



ENSAYOS

sobre política económica

Sobre la naturaleza del ajuste fiscal en Colombia

Alberto Carrasquilla B.
Natalia Salazar F.

Revista ESPE, No. 21, Art. 05, Junio de 1992
Páginas 165-190



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.

Sobre la naturaleza del ajuste fiscal en Colombia

Alberto Carrasquilla B.
Natalia Salazar F. ¹

Introducción

Un eje fundamental de la teoría fiscal moderna se refiere al hecho de que las decisiones en materia de gasto público y tributación efectuadas en el presente, se relacionan con el curso futuro de la deuda pública y sus determinantes a través de la restricción intertemporal del presupuesto, según la cual el valor presente del stock de deuda a un horizonte infinito es cero. Dependiendo de la manera específica como se resuelva el problema de convergencia hacia la restricción presupuestal y de sus implicaciones a nivel de la riqueza del sector privado, se podrían ver afectadas variables tales como el consumo y el stock de capital de largo plazo ².

¹ Las opiniones son de los autores y no comprometen al Banco de la República. Se agradecen los comentarios de Roberto Steiner y Rodrigo Suescún.

² Nos referimos a la discusión sobre si el financiamiento del gasto es o no neutral en términos de la riqueza del sector privado, es decir, a la posibilidad de "equivalencia ricardiana". Para un análisis aplicado a Colombia, véase Carrasquilla y Rincón (1990).

Este trabajo estudia algunos aspectos *empíricos* relacionados con el tema de la restricción intertemporal del gobierno en el caso colombiano. La primera pregunta se refiere a si la restricción presupuestal impone condiciones empíricamente verificables sobre el comportamiento del conjunto de variables fiscales. En segundo término, surge la duda de cómo se logra el cumplimiento de la restricción presupuestal en términos concretos. Es decir, tras un aumento exógeno en el gasto y un aumento consecuente de la deuda pública en el presente, los mecanismos de corrección se podrían originar en un aumento de impuestos en el futuro o en una reducción del gasto más adelante con el fin de satisfacer la restricción presupuestal.

En la primera parte del trabajo exponemos los aspectos conceptuales más relevantes para nuestro análisis, así como una discusión metodológica. En la parte II discutimos brevemente las fuentes de información consultadas y presentamos los resultados de las pruebas econométricas previas a las simulaciones. En la parte III presentamos los resultados de nuestros ejercicios dinámicos intentando responder la pregunta básica: ¿cuánto de un déficit efectuado hoy se corrige por la vía de mayores impuestos mañana y cuánto vía reducciones del gasto mañana? Finalmente, presentamos las conclusiones.

I Aspectos conceptuales y metodológicos

En el momento t se tiene la siguiente ecuación para la deuda pública:

$$(1) D_{t+1} = G_t - T_t + (1+r)D_t$$

donde

- D_t : stock real de deuda al inicio de t
- G_t : nivel real de gasto en t
- T_t : nivel real de ingresos tributarios en t
- r : tasa de interés real (que se supone constante)

Tomando el valor esperado de ambos lados y realizando sustituciones, se tiene la restricción intertemporal del gobierno:

$$(2) D_t = \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t [T_{t+j} - G_{t+j}] + \lim_{j \rightarrow \infty} (1+r)^{-(j+1)} E_t D_{t+j+1}$$

Como se mencionó al comienzo, la restricción intertemporal de presupuesto se satisface cuando el valor presente de la deuda es nula a un horizonte infinito, es decir, cuando el segundo término del lado derecho de (2) es cero. Como puede observarse, para satisfacer dicha restricción, el gobierno debe generar en el futuro un superávit tal que, en valor presente, iguale el monto actual del stock de deuda. Trehan y Walsh (1988) demuestran que, bajo el supuesto de un déficit primario estacionario, esta restricción se cumple si y solo si la deuda pública es una serie estacionaria en sus primeras diferencias:

$$(3) D_{t+1} - D_t = \mu + A(L)\epsilon_t$$

donde el primer término representa el déficit permanente (véase Trehan y Walsh, 1988) $A(L)$ es un polinomio de rezagos en L , y ϵ una variable estocástica.

Usando las ecuaciones (1) y (3) podemos obtener tres condiciones alternativas para el cumplimiento de la restricción presupuestal:

a) *Estacionariedad del déficit total*

Otra forma de escribir (1) es la siguiente:

$$(4) D_{t+1} - D_t = DEF_t + rD_t$$

Donde DEF_t no es otra cosa que el déficit primario $G_t - T_t$. La ecuación (3) implicaría que el déficit *total* (déficit inclusive de intereses) debe ser estacionario.

b) *Cointegración entre gastos, ingresos y deuda*

Reescribiendo la ecuación (1)

$$(5) D_{t+1} - D_t = G_t - T_t + rD_t$$

Si G_t , T_t y D_t son series integradas de orden 1, la estacionariedad de las primeras diferencias de la deuda implica que las tres variables mencionadas anteriormente deben estar cointegradas y el vector de cointegración debe tomar los valores (1, -1, r).

c) *Cointegración entre la deuda y el déficit primario*

Volviendo a la ecuación (4) podemos ver que la restricción también se cumple cuando la deuda, D_t y el déficit primario, DEF_t , están cointegrados, y el vector de cointegración es (1 r).

Hasta aquí sólo hemos obtenido las principales condiciones que se deberán comprobar empíricamente para verificar si el presupuesto del gobierno ha estado intertemporalmente balanceado. Como mencionamos anteriormente, nos interesa también identificar la manera cómo reaccionan las diferentes variables fiscales ante un desequilibrio exógeno causado en un momento del tiempo, es decir, identificar la dinámica del ajuste que asegure el cumplimiento de la restricción intertemporal. Para este fin se realizaron dos tipos de ejercicios. El primero consistió en un modelo de corrección de errores y el segundo en un modelo VAR que pasamos a explicar a continuación.

Como se explicó anteriormente el vector (G,T,D) tiene una restricción de cointegración de orden (1,1), y el vector de cointegración está dado por el trío (1,-1,r). En tal caso, la combinación lineal sería:

$$(3) [1 \quad -1 \quad r] \begin{pmatrix} G \\ T \\ D \end{pmatrix} = \beta'X = G_t - T_t + rD_t$$

con:

$$X' = (G \quad T \quad D)$$

y $\beta'X$ mide el déficit fiscal inclusive de intereses convencionalmente definido.

De lo anterior se deduce, utilizando el teorema de representación de Granger, que el vector X puede ser representado con un proceso estocástico del tipo:

$$(4) A(L)\Delta X_t = \alpha \text{DEFTOT}_{t-1} + v_t$$

donde el DEFTOT está dado por $(\beta'X_t)$ y $A(L)$ es un polinomio invertible en el operador de rezagos L.

En (4) la matriz $A(L)$ tiene la siguiente forma:

$$A(L) = \begin{bmatrix} 1 - a_{111}L - \dots - a_{11k}L^k & 1 - a_{121}L - \dots - a_{12k}L^k & 1 - a_{131}L - \dots - a_{13k}L^k \\ 1 - a_{211}L - \dots - a_{21k}L^k & 1 - a_{221}L - \dots - a_{22k}L^k & 1 - a_{231}L - \dots - a_{23k}L^k \\ 1 - a_{311}L - \dots - a_{31k}L^k & 1 - a_{321}L - \dots - a_{32k}L^k & 1 - a_{331}L - \dots - a_{33k}L^k \end{bmatrix}$$

La matriz $A(L)$ tiene como base polinomios finitos (de orden k) en cada fila. Los subíndices de cada coeficiente a_{ijk} definen, respectivamente, el número de la ecuación o variable dependiente, el número de la variable independiente y el tamaño del rezago de la variable j (independiente) que entra en la ecuación de la variable i .

El modelo consignado en la ecuación (4) se puede interpretar como un mecanismo dinámico de corrección de errores, en el cual el déficit total en $t-1$ es el error que el modelo corrige en t . Por ende, los parámetros a_{ijk} constituyen un vector que permite caracterizar la naturaleza del proceso de ajuste.

Una manera alternativa de estudiar el proceso de ajuste es a través de un análisis de las funciones de impulso respuesta obtenidas de un VAR en niveles. Este VAR se obtiene como una transformación de (4), sugerida por Campbell (1987) en un estudio sobre la teoría del ingreso permanente, y utilizada por Bohn (1991) en el contexto que nos preocupa. La transformación consiste en premultiplicar el modelo de corrección de errores por una matriz H que sea la matriz identidad, una de cuyas filas se reemplaza por el vector $\beta' = [1 \ -1 \ r]$, se obtiene así un VAR que cumple con las restricciones de cointegración³. El VAR tiene la forma:

$$(5) B(L)Y_t = \sigma(t)$$

donde Y incluye el déficit fiscal y las variables que definen la deuda.

Con base en el modelo (5) se pueden estimar convencionalmente las funciones de impulso respuesta con el fin de identificar con alguna precisión la dinámica del ajuste.

II Las series fiscales colombianas y sus propiedades

A. El comportamiento de las series fiscales

Debido a los objetivos y a la metodología del trabajo nos interesamos en recoger información que cubriera un amplio período muestral. Esto es así por cuanto el gobierno puede mantener déficit por períodos relativamente amplios, sin que por ello se viole la restricción intertemporal. En el caso del gobierno encontramos series relativamente

³ Nosotros usamos un vector de orden 3 y la transformación requeriría que elimináramos una variable. Para resolver el problema, Bohn(1991) sugiere interpretar el VAR de orden $(3, k+1)$ resultante, como el resultado de haber transformado un vector más amplio dentro del cual se cumple el supuesto de que las variables adicionales sean $I(1)$ y que su inclusión no genere una combinación lineal $I(0)$ adicional. El PIB es un buen candidato.

homogéneas para el período comprendido entre 1930 y 1990. Se tomó la información de gobierno nacional central, pues es esta la información relevante en la medida que es el gobierno central quien fija los impuestos.

Las variables fiscales requeridas para los ejercicios econométricos son los ingresos tributarios, los gastos gubernamentales totales, los gastos en intereses de deuda pública y la deuda del gobierno (véase Anexo estadístico).

Se tomó como variable indicativa del ingreso, la suma de los ingresos tributarios, desagregados en impuestos directos e impuestos indirectos. Todas las series corresponden a reconocimientos.

Para el período 1930-1952 se tomaron los datos del estudio "El Desarrollo Económico de Colombia", realizado por la CEPAL; para el período 1953-1960, la información proviene de la Revista del Banco de la República; para 1960-1970 de los Informes del Gerente a la Junta Directiva del Banco de la República y para 1970-1990 de los Informes Financieros de la Contraloría General de la República.

En la Gráfica 1 se muestra la evolución de los ingresos tributarios del gobierno en términos reales (miles de pesos de 1975) (Gráfica 2).

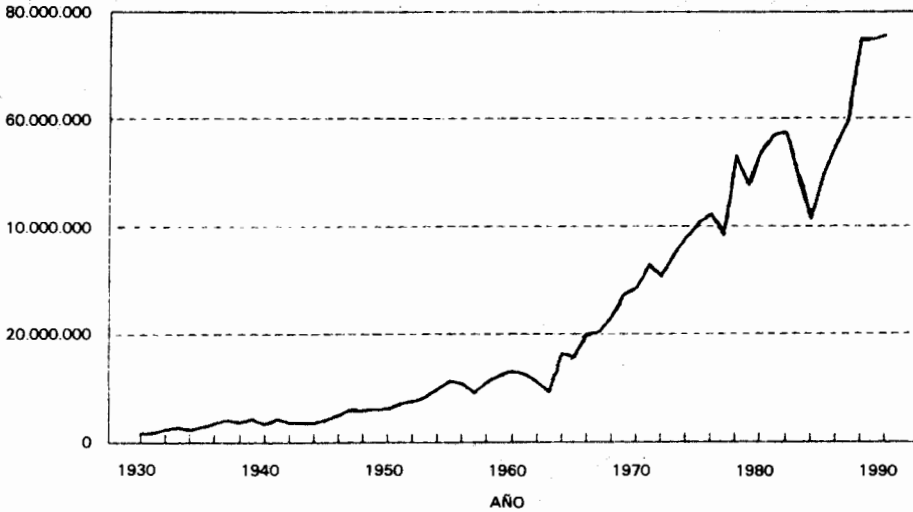
La información sobre gastos del gobierno se encuentra desagregada en gastos de funcionamiento, gastos de inversión y servicio de la deuda. Estos corresponden a los giros y reservas. La serie relevante para este trabajo es la que excluye los pagos de intereses de deuda pública, debido a que se desea analizar éstos por aparte. Para obtenerla se restó de los gastos totales el servicio de la deuda. Así, no se incluiría ni lo correspondiente a pagos de intereses, ni lo correspondiente a amortizaciones. La información se obtuvo de las mismas fuentes que los ingresos. En la Gráfica 2 se observa la evolución de los gastos en términos reales.

Es difícil encontrar para Colombia una desagregación del servicio de la deuda entre intereses y amortizaciones. Se supusieron varias tasas de interés reales constantes (r) para todo el período (tomando valores entre 0 y 0.10), que al multiplicarlas por el saldo de la deuda arrojan un estimativo de los pagos por intereses de deuda pública.

También se obtuvo información sobre el saldo de la deuda pública al inicio de cada año. Este saldo incluye tanto la deuda interna como la externa. Para el período 1925-1970 se tomó el dato de la deuda externa en dólares y se transformó a pesos con la tasa de cambio oficial. A este dato se le sumó el de la deuda interna para obtener el saldo de la deuda total. Para el período 1923-1970, la información se toma de los Informes del Gerente a la Junta Directiva del Banco de la República. Para el período 1970-1990 se consultaron los Informes Financieros anuales de la Contraloría General de la República. En el Gráfico 3 se muestra el comportamiento de la deuda pública en términos reales.

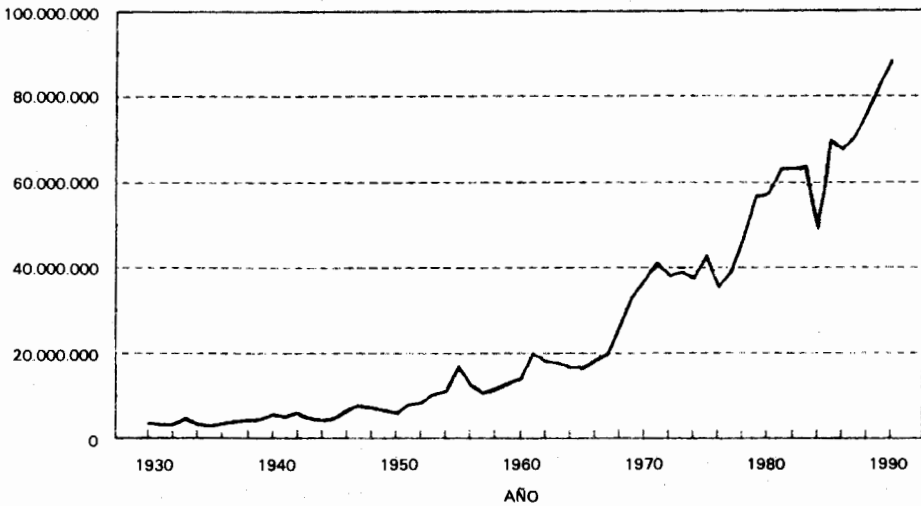
GRAFICA 1
Impuestos totales
1930 - 1990

Miles de pesos de 1975



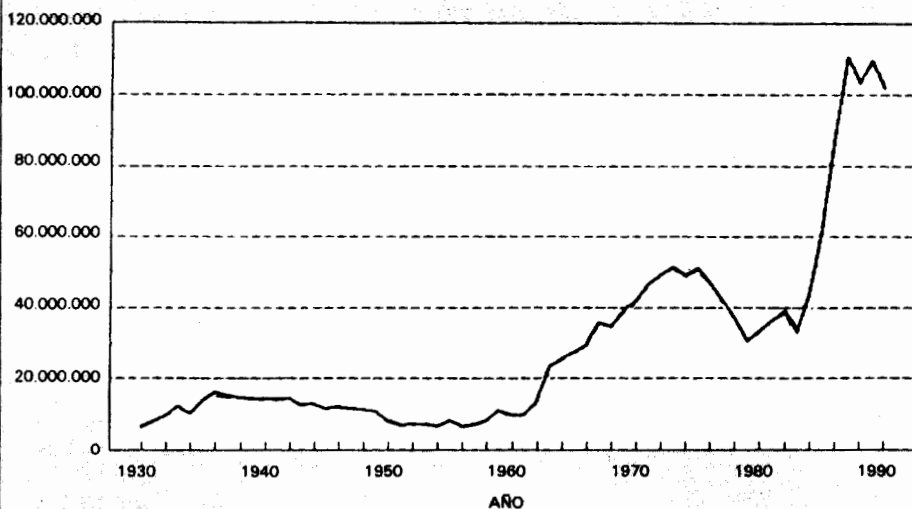
GRAFICA 2
Gastos netos de intereses
1930 - 1990

Miles de pesos de 1975



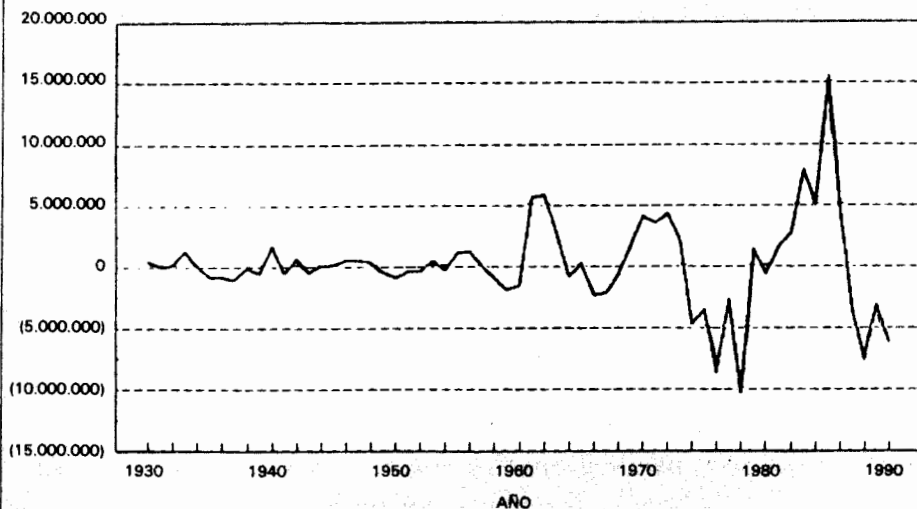
GRAFICA 3
Deuda pública
1930 - 1990

Miles de pesos de 1975



GRAFICA 4
Déficit primario
1930 - 1990

Miles de pesos de 1975



Como variable representativa del nivel de precios se tomó el deflactor implícito del PIB, calculado como el cociente entre PIB nominal y PIB real. Las dos series, nominal y real fueron obtenidas de los trabajos de la CEPAL (ya mencionado), del estudio de Cuddington y Urzúa (1987) y de información del Banco de la República.

Es también interesante tener una idea de cómo ha sido el comportamiento del déficit primario ($G_t - T_t$), el cual no incluye los intereses de la deuda pública. Como puede observarse (Gráfica 4), se pueden distinguir seis períodos de superávit primario (1932-38, 1949-50, 1957-60, 1964-66, 1974-78, 1987-89) y tres períodos de déficit (1960-1964, 1966-1975, 1979-1990).

B. Propiedades temporales de las series fiscales

1. La tendencia: pruebas de raíz unitaria

Como se menciona en la primera parte, el cumplimiento de la restricción intertemporal de presupuesto requiere que la deuda pública, D_t , sea una variable estacionaria en primeras diferencias. Por otra parte, una prueba alternativa es comprobar la estacionariedad del déficit inclusive de intereses o lo que es igual, la cointegración entre G_t , T_t y D_t . Estas pruebas le imponen a las tres series seguir un proceso estocástico $I(1)$, en niveles, y un proceso $I(0)$, en diferencias.

En los Cuadros 1, 2 y 3 se presentan las pruebas de raíz unitaria para las variables G_t , D_t y T_t y para las primeras diferencias de éstas.

El primer test (Dickey y Fuller, 1981) consiste en correr una regresión entre la variable diferenciada y la variable en niveles, rezagada un período. Se incluyen además rezagos de la variable diferenciada, de manera a encontrar ruido blanco en los errores, la constante y una variable tendencia si son necesarias (si resultan significativas, al menos la tendencia). La hipótesis nula es que existe raíz unitaria, es decir el coeficiente de la variable (en niveles) rezagada es cero. La prueba se realiza sobre el estadístico t de esta variable, el cual se compara con la tabla de Fuller (1976).

Como puede observarse (Cuadro 1), para todas las variables se acepta la hipótesis de existencia de raíz unitaria al 5% de significancia.

CUADRO 1
Pruebas de raíz unitaria
Período 1930-1990

	G	D	T
Constante	-3435485 (-1.41)	-2091568 (-1.17)	-3798021 (-1.70)
Tendencia	-189069.1 (1.87)	143995.3 (2.27)	212051.6 (2.34)
Variable Rezagada	0.0175 (0.23)	0.9621 (-2.06)	-0.06162 (-0.81)
Número de rezagos de la variable diferenciada	6	1	6
Nivel de significancia del Q	0.99	0.97	0.86

El valor crítico del τ , es de -4.15 al 1% de significancia, de -3.80 al 5% y de -3.50 al 10%.

Por el contrario, las pruebas para detectar la existencia de una segunda raíz unitaria rechazan dicha hipótesis al 5% de significancia (Cuadro 2).

CUADRO 2
Prueba de raíz unitaria sobre las primeras diferencias

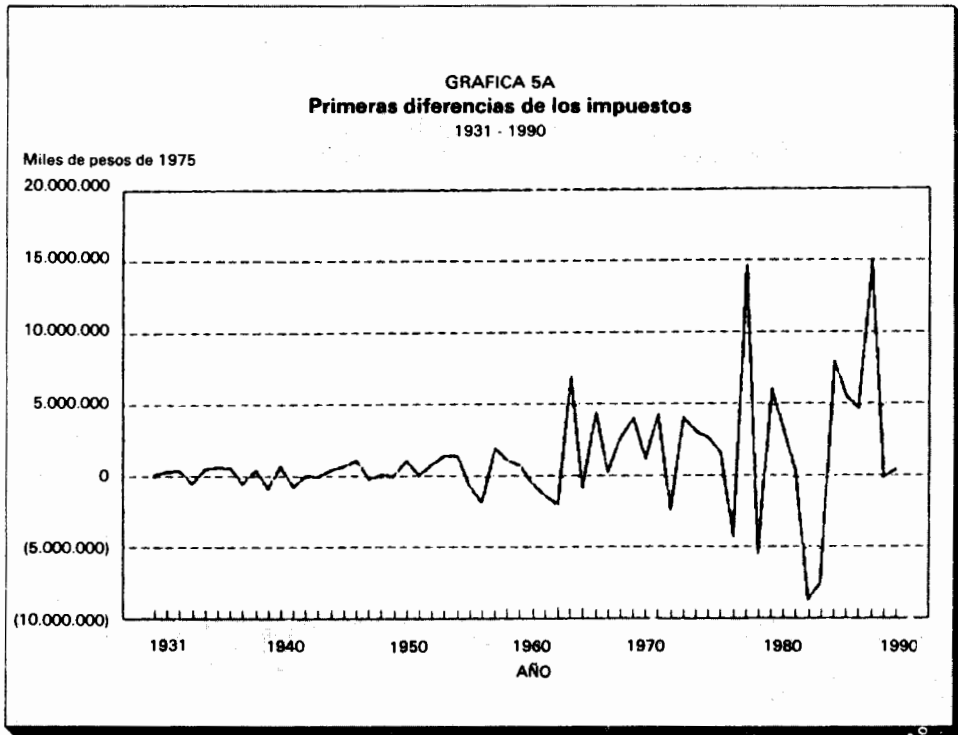
Período 1930-1990

	G	D	T
Constante	-6969433 (-3.28)		-2389363 (-1.71)
Tendencia	3359911.0 (4.46)		145348.4 (3.80)
Variable Rezagada	-5.4297 (-4.88)	-0.5042 (-4.36)	-3.186369 (-5.99)
Número de rezagos de la variable diferenciada	7	0	5
Nivel de significancia del Q	0.99	0.98	0.8

El valor crítico del τ es de -2.62 al 1% de significancia, de -1.95 al 5% y de -1.61 al 10%. El valor crítico del τ , es de -4.15 al 1% de significancia, de -3.50 al 5% y de -3.18 al 10%.

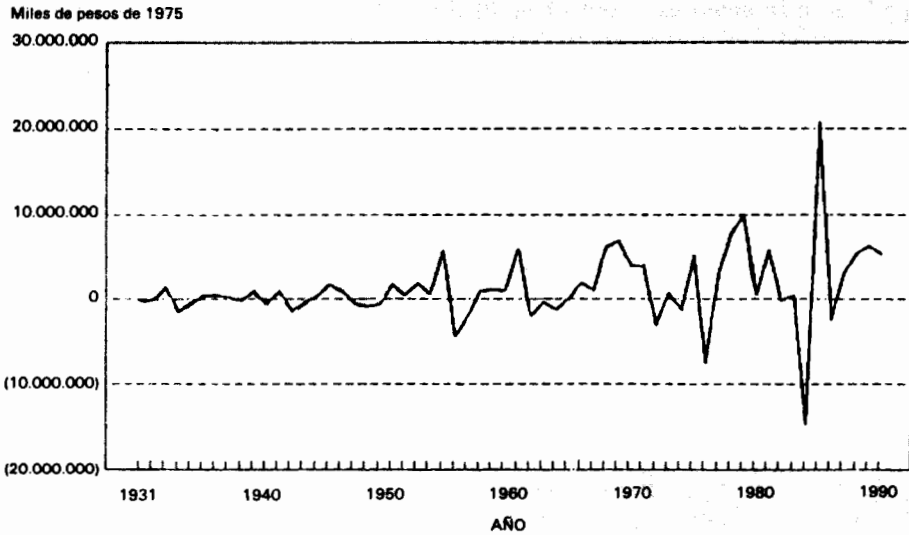
En conclusión, las pruebas de Dickey-Fuller indican que las series muestran una sola raíz unitaria. Por lo tanto las series son $I(1)$ y estacionarias en sus primeras diferencias.

Sin embargo, como lo muestran las Gráficas 5A, 5B, 5C, las primeras diferencias de las series parecen, a simple vista, presentar un problema de varianza creciente a través del tiempo ⁴. Se hizo entonces la prueba de Phillips (1987) la cual relaja el supuesto de homoscedasticidad de los errores. La prueba consiste en correr una regresión entre la variable y su nivel rezagado (sin constante, ni tendencia). Con los residuales de la regresión se estiman los primeros 15 valores de su función de autocorrelación (un cuarto de la muestra corresponde más o menos a 15 rezagos) y con ellos se calcula el estadístico de Phillips, el cual se compara con las tablas que se mencionaron para las pruebas de Dickey y Fuller. Los resultados (véase Cuadro 3) no contradicen lo encontrado con la primera prueba realizada. Es decir, las series en niveles tienen una raíz unitaria y las diferencias son estacionarias.

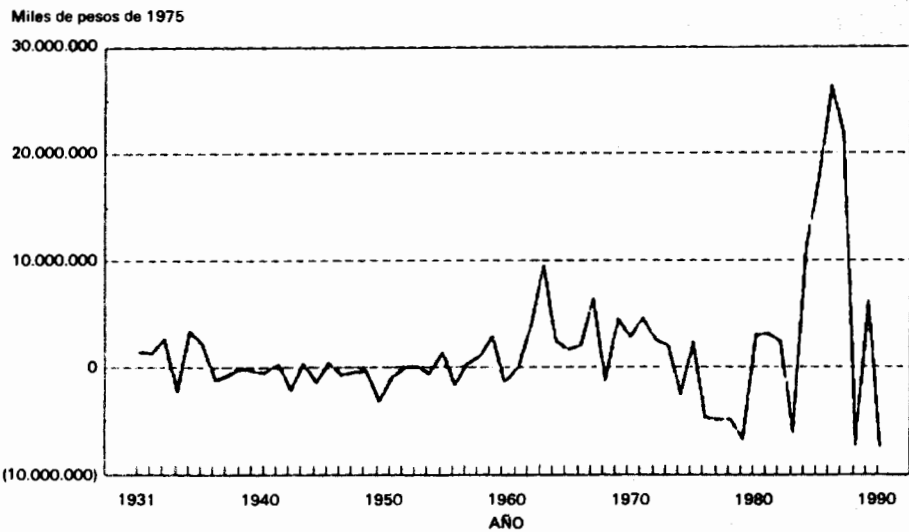


⁴ De manera interesante, exactamente el mismo problema se le presenta a Trehan y Walsh (1991).

GRAFICA 5B
Primeras diferencias de los gastos
1931 - 1990



GRAFICA 5C
Primeras diferencias de la deuda
1931 - 1990



CUADRO 3

Prueba de Phillips

Período 1930-1990

Variable	Estadístico de Phillips	Valor crítico (1)	Se rechaza H_0
G	-4.36	-19.8	NO
D	3.10	-7.7	NO
T	-1.70	-19.8	NO
DIFFS G	-58.40	-19.8	SI
DIFFS D	-17.51	-7.7	SI
DIFFS T	-47.67	-19.8	SI

(1) Nivel de significancia de 5%.

Se concluye entonces que las series en niveles tienen una raíz unitaria y las diferencias siguen un proceso estacionario. Esta conclusión es robusta frente a la posibilidad de heteroscedasticidad.

Hemos obtenido hasta aquí la primera evidencia sobre el cumplimiento de la restricción intertemporal de presupuesto en la medida que la deuda es efectivamente una serie estacionaria en primeras diferencias.

2. Las propiedades del déficit fiscal

Como se dijo en la sección I, el hecho de que el gobierno satisfaga la restricción intertemporal de presupuesto implica también, en términos econométricos, la imposición de restricciones a la dinámica del déficit. Concretamente, impone la condición de estacionariedad del déficit (incluyendo los pagos de intereses de deuda pública).

Es difícil desagregar el servicio de la deuda entre intereses y amortizaciones, debido a que las estadísticas no discriminan entre estos dos rubros. Por lo tanto se trabajó con el supuesto de que la tasa de interés real permanece constante durante todo el período (este mismo supuesto es hecho por Bohn (1991), Barro (1979), Hamilton y Flavin (1986), Trehan y Walsh (1988), Carrasquilla y Rincón (1990). Dándole valores alternativos a esta tasa (0, 0.03, 0.05, 0.07, 0.10) se obtuvieron diferentes cálculos del déficit inclusive de intereses. Sobre estas series se hicieron sendas pruebas de estacionariedad. El Cuadro 5 muestra los resultados de esta prueba.

Como puede verse en el cuadro 4, al 5% de significancia la prueba aumentada de Dickey-Fuller rechaza la hipótesis de existencia de raíz unitaria en la serie del déficit (salvo para el caso en el cual la tasa de interés es 0.07 y 0.10). Es muy probable que la tasa de interés real que paga el gobierno sobre la deuda sea baja e incluso, en algunos periodos, negativa. Por esta razón al tomarse una tasa de interés relativamente elevada el comportamiento de la deuda deja de ser consistente con la restricción intertemporal de presupuesto. Sin embargo, al realizar la prueba de Phillips (cuadro 4a), en todos los casos el déficit inclusive de intereses resulta ser estacionario, sugiriendo esto, que el gobierno satisface la restricción intertemporal de presupuesto.

CUADRO 4
Prueba de estacionariedad del déficit inclusive de intereses

Periodo 1930-1990

	r - 0	r - 0.03	r - 0.05	r - 0.07	r - 0.10
Constante	-1548154 (-1.34)	-1706262 (-1.44)	-1774474 (-1.47)	-1818320 (-1.48)	-1486873 (-1.47)
Tendencia	98140 (2.99)	108931 (3.05)	113259 (3.02)	115698 (2.94)	94911 (2.24)
Variable Rezagada	-0.6274 (-3.72)	-0.5438 (-3.85)	-0.4929 (-3.57)	-0.4434 (-2.94)	-0.3748 (-2.91)
Número de rezagos	2	2	2	2	2
Significancia del Q	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99

El valor crítico del τ , es de -3.80 al 1% de significancia, de -3.50 al 5% y de -3.18 al 10%.

CUADRO 4a
Prueba de estacionariedad del déficit inclusive de intereses

Periodo 1930-1990

	r - 0	r - 0.03	r - 0.05	r - 0.07	r - 0.10
Estadístico de Phillips	-29.35	-30.97	-31.27	-21.39	-29.03
Valor crítico (1)	-19.8	-19.8	-19.8	-19.8	-19.8
Se rechaza Ho	SI	SI	SI	SI	SI

(1) Nivel de significancia = 0.05.

Como se mostró en la sección I, el déficit puede expresarse como una combinación lineal de los gastos en bienes y servicios, los ingresos tributarios y los pagos de intereses de deuda pública. Entonces probar la estacionariedad del déficit es equivalente a probar la cointegración entre G_t , D_t , T_t . En los Cuadros 1, 2 y 3 se comprobó que las tres series tienen una raíz unitaria y en diferencias siguen un proceso estacionario, lo cual constituye una condición esencial para el ejercicio de cointegración. Los resultados sobre dicha cointegración se reportan en el siguiente Cuadro ⁵.

CUADRO 5
Prueba de Engle y Yoo

Ecuación de cointegración	Variable dependiente				
	G	D	T	GT	IT
Constante	791134 (0.99)	3535015 (1.47)	-379985 (-0.53)	1188116 (1.47)	-357611 (-0.51)
G		0.46 (1.30)	0.83 (20.05)		
D	0.05 (1.16)		0.05 (1.30)		
T	1.05 (20.1)	0.58 (1.16)			
GT					0.84 (45.44)
IT				1.16 (45.44)	
R ²	0.97	0.78	0.97	0.97	0.97
Test sobre los residuos		-0.38			
Variable rezagada	-0.71 (-5.08)	-0.25 (-4.64)	-0.63 (-5.15)	-0.62 (-4.47)	-0.64 (-4.65)
Número rezagos	2	3	2	2	2
Significancia Q	0.99	0.65	0.98	0.98	0.98

El valor crítico del t es de -3.98 al 5% de significancia y de -3.67 al 10 %, en el caso de cuatro variables El valor crítico del t es de -3.29 al 5% de significancia y de -2.90 al 10% en el caso de dos variables.

⁵ La cointegración se verificó con un test propuesto por Engle y Yoo (1987). Allí también se tabulan los valores críticos del test. Este consiste en realizar una regresión entre las diferencias de los errores de la regresión de cointegración y el error rezagado un período. La hipótesis nula sigue siendo la existencia de raíz unitaria, es decir, que el coeficiente de esta variable rezagada es cero.

Como puede constatar, en todos los casos posibles, los errores de la regresión de cointegración rechazan la posibilidad de una raíz unitaria al 5%, indicando que las tres variables están cointegradas, como se requiere para satisfacer la restricción intertemporal de presupuesto. En cuanto a los coeficientes, dichas regresiones (valores del vector de cointegración) tenemos lo siguiente: si se toma como variable dependiente el nivel real de gastos, el coeficiente de los ingresos es muy cercano a uno, como era de esperarse, y, además es estadísticamente significativo. El coeficiente de la deuda (que correspondería al nivel de tasa de interés real) no es estadísticamente diferente de cero. Ahora, cuando la variable dependiente es el nivel real de ingresos tributarios, el coeficiente del gasto es 0.84 y el coeficiente de la deuda no es, de nuevo, estadísticamente diferente de cero. Esto nos sugiere que los valores que toma el vector de cointegración son consistentes con la restricción intertemporal de presupuesto. En cambio, cuando la variable dependiente es el stock de deuda, los coeficientes no resultan ser los esperados. Se hizo un ejercicio adicional para corroborar los resultados anteriores. Este consistió en agregar los ingresos del gobierno (IT), por una parte, y los gastos (GT) por otra. Como era de esperarse el vector de cointegración es muy cercano a $[1 \ -1]$ ⁶.

III El proceso de ajuste dinámico en Colombia

A. El mecanismo básico

Al probar la cointegración entre los gastos, los ingresos y la deuda del gobierno se puede modelar un mecanismo de corrección de errores en el cual el déficit constituye el "error" involucrado en las ecuaciones.

El error de la regresión de cointegración como se observa en el Cuadro 6, está estrechamente ligado a la variable déficit; su coeficiente es idéntico a la unidad, tal y como era de esperar analíticamente.

Con base en estos resultados, tenemos que el déficit se puede entender como el resultado de un proceso de ajuste que está restringido al cumplimiento de la igualdad (1). Por ende, su determinación se toma como un resultado del modelo dinámico. En el modelo de corrección de errores la selección de la estructura de rezagos de las variables indepen-

⁶ Otra prueba consiste en comprobar la cointegración entre el stock de deuda pública y el déficit neto de intereses como lo sugieren Trehan y Walsh (1991). Sin embargo, encontramos que el déficit neto de intereses (cuando $r = 0$) es estacionario (véase Cuadros 5 y 5a) mientras que la deuda contiene una raíz unitaria. Al violarse uno de los supuestos que exige que las dos series sean integradas del mismo orden (en este caso de orden 1) no se pasó a comprobar la cointegración.

dientes (primeras diferencias de los gastos y de los ingresos) se realizó con base en los criterios de información AIC (Akaike) y BIC. Infortunadamente los criterios arrojan selecciones diferentes; se tomaron cuatro años para cada una de las variables, suponiendo que es el tiempo que tomaría un ajuste y de hecho una cifra ubicada entre los rezagos señalados por uno y otro criterio informativo. En este ejercicio sólo se toman los rezagos significativos. Los resultados se muestran en el Cuadro 7. Como puede observarse, el signo del déficit es en todo caso significativo y con el signo adecuado.

CUADRO 6

Variable dependiente: déficit fiscal			
Desde 1930 hasta 1990			
Observaciones 61			
R**2	0.60	RBAR**2	0.59
Variable indep.			
- Error coint	Coef.	Error ST	T-est
	1.0	0.10	9.50

CUADRO 7

Variable dependiente

CAMBIO EN	L	CAMBIO EN T		CAMBIO EN G	
		COEF	T-EST	COEF	T-EST
Constante	0	-132740	-0.25	1157617	1.72
DEF	1	0.24	3.32	-0.28	-2.95
T	0			0.88	6.27
T	1				
T	2			-0.24	-1.68
T	3				
T	4				
G	0	0.48	6.16		
G	1				
G	2	-0.20	-2.42	0.39	3.18
G	3	0.15	1.62	0.34	2.89
G	4	-0.33	-4.04		
R ²			0.60		0.47
R ² -bar			0.56		0.42

Puede concluirse que la dinámica del ajuste es consistente con la restricción intertemporal de presupuesto, en la medida en que las variables de gastos y de ingresos corrientes evolucionan en el sentido que deben con el fin de corregir el desequilibrio (déficit o superávit) del período anterior.

B. Un modelo VAR en niveles

Un modelo VAR muestra las relaciones dinámicas entre las variables que componen el sistema analizado. En este sistema todas las variables son consideradas como endógenas. Los resultados de esta estimación se encuentran en el Cuadro 8. En este caso las tres variables son el nivel de impuestos, el nivel total de gastos, el cual incluye tanto los gastos de funcionamiento y de inversión como los gastos en intereses (se definió este nivel como $GT_t = G_t + 0.05 \cdot D_t$).

De la versión de media móvil proveniente de este modelo, se deriva una función de impulso respuesta que simula los efectos dinámicos de un shock transitorio (en un solo período) en una de las variables, tanto sobre ella misma como sobre las demás (suponiendo que no hay de ahí en adelante ninguna otra perturbación). En este modelo suponemos además que el pasado reciente pesa más que el pasado lejano, es decir, que el peso de los rezagos va declinando en la medida que nos alejamos hacia atrás en el tiempo.

CUADRO 8

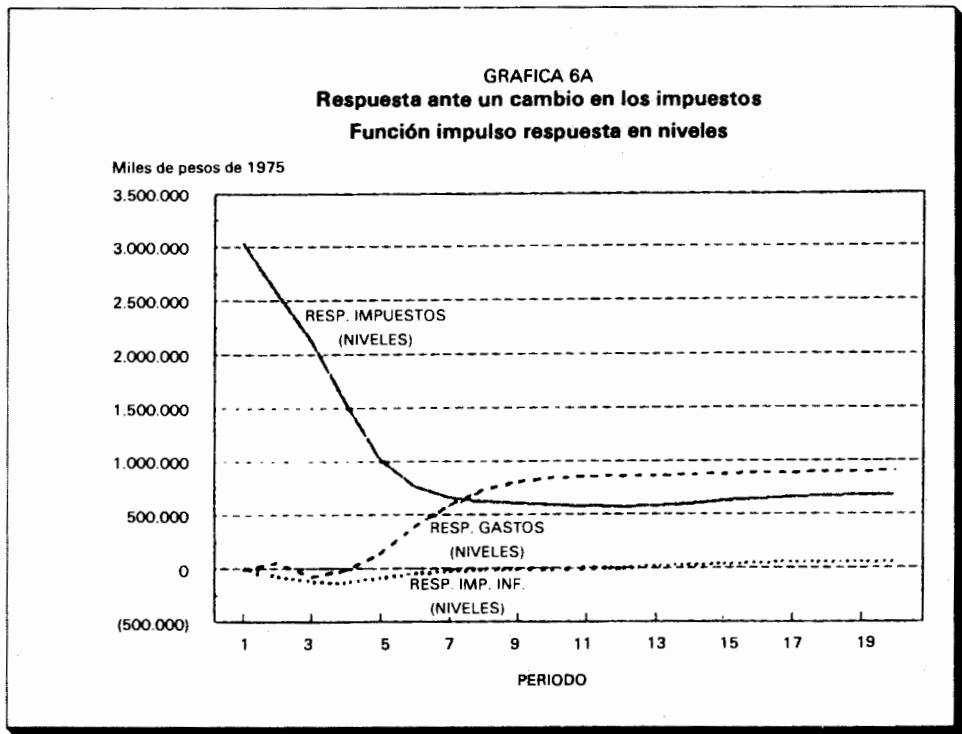
Variable dependiente

		T		G	
		COEF	T-EST	COEF	T-EST
C	0	-2328717	-1.27	-1904123	-0.88
TR	0	123569	1.58	104095	1.13
T	1	0.90	10.45	0.07	0.71
T	2	-0.01	-0.11	-0.04	-0.41
T	3	-0.07	-0.73	0.06	0.51
T	4	-0.00	-0.01	0.03	0.29
G	1	0.03	0.40	0.84	9.27
G	2	-0.01	-0.12	0.04	0.45
G	3	0.14	1.74	-0.04	-0.44
G	4	-0.06	-0.75	0.05	0.52
R ²		0.97		0.97	
R ² -BAR		0.97		0.97	

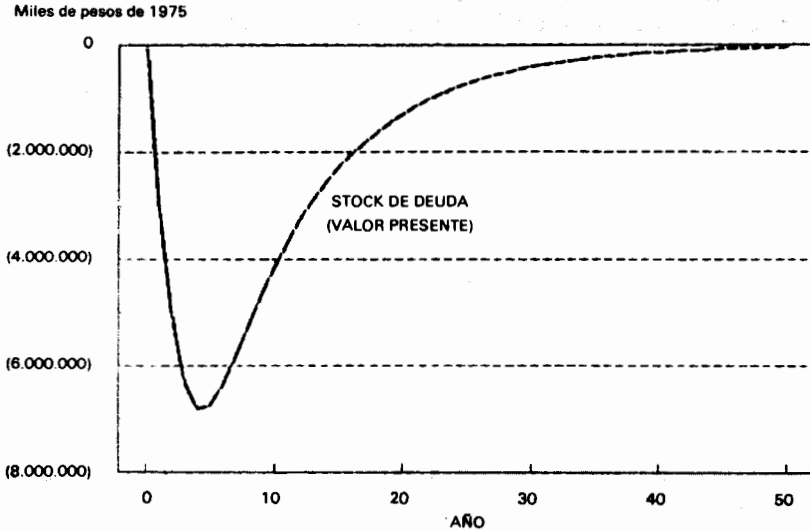
La respuesta de cada variable del sistema ante una innovación igual a una desviación estándar en los impuestos, se representa en la Gráfica 6. Un shock de una desviación estándar en los impuestos, que corresponde a \$ 3.596 millones de 1975, ocurre en el período 1. La respuesta a este choque es un incremento de los gastos totales de \$ 258 millones y una caída de los ingresos de \$ 360 millones en el período 2. En los períodos siguientes el recaudo sigue cayendo hasta el período 8 cuando se estabiliza en un nivel de \$ 1.000 millones, aproximadamente. Los gastos, en un principio siguen incrementándose levemente para luego crecer rápidamente y situarse en un nivel de \$ 1.100 millones al cabo del octavo período y luego se estabilizan. Es decir, un incremento inesperado de los impuestos puede utilizarse para financiar un mayor nivel de gastos o pagar parte de la deuda pública (se incrementan los pagos de intereses).

Una innovación en los gastos (Gráfica 7) es seguida por recortes posteriores de la misma variable la cual no permanece a un nivel elevado. Los impuestos reaccionan, pero con un rezago importante, validando la idea de que en Colombia primero se eleva el gasto público y luego se financia.

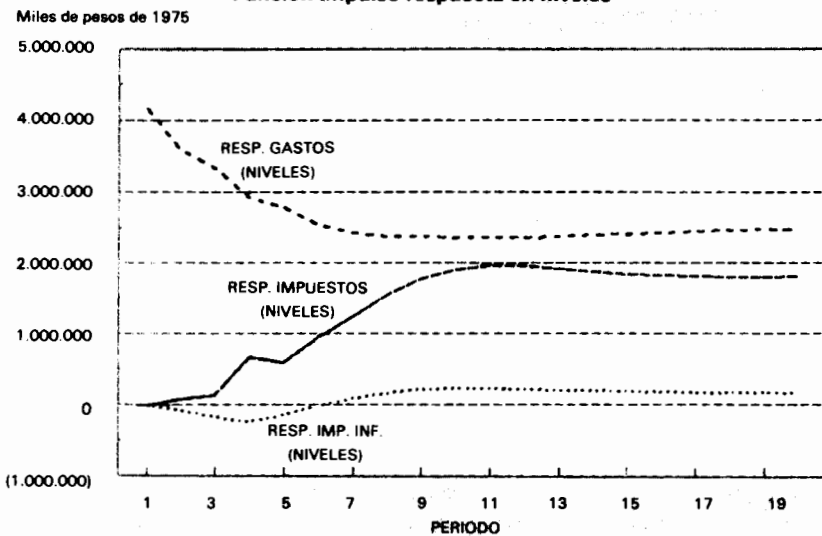
La descomposición de la varianza de los errores de pronóstico (Cuadro 9) mide el porcentaje que del error proyectado para un determinado horizonte (15 períodos) es explicado por innovaciones ocurridas en cada variable entre el momento de la proyección y el período proyectado.

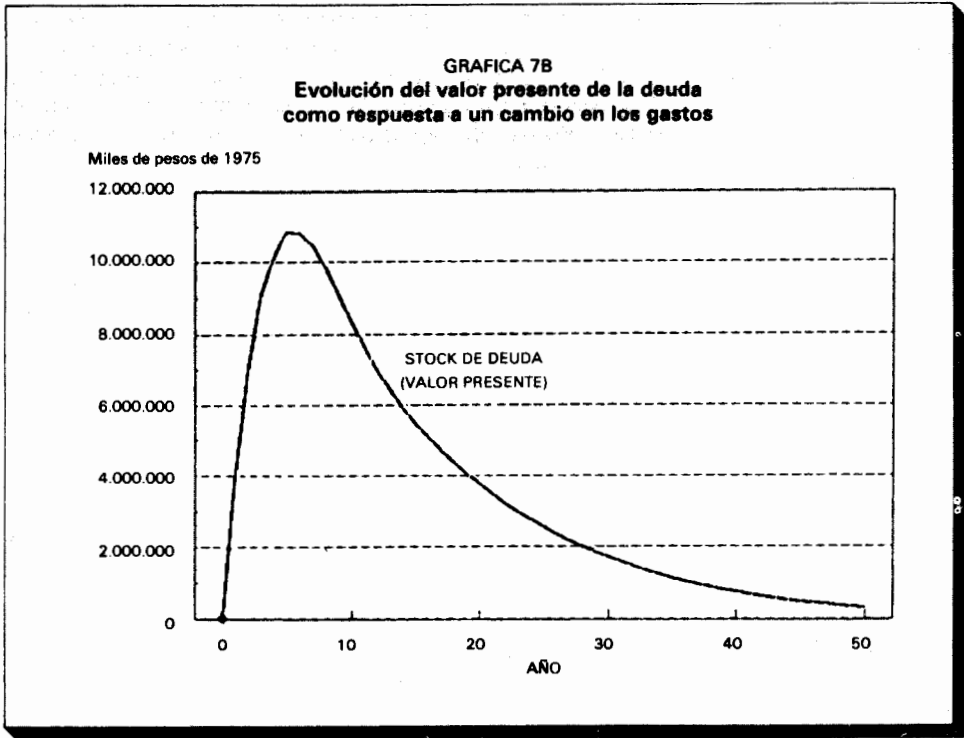


GRAFICA 68
Evolución del valor presente de la deuda
como respuesta a un cambio en impuestos



GRAFICA 7A
Respuesta ante un cambio en los gastos
Función impulso respuesta en niveles





CUADRO 9

Descomposición de la varianza

Variable dependiente

	T (%)	GT (%)
T 15 años	69.5	15.2
GT 15 años	30.5	84.8
	100.0	100.0

Como puede observarse, en los dos casos, gran parte del error es explicado por innovaciones en la variable misma, es decir, que las variables analizadas tienen un componente inercial relativamente importante.

De nuevo las variables parecen comportarse de manera a corregir el desequilibrio causado por un choque exógeno dado a los gastos o a los impuestos en un momento dado del tiempo. Cuando el shock es dado a los gastos, estos tienden a caer en los períodos siguientes, mientras que los ingresos tienden a aumentar. De la misma manera, cuando el shock es dado a los impuestos, éstos tienden a declinar rápidamente en los períodos siguientes mientras que los gastos aumentan.

C. Una simulación del modelo dinámico

Hemos visto que la restricción presupuestal del gobierno se cumple en Colombia. Esto significa que un aumento exógeno del déficit fiscal se corrige, mediante una combinación específica incrementos tributarios y reducciones del gasto hacia adelante.

En esta sección presentamos un ejercicio sencillo e ilustrativo que permite identificar la contribución de cada instrumento de política fiscal -gasto, impuestos- en el proceso de ajuste.

La intuición es la siguiente; el modelo de corrección de errores muestra que el déficit actual tiene como efecto dinámico reducir gastos y elevar impuestos un período hacia adelante. Si en dicho momento aún se presenta un déficit, el efecto se repite. En este sentido, el modelo predice que el shock no persiste.

En el Cuadro 10A se utiliza el modelo VAR anterior para deducir lo que sucede tras un incremento exógeno en el gasto público y en el Cuadro 10B lo que sucede después de un incremento exógeno en los impuestos. En ambos casos se entiende que el ajuste se produce sobre un escenario base en el cual no habría ajustes y las cifras son el efecto acumulativo.

CUADRO 10A

Efecto de aumentar el gasto exógenamente

Período	Gasto	Impuestos	Ajuste total
0	+100	0	
1	-19.4	+0.1	19.5
5	-50.6	+20.2	70.8
10	-71.4	+19.6	91.0

Empezamos por el caso del gasto. El Cuadro 10A muestra que una elevación exógena del gasto público en el momento actual equivalente a \$ 100, produce una caída del gasto en los siguientes cuatro períodos equivalente a \$ 50.6.

Este resultado ilustra el hecho de que los incrementos exógenos del gasto se corrigen al cabo de cinco años en un 71% como consecuencia básica de reducciones posteriores del gasto.

En el Cuadro 10B se muestra lo que sucede tras un incremento de impuestos.

CUADRO 10B
Efecto de aumentar impuestos

Período	Gasto	Impuestos	Ajuste total
0	0	+100	
1	0.1	-14.3	14.4
5	17.8	-56.7	74.5
10	21.7	-83.5	105.1

El Cuadro ilustra el hecho de que el incremento exógeno en tributos por \$ 100 implica una pérdida hacia adelante de la generación tributaria, es decir, los tributos van cayendo año a año, más que incrementos posteriores del gasto. Es interesante observar cómo el efecto de menores tributos en el futuro unido a mayor gasto implica un cierto sobreajuste al cabo de diez periodos.

Evidentemente, no es posible ir muy lejos en el análisis de la política económica con base en estos ejercicios ya que adolecen de un problema bastante obvio en ese respecto: no es claro cuál es el punto de partida. En otras palabras, un incremento de los impuestos es usualmente el resultado de un problema fiscal actual en cuyo caso el supuesto de exogeneidad es demasiado fuerte.

V Conclusiones

Las preguntas que motivan este documento son las siguientes: Primero, con base en la experiencia colombiana, ¿si se genera un déficit fiscal hoy, se produce un ajuste en las finanzas públicas posteriormente? Segundo, si el déficit se genera por la vía de un incremento exógeno en el gasto, ¿en cuánto se aumentan los impuestos hacia adelante?, ¿en cuánto se reduce el gasto? Tercero, ¿qué diferencia se presenta si la variable afectada es el recaudo tributario?

Respecto de la primera, encontramos evidencia fuerte en el sentido de que las implicaciones empíricas derivadas de la restricción intertemporal del gobierno se satisfacen en Colombia.

Segundo, encontramos que ante un shock exógeno en los gastos, la economía colombiana se ha ajustado por la vía de reducciones posteriores en el gasto y a través de mayores impuestos.

Tercero, en el caso de una elevación de los tributos, el ajuste en Colombia sugiere una reducción importante de los impuestos hacia adelante. Existe un efecto permanente sobre los gastos los cuales se incrementan pero no vuelven a su trayectoria inicial.

En ambos casos, una proporción del shock exógeno es permanente.

Referencias

- Barro, R.J. (1989). "The Ricardian Approach to Budget Deficits". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, No. 2.
- Bohn, H. (1991). "Budget Balance through Revenue or Spending Adjustments?" *Journal of Monetary Economics*, 27.
- Campbell, J. (1987) Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis" *Econometría*, 49.
- Carrasquilla, Alberto y Rincón, Hernán (1990). Relaciones entre el Déficit Público y Ahorro Privado: Aproximaciones al Caso Colombiano. *ESPE*, 18, Banco de la República.
- Engle, R and Granger, C.(1987) "Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing", *Econometría*, Vol 55.
- Fuller, Wayne A.(1976), *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New York.
- García, Jorge y Guterman, Lia (1988). "Medición del Déficit del sector Público Colombiano y su Financiación: 1950-1986. *ESPE*, 14, Banco de la República.
- Hamilton, James D., and Marjorie A. Flavin.(1986). " On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing." *American Economic Review*, 76.
- Mecisel, A. y López, A.(1990). *El Banco de la República, Antecedentes, Evolución y Estructura*, Tercera Parte, varios capítulos.
- Perry, Guillermo y Cárdenas, Mauricio.(1986) *Diez Años de Reformas Tributarias en Colombia*, Fedesarrollo.
- Phillips, P. C. B.(1987), Time Series Regression with a Unit Root". *Econometría*, 55.
- Trehan, Bharat, and Carl E. Walsh.(1988) "Common Trends, Intertemporal Budget Balance and Revenue Smoothing". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- Trehan, Bharat, and Carl E. Walsh.(1991) "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theorie and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits". *Journal of Money, Credit and Banking*, 23.
- Wilcox, David W.(1989) "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present Borrowing Constraint". *Journal of Money Credit, and Banking*, 21.

ANEXO ESTADISTICO

Series utilizadas

(Miles de pesos corrientes) - 1930-1990

Año	Impuestos totales	Gastos netos inter.	Deuda pública	PIB nominal	PIB real
1930	31580	54995	89100	743557	54096000
1931	27377	42625	89379	589888	53233000
1932	26694	35716	89070	529201	56761000
1933	31829	51142	118022	574920	59952000
1934	39415	54100	142319	848750	61151000
1935	47082	49645	189802	900802	65283000
1936	59771	60061	234752	1003390	68736000
1937	70778	70860	225861	1048757	69806000
1938	71708	84705	243783	1255636	74349000
1939	83193	88527	251733	1378912	78910000
1940	70673	110208	252251	1430236	80618000
1941	81018	97291	238374	1397442	81969000
1942	75761	126115	267885	1531599	82139000
1943	92467	120423	273329	1819115	82477000
1944	107102	126907	324417	2232917	88051000
1945	142919	166426	349131	2799271	92180000
1946	181537	243577	398302	3332078	100524000
1947	253693	323519	437290	4015052	104480000
1948	282441	349820	482803	470316	107718000
1949	320733	352940	521621	5508895	113670000
1950	453050	454131	520899	7820600	115738000
1951	584478	640034	511051	8895400	119345000
1952	600607	688505	523038	9601700	126873000
1953	699865	874897	563009	10680000	134587000
1954	907271	1028660	580676	12693800	143985000
1955	1040297	1551546	711801	13182300	149519000
1956	1066182	1255986	615089	14787100	155583000
1957	1039546	1229977	757723	17719100	161258000
1958	1430502	1528322	1002398	20577200	165162000
1959	1611242	1718429	1397960	23528300	184723000
1960	1941377	2095227	1387159	26610500	184723000
1961	2023590	3214717	1501073	30266000	194124000
1962	1948370	3111558	2196447	34025000	204630000
1963	2006653	3775708	4672951	43304000	211355000
1964	4008903	4112297	6028759	53486500	224389000
1965	4182255	4492104	7036331	60488000	232467000
1966	6159850	5753476	8718385	73285000	244915000
1967	6937032	6727141	11778682	84504000	255211000
1968	8489302	9564592	12334668	97102000	270830000
1969	10778881	13047296	15091307	111728000	288073000
1970	12561000	16289662	18045512	132768000	307496000
1971	15999000	20004893	22192041	155886000	325825000

ANEXO ESTADÍSTICO

Series utilizadas

(continuación)

(Miles de pesos corrientes) - 1930-1990

Año	Impuestos totales	Gastos netos Inter.	Deuda pública	PIB nominal	PIB real
1972	16843000	20971100	26489425	189614000	350813000
1973	31348000	31191800	39615286	322384000	395910000
1974	31348000	31191800	39615286	322384000	395910000
1975	41202000	43562800	51002277	405108000	405108000
1976	53798000	45349100	58145766	532270000	424263000
1977	62794000	64115700	67357279	716029000	441906000
1978	101581000	90266500	69815415	909487000	479335000
1979	113524000	135551000	71019218	1188817000	505119000
1980	163331000	174471700	99652115	1579130000	525765000
1981	212568000	235703300	134044442	1982773000	537736000
1982	266811000	293799400	178410040	2497298000	542836000
1983	273561000	356371700	181961200	3054173000	551380000
1984	283636000	336960700	298414600	3856584000	569855000
1985	421895000	596814400	523859000	4965883000	587561000
1986	606804000	746451500	963555000	6787956000	621781000
1987	813767000	961487000	1484134000	8824408000	655154000
1988	1288194000	1312321300	1758445000	11731348000	68791000
1989	1628618000	1799009000	2356975000	15189592000	703823000
1990	2140532000	2502705000	2871814000	20654340000	733384000

Fuente: Véase texto.