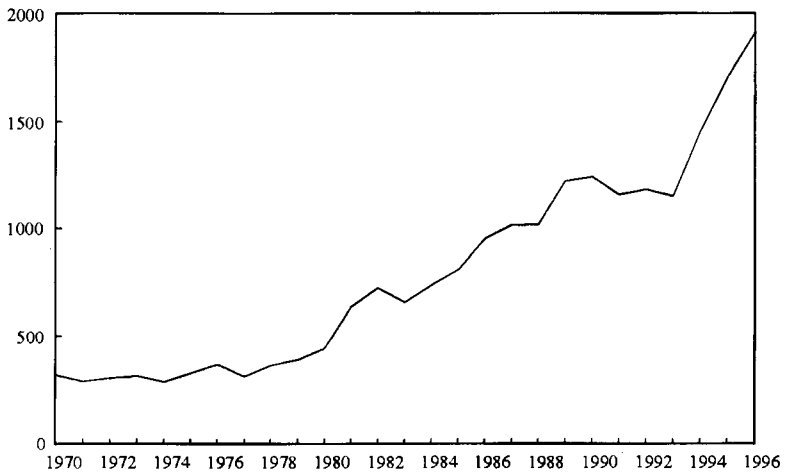
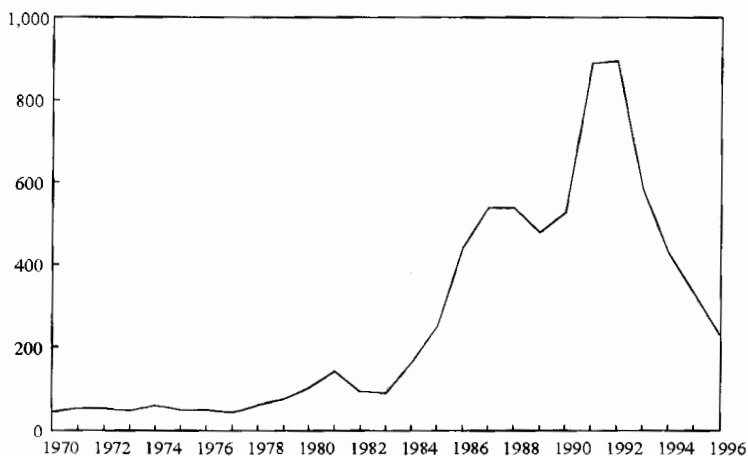


Gráfico 5
Transferencias unilaterales netas, 1970-1996
(Millones de dólares de 1975)



Otra forma de analizar la cuenta corriente consiste en verla como la diferencia entre los ingresos y egresos corrientes de la balanza de pagos, que en todo el período mostraron comportamientos muy similares. Solo a partir de 1994 parecería que los egresos divergieran exageradamente de los ingresos. Esta apreciación se verifica estadísticamente, ya que en todo el período las dos series no están cointegradas, pero entre 1970 y 1993 sí lo están, indicando que a partir de 1994 se pierde el equilibrio entre los ingresos y los gastos corrientes de la balanza de pagos (Anexo 1).

En línea con lo anterior, resulta que en una regresión simple de los egresos como variable dependiente y los ingresos como variable explicativa, para el período completo 1970-1996 (Cuadro 1), el coeficiente de regresión es superior a la unidad (1.11), implicando que un aumento de un dólar en los ingresos está asociado con mayores egresos por más de un dólar, situación claramente inestable en el largo plazo. Sin embargo, al acortar el período muestral a 1970-1993, dicho coeficiente se reduce a 0.78 (Cuadro 1A)¹.

¹ La interpretación de este coeficiente debe hacerse con cautela, ya que las dos variables son I(1) y no están cointegradas, lo que hace que el estimador sea inconsistente y se pueda presentar una correlación espúrea.

Cuadro 1
Regresión de los ingresos y egresos de la
cuenta corriente, 1970-1996

<i>MCO // Variable dependiente: EGTOR</i>				
Muestra: 1970 - 1996				
Observaciones incluidas: 27				
Error estándar y matriz de covarianza corregidos por Heterocedasticidad				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
<i>INGTOR</i>	1.112654	0.118256	9.408848	0.0000
<i>C</i>	10.30313	406.2259	0.025363	0.9800
R^2	0.842920	Media de la variable dependiente		4379.488
\bar{R}^2	0.836637	Desviación estándar de la variable dependiente		2124.296
Error estándar de la regresión	858.6025	Criterio de información Akaike		13.58180
Suma de los residuos cuadrados	18429958	Criterio de Schwartz		13.67779
Log de verosimilitud	-219.6656	Estadístico - F		134.1545
Estadístico Durbin-Watson	0.501331	Probabilidad (Estadístico - F)		0.000000
<i>EGTOR</i> = Egresos totales en millones de dólares de 1975.				
<i>INGTOR</i> = Ingresos totales en millones de dólares de 1975.				

Cuadro 1A
Regresión de los egresos e ingresos de la
cuenta corriente, 1970-1993

<i>MCO // Variable dependiente: EGTOR</i>				
Muestra: 1970 - 1993				
Observaciones incluidas : 24				
Error estándar y matriz de covarianza corregidos por Heterocedasticidad				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
<i>INGTOR</i>	0.784908	0.119234	6.582911	0.0000
<i>C</i>	1011.982	398.0744	2.542193	0.0186
R^2	0.737740	Media de la variable dependiente		3764.354
\bar{R}^2	0.725819	Desviación estándar de la variable dependiente		1227.371
Error estándar de la regresión	642.6797	Criterio de información Akaike		13.01095
Suma de los residuos cuadrados	9086817	Criterio de Schwartz		13.10912
Log de verosimilitud	-188.1859	Estadístico - F		61.88624
Estadístico Durbin-Watson	0.736929	Probabilidad (Estadístico - F)		0.000000
<i>EGTOR</i> = Egresos totales en millones de dólares de 1975.				
<i>INGTOR</i> = Ingresos totales en millones de dólares de 1975.				

Pero ¿Qué determina que en unas ocasiones se obtenga un balance positivo en la cuenta y en otras uno negativo? ¿O que unas veces sea más negativo? La primera respuesta que muchos darían es que el resultado depende del ritmo de actividad económica. Al examinar la evolución de la cuenta corriente y el crecimiento del PIB (Gráfico 6), se observa algo curioso: hasta 1985 ambas variables se movían en la misma dirección, pero a partir de ese año lo hacen en sentido opuesto. Lo anterior se confirma al calcular el coeficiente de correlación simple entre ambas variables: para el primer período, dicho coeficiente es de 0.59 mientras que para el segundo es de -0.43.

Una segunda variable que tradicionalmente se ha pensado que afecta la cuenta corriente es el tipo de cambio real. Se observa una asociación positiva entre ambas variables (Gráfico 7), pero la relación parece bastante cambiante a través del tiempo. Por ejemplo, a mediados de los años setenta la tasa de cambio efectiva se revaluó pero la cuenta corriente sólo disminuyó un par de años después. Esta respuesta fue mucho más rápida a mediados de los ochenta. Igualmente, mientras en los ochenta las dos series se movieron en magnitudes proporcionalmente similares, en los noventa la caída en la cuenta corriente es mucho mayor que en la tasa de cambio real.

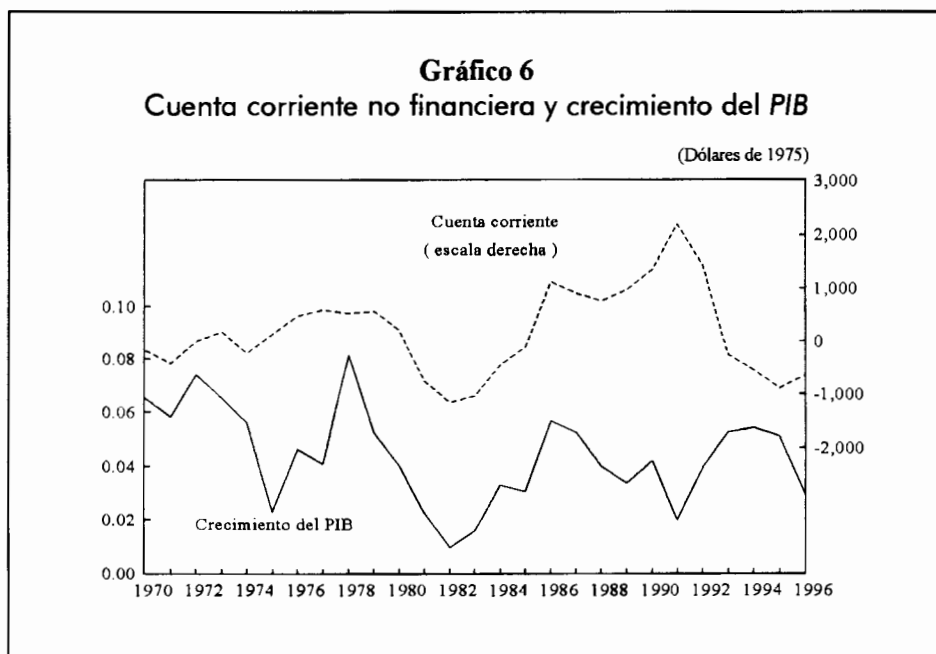


Gráfico 7
Tasa de cambio real y cuenta corriente, 1970-1996

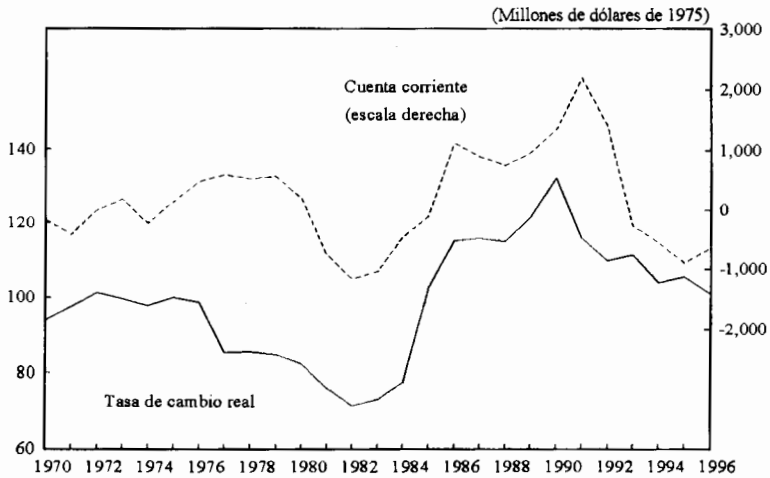
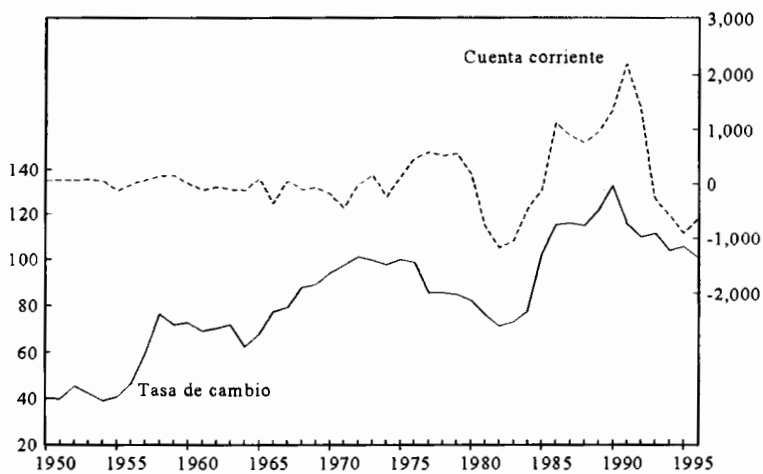


Gráfico 8
Tasa de cambio real y cuenta corriente, 1950-1996
 (Series normalizadas)



Cuando se amplía el período de análisis, desde 1950 a 1996, la naturaleza de la relación entre el tipo de cambio real y la cuenta corriente es aún más curiosa: entre 1950 y 1970 se registra una tendencia a la devaluación real junto con una disminución del saldo en la cuenta corriente (Gráfico 8). Al ver las series normalizadas es fácil comprobar la mayor volatilidad de la cuenta corriente y la cambiante relación entre ambas variables.

Habiendo hecho el anterior análisis gráfico, se ve la necesidad de explorar más a fondo los determinantes de la cuenta corriente en Colombia, que es la tarea que nos ocupa en el resto del documento.

III. LOS NIVELES PERMANENTES DEL INGRESO, DEL GASTO PÚBLICO Y DE LA INVERSIÓN PRIVADA

La versión más simple de una expresión para la cuenta corriente de la balanza de pagos se obtiene suponiendo que la tasa de interés es constante y que no hay bienes de consumo durable. Estos dos supuestos, junto con una especificación general de la función de utilidad y las identidades implícitas en las restricciones presupuestarias de los consumidores y del gobierno, arrojan la siguiente expresión para la cuenta corriente²:

$$(1) \quad CA = (Y_t - Y^p) - (G_t - G^p) - (I_t - I^p)$$

donde CA = cuenta corriente, Y = producto, G = gasto público, I = inversión privada, y el supraíndice p indica los niveles permanentes de las variables.

Esta ecuación sintetiza la esencia del enfoque intertemporal de la cuenta corriente de la balanza de pagos: fluctuaciones del producto por encima de su nivel permanente se ahorran, mientras que niveles de gasto superiores a su nivel permanente se traducen en desahorro o demanda de financiamiento externo. De igual forma, cuando el producto cae transitoriamente por debajo de su nivel permanente, los agentes buscarán financiar externamente los niveles de gasto que no cambian, generándose un déficit en la cuenta corriente.

² Para ver detalles, se remite al lector al texto original de Obstfeld y Rogoff (1996).

A. LA DESCOMPOSICION DE LAS SERIES EN NIVELES PERMANENTES Y TRANSITORIOS

La anterior expresión sirvió de base para la aplicación empírica efectuada en un estudio anterior (Herrera, 1997), siendo uno de los puntos de mayor controversia el referente a la metodología de descomposición de las series en sus niveles permanente y cíclico. En dicho trabajo se empleó una variante de la metodología diseñada por Beveridge-Nelson (1981) sugerida por Cuddington-Winters (1987). Algunos inconvenientes de este procedimiento, son:

1. Requiere la construcción de un modelo *ARIMA* para cada serie. El modelo no es único y es muy sensible a los juicios subjetivos de cada investigador sobre lo que se considera el mejor modelo.
2. La obtención del componente cíclico es por residuo, al efectuar una diferencia entre el valor observado de la serie y el nivel permanente que es estimado. Por haber trabajado con las series originales en forma logarítmica, se incurre en un error (de aproximación) ya que la función logaritmo no es aditiva.

Aquí se propone utilizar la metodología diseñada por *Hodrick y Prescott* (1981) que tiene la ventaja de ser más económica desde el punto de vista computacional y se ha generalizado su aplicación recientemente, debido a la inclusión de sus rutinas en paquetes de econometría aplicada (*E-Views*, versión 2). Todo lo anterior facilita la comparación de los resultados aquí obtenidos con otros que puedan surgir³.

De esta manera se estimó el nivel permanente del producto, del gasto público y de la inversión privada utilizando la metodología *Hodrick-Prescott* (*HP*), calculando el componente cíclico como la diferencia entre el valor observado y el nivel permanente. Los Gráficos 9, 10 y 11 presentan los componentes cíclicos del producto, del gasto público y de la inversión privada respectivamente, calculados con las metodologías alternativas de *Hodrick-Prescott* (*HP*) y *Cuddington-Winters* (*CW*).

En lo que al producto se refiere (Gráfico 9), se observan trayectorias similares, con algunas salvedades. En primer lugar, el componente *CW* tiene una tendencia creciente entre 1965 y 1980, y después es decreciente. En cambio, el componente *HP* tiende a oscilar más alrededor de un nivel. Una diferencia importante se nota

³ El valor del parámetro λ utilizado fue de 500, igual al empleado por Suescún (1997).

en la década de los años noventa: mientras la metodología *HP* produce un componente cíclico creciente en esta década, la *CW* arroja un componente que en 1996 tiene su punto más bajo. Esta diferencia es crucial, ya que parte del déficit registrado en la cuenta corriente durante esta década se ha explicado por la caída del producto transitoriamente por debajo de su nivel permanente (Herrera, 1997). Según la descomposición aquí efectuada, este factor no jugaría ningún papel, aspecto que se retoma y se cuantifica en la última sección del trabajo.

En cuanto al gasto público cíclico (Gráfico 10), ambas metodologías arrojan resultados parecidos. Al comparar el valor de este componente registrado en 1996 con el de principios de los noventa, resulta muy superior independientemente del procedimiento de descomposición adoptado. Pero cuando la comparación se hace con el dato de comienzos de los ochenta, resulta que el componente *HP* es superior, inclusive es su máximo histórico, mientras que el componente *CW* de mediados de los noventa es inferior al guarismo de comienzos de los ochenta.

La inversión privada cíclica (Gráfico 11) es muy similar en ambos casos, excepto que en el componente *HP* es más pronunciada la caída en la década de los ochenta. Por esta razón, cuando a comienzos de los noventa ambas series alcanzan valores similares, es más acentuada la recuperación en este componente que en el *CW*.

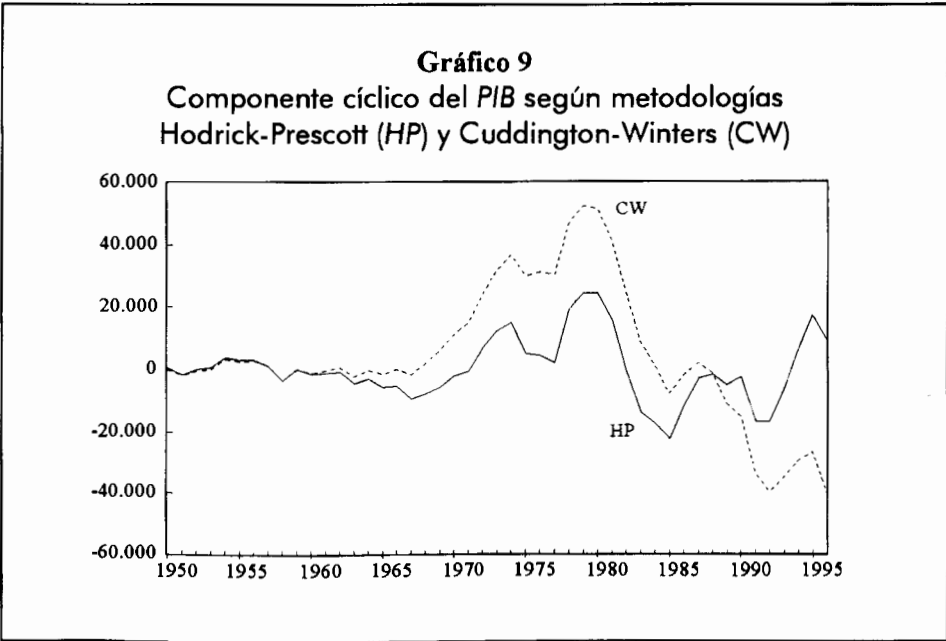


Gráfico 10
 Componente cíclico del gasto público según metodologías
 Hodrick-Prescott (HP) y Cuddington-Winters (CW)

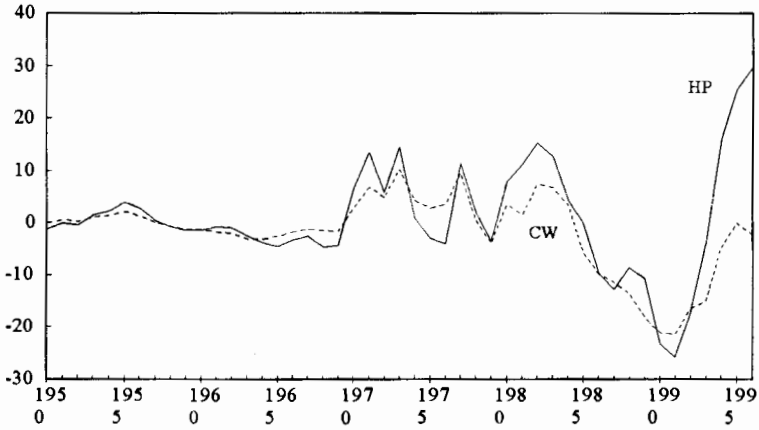
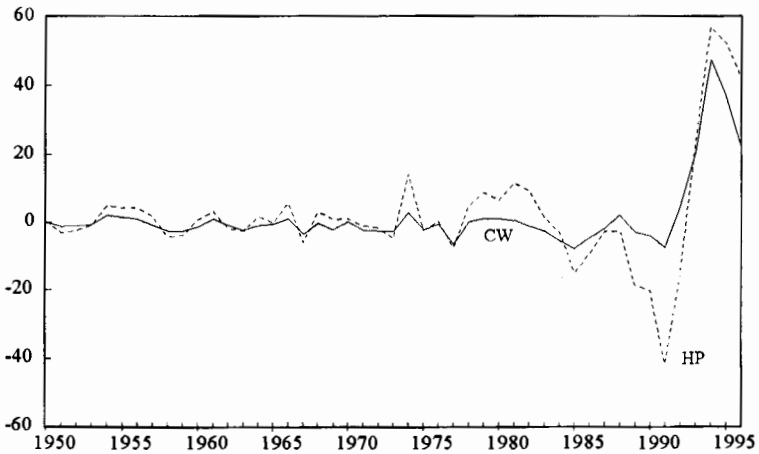


Gráfico 11
 Componente cíclico de la inversión privada según metodologías
 Hodrick-Prescott (HP) y Cuddington-Winters (CW)



B. RESULTADOS ECONOMETRICOS

La estimación de la ecuación (1) mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se presenta en el Cuadro 2, utilizando como variable dependiente la cuenta corriente no financiera. El Cuadro 2A muestra la misma regresión pero con la cuenta corriente total como variable dependiente.

Los resultados son excelentes, ya que todos los signos son los esperados y el ajuste de la regresión es muy satisfactorio ($R^2 = 0.69$) aunque el estadístico *Durbin-Watson* señala claramente autocorrelación de orden uno. Al introducir un término *AR(1)* se mejoran todos los estadísticos ($R^2 = 0.80$ y $DW = 2.2$), aunque como se verá más adelante, el problema de la autocorrelación en esta regresión se explica por la omisión de variables relevantes (por las simplificaciones conceptuales hechas en la derivación de la ecuación (1) pero es un muy buen punto de partida o por una inestabilidad estructural de la función estimada.

Cuadro 2
Determinantes de la cuenta corriente no financiera

MCO // Variable dependiente: CANFR				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones incluidas: 47				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.011255	0.005325	2.113737	0.0404
<i>GPCIHP</i>	-0.050489	0.011705	-4.313424	0.0001
<i>INPCIHP</i>	-0.020378	0.008697	-2.342930	0.0238
C	148.9311	76.10733	1.956857	0.0569
R^2	0.707608	Media de la variable dependiente		94.54626
\bar{R}^2	0.687209	Desviación estándar de la variable dependiente		634.1952
Error estándar de la regresión	354.6910	Criterio de información Akaike		11.82376
Suma de los residuos cuadrados	5409645	Criterio de Schwartz		11.98122
Log de verosimilitud	-340.5485	Estadístico - F		34.68767
Estadístico Durbin-Watson	0.948138	Probabilidad (Estadístico - F)		0.000000
<i>CANFR</i> = Cuenta corriente no financiera.		<i>GPCIHP</i> = Componente cíclico del gasto público.		
<i>CPIBEHP</i> = Componente cíclico del PIB.		<i>INPCIHP</i> = Componente cíclico de la inversión privada.		

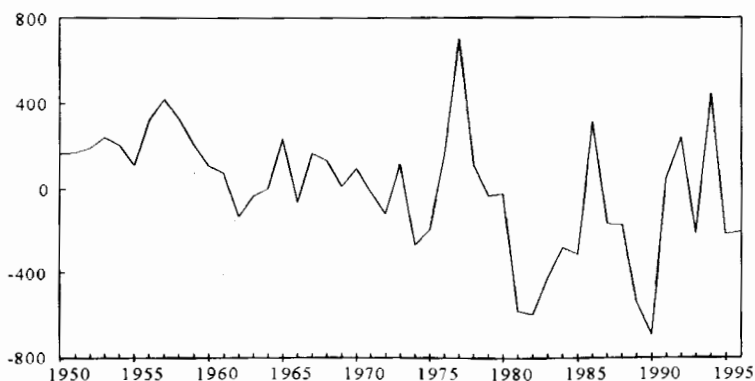
Cuando se toma la cuenta corriente total como la variable dependiente (Cuadro 2A) se obtienen resultados parecidos: los signos son los esperados, el ajuste es bastante bueno inicialmente ($R^2 = 0.80$) aunque reincide la autocorrelación de los residuos ($DW = 1.09$). Al examinar el comportamiento de los residuos de esta

regresión (Gráfico 12), es aparente que a partir de 1981 son negativos casi permanentemente. Mediante una prueba de *Chow*, que no permite rechazar la hipótesis del quiebre estructural a comienzos de los ochenta, se corrobora este hecho detectado en otro trabajo (Herrera, 1997). Este aspecto será retomado en la última sección del trabajo.

Cuadro 2A
Determinantes de la cuenta corriente total

MCO // Variable dependiente: CAR				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones incluidas: 47				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.024152	0.004038	5.981445	0.0000
<i>GPCIHP</i>	-0.053886	0.012772	-4.219035	0.0001
<i>INPCIHP</i>	-0.027946	0.005614	-4.977630	0.0000
C	-249.7159	55.64755	-4.487456	0.0001
R^2	0.805791	Media de la variable dependiente		-314.8005
\bar{R}^2	0.792241	Desviación estándar de la variable dependiente		675.9500
Error estándar de la regresión	308.1019	Criterio de información Akaike		11.54213
Suma de los residuos cuadrados	4081850	Criterio de Schwartz		11.69959
Log de verosimilitud	-333.9301	Estadístico - F		59.47018
Estadístico Durbin-Watson	1.353062	Probabilidad (Estadístico -F)		0.000000
<i>CAR</i> = Cuenta corriente real en millones de dólares de 1975.		<i>GPCIHP</i> = Componente cíclico del gasto público.		
<i>CPIBEHP</i> = Componente cíclico del PIB.		<i>INPCIHP</i> = Componente cíclico de la inversión privada.		

Gráfico 12
Residuos del modelo intertemporal, 1950-1996



Para examinar el papel del tipo de cambio real se empleó el método de mínimos cuadrados en dos etapas (*MC2E*), ya que es factible pensar que ambas variables se determinan simultáneamente (Obstfeld, 1986)⁴. Como variables instrumentales del tipo de cambio real se emplean el gasto público, la relación de productividades entre transables y no transables, el *PIB per capita*, y el tipo de cambio nominal, que son las variables que en el largo plazo circunscriben la trayectoria del tipo de cambio real en Colombia durante el período de análisis (Calderón, 1995 y Herrera, 1997). Al igual que en el caso anterior, se trabajó como variable dependiente la cuenta corriente no financiera (Cuadro 3) y la cuenta corriente total (Cuadro 3A).

Cuadro 3
Determinantes de la cuenta corriente no financiera, estimación por mínimos cuadrados en dos etapas

MCO en dos etapas // Variable dependiente: <i>CANFR</i>				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones incluidas: 47				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Instrumentos: <i>TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF (-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP</i>				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.012463	0.004866	2.561385	0.0141
<i>GPCIHP</i>	-0.045608	0.008572	-5.320360	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.021663	0.005924	-3.656748	0.0007
<i>TCEF</i>	7.913693	2.971991	2.662757	0.0109
<i>C</i>	-512.5114	256.6616	-1.996837	0.0524
R^2	0.781644	Media de la variable dependiente		94.54626
\bar{R}^2	0.760849	Desviación estándar de la variable dependiente		634.1952
Error estándar de la regresión	310.1411	Criterio de información Akaike		11.57434
Suma de los residuos cuadrados	4039876	Criterio de Schwartz		11.77117
Estadístico - F	38.00538	Estadístico Durbin-Watson		1.260904
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
<i>CANFR</i> , <i>CPIBEHP</i> , <i>GPCIHP</i> , <i>INPCIHP</i> definidas previamente.			<i>TCEF</i> = Tasa de cambio real efectiva.	
<i>TCNOM</i> = Tasa de cambio nominal.			<i>GPUBTO</i> = Gasto público total.	
<i>PRURAGJL</i> = Proxy de la relación entre productividades de transables y no transables.				

⁴ La inclusión "ad-hoc" de la tasa de cambio real efectiva (*TCEF*) como variable explicativa puede tener algunos inconvenientes, debido a la simultaneidad entre esta variable y los otros regresores, concretamente el componente cíclico de la inversión privada. Otro inconveniente puede surgir debido a que la tasa de cambio real es una variable no estacionaria, mientras que la variable dependiente, la cuenta corriente, es estacionaria, conformándose en lo que se conoce como una regresión desbalanceada (Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry, 1993). Dados los coeficientes y estadísticos "t" obtenidos, no hay problema, pero en la siguiente sección se agudiza el problema que se examina más a fondo.

Cuadro 3A
Determinantes de la cuenta corriente,
estimación por mínimos cuadrados en dos etapas

MCO en dos etapas // Variable dependiente: CAR				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones incluidas: 47				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Instrumentos: TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.023434	0.004201	5.578634	0.0000
<i>GPCIHP</i>	-0.056787	0.012265	-4.629989	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.027182	0.006895	-3.942421	0.0003
<i>TCEF</i>	-4.703378	1.693485	-2.777336	0.0082
<i>C</i>	143.4020	134.9247	1.062830	0.2939
R^2	0.834687	Media de la variable dependiente		-314.8005
\bar{R}^2	0.818943	Desviación estándar de la variable dependiente		675.9500
Error estándar de la regresión	287.6218	Criterio de información Akaike		11.42358
Suma de los residuos cuadrados	3474505	Criterio de Schwartz		11.62041
Estadístico - F	52.81476	Estadístico Durbin-Watson		1.597974
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
Todas las variables han sido definidas en cuadros anteriores.				

Los resultados son muy buenos (Cuadro 3): todos los signos son los esperados y el ajuste de la regresión es bastante satisfactorio. Cuando se toma como variable dependiente la cuenta corriente total, el signo de la tasa de cambio efectiva se vuelve negativo (Cuadro 3A), lo que implica que el efecto de la tasa de cambio sobre el servicio de la deuda contrarresta el efecto positivo de dicha variable sobre la cuenta no financiera.

El enfoque tradicional de la cuenta corriente se basa en los niveles observados del producto y del gasto como variables explicativas. Para verificar si ese enfoque es válido contrastándolo con el aquí empleado, se introducirán las variables en niveles, junto con las variables del Cuadro 3 (esta prueba la sugieren Obstfeld y Rogoff, 1995). Al introducir el PIB en niveles (Cuadro 4) resulta que no es significativa al 0.05⁵ de significancia y la tasa de cambio efectiva pierde completamente su significancia estadística.

⁵ Debe tenerse en cuenta que el PIB es una variable no estacionaria mientras que CANFR sí lo es. Este problema de una regresión desbalanceada se discute en forma más amplia en la siguiente sección. Basta por ahora mencionar que el valor crítico del estadístico *t* al 0.05 para esta variable es más restrictivo que el estándar, ubicándose alrededor de 2.3.

Cuadro 4
Enfoque intertemporal vs. tradicional: El producto

<i>MCO en dos etapas // Variable dependiente: CANFR</i>				
<i>Muestra: 1950 - 1996</i>				
<i>Observaciones incluidas: 47</i>				
<i>Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)</i>				
<i>Instrumentos: TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP</i>				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.013577	0.004999	2.716005	0.0096
<i>GPCIHP</i>	-0.049029	0.008415	-5.826377	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.024258	0.006178	-3.926435	0.0003
<i>TCEF</i>	2.236404	4.388813	0.509569	0.6131
<i>C</i>	-302.8717	276.6150	-1.094921	0.2799
<i>PIB</i>	0.000647	0.000333	1.940915	0.0592
R^2	0.804483	Media de la variable dependiente		94.54626
\bar{R}^2	0.780639	Desviación estándar de la variable dependiente		634.1952
Error estándar de la regresión	297.0317	Criterio de información Akaike		11.50642
Suma de los residuos cuadrados	3617340	Criterio de Schwartz		11.74261
Estadístico - F	33.79529	Estadístico Durbin-Watson		1.373795
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
<i>PIB = Producto Interno Bruto.</i>				
<i>El resto de las variables han sido definidas en cuadros anteriores.</i>				

Al introducir el nivel de gasto público (Cuadro 5), éste sí resulta significativo, pero con el signo contrario al esperado. En este caso, la tasa de cambio efectiva también pierde significancia estadística. Los resultados son idénticos cuando se introduce la inversión privada observada (Cuadro 6): es significativa pero con el signo contrario al esperado⁶.

Estos resultados permiten concluir que el enfoque intertemporal describe mejor la experiencia colombiana del período 1950-1986. Se verifican de esta manera las principales conclusiones del estudio anterior, aunque las descomposiciones efectuadas en el presente trabajo sean superiores y cambian la interpretación del papel del ciclo económico en la determinación de la cuenta corriente durante la presente década. En la última sección de este documento se efectúan unas cuantificaciones que permiten comparar estos resultados con los de trabajos anteriores.

⁶ Tanto el gasto público como la inversión privada en niveles son variables no estacionarias. Una alternativa para corregir este desbalance es la de diferenciar las variables e introducir las en la regresión con esta transformación. Al hacerlo, resultan no significativas estadísticamente, confirmándose los resultados generales de esta sección.

Cuadro 5

Enfoque intertemporal vs. tradicional: El gasto público

<i>MCO en dos etapas // Variable dependiente: CANFR</i>				
<i>Muestra: 1950 - 1996</i>				
<i>Observaciones incluidas: 47</i>				
<i>Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)</i>				
<i>Instrumentos: TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP</i>				
Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.014214	0.004835	2.939977	0.0054
<i>GPCIHP</i>	-0.052957	0.008629	-6.137155	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.024737	0.006140	-4.028591	0.0002
<i>TCEF</i>	2.337217	3.630393	0.643792	0.5233
<i>C</i>	-235.3215	262.6574	-0.895925	0.3755
<i>GPUBTO2</i>	0.002696	0.000924	2.916593	0.0057
R^2	0.811093	Media de la variable dependiente		94.54626
\bar{R}^2	0.788056	Desviación estándar de la variable dependiente		634.1952
Error estándar de la regresión	291.9671	Criterio de información Akaike		11.47203
Suma de los residuos cuadrados	3495036	Criterio de Schwartz		11.70821
Estadístico - F	35.26044	Estadístico Durbin-Watson		1.452184
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
<i>Todas las variables han sido definidas en cuadros anteriores.</i>				

Cuadro 6

Enfoque intertemporal vs. tradicional: La inversión privada

<i>MCO en dos etapas // Variable dependiente: CANFR</i>				
<i>Muestra: 1950 - 1996</i>				
<i>Observaciones incluidas: 47</i>				
<i>Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)</i>				
<i>Instrumentos: TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP</i>				
Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.014415	0.004226	3.410733	0.0015
<i>GPCIHP</i>	-0.054318	0.009682	-5.609987	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.032440	0.008725	-3.717960	0.0006
<i>TCEF</i>	1.694121	3.926139	0.431498	0.6684
<i>C</i>	-335.2040	232.4228	-1.442216	0.1568
<i>INPRI2</i>	0.006106	0.002251	2.712275	0.0097
R^2	0.806653	Media de la variable dependiente		94.54626
\bar{R}^2	0.783074	Desviación estándar de la variable dependiente		634.1952
Error estándar de la regresión	295.3787	Criterio de información Akaike		11.49526
Suma de los residuos cuadrados	3577192	Criterio de Schwartz		11.73145
Estadístico - F	35.16277	Estadístico Durbin-Watson		1.523165
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
<i>INPRI2 = Inversión privada.</i>				

IV. LA CUENTA CORRIENTE Y EL CONSUMO DE BIENES DURABLES

A. ASPECTOS CONCEPTUALES

Cuando se contempla la posibilidad de que el gasto en bienes de consumo en un periodo afecte la utilidad de periodos posteriores, la identidad macroeconómica básica se modifica, así (Obstfeld y Rogoff, 1995):

$$(2) \quad A_{t+1} - A_t = rA_t + Y_t - C_t - G_t - I_t - p[D_t - (1-d)D_{t-1}]$$

donde

A_t = Activos externos netos del período t

D_t = *Stock* de bienes duraderos

p = precio relativo de los bienes duraderos en términos de los no duraderos

d = tasa de depreciación de los bienes duraderos

Con una especificación de la función consumo que incorpore ambos tipos de bienes, y suponiendo que la tasa de interés es constante e igual a $(1-B)/B$, donde B es la tasa de descuento intertemporal de la utilidad, resulta la siguiente expresión para la cuenta corriente:

$$(3) \quad CA_t = (Y_t - Y^p) - (G_t - G^p) - (I_t - I^p) + (i-p)\Delta D$$

donde i es el costo de uso o precio de alquiler de los bienes durables y está definido como

$$(4) \quad i = p_t - \left(\frac{1-d}{1+r} \right) p_{t+1}$$

donde

p_t = precio de pago de contado de un bien durable.

Puesto que el precio de contado (p) es mayor que el precio de alquiler (de un periodo), $(i-p)$ es de signo negativo, lo que implica en la ecuación (3) que aumentos en el gasto de consumo durable están asociados con menores valores de la cuenta corriente, es decir, con aumentos en la demanda de financiamiento externo. Esta es la hipótesis que entraremos a verificar en la siguiente sección.

B. ASPECTOS EMPIRICOS

La primera dificultad radica en la definición de bienes de consumo durable y la segunda, en la disponibilidad de una serie para el período 1950-1996.

Para 1965-1994, las Cuentas Nacionales del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (*DANE*) presentan una desagregación suficientemente amplia del consumo final de los hogares *en el territorio nacional*, que permite su clasificación en consumo de bienes durables y no durables. En las mismas Cuentas Nacionales se registra el valor agregado de compras de consumo en el exterior (durable y no durable), pero afortunadamente existe la clasificación *CUODE* de las importaciones que permite calcular qué proporción de las importaciones de bienes de consumo es de bienes duraderos. Así, se aplica este porcentaje al valor de las compras de residentes en el exterior, que junto con el dato de consumo de bienes durables en el territorio nacional produce el consumo durable total⁷.

Así, para el período 1965-1994, se sumaron los renglones enumerados en la nota de pie de página anterior para obtener el valor del gasto en consumo durable en el territorio nacional. Para cada uno de estos años se tomó el porcentaje de las importaciones de bienes de consumo duradero en el total de importaciones de bienes de consumo, y se aplica al valor de las Cuentas Nacionales de compras en el exterior, obteniendo así el valor total del gasto en bienes de consumo (Anexo 3).

Para los subperíodos 1950-1964 y 1995-1996 es preciso estimar estos valores de otra manera, ya que no se tienen las Cuentas Nacionales con la misma presentación. Para 1995-1996 se cuenta con el consumo (total) final de los hogares en el territorio nacional. Cuando se examinan las Cuentas desde 1990, se ve que en el período 1990-1994, el consumo de durables (internos) es el 13% del consumo en el territorio nacional, para cada uno de los años, por lo que aplicamos ese mismo porcentaje bienio 1995-1996. Aunque no tenemos el dato de compras de consumo en el exterior, sí se conoce el valor total de las importaciones *CIF* que será la base de nuestra estimación del gasto de consumo durable en el exterior. De una parte, para hacer comparables las series hay que deducir los aranceles, que fueron en promedio de 13.7% en 1993 y

⁷ Para estimar el dato de gasto en bienes de consumo duradero en el territorio nacional se tomaron los siguientes renglones del cuadro del *DANE* de consumo final de los hogares por tipo de gastos a precios constantes de 1975: numeral 2, vestidos y calzado; numeral 4, muebles, accesorios y enseres domésticos (sin incluir mantenimiento del hogar y servicio doméstico); numeral 5.1, aparatos y equipos terapéuticos; numerales 6.1 y 6.2, equipo de transporte personal y su utilización; numeral 7.1, equipos y accesorios para esparcimiento y diversión; numeral 8.2, otros artículos no especificados.

1994, y supondremos que no cambiaron en 1995-1996. De otra parte, se conoce la proporción del total de importaciones de bienes de consumo durable sobre el total de importaciones (clasificación *CUODE* de las importaciones, así que se aplica dicho porcentaje al valor de las importaciones *CIF* sin incluir aranceles. De esta manera obtenemos unos datos de consumo durable para el período 1991-1996. Puesto que se tiene información directa de las Cuentas Nacionales hasta 1994 (descrita en el párrafo anterior), tomamos como punto de partida ese valor y aplicamos la tasa de crecimiento de los valores aquí estimados para 1995-1996.

Para el período 1950-1964, se tienen los datos de López (1996) del consumo final total de los hogares como punto de partida. A esa serie se le aplica el mismo porcentaje del período 1965-1970 del consumo durable total sobre el consumo final total de los hogares. Dicho porcentaje, del 16%, no varía en el quinquenio 1965-1969, por lo que se piensa que en los años anteriores no debería ser demasiado distinto. En el Anexo 3 se puede ver que las aproximaciones así efectuadas no dan valores muy distintos de los datos efectivamente observados para 1965 y 1966.

Así se construyó una serie de gastos en bienes de consumo durable para el período 1950-1996 (Gráfico 13) cuyo comportamiento y nivel son bastante distintos de los encontrados en trabajos recientes (López, 1996 y Cárdenas y Escobar, 1996). Por ejemplo, en el trabajo de López, el consumo de bienes durables fluctúa entre el 3% y el 4.5% del *PIB*, mientras el aquí obtenido oscila entre el 8% y el 13% del *PIB*. Aunque parte de la discrepancia surge debido a la inclusión del vestuario y calzado como bienes durables⁸, cuando se excluye esta categoría se obtiene una serie muy distinta a la anterior (Gráfico 14), pero tampoco coincide con las de trabajos anteriores.

⁸ Obstfeld y Rogoff (1995) lo incluyen dentro de la clasificación de consumo durable y reportan para los Estados Unidos un dato del 18% del consumo durable como proporción del consumo total de los hogares, similar al observado en Colombia durante algunas épocas. Recientemente, en Colombia ha estado entre el 16% y el 15% de acuerdo con las estimaciones efectuadas en este trabajo.

Gráfico 13
Gasto en bienes de consumo durables, 1950-1996
(Como porcentaje del PIB)

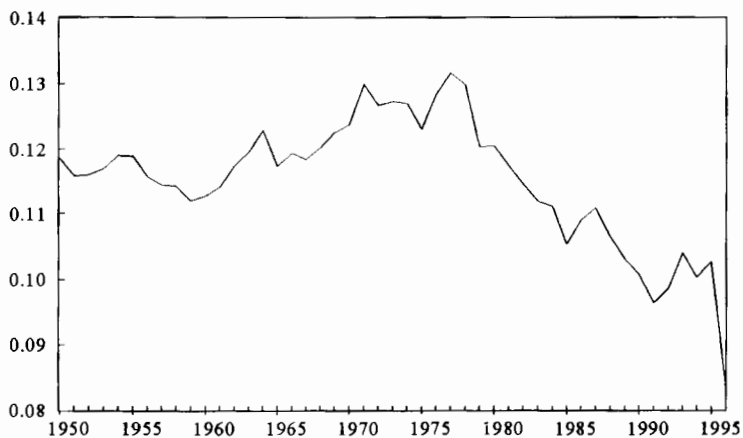
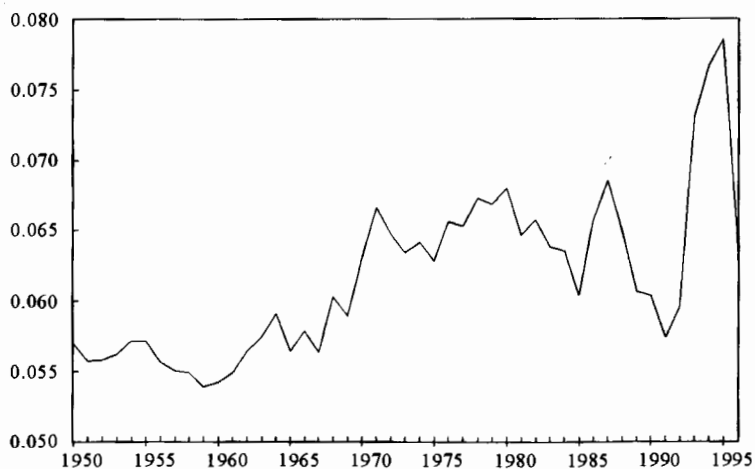


Gráfico 14
Gasto en bienes de consumo durable
excluyendo vestuario y calzado



C. RESULTADOS ECONOMETRICOS

Esta sección presenta las estimaciones econométricas de la ecuación (3), utilizando las dos definiciones de consumo durable (incluyendo vestuario y calzado o excluyéndolo), para la cuenta corriente total⁹. Antes de presentar en detalle las estimaciones, conviene comentar dos tipos de problemas que se presentan en este caso: de una parte, las regresiones son “desbalanceadas”, en el sentido que unos regresores, precisamente el consumo de durables y la tasa de cambio real efectiva son variables no estacionarias, mientras que la variable dependiente es estacionaria. De otra parte, la multicolinealidad que se anticipaba en secciones anteriores, causará cambios de signo y de significancia en unas de las variables, según se incluyan la constante de regresión u otros regresores. Esto indica que los resultados son “frágiles” en el sentido de Leamer (1983), es decir, la significancia de las variables depende del conjunto de información que se incluya en la regresión y por lo tanto, su interpretación debe hacerse con mucha cautela¹⁰.

Las regresiones desbalanceadas

Generalmente cuando se pretende explicar el comportamiento de una variable estacionaria (como *CAR* o *CANFR*) con base en una no estacionaria (como la *TCEF* o el *CONDURAB*) se presentarán problemas porque ambas tenderán a divergir con el transcurso del tiempo o el aumento del tamaño de la muestra (Banerjee, et al.,1993). Adicionalmente, Mankiw y Shapiro (1985, 1986) demostraron que existe un sesgo importante en rechazar la hipótesis nula de no significancia de los coeficientes estimados. El problema surge porque, debido a la alta autocorrelación de la variable explicativa (cuando tiene raíz unitaria o es no estacionaria), existirá una correlación entre ésta y el residuo de la regresión rezagado o adelantado. Esto hace que el teorema Gauss-Markov no se cumpla. Adicionalmente, dada la no estacionariedad de una de las variables, resulta inaplicable la teoría de distribución asintótica, tema ampliamente conocido desde los clásicos artículos de Dickey y Fuller.

⁹ Puesto que no se tiene un buen estimativo de la tasa de depreciación de los bienes de consumo durable, no se puede construir su stock, y así medir su cambio. Así que se aproximó este valor mediante la variable flujo estimada en la sección anterior, y es ésta la variable empleada en las regresiones. Ello equivale a suponer una tasa de depreciación constante durante todo el período muestral.

¹⁰ Este punto fue señalado por un dictaminador anónimo de la Fundación para la Promoción de la Investigación y la Tecnología.

Mankiw y Shapiro encontraron (1985) que, en ocasiones como las descritas en este trabajo de desbalance en las regresiones, en más del 60% de las replicaciones de un experimento de Monte Carlo se obtuvo un estadístico “*t*” superior a 1.96, que es el valor estándar para una significancia del 0.05. Posteriormente (1986) demostraron que, en muestras pequeñas, una prueba con nivel de significancia nominal del 5% realmente tenía una del 28%. Es decir, la probabilidad de rechazar la hipótesis nula, siendo ésta verdadera, era del 28%, a pesar de que nominalmente se utilizara un nivel de significancia del 5%. Debido a este sesgo, la significancia de los coeficientes estimados no puede evaluarse con las tablas estándar y los valores resultantes son más restrictivos. Con base en las simulaciones de Banerjee, et al. (1993) se deduce que los valores límites al 0.05 de significancia están entre 2.26 y 2.53¹¹. Así, resulta que en las regresiones presentadas en los Cuadros 7 y 8, la tasa de cambio efectiva nunca resulta significativa mientras que el consumo de bienes durables sí lo es. Los otros regresores mantienen los signos esperados y la significancia estadística, recordando que, por construcción, los componentes cíclicos son estacionarios alrededor de la tendencia estocástica que es el componente de largo plazo, y, por lo tanto, aplican las distribuciones estándar en las pruebas de hipótesis.

Otra opción para eliminar el problema del desbalance consiste en diferenciar las variables no estacionarias (consumo de durables y la tasa de cambio efectiva), transformación que no está exenta de problemas de interpretación, ya que el cambio en el flujo de consumo o la devaluación del tipo de cambio real no son las variables que necesariamente afectan la cuenta corriente. Al efectuar las estimaciones (Cuadros 9 y 10) no resultan significativas ninguna de las dos variables diferenciadas (*TCEF* y el consumo de durables), mientras que los otros regresores mantienen su significancia. La pérdida de significancia del tipo de cambio real en presencia del consumo de durables pone en alerta de una posible colinealidad entre las variables del modelo.

¹¹ Los valores críticos tabulados por Mankiw y Shapiro (1986) son aún más restrictivos que los aquí utilizados. Sin embargo, Galbraith, Dolado y Banerjee (1987), encontraron que estos valores podían ser excesivos en algunos casos, por ejemplo, cuando hay más de una variable no estacionaria pero una combinación lineal de éstas es estacionaria. La tabla 6.3 de Banerjee, et al. trae simulaciones que varían según el tamaño de la constante y el error estándar de la regresión estimada. Igualmente cambian los valores límites, según el tamaño de la muestra. Como este tamaño es inferior al mínimo presentado en la tabla 6.3, y el valor de la relación entre la constante y el error estándar de la regresión no es exactamente igual a los valores de μ allí reportados, se toman los límites de las replicaciones que más se ajustan al ejercicio aquí efectuado.

Cuadro 7

La cuenta corriente y el consumo de bienes durables

MCO en dos etapas // Variable dependiente: CAR				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones incluidas: 47				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Instrumentos: TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.023712	0.003863	6.137963	0.0000
<i>GPCIHP</i>	-0.053801	0.009831	-5.472351	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.023902	0.007368	-3.243897	0.0023
<i>TCEF</i>	1.710783	1.436297	1.191106	0.2403
<i>CONDURAB</i>	-0.008425	0.002657	-3.170487	0.0028
R^2	0.850326	Media de la variable dependiente		-314.8005
\bar{R}^2	0.836071	Desviación estándar de la variable dependiente		675.9500
Error estándar de la regresión	273.6796	Criterio de información Akaike		11.32420
Suma de los residuos cuadrados	3145821	Criterio de Schwartz		11.52103
Estadístico - F	59.99486	Estadístico Durbin-Watson		1.791221
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
<i>CONDURAB</i> = Consumo de bienes durables, incluyendo vestuario y calzado.				

Cuadro 8

La cuenta corriente y el consumo de bienes durables excluyendo vestuario y calzado

MCO en dos etapas // Variable dependiente: CAR				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones incluidas: 47				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Instrumentos: TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.022361	0.003976	5.623463	0.0000
<i>GPCIHP</i>	-0.053564	0.009529	-5.621247	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.022175	0.007507	-2.953775	0.0051
<i>TCEF</i>	0.385487	1.113282	0.346261	0.7309
<i>CODEXVES</i>	-0.010551	0.003340	-3.159295	0.0029
R^2	0.850821	Media de la variable dependiente		-314.8005
\bar{R}^2	0.836614	Desviación estándar de la variable dependiente		675.9500
Error estándar de la regresión	273.2261	Criterio de información Akaike		11.32089
Suma de los residuos cuadrados	3135406	Criterio de Schwartz		11.51771
Estadístico - F	60.19372	Estadístico Durbin-Watson		1.763774
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
<i>CODEXVES</i> = Consumo de bienes durables excluyendo vestuario y calzado.				

Cuadro 9
La cuenta corriente y el consumo de bienes durables
regresión balanceada

<i>MCO en dos etapas // Variable dependiente: CAR</i>				
Muestra (Ajustada): 1951 - 1996				
Observaciones incluidas: 46 después de ajustes.				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Instrumentos: <i>TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP</i>				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.027859	0.005236	5.320230	0.0000
<i>GPCIHP</i>	-0.039144	0.012603	-3.105816	0.0035
<i>INPCIHP</i>	-0.037716	0.007271	-5.186980	0.0000
<i>D(TCEF)</i>	13.55702	12.88821	1.051893	0.2992
<i>D(CONDURAB)</i>	0.065074	0.040422	1.609875	0.1153
<i>C</i>	-359.0234	81.55890	-4.402014	0.0001
R^2	0.790498	Media de la variable dependiente		-321.0160
\bar{R}^2	0.764310	Desviación estándar de la variable dependiente		682.0600
Error estándar de la regresión	331.1260	Criterio de información Akaike		11.72611
Suma de los residuos cuadrados	4385776	Criterio de Schwartz		11.96462
Estadístico - F	31.52443	Estadístico Durbin-Watson		2.135680
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			

Cuadro 10
Cuenta corriente y consumo de bienes durables excluyendo vestuario y
calzado: regresión balanceada

<i>MCO en dos etapas // Variable dependiente: CAR</i>				
Muestra (Ajustada): 1951 - 1996				
Observaciones incluidas: 46 después de ajustes.				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Instrumentos: <i>TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP</i>				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.030078	0.005827	5.161393	0.0000
<i>GPCIHP</i>	-0.040249	0.018540	-2.170889	0.0359
<i>INPCIHP</i>	-0.040562	0.014001	-2.897076	0.0061
<i>D(TCEF)</i>	15.30375	15.62649	0.979347	0.3333
<i>D(CODEXVES)</i>	0.055832	0.064242	0.869094	0.3900
<i>C</i>	-330.3789	102.4798	-3.223844	0.0025
R^2	0.784769	Media de la variable dependiente		-321.0160
\bar{R}^2	0.757865	Desviación estándar de la variable dependiente		682.0600
Error estándar de la regresión	335.6228	Criterio de información Akaike		11.75308
Suma de los residuos cuadrados	4505708	Criterio de Schwartz		11.99160
Estadístico - F	30.27807	Estadístico Durbin-Watson		1.927478
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			

Colinealidad entre las variables y resultados frágiles

El Cuadro 11 resume los resultados del análisis de sensibilidad de Leamer (1983) con las modificaciones propuestas por Levine y Renelt (1992). La idea central del ejercicio es determinar la sensibilidad de los resultados obtenidos a cambios en el conjunto de información condicionante contenido en la regresión. Según esta metodología se construyen unos límites mínimo y máximo a partir de una serie de regresiones auxiliares, y si el coeficiente cambia de signo o pierde su significancia, se dice que el resultado es “frágil”. Si no, el resultado es “robusto”.

Lo primero es determinar un conjunto básico de variables que siempre se incluye en todas las regresiones. Primero, se corre una regresión con este conjunto de variables únicamente, obteniéndose un valor básico de los coeficiente de interés. Adicionalmente, hay otro grupo de variables del cual se forman distintos subconjuntos que se incluyen junto con las del conjunto “básico”, corriéndose una regresión distinta cada vez que cambia el subconjunto de estas “otras variables”. El valor del coeficiente de interés cambia en todas las regresiones y se selecciona su valor máximo sumándosele dos desviaciones estándar para obtener el límite máximo; el límite mínimo se obtiene restando dos desviaciones estándar al valor mínimo del coeficiente en las distintas regresiones.

El ejercicio de límites extremos permite concluir que la tasa de cambio efectiva y el consumo de bienes durables son variables frágiles en el sentido de Leamer, es decir, su significancia estadística depende del conjunto de información que se incluya en la regresión. Por lo anterior, para el periodo 1950-1996, el modelo que mejor describe el comportamiento de la cuenta corriente es el que incluye el componente cíclico del producto, el componente cíclico del gasto público y el componente cíclico de la inversión privada¹². Al correr las regresiones para el periodo 1980-1996, el conjunto de variables explicativas debe ampliarse para incluir la tasa de cambio real efectiva cuando la variable dependiente es la cuenta corriente no financiera.

¹² Debido al quiebre estructural mencionado en secciones anteriores del documento, el análisis de sensibilidad se repitió para el periodo 1980-1996 obteniéndose resultados iguales en cuanto a la fragilidad de las variables tasa de cambio y consumo de bienes durables. Al introducir las dos simultáneamente pierden significancia estadística ambas variables.

Cuadro 11
Análisis de sensibilidad de Leamer,
variable dependiente: Cuenta Corriente CAR

Variable explicativa	Coefficiente	Estadístico-t	Otras variables	Categoría	
<i>CPIBEHP</i>	Máximo	.041	5.63	<i>c, dtcef, dcondurab</i>	Robusta
	Básico	.033	3.20	-	
	Mínimo	.014	5.26	<i>tcef, dlpib, lgtrr</i>	
<i>CGTOEHP</i>	Máximo	-11.18	-3.30	<i>c, dtcef, dcondurab, dlpib</i>	Robusta
	Básico	-32.02	-2.12	-	
	Mínimo	-50.48	-4.97	<i>c, tcef, condurab, lpib</i>	
<i>INPCIHP</i>	Máximo	-.011	-4.13	<i>c, tcef, condurab, lpib</i>	Robusta
	Básico	-.029	-6.75	-	
	Mínimo	-.035	-7.54	<i>c, dtcef, dcondurab, dlpib</i>	
<i>TCEF</i>	Máximo	9.05	1.68	<i>c, dlpib, codexves</i>	Frágil
	Básico	-3.57	-4.08	-	
	Mínimo	-8.26	-3.88	<i>inpcihp, dcondurab, dlpib</i>	
<i>CONDURAB</i>	Máximo	.043	1.39	<i>c, inpcihp, lpib, tcef</i>	Frágil
	Básico	-.007	-5.24	-	
	Mínimo	-.009	-2.49	<i>c, inpcihp, dlpib</i>	
<i>DCODEXVES</i>	Máximo	.034	-0.40	<i>c, dlpib, lgtrr, inpcihp</i>	Frágil
	Básico	-.055	-2.09	-	
	Mínimo	-.099	-1.45	<i>c, dtcef, dlpib, lgtrr</i>	

V. LA TASA DE INTERES VARIABLE

A. CONSIDERACIONES GENERALES

Para obtener las ecuaciones (1) y (3), que conforman la base del análisis econométrico hasta ahora efectuado, se supuso que la tasa de interés era constante. Sin embargo, cuando ésta es variable, se puede demostrar que la ecuación análoga a (1) para la cuenta corriente es (Obstfeld y Rogoff, 1996, p. 78):

$$\begin{aligned}
 (5) \quad CA_t &= (r_t - r^P)A_t + (Y_t - Y^P) - (G_t - G^P) - (I_t - I^P) \\
 &+ \left(\frac{\Gamma^P - 1}{\Gamma^P} \right) (r^P A_t + Y^P - I^P - G^P),
 \end{aligned}$$

donde

Γ es un promedio ponderado de la relación entre la tasa subjetiva de descuento y la tasa de interés, entre el momento t y períodos posteriores.

El término que desea resaltarse es el primero, que es la diferencia entre el nivel observado de las tasas de interés y su nivel permanente o de largo plazo. Si el país es un deudor neto ($A < 0$), entonces mayores tasas de interés (por encima de su nivel permanente) producirán una cuenta corriente mas baja. La razón es que, si transitoriamente se genera un mayor gasto ocasionado por un mayor servicio de la deuda, esta economía financiará externamente dicho gasto, lo que se refleja en una cuenta corriente negativa. Sucederá lo contrario si este país es acreedor neto del resto del mundo ($A > 0$).

B. ASPECTOS EMPIRICOS Y RESULTADOS ECONOMETRICOS

Al introducir el componente cíclico de las tasas de interés¹³, éste resulta no significativo (Cuadro 12). Una posible explicación de este fenómeno es la correlación entre esta variable y el *PIB* cíclico (Gráfico 15). El coeficiente de correlación es de 0.42, que aumenta a 0.51 cuando se reduce el período muestral a 1966-1996.

La sospecha de colinealidad se confirma al introducir la tasa de interés real observada (*LGTRRE*) en lugar de su componente cíclico (Cuadro 13), perdiendo el *PIB* cíclico su significancia estadística. El coeficiente de correlación entre ambas variables es de -0.59 para todo el periodo y de -0.67 cuando se reduce el período muestral a 1966-1996. Gráficamente se observa una correlación negativa más clara (Gráfico 16). El efecto de las tasas de interés externas lleva a pensar que el ciclo económico mundial puede estar correlacionado con el ritmo de crecimiento de nuestra economía, y al hacer la comparación gráfica (Gráfico 17), la coincidencia es impresionante.

¹³ Para obtener la tasa de interés real se optó por el camino más simple de todos, tomando el rendimiento de los bonos de mediano y largo plazo del Tesoro de los Estados Unidos y se deflactó por la inflación del Índice de Precios del Productor de los Estados Unidos (Anexo 4).

Cuadro 12

Determinantes de la cuenta corriente y el ciclo de la tasa de interés

<i>MCO en dos etapas // Variable dependiente: CAR</i>				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones incluidas: 47				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Instrumentos: <i>TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP</i>				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.031456	0.012301	2.557169	0.0143
<i>GPCIHP</i>	-0.058103	0.012521	-4.640483	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.023804	0.007447	-3.196490	0.0027
<i>LRTRCI</i>	4991.342	8026.216	0.621880	0.5375
<i>CONDURAB</i>	-0.008444	0.002974	-2.839149	0.0070
<i>TCEF</i>	1.765766	1.617059	1.091961	0.2812
R^2	0.805729	Media de la variable dependiente		-314.8005
\bar{R}^2	0.782038	Desviación estándar de la variable dependiente		675.9500
Error estándar de la regresión	315.5768	Criterio de información Akaike		11.62755
Suma de los residuos cuadrados	4083137	Criterio de Schwartz		11.86374
Estadístico - F	36.19309	Estadístico Durbin-Watson		2.036774
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
LRTRCI = Componente cíclico de las tasas de interés.				

Cuadro 13

La cuenta corriente y el nivel de las tasas de interés

<i>MCO en dos partes // Variable dependiente: CAR</i>				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones: 47				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método de Newey-West (3 rezagos)				
Instrumentos: <i>TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF(-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP</i>				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.025972	0.017755	1.462821	0.1511
<i>GPCIHP</i>	-0.054068	0.010306	-5.246169	0.0000
<i>LGTRRE</i>	749.8073	5974.179	0.125508	0.9007
<i>CONDURAB</i>	-0.008982	0.005107	-1.758852	0.0861
<i>INPCIHP</i>	-0.024112	0.007536	-3.199582	0.0027
<i>TCEF</i>	1.777505	1.557649	1.141146	0.2604
R^2	0.848120	Media de la variable dependiente		-314.8005
\bar{R}^2	0.829598	Desviación estándar de la variable dependiente		675.9500
Error estándar de la regresión	279.0309	Criterio de información Akaike		11.38139
Suma de los residuos cuadrados	3192188	Criterio de Schwartz		11.61758
Estadístico - F	46.17702	Estadístico Durbin-Watson		1.802972
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000000			
LGTRRE = Tasa real de interés.				

Gráfico 15
Ciclos del PIB en Colombia y de las tasas de interés internacionales

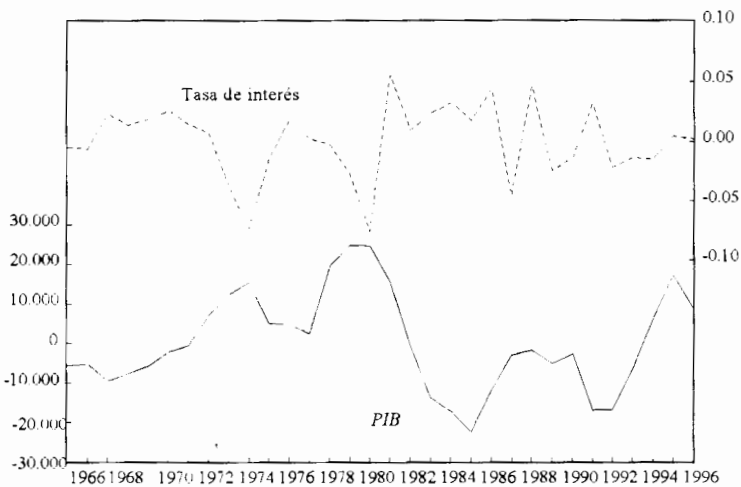


Gráfico 16
Ciclo del PIB en Colombia y el nivel de las tasas de interés internacionales

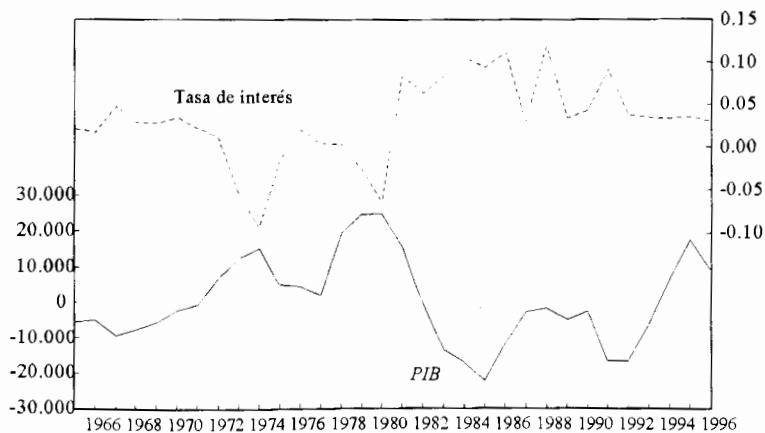
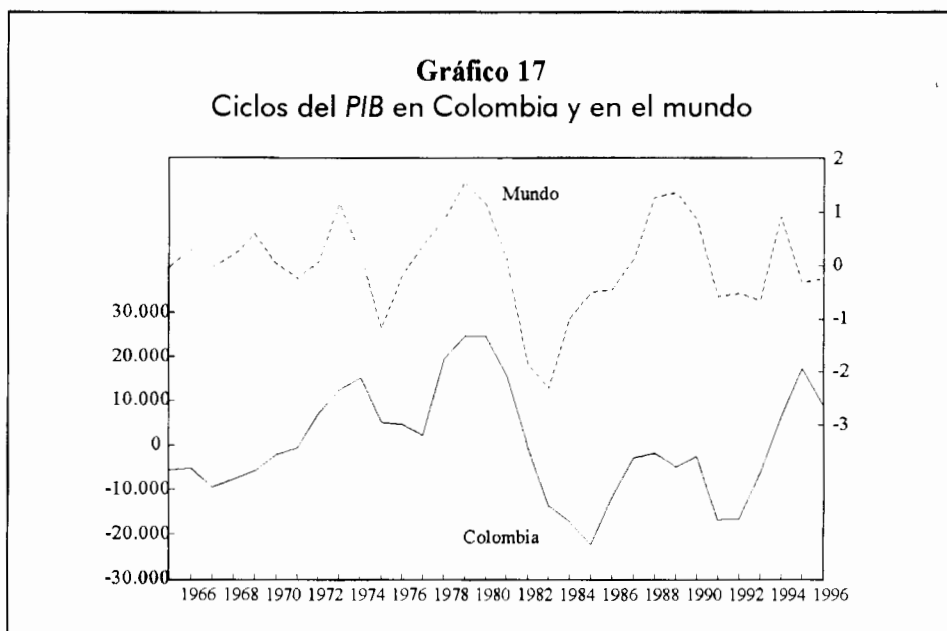


Gráfico 17
Ciclos del PIB en Colombia y en el mundo



Las anteriores consideraciones llaman la atención sobre la posible endogeneidad del componente cíclico del *PIB*, que se supone exógeno en las estimaciones aquí efectuadas. Específicamente, habría que estudiar a fondo la relación del ciclo del *PIB* con las tasas de interés o con el crecimiento de la economía mundial, o con el conjunto de variables internas que reflejan la demanda agregada (gasto público, inversión privada o consumo).

Con el ánimo de captar parte del problema, se corrió para el período 1963-1996¹⁴, la regresión del ciclo del *PIB* contra las variables externas e internas mencionadas (Cuadro 14). Se ve que las variables externas son altamente significativas y con el signo esperado. En lo referente a las variables internas, llama la atención la no significancia del componente cíclico del gasto público y del precio del café en términos reales, una vez se eliminan de la regresión las variables no significativas estadísticamente (Cuadro 14A). Se confirman así algunos resultados anteriores (Cárdenas, 1992) que encontraban la tasa real de interés externa como variables determinantes del ciclo del *PIB* colombiano, aunque contradice la significancia del

¹⁴ Se tomó este período muestral, ya que una de las variables importantes, el índice de producción de la economía mundial, estaba disponible desde 1963 en las *IFS Yearbook*.

precio real del café en la explicación del ciclo económico colombiano¹⁵. El resultado novedoso tiene que ver con la coincidencia de los ciclos económicos mundial y colombiano, pues Cárdenas encontraba dicha coincidencia sólo entre algunos países productores de café.

Cuadro 14
Determinantes del ciclo del PIB en Colombia, 1963 - 1996

MCO // Variable dependiente: <i>CPIBEHP</i>				
Muestra: 1963 - 1996				
Observaciones incluidas: 34 después de ajustes				
Error estándar y matriz de covarianza corregidos por Heterocedasticidad				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>INPCIHP</i>	0.235622	0.063273	3.723903	0.0009
<i>LGTRRE</i>	-48299.34	12910.96	-3.740958	0.0009
<i>PIMUCIHP</i>	3884.713	602.6135	6.446442	0.0000
<i>PRECIO</i>	1609.006	1199.682	1.341193	0.1910
<i>CPIBEHP</i> (-1)	0.545137	0.066013	8.258049	0.0000
<i>GPCIHP</i>	-0.085358	0.089573	-0.952946	0.3491
<i>C</i>	-2206.707	2504.749	-0.881009	0.3861
R^2	0.891595	Media de la variable dependiente		56.00156
\bar{R}^2	0.867505	Desviación estándar de la variable dependiente		11988.47
Error estándar de la regresión	4363.783	Criterio de información Akaike		16.94343
Suma de los residuos cuadrados	5.14E+08	Criterio de Schwartz		17.25768
Log de verosimilitud	-329.2822	Estadístico - F		37.01110
Estadístico Durbin-Watson	2.003733	Probabilidad (Estadístico - F)		0.000000
<i>CPIBEHP</i> = Componente cíclico del PIB.		<i>INPCIHP</i> = Componente cíclico de la inversión.		
<i>LGTRRE</i> = Tasa de interés real internacional.		<i>PIMUCI</i> = Componente cíclico del PIB mundial.		
<i>PRECIO</i> = Precio real del café, promedio anual.				

En el periodo 1980-1996 (Cuadro 14B), el efecto del gasto público cíclico sobre el crecimiento es negativo y significativo, el precio del café cobra una mayor significancia estadística, al tiempo que el ciclo económico mundial pierde algo de la suya. Estos resultados cuestionan seriamente el supuesto efecto reactivador del

¹⁵ El precio real del café es una variable no estacionaria para el período 1957-1996, por lo que resulta el problema de Mankiw-Shapiro. Este resultado, que no permite rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria del precio real del café, coincide con lo encontrado por Reinhart y Wickham (1994), pero contradice los resultados de Cárdenas (1992), aunque este último trabaja con un período muestral más amplio. Este tema es de crucial importancia para la descomposición de lo que es la tendencia de largo plazo y los ciclos de esta variable. Igualmente importante es para las pruebas de hipótesis para ver el tipo de distribución estadística que se utiliza.

gasto público como herramienta anticíclica¹⁶. También llama la atención la mayor significancia del precio del café en este período más reciente, en el que precisamente se ha diversificado la estructura productiva y exportadora del país.⁴

Es útil aquí efectuar, como lo hacen Hodrick y Prescott (1980) y Prescott (1986), una comparación de la variabilidad del producto total con la de algunos componentes de la demanda agregada, y examinar las correlaciones entre estos agregados (Cuadro 15). Varias cosas merecen destacarse: en primer lugar, el PIB es el agregado más volátil, y en segundo término está el consumo privado. Este ordenamiento entre ambas variables coincide con la experiencia internacional. Lo que resulta sorprendente es que la inversión privada sea el componente más estable de todos. Sin duda que este tema merece un mayor análisis, ya que es la primera vez que se detecta este resultado (Hodrick y Prescott, 1980; Prescott, 1986; Stockman y Tesar, 1995).

Cuadro 14A
Determinantes del ciclo del PIB en Colombia

MCO // Variable dependiente: CPIPEHP				
Muestra: 1963 - 1996				
Observaciones incluidas: 34 después de ajustes				
Error estándar y matriz de covarianza corregidos por Heterocedasticidad				
Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>INPCIHP</i>	0.190985	0.046714	4.088409	0.0003
<i>LGTRRE</i>	-55401.24	13660.46	-4.055591	0.0003
<i>PIMUCIHP</i>	4153.303	608.1798	6.829072	0.0000
<i>PRECIO</i>	799.1508	436.0911	1.832532	0.0772
<i>CPIPEHP(-1)</i>	0.528259	0.067979	7.770974	0.0000
R^2	0.886563	Media de la variable dependiente		56.00156
\bar{R}^2	0.870917	Desviación estándar de la variable dependiente		11988.47
Error estándar de la regresión	4307.240	Criterio de información Akaike		16.87116
Suma de los residuos cuadrados	5.38E+08	Criterio de Schwartz		17.09562
Log de verosimilitud	-330.0536	Estadístico - F		56.66217
Estadístico Durbin-Watson	2.067057	Probabilidad (Estadístico - F)		0.000000
Todas las variables fueron definidas en el Cuadro 14.				

¹⁶ Partow (1994) había encontrado para el caso colombiano una correlación negativa entre el crecimiento del gasto público y la tasa de crecimiento del PIB.

Cuadro 14B
Determinantes del ciclo del PIB, 1980 - 1998

MCO // Variable dependiente: CPIBEHP				
Muestra: 1980 - 1996				
Observaciones incluidas: 17				
Error estándar y matriz de covarianza corregidos por Heterocedasticidad				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
INPCIHP	0.480993	0.073996	6.500267	0.0001
LGTRRE	-39114.02	9618.594	-4.066500	0.0023
PIMUCIHP	1478.634	740.5941	1.996552	0.0738
PRECIO	5829.079	974.5149	5.981518	0.0001
CPIBEHP (-1)	0.672286	0.056382	11.92368	0.0000
GPCIHP	-0.607763	0.078754	-7.717216	0.0000
C	-10702.76	1797.810	-5.953224	0.0001
R^2	0.966584	Media de la variable dependiente		-2606.086
\bar{R}^2	0.946535	Desviación estándar de la variable dependiente		13462.42
Error estándar de la regresión	3112.858	Criterio de información Akaike		16.37949
Suma de los cuadrados residuales	96898861	Criterio de Schwartz		16.72258
Log de verosimilitud	-156.3477	Estadístico - F		48.20986
Estadístico Durbin-Watson	2.869737	Probabilidad (Estadístico - F)		0.000001

Cuadro 15
Variabilidad y correlaciones de los componentes
cíclicos del producto

	Coefficiente de variación	Correlación con el PIB
PIB	101.2	1.00
Gasto público	16.0	0.46
Inversión privada	8.2	0.51
Consumo	71.5	0.84

VI. EL NIVEL OPTIMO DE LA CUENTA CORRIENTE

A. ASPECTOS CONCEPTUALES

Hasta el momento todas las ecuaciones que han servido de base para el análisis empírico se han derivado en un ambiente sin incertidumbre. Para incorporar el hecho de que el futuro es incierto, la ecuación (1) debe modificarse de la siguiente manera:

$$(6) \quad CA_t = A_{t-1} - A_t = (Y_t - E_t Y^P) - (I_t - E_t I^P) - (G_t - E_t G^P)$$

donde E_t es el operador de expectativas con información hasta el período t . Así,

$$(7) \quad E_t Y^P = \frac{r}{1+r} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t Y_s ,$$

procediéndose en forma análoga con el resto de las variables.

Gosh y Ostry (1995) y Obstfeld y Rogoff (1995, 1996) muestran cómo la expresión para la cuenta corriente se puede reescribir, así:

$$(8) \quad CA^* = - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t \Delta (Y_{t+j} - I_{t+j} - G_{t+j})$$

donde $Y_t - I_t - G_t$ es un flujo de caja (*FC*) neto que tiene esta economía, y Δ es el operador de primeras diferencias.

De esta manera, la cuenta corriente óptima (CA^*) cambia a través del tiempo en la medida en que varían las expectativas del flujo de caja futuro. Cuando se anticipa un aumento de ese flujo de caja futuro, el país puede aumentar su nivel de gasto sin que el producto o el flujo de caja actual aumenten, lo que conlleva a un incremento del endeudamiento neto de esta economía con el resto del mundo, o sea, una disminución en la cuenta corriente. En este sentido, la cuenta corriente óptima es el nivel sostenible o financiable del déficit en la cuenta corriente de la balanza de pagos. Cuando se anticipa una reducción en el flujo de caja futuro, debe registrarse un aumento en la cuenta corriente actual, ya que debe generarse el ahorro necesario para mantener un patrón de gasto estable en el futuro.

B. ASPECTOS EMPIRICOS

El problema empírico que salta a primera vista es la construcción del valor esperado del flujo de caja futuro. Un trabajo anterior sobre el caso colombiano que empleaba esta metodología (Herrera, 1997) estimó éste como el valor permanente de la serie. El inconveniente de emplear esta metodología univariada es que utiliza exclusivamente información del flujo de caja.

Sin embargo, los operadores económicos, para la formación de sus expectativas, utilizan más información que la contenida en la serie histórica del flujo de caja. En este sentido, los agentes poseen más información que el economista, tema discutido ampliamente en Campbell y Shiller (1987) y Quah (1990). Por ello, es natural pensar que la cuenta corriente histórica contiene información sobre las

expectativas que tenían los agentes en el pasado sobre el flujo de caja, y que aún es valiosa. Así, la serie de la cuenta corriente debería ser utilizada para proyectar el valor óptimo de la variable.

Eso es lo que hacen Gosh y Ostry (1995) y Obstfeld y Rogoff (1996) al considerar un sistema de vectores autorregresivos (*VAR*) con variables cambios en el flujo de caja (*DFC*) y la cuenta corriente (*CAR*) así:

$$(9) \quad \begin{bmatrix} \mathbf{DFC}_t \\ \mathbf{CA}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{DFC}_{t-1} \\ \mathbf{CA}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{bmatrix}$$

donde la matriz de coeficientes se denomina *M*.

Siendo esto así, se puede demostrar que:

$$(10) \quad \mathbf{CA}^* = -[1 \ 0] \left(\frac{1}{1+r} M \right) \left(I - \frac{1}{1+r} M \right)^{-1} \begin{bmatrix} \mathbf{DFC}_t \\ \mathbf{CA}_t \end{bmatrix}$$

$$(11) \quad \mathbf{CA}^* = [\alpha \ \beta] \begin{bmatrix} \mathbf{DFC}_t \\ \mathbf{CA}_t \end{bmatrix}$$

Es preciso anotar que, si efectivamente las decisiones de gasto de los agentes se basan en las expectativas de ingreso descritas y las estimaciones econométricas son buenas, deben cumplirse los siguientes requisitos o pruebas sugeridas por Campbell y Shiller (1987), en orden de la prueba más débil a la más fuerte:

1. La cuenta corriente debe causar en el sentido estadístico de Granger a los cambios en el flujo de caja. Si el nivel óptimo (*CA**) es una suma ponderada de valores futuros del flujo de caja (el valor presente no es otra cosa que esto), entonces debe tener un valor predictivo sobre los cambios futuros del flujo de caja si los agentes efectivamente poseen información útil para proyectar estos cambios, además de sus valores pasados.

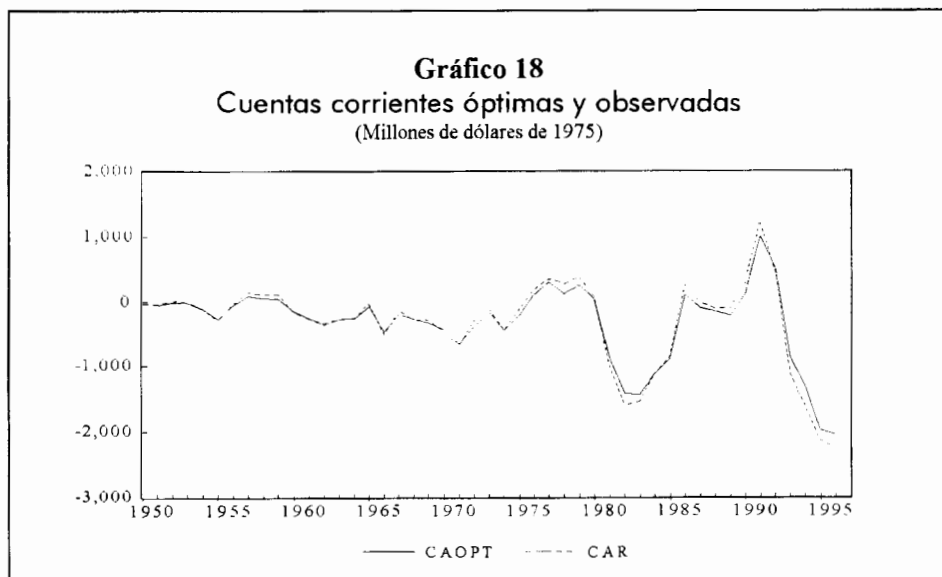
2. La varianza de la cuenta corriente óptima debe ser igual a la de la observada. Puesto que el valor óptimo (*CA**) es una proyección lineal de unas variables que hacen parte del conjunto de información de los agentes, que es lo más amplio posible y no observable por el econometrista, la variabilidad de la serie no debería ser distinta a la de la cuenta corriente observada. Si la variabilidad de la serie observada fuese mayor,

querría decir que el conjunto de información no es el adecuado para hacer proyecciones adecuadas de la variable. Por lo anterior, Campbell y Shiller proponen examinar si la relación de las varianzas de la cuenta corriente observada y la óptima es igual a uno.

3. Los parámetros (α) alpha y (β) beta en (11) deben ser 0 y 1, respectivamente, lo que significa que la cuenta corriente observada no difiere estadísticamente de la óptima. Lo anterior implica, a su vez, que se cumplen, conjuntamente, las siguientes restricciones sobre los coeficientes: $a = c$, y, $d - b = 1 + r$. Para probar el cumplimiento de la restricción se usará la prueba de *Wald*, estadístico con distribución chi-cuadrado con dos grados de libertad.

C. RESULTADOS ECONOMETRICOS

La estimación del VAR (9) (Cuadro 16)¹⁷ produce la matriz *M* que, a su vez, se reemplaza en la ecuación (10) para obtener unos coeficientes α y β de -0.14 y 0.90, respectivamente. Con estos coeficientes se estima el valor óptimo de la cuenta corriente y se compara su evolución con la de la variable observada (Gráfico 18).



¹⁷ Se supuso una tasa de interés real del 4.57%, que es el promedio del período 1950-1996.

Cuadro 16
VAR del cambio en el flujo de caja (DCOCSH) y la
cuenta corriente real(CAR)

Muestra: 1952 - 1996 Observaciones incluidas: 45 después de ajustes Errores estándar y Estadístico-t		
	<i>DCOCSH</i>	<i>CAR</i>
<i>DCOCSH</i> (-1)	0.646920 (0.12509) (5.17149)	0.661786 (0.12580) (5.26065)
<i>CAR</i> (-1)	-0.282231 (0.08936) (-3.15820)	0.693879 (0.08987) (7.72102)
<i>C</i>	22.33675 (72.3685) (0.30865)	-325.1180 (72.7768) (-4.46733)
R^2	0.410611	0.750342
\bar{R}^2	0.382545	0.738454
Suma de los residuos cuadrados	5194335	5253119
Error estándar de la ecuación	351.6740	353.6584
Log de verosimilitud	-326.1214	-326.3747
Criterio de Akaike AIC	11.78975	11.80100
Criterio de Schwartz SC	11.91019	11.92145
Media de la dependiente	287.0652	-328.3075
Desviación estándar de la dependiente	447.5459	691.5277
<i>D</i> (<i>COCSH</i>) = Cambios en el flujo de caja. <i>CAR</i> = Cuenta corriente real.		

Para examinar la bondad del modelo utilizado y de los resultados obtenidos se efectuaron las tres pruebas descritas en la sección anterior:

1. Causalidad de Granger.

El Cuadro 17 resume los resultados de las pruebas de causalidad, efectuados con 1 y 2 rezagos, y según los cuales se rechaza la hipótesis de ausencia de causalidad con un significancia del 0.01.

2. Igualdad de Varianzas.

La relación de la varianza de la serie observada (*CAR*) y la óptima (*CAOPT* en el apéndice 5) es de 1.14. Con el objeto de examinar la hipótesis que nos ocupa, se calculó un estadístico para la prueba de igualdad de varianzas (Mood, Graybill & Boes, 1974 p. 438), que sigue una distribución *F* y arroja un valor de 1.28, inferior al valor crítico de 1.4, lo que no permite rechazar la hipótesis de igualdad de las dos varianzas.

3. Valores de los coeficientes.

Los valores aquí obtenidos de -0.14 y 0.90 son muy similares a los de Gosh y Ostry para Colombia de -0.27 y 1.04 aunque para un periodo muestral diferente. El valor del estadístico calculado es 0.31 (Cuadros 16A y 16B), muy inferior al valor crítico $\alpha(0.05) = 5.99$, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de que los valores estimados son iguales a los implícitos en el modelo conceptual. Es decir, la cuenta corriente observada no difiere estadísticamente de los valores óptimos.

Cuadro 16A
VAR del cambio en el flujo de caja y la cuenta corriente
Presentación para la prueba de Wald

Sistema: <i>VARCSHCAR</i>				
Método de estimación: Mínimos cuadrados				
Muestra: 1950 - 1997				
	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
C(1)	22.33675	72.36846	0.308653	0.7583
C(2)	0.646920	0.125093	5.171495	0.0000
C(3)	-0.282231	0.089364	-3.158204	0.0022
C(4)	-325.1180	72.77681	-4.467330	0.0000
C(5)	0.661786	0.125799	5.260650	0.0000
C(6)	0.693879	0.089869	7.721023	0.0000
Determinantes de la matriz de covarianza de los residuos		9.30E+09		
Ecuación: $DCOCSH = C(1) + C(2)*DCOCSH(-1) + C(3)*CAR(-1)$				
Observaciones: 45				
R^2	0.410611	Media de la variable dependiente	287.0652	
\bar{R}^2	0.382545	Desviación estándar de la variable dependiente	447.5459	
Error estándar de la regresión	351.6740	Suma de los residuos cuadrados	5194335	
Estadístico Durbin-Watson	2.079240			
Ecuación: $CAR = C(4) + C(5)*DCOCSH(-1) + C(6)*CAR(-1)$				
Observaciones: 45				
R^2	0.750342	Media de la variable dependiente	-328.3075	
\bar{R}^2	0.738454	Desviación estándar de la variable dependiente	691.5277	
Error estándar de la regresión	353.6584	Suma de los residuos cuadrados	5253119	
Estadístico Durbin-Watson	1.823213			

Cuadro 16B
Prueba de Wald sobre la validez de las restricciones sobre los coeficientes del VAR

Prueba Wald:			
Sistema: <i>VARCSHCAR</i>			
Hipótesis nula:	C(2) = C(5) C(6) - C(3) = 1.0457		
Chi - cuadrado	0.310926	Probabilidad	0.856019

Cuadro 17

Estadísticos *F* de la prueba de causalidad de la cuenta corriente óptima (*CA**) y observada (*CAR*) con los cambios en el flujo de caja (*DFC*)

	1 rezago	2 rezagos
<i>CA*</i> no causa a <i>DFC</i>	9.97	4.57
<i>CAR</i> no causa a <i>DFC</i>	9.97	4.57

Las anteriores pruebas indican que el modelo empleado describe bien los determinantes de la cuenta corriente en Colombia. Por lo anterior, dicho modelo se puede emplear para construir un punto de referencia o *benchmark*, con el cual se pueda determinar si existe un déficit excesivo o no en un momento determinado del tiempo. Se calcula la diferencia entre el valor óptimo y el observado, notándose que (Gráfico 19) desde 1992 se registra un déficit superior al óptimo o sostenible en el largo plazo. Por ello el déficit excesivo es de signo positivo. En 1996 se registró un exceso de US\$ 162 millones (constantes de 1975), que en términos nominales equivale a US\$ 340 millones.



Aunque se observa un déficit excesivo en 1996, es menor que la discrepancia observada en 1993 y 1994, de US\$ 260 millones y US\$ 311, respectivamente. El proceso de corrección de este exceso también se registra en épocas anteriores (es

una variable estacionaria con media no diferente de cero): el exceso positivo del período 1981-1984 fue seguido de un exceso negativo en el período 1985-1991.

Estos resultados son bastante diferentes a los obtenidos en trabajos anteriores (Herrera, 1997), ya que el déficit excesivo se reduce a una quinta parte, registrándose una tendencia a la reducción de dicha discrepancia, mientras que anteriormente se obtenía una tendencia creciente.

Las coyunturas en las que el “exceso de déficit” ha sido más alto tienen lugar a comienzos de las décadas de los ochenta y de la presente. Para tratar de explicar lo sucedido en cada una de estas etapas, se corrió la regresión de los determinantes de la cuenta corriente no financiera para el período 1980-1996 (Cuadro 18), verificándose los signos y significancia de las variables discutidas anteriormente. En un ejercicio de estática comparativa que se resume en el Cuadro 19, se explican los cambios observados en la cuenta corriente no financiera, con base en la evolución de sus determinantes¹⁸.

Cuadro 18
Determinantes de la cuenta corriente no financiera
subperíodo, 1980 - 1996

MCO en dos etapas // Variable dependiente: CAR				
Muestra: 1950 - 1996				
Observaciones incluidas: 17				
Error estándar y matriz de covarianza corregida por el método Newey-West (2 rezagos)				
Instrumentos: TCNOM GPUBTO PRURAGJL PIBCAP TCEF (-1) CPIBEHP GPCIHP INPCIHP				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico - t	Probabilidad
<i>CPIBEHP</i>	0.012104	0.006527	1.854446	0.0884
<i>GPCIHP</i>	-0.039546	0.005493	-7.199258	0.0000
<i>INPCIHP</i>	-0.018917	0.004950	-3.821270	0.0024
<i>TCEF</i>	24.92114	3.755831	6.635320	0.0000
<i>C</i>	-2212.870	374.7674	-5.904649	0.0001
R^2	0.919928	Media de la variable dependiente		173.8910
\bar{R}^2	0.893237	Desviación estándar de la variable dependiente		1018.369
Error estándar de la regresión	332.7475	Criterio de información Akaike		11.85470
Suma de los residuos cuadrados	1328651	Criterio de Schwartz		12.09976
Estadístico - F	35.59890	Estadístico Durbin-Watson		2.838785
Probabilidad (Estadístico - F)	0.000001			

¹⁸ Puesto que se trata de explicar el cambio en CANFR en cada etapa independientemente, se elimina la constante de la regresión y se obtienen los siguientes coeficientes para las variables *CPIBEHP* (0.014), *GPCIHP* (-0.065), *INPCIHP* (-0.015) y *TCEF* (3.77). Estos coeficientes se multiplican por la variación en cada una de las variables independientes y se obtiene el valor reportado en el Cuadro 19.

Cuadro 19

Comparación de algunas coyunturas críticas en la cuenta corriente

(En millones de dólares constantes de 1975)

	Δ CANFR observado	Efecto de:			
		PIB	Gasto público	Inversión privada	Tipo de cambio real
1980-1982	-1364	-350	-558	-61	-41
1983-1985	+935	-121	+626	+200	+111
1991-1994	-2751	+335	-2094	-1250	-45
1995-1996	-250	-239	-497	+534	-17

A comienzos de los ochenta, la caída en la cuenta corriente se explica por el aumento del gasto público y la caída cíclica del producto, jugando el tipo de cambio real un papel poco importante en la determinación del resultado. En la etapa de aumento en la cuenta corriente (1983-1985), el ajuste en el nivel de gasto público, la disminución en la inversión privada y la devaluación del tipo de cambio real compensan el efecto negativo de la caída en el producto sobre la cuenta corriente. En la presente década, la disminución marcada en la cuenta corriente está explicada por el aumento del gasto público y la inversión privada, encontrándose, sin embargo, dos etapas distintas entre 1991-1994 y 1995-1996, ya que en la segunda se observa que la reducción en la inversión privada compensa el efecto negativo del aumento del gasto público sobre la cuenta corriente. De esta manera se obtiene un relativo equilibrio externo agregado de la economía pero con comportamientos distintos entre los sectores público y privado. Llama también la atención el reducido efecto del tipo de cambio real sobre la cuenta corriente comparado con los impactos de las otras variables, excepción hecha, tal vez, del subperíodo 1983-1985.

VII. CONCLUSIONES

El presente trabajo confirma la validez del enfoque intertemporal en la explicación de los determinantes de la cuenta corriente: cuando el ingreso aumenta por encima de su nivel permanente tenderá a generarse un ahorro externo (una cuenta corriente positiva), y cuando los niveles de gasto, público o privado, excedan sus niveles de largo plazo se generará un déficit. La comparación de este enfoque vs. otro que predeciría que son los niveles absolutos de gasto o de ingreso

los que importan en la determinación de la cuenta corriente, inclina la balanza ampliamente en favor del primero.

Se construyeron en este trabajo unas series consistentes y coherentes de gasto privado en bienes de consumo durable, cuyo comportamiento y niveles difieren de series utilizadas en trabajos recientes. Se encontró que el consumo durable es una variable significativa en términos estadísticos, pero cuando se incluyen otras variables como el tipo de cambio real, pierde su significancia estadística. En todo el periodo 1950-1996 ambas variables son frágiles en el sentido de Leamer, es decir, su significancia estadística depende del conjunto de información condicionante incluido en la regresión.

En cuanto a la tasa de interés externa, como es natural en un país deudor, sus fluctuaciones afectan el ahorro, y por lo tanto la cuenta corriente. Al examinar la influencia de otras variables externas, se encontró una alta correlación del ciclo del PIB colombiano y el ciclo de la economía mundial, dejando un espacio abierto para futura investigación sobre el origen de este fenómeno.

Finalmente, para responder si el déficit observado es excesivo o no, se construyó un “benchmark”, cuya novedad está en que utiliza información de la misma cuenta corriente (histórica) además de la del flujo de caja nacional. Se encontró que, en términos generales durante el periodo 1950-1996, la cuenta corriente observada no difiere estadísticamente de los niveles óptimos, o sostenibles en el largo plazo. Sin embargo, en cada instante del tiempo sí se registran diferencias, siendo relativamente grandes las registradas desde 1993. Esta discrepancia, sin embargo, es decreciente y en 1996 no excedió los US\$ 340 millones corrientes. Lo anterior implica que prácticamente no existe desequilibrio en la cuenta corriente del país, es decir, el endeudamiento externo neto no difiere del valor presente neto del flujo esperado de caja de esta economía. Este equilibrio externo se ha logrado gracias a la disminución de la inversión privada, proceso que ha tenido un efecto positivo (numéricamente hablando) sobre la cuenta corriente que más que compensa el efecto negativo del aumento del gasto público entre 1995 y 1996.

REFERENCIAS

- Banerjee, A., J. et al. (1993) *Cointegration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Beveridge, S. y C. Nelson (1981) "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics* 7, pp. 151-174.
- Campbell, J. y R. Shiller (1987) "Cointegration and tests of present value models", *Journal of Political Economy* 95 octubre, pp. 1062-1088.
- Cárdenas, M. (1992) "Ciclos económicos y bonanzas exportadoras: teoría y evidencia en cuatro países productores de café", *Ensayos sobre Política Económica*, junio, 21.
- Cárdenas, M. y A. Escobar (1996) "Los determinantes del ahorro interno en Colombia:1925-1994" Documento Fedesarrollo, agosto.
- Cuddington, J. y A. Winters (1987) "The Beveridge Nelson decomposition of economic time series: a quick computational method", *Journal of Monetary Economics*, 19, pp. 125-127.
- Gosh, A. y J. Ostry (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.
- Galbraith, J., et al. (1987) "Rejections of orthogonality in rational expectations models. Further Monte Carlo results for an extended set of regressors", *Economics Letters*, 25, No. 3.
- Herrera (1997) "El tipo de cambio real y la cuenta corriente de la balanza de pagos de largo plazo en Colombia", *Coyuntura Económica*, marzo.
- Hodrick, R. y E. Prescott (1980) "Post-war business cycles: an empirical investigation", Discussion Paper 451, November, Carnegie Mellon University.
- Leamer, E. (1983) "Let's take the on out of econometrics", *American Economic Review*, 73, 1, marzo.
- Levine R. y D. Renelt (1992) "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions", *American Economic Review*, 82, 4, septiembre.
- López, A. (1996) "Por qué cayó el ahorro en Colombia a comienzos de la década del noventa?", *Coyuntura Económica*, diciembre.
- Mankiw, G. y M. Shapiro (1985) "Trends, random walks, and tests of the permanent income hypothesis", *Journal of Monetary Economics*, 16.

- Mankiw, G. y M. Shapiro (1986) "Do we reject too often? Small sample properties of tests of rational expectations models", *Economics Letters*, 20, 2.
- Mood, A. F. Graybill y D. Boes (1974) *Introduction to the Theory of Statistics*. Mc. Graw Hill.
- 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. S. Edwards y L. Ahamed. University of Chicago Press.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995) "The intertemporal approach to the balance of payments" *Handbook of International Economics*, Vol. III, ed. G. Grossman y K. Rogoff.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1996) *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press.
- Partow, Z. (1994) "Una investigación empírica sobre el impacto de la inflación en el crecimiento económico de Colombia 1951-1992", *Ensayos sobre Política Económica*, 26, diciembre.
- Prescott, E. (1986) "Theory ahead of business cycle measurement", *Quarterly Review*, Fall, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Quah, D. (1990) "Permanent and transitory movements in labor income: an explanation for the excess smoothness in consumption", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 31.
- Reinhart, C. y P. Wickman (1994) "Commodity prices: cyclical weakness or secular decline?" *IMF Staff Papers*, 41, 2.
- Suescún, R. (1997) "Bonanzas, enfermedad holandesa y ciclo económico real en Colombia", *Coyuntura Económica*, junio.
- Stockman, A. y L. Tesar (1995) "Tastes and technology in a two-country model of the business cycle: explaining international comovements" *American Economic Review*, Vol. 80, No. 1, marzo.

ANEXO 1

Aceptación de la hipótesis nula de no cointegración entre egresos e ingresos de la cuenta corriente 1970 - 1996

(Prueba de cointegración Johansen)

Muestra: 1970 - 1996 Observaciones incluidas: 25 Supuesto de la prueba: No existe tendencia en los datos Series: <i>EGTOR</i> <i>INGTOR</i> mayor intervalo: 1 a 1				
Valor propio	Razón de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	Hipótesis de No. de CE(s)
0.425198	18.06159	19.96	24.60	Ninguno**
0.155267	4.218365	9.24	12.97	Por lo menos uno
(***) Señala rechazo de la hipótesis nula al 5% (1%) nivel de significancia Razón de verosimilitud rechaza la cointegración al 5% de significancia Coeficiente de cointegración sin normalizar				
<i>EGTOR</i>	<i>INGTOR</i>	<i>C</i>		
0.000233	-0.000331	0.143832		
9.42E-05	-8.73E-05	0.178940		
coeficiente de cointegración normalizado: Una ecuación de cointegración				
<i>EGTOR</i>	<i>INGTOR</i>	<i>C</i>		
1.000000	-1.419579	617.0483		
	(0.22869)	(696.160)		
Log. de verosimilitud	-377.7175			

* Corrección para muestra pequeña.

ANEXO 1A

Cointegración de los egresos e ingresos de la cuenta corriente 1970 - 1993

(Prueba de cointegración Johansen)

Muestra: 1970 - 1993 Observaciones incluidas: 22 Supuesto en la prueba: No existe tendencia en los datos Series: <i>EGTOR</i> <i>INGTOR</i> mayor intervalo: 1 a 1				
Valor propio	Razón de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	Hipótesis de No. de CE(s)
0.598655	24.80527	19.96	24.60	ninguno**
0.193119	4.720740	9.24	12.97	Por lo menos uno
*(**) Señala rechazo de la hipótesis nula al 5% (1%) nivel de significancia Prueba de razón de verosimilitud indica una ecuación de cointegración al 5% de significancia Coeficiente de cointegración sin normalizar				
<i>EGTOR</i>	<i>INGTOR</i>	<i>C</i>		
-0.000331	0.000381	0.118959		
-0.000123	0.000180	-0.338530		
coeficiente de cointegración normalizado: Una ecuación de cointegración				
<i>EGTOR</i>	<i>INGTOR</i>	<i>C</i>		
1.000000	-1.153815 (0.14756)	-359.8982 (419.797)		
Log likelihood	-324.7656			

* Corrección para muestra pequeña.

ANEXO 2

Series observadas PIB, del gasto público y de la inversión privada y sus componentes cíclicos

(Miles de millones de pesos de 1975)

Año	PIB	CPIBEHP	GPUBTO2	GPCIHP	INPRI2	INPCIHP
1950	117.454	531	9.260	-1.339	25.300	863
1951	120.742	-1.746	11.000	-288	22.700	-2.836
1952	128.408	88	11.200	-805	24.500	-2.194
1953	134.953	526	13.700	970	27.000	-890
1954	144.625	3.803	15.000	1.572	33.700	4.623
1955	150.382	2.868	17.500	3.432	34.000	3.812
1956	157.507	2.981	16.900	2.269	35.000	3.806
1957	162.823	939	15.300	167	33.400	1.298
1958	165.916	-3.711	14.900	-173	28.300	-4.663
1959	177.806	5	15.000	-1.124	29.800	-4.044
1960	184.932	-1.515	15.800	-912	35.600	830
1961	194.432	-1.181	17.500	79	38.900	3.178
1962	204.613	-735	18.500	206	35.100	-1.587
1963	211.178	-4.528	18.300	-1.081	35.200	-2.483
1964	223.915	-2.828	18.600	-2.149	40.500	1.786
1965	232.905	-5.606	19.600	-2.874	39.600	-156
1966	245.885	-5.177	22.900	-1.728	46.500	5.700
1967	254.985	-9.451	26.100	-1.167	35.700	-6.136
1968	270.928	-7.737	26.800	-3.638	45.800	2.892
1969	288.102	-5.657	30.200	-3.971	44.700	703
1970	307.496	-2.206	44.600	6.166	45.900	791
1971	325.825	-628	55.600	12.507	44.700	-1.558
1972	350.813	6.860	51.900	3.905	45.200	-2.269
1973	374.398	12.281	65.100	12.054	43.200	-5.552
1974	395.910	15.051	56.000	-2.168	63.300	13.206
1975	405.108	5.014	57.100	-6.300	47.900	-3.518
1976	424.263	4.507	61.100	-7.685	51.600	-1.162
1977	441.906	2.130	81.900	7.585	44.900	-9.230
1978	479.335	19.247	77.800	-2.093	58.600	3.087
1979	505.119	24.500	77.800	-7.681	63.700	6.904
1980	525.765	24.432	94.800	3.781	63.000	5.115
1981	537.736	15.495	103.900	7.549	69.500	10.752
1982	542.836	-582	113.700	12.360	68.600	9.193
1983	551.380	-13.607	116.800	10.881	62.600	2.616
1984	569.855	-17.237	114.100	3.948	60.500	-199
1985	587.561	-22.310	115.500	1.255	50.900	-10.906
1986	621.781	-11.663	112.100	-6.380	59.700	-3.883
1987	655.164	-2.736	115.400	-7.799	70.100	3.876
1988	681.791	-1.522	126.400	-2.328	74.900	4.966
1989	705.088	-4.671	131.900	-3.467	64.300	-10.732
1990	735.258	-2.057	127.600	-15.853	69.300	-12.708
1991	749.976	-16.083	134.100	-19.269	55.800	-35.620
1992	780.312	-15.758	152.600	-12.811	91.600	-12.288
1993	822.335	-5.063	177.100	-2.610	141.500	21.806
1994	867.916	7.857	209.191	12.950	187.723	48.842
1995	913.283	19.228	231.617	16.740	197.628	36.158
1996	931.549	2.149	259.897	24.382	187.747	14

ANEXO 3

Consumo durable total

(Miles de millones de pesos de 1975)

Fecha	1/	2/	3/	4/
1950	13.926			13.926
1951	13.996			13.996
1952	14.909			14.909
1953	15.789			15.789
1954	17.209			17.209
1955	17.881			17.881
1956	18.230			18.230
1957	18.633			18.633
1958	18.948			18.948
1959	19.920			19.920
1960	20.848			20.848
1961	22.199			22.199
1962	24.033			24.033
1963	25.242			25.242
1964	27.523			27.523
1965	27.200	27.339		27.339
1966	29.705	29.352		29.352
1967		30.195		30.195
1968		32.569		32.569
1969		35.300		35.300
1970		38.056		38.056
1971		42.330		42.330
1972		44.437		44.437
1973		47.666		47.666
1974		50.267		50.267
1975		49.865		49.865
1976		54.467		54.467
1977		58.194		58.194
1978		62.270		62.270
1979		60.766		60.766
1980		63.365		63.365
1981		63.108		63.108
1982		62.172		62.172
1983		61.691		61.691
1984		63.333		63.333
1985		61.858		61.858
1986		67.791		67.791
1987		72.609		72.609
1988		72.546		72.546
1989		72.686		72.686
1990		74.082	72.147	74.082
1991		72.329	73.975	72.329
1992		76.933	79.642	76.933
1993		85.527	96.546	85.527
1994		87.088	102.671	87.088
1995			110.582	93.798
1996			92.757	78.679

1/ Calculado con base en datos de López (1996). Metodología descrita en el texto.

2/ Calculado de Cuentas Nacionales del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Metodología en el texto.

3/ Estimado con cifras del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

4/ Series empalmadas con tasas de crecimiento de 3/ para 1995 - 1996.

ANEXO 4

Series utilizadas en el trabajo

obs	CAR 1/	CANF 2/	TCEF 3/	CONDU 4/	CODEXV 5/	LGTRRE 6/	TAREDA 7/	TCNO 8/	PRURAG 9/	PIBMU 10/	PIMUC 11/
1950	-29	63	39,9	13.926	6.703	-0,02	9,70	2,0	1,23	NA	NA
1951	-42	84	39,7	13.996	6.736	-0,09	9,70	2,4	1,24	NA	NA
1952	27	76	45,0	14.909	7.176	0,05	1,00	2,5	1,20	NA	NA
1953	-11	91	42,1	15.789	7.599	0,04	-1,00	2,5	1,26	NA	NA
1954	-119	40	38,7	17.209	8.283	0,02	5,40	2,5	1,27	NA	NA
1955	-284	-129	40,6	17.881	8.606	0,02	8,10	4,0	1,26	NA	NA
1956	-29	-13	46,1	18.230	8.775	0,00	1,80	5,0	1,24	NA	NA
1957	147	81	59,7	18.633	8.968	0,01	-8,80	6,3	1,15	NA	NA
1958	108	153	76,3	18.948	9.120	0,01	1,70	7,6	1,12	NA	NA
1959	111	167	71,8	19.920	9.588	0,04	2,00	7,7	1,14	NA	NA
1960	-157	1	72,5	20.848	10.035	0,04	3,10	6,9	1,20	NA	NA
1961	-264	-117	69,1	22.199	10.685	0,04	5,40	8,3	1,20	NA	NA
1962	-324	-58	70,1	24.033	11.568	0,03	4,40	8,4	1,22	NA	NA
1963	-270	-103	71,8	25.242	12.150	0,04	-14,60	10,0	1,25	35,76	-0,71
1964	-252	-117	62,4	27.523	13.247	0,04	3,10	10,5	1,23	38,03	-0,24
1965	-31	112	67,7	27.339	13.159	0,02	1,00	16,9	1,21	40,13	-0,02
1966	-509	-358	77,4	29.352	14.249	0,02	5,50	17,0	1,17	42,40	0,29
1967	-128	58	79,2	30.195	14.391	0,05	10,80	16,3	1,12	44,10	-0,02
1968	-280	-109	87,8	32.569	16.347	0,03	9,40	16,4	1,07	46,40	0,20
1969	-287	-72	89,1	35.300	16.999	0,03	3,85	17,4	1,06	48,90	0,59
1970	-461	-179	94,0	38.056	19.390	0,04	5,40	18,4	1,05	50,50	0,04
1971	-699	-431	97,6	42.330	21.702	0,02	1,40	19,9	1,10	52,40	-0,24
1972	-295	-7	101,2	44.437	22.704	0,01	2,90	21,9	1,06	54,90	0,06
1973	-100	179	99,7	47.666	23.740	-0,05	-3,70	23,6	1,11	58,20	1,15
1974	-443	-232	97,8	50.267	25.391	-0,09	-0,50	26,1	1,07	59,50	0,24
1975	-127	136	100,0	49.865	25.453	-0,02	6,40	30,9	1,00	60,30	-1,17
1976	181	480	98,7	54.467	27.819	0,02	1,90	34,7	1,00	63,50	-0,20
1977	351	596	85,3	58.194	28.841	0,01	-1,30	36,8	0,99	66,30	0,38
1978	276	527	85,5	62.270	32.233	0,00	8,40	39,1	0,93	69,00	0,86
1979	380	569	84,8	60.766	33.753	-0,03	3,60	42,5	0,90	71,90	1,55
1980	65	197	82,2	63.365	35.730	-0,06	7,40	47,3	0,93	73,70	1,14
1981	-1.018	-765	76,0	63.108	34.743	0,08	8,70	54,5	0,89	74,90	0,12
1982	-1.607	-1.168	71,3	62.172	35.659	0,06	11,30	64,1	0,90	75,20	-1,85
1983	-1.548	-1.045	72,9	61.691	35.179	0,09	14,60	74,9	0,87	77,10	-2,31
1984	-1.130	-459	77,4	63.333	36.190	0,11	13,90	100,8	0,85	80,90	-0,99
1985	-857	-109	102,4	61.858	35.482	0,09	10,50	142,3	0,86	84,00	-0,51
1986	261	1.126	115,1	67.791	40.798	0,11	8,50	194,3	0,85	86,80	-0,44
1987	-11	900	115,9	72.609	44.882	0,03	5,60	242,6	0,83	90,20	0,11
1988	-120	758	114,9	72.546	44.202	0,12	4,40	299,2	0,84	94,30	1,27
1989	-107	965	121,8	72.686	42.807	0,03	5,50	382,6	0,85	97,40	1,36
1990	278	1.344	132,3	74.082	44.385	0,04	2,30	502,3	0,84	100,00	0,88
1991	1.231	2.191	115,9	72.329	43.093	0,09	7,80	627,2	0,80	101,70	-0,58
1992	452	1.409	109,8	76.933	46.491	0,04	1,00	680,1	0,86	105,00	-0,51
1993	-1.137	-269	111,4	85.527	60.143	0,04	2,40	786,6	0,85	108,20	-0,65
1994	-1.628	-562	103,9	87.088	66.615	0,03	5,42	826,5	0,86	113,20	0,92
1995	-2.142	-902	105,5	93.798	71.748	0,04	9,20	912,9	0,87	115,50	-0,32
1996	-2.267	-653	101,0	78.679	60.183	0,03	10,04	1.030,0	0,88	119,21	-0,25

1/ CAR = Cuenta corriente real; millones de dólares de 1975.

2/ CANFR = Cuenta corriente no financiera; millones de dólares de 1975.

3/ TCEF = Tasa de cambio real efectiva. Fuente: Herrera (1996).

4/ CONDURAB = Gastos en bienes de consumo durable; Anexo 3, miles de millones de pesos de 1975.

5/ CODEXVES = 4/ excluyendo vestuario y calzado, miles de millones de pesos de 1975.

6/ LGTRRE = Tasa real de interés externa, Estadísticas Financieras Internacionales del FMI deflata por inflación IPM de los Estados Unidos

7/ TAREDAL = Tasa real de interés doméstica. Actualización de series de López.

8/ TCNO = Tasa de cambio nominal promedio anual. Actualización serie de López.

9/ PRURAG/L = Relación de productividades entre transables y no transables; Herrera (1996).

10/ PIBMUN = Índice de producción de la economía mundial. Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

11/ PIBMUCHIP = Componente cíclico de 10/ con Hodrick-Prescott.

ANEXO 5

Series de la cuenta corriente, su nivel óptimo y el exceso de déficit en la cuenta corriente

(Millones de dólares de 1975)

Fecha	CAR (1)	CAOPT (2)	DEFEXC (3)
1950	-29	NA	NA
1951	-42	-56	-15
1952	27	-1	-28
1953	-11	-17	-6
1954	-119	-115	4
1955	-284	-269	15
1956	-29	-56	-27
1957	147	94	-53
1958	108	59	-50
1959	111	54	-58
1960	-157	-143	13
1961	-264	-258	6
1962	-324	-350	-26
1963	-270	-273	-3
1964	-252	-259	-7
1965	-31	-68	-37
1966	-509	-470	38
1967	-128	-190	-63
1968	-280	-275	5
1969	-287	-326	-38
1970	-461	-432	29
1971	-699	-668	31
1972	-295	-393	-98
1973	-100	-146	-46
1974	-443	-446	-3
1975	-127	-220	-93
1976	181	111	-70
1977	351	300	-51
1978	276	122	-153
1979	380	249	-131
1980	65	39	-26
1981	-1,018	-900	118
1982	-1,607	-1,429	178
1983	-1,548	-1,445	103
1984	-1,130	-1,123	8
1985	-857	-889	-31
1986	261	105	-156
1987	-11	-99	-88
1988	-120	-157	-37
1989	-107	-225	-118
1990	278	117	-161
1991	1,231	1,009	-221
1992	452	515	63
1993	-1,137	-877	260
1994	-1,628	-1,317	311
1995	-2,142	-1,986	155
1996	-2,218	-2,056	162

CAR = Cuenta corriente real.

CAOPT = Nivel óptimo de CAR.

DEFEXC = Exceso de déficit = (2) - (1).

INSTRUCCIONES A LOS AUTORES

Propósitos:

La revista ESPE tiene como objetivo la publicación de artículos, notas y comentarios de alta calidad técnica cuyos temas centrales comprendan el análisis teórico o práctico de la economía y la política económica de Colombia, con particular énfasis en las áreas en que se desarrolle la acción del Banco de la República (Banco Central).

1. Los artículos para consideración del Comité Editorial deben ser enviados a:
José Darío Uribe Escobar
Subgerencia de Estudios Económicos.
Banco de la República
Carrera 7a. No. 14-78 - Piso 11

La presentación de artículos al editor supone que el material en cuestión es original del autor y que cumple con los siguientes requisitos: i) Su temática se encuadra dentro de los propósitos técnicos de esta Revista, y ii) Este no ha sido publicado anteriormente, ni es sometido simultáneamente al criterio de otra revista o publicación.

2. La aceptación o no de dicho material para publicación será notificada al autor dentro de los tres meses posteriores a su recibo y, en general, ella requiere: i) La aprobación técnica por parte de un cuerpo evaluador (conformado por miembros del Comité Editorial) y ii) La transferencia de los derechos de autor a esta revista.
3. Los artículos y comentarios deben venir por duplicado escritos con las siguientes especificaciones:

- a) Texto escrito en Word, a doble espacio, con márgenes convencionales, sin sangría y en archivo independiente de cuadros y gráficos.
- b) Cuadros y gráficos independientes grabados en Excel o en el programa original en que se hicieron.
- c) El artículo será sometido a dos revisiones por parte del autor; la primera, para aceptar correcciones de estilo y la segunda, para dar el visto bueno de impresión.
- d) La numeración debe ser consecutiva en toda la obra o artículo, con ordenadores numéricos clásicos o tradicionales (números romanos y árabigos, ejm. I. A. 1. a. 1) a...) incluyendo: cuadros, gráficos (si los hubiere) y bibliografía. Los artículos, en general, no deben superar las 35 páginas, y los comentarios 10 páginas.

4. La primera página del artículo o comentario debe contener la siguiente información: i) Título del trabajo; ii) Nombre(s) del(os) autor(es), su filiación institucional y dirección; iii) Un resumen de no más de 100 palabras. En la misma página podrán incluirse los agradecimientos del caso.

5. Las fórmulas deben estar alineadas y numeradas consecutivamente al margen izquierdo. Para artículos de cierta elaboración matemática, se sugiere el envío de un anexo (no publicable) de derivaciones de las fórmulas con el fin de facilitar la labor del Comité evaluador.

6. Las referencias bibliográficas deben comprender únicamente la literatura específica sobre el tema, siguiendo este formato:

- a) Cuando se refiere a un artículo de revista:

- i) En el texto, autor, año y página; e.g.:

Estudios recientes demuestran que la elasticidad-ingreso de las importaciones es cercana a la unidad (Villar, 1985, p. 85).

- ii) En la bibliografía, autor (año). "Nombre artículo", nombre revista, mes, volumen, número páginas; e.g.:

Villar, L. (1985). "Determinantes de las importaciones en Colombia: un análisis econométrico", *Ensayos Sobre Política Económica*, diciembre, No. 8.

- b) Cuando se refiere a un libro:

- i) En el texto, autor, año y página; e.g.:

Los principales determinantes y debates alrededor de la expedición del Estatuto Cambiario han sido extensamente analizados (Banco de la República, 1987).

- ii) En la bibliografía, autor (año). "Nombre-libro", Editorial; e.g.:

Banco de la República (1987). *Colombia: 20 años del Régimen de Cambios y de Comercio Exterior*, Departamento Editorial.

7. Las notas de pie de página deben ser de carácter aclaratorio; e.g.:

¹ Otro de los estudios que no ha encontrado relación de causalidad entre tasa de cambio y precios es el de Herrera (1985).