



ENSAYOS

sobre política económica

Tendencias y ciclos del PIB real y el déficit fiscal de Colombia

John T. Cuddington.
Carlos M. Urzúa

Revista ESPE, No. 12, Art. 03, Diciembre de
1987
Páginas 41-58



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.

Tendencias y ciclos del PIB real y el déficit fiscal de Colombia

John T. Cuddington
Carlos M. Urzúa *

Resumen

El propósito de este documento es doble. El primero es metodológico. Se presenta la técnica de Beveridge y Nelson de descomposición de series de tiempo y se ilustra su uso examinando los movimientos del PIB real en Colombia. Segundo, se analizan los ingresos y gastos del gobierno, para determinar si el pronunciado aumento del déficit fiscal a comienzos de los ochenta debe ser visto como un fenómeno cíclico o secular.

I Introducción

Existe una creciente preocupación por el aumento del déficit fiscal en Colombia en la década de los 80. Algunos observadores han enfatizado la naturaleza *secular* del deterioro en el comportamiento fiscal, el cual comenzó durante las etapas finales de la bonanza cafetera de 1976-1980, cuando el gasto público crecía a un ritmo mucho más acelerado que el aumento de las rentas públicas. Apenas en 1983-1984 se introdu-

jeron medidas restrictivas cuando ya se agudizaba el desequilibrio en el sector externo. Otros han argumentado que la brecha creciente entre los gastos y los ingresos públicos son en gran medida el reflejo de factores *cíclicos*, debido a la adopción de políticas de estabilización contracíclicas al finalizar la bonanza cafetera, cuando la economía se encaminaba hacia una depresión que significó tasas de de-

* Departamento de Economía, Georgetown University, Washington, D.C. 20057. Este documento saldrá publicado próximamente en inglés en el Journal of Development Economics.

empleo sin precedentes durante el período de 1980 a 1984 (1).

De manera similar, la minibonanza en el mercado mundial del café en 1986 llevó a una reducción del déficit del sector público de 7.6% en 1983 y 1984 a una tasa proyectada del 2.2% del PIB en 1986.

Es evidente que una evaluación precisa de cuán oportuna ha sido la política fiscal de Colombia en los últimos 10 a 15 años requiere un método para medir los movimientos cíclicos en el PIB real, y distinguirlos de las tendencias seculares. Más aún, esta descomposición debe hacerse para los gastos e ingresos del gobierno antes de poder evaluar el grado en que: i) las políticas han sido contracíclicas, y ii) han surgido desequilibrios estructurales de largo plazo en el presupuesto del gobierno.

El propósito de este trabajo consiste en dar una respuesta a las preguntas anteriores empleando una técnica diseñada recientemente por Beveridge y Nelson (1981), y desarrollada ulteriormente por Nelson y Plosser (1982) y Cuddington y Winters (1987), para descomponer las series de tiempo en sus componentes permanente y cíclico.

II La técnica de descomposición

Un objetivo frecuente de la macroeconomía consiste en descomponer variables, tales como la renta nacional real, las exportaciones, los términos de intercambio, etc. en un componente cíclico o temporal de una parte y es uno secular o permanente por otra. Como manifiestan Nelson y Plosser (1982, pp. 139-140).

“En el caso de la producción, el componente secular, junto con ciertos factores reales como son la acumulación de capital, el crecimiento demográfico y los cambios tecnológicos, son considerados factores determinantes primordiales en el campo de la teoría del crecimiento. Por otra parte, se supone que el componente cíclico es de naturaleza transitoria (estacionaria), con factores monetarios y en menor medida reales, siendo señalados como sus causas primordiales. Puesto que se supone que las fluctuaciones cíclicas se disipan en el tiempo, todo movimiento a largo plazo o permanente (es decir, no estacionario) necesariamente se atribuye al componente secular”.

En la práctica, con frecuencia es necesario efectuar análisis de las tendencias macroeconómicas antes de formular políticas de estabilización en el corto plazo y/o de crecimiento económico de largo plazo. El procedimiento simple de ajuste de línea de tendencia exponencial a los datos constituye el punto de partida en un trabajo de esta índole (2).

Nuestros resultados de las series de tiempo de la economía colombiana, basados en la técnica de descomposición Beveridge-Nelson (1981), muestran que el procedimiento corriente de ajuste de tendencia en el tiempo puede conducir a resultados erróneos. El modelo usual “estaciona-

(1) La tasa de desempleo subió de aproximadamente 8% en 1981 a más de 14% en 1985.

(2) Este análisis de tendencia puede complementarse con un amplio estudio de diversas relaciones con el fin de identificar cambios y tendencias importantes en la economía. Cuando el tiempo y la disponibilidad de datos lo permiten, por lo general, se especifican modelos estructurales más detallados para simular los efectos de las distintas iniciativas de política en el corto y el largo plazo. Este trabajo se ocupa sobre todo del primer paso de dicho proceso analítico.

rio en el tiempo" (TS) tiende a sobrestimar la magnitud del componente cíclico en las series y, consecuentemente subestima los efectos seculares o de crecimiento. Así mismo el fundamento conceptual de este procedimiento es relativamente débil puesto que se basa en un modelo cuyo comportamiento de largo plazo es completamente determinístico. Es decir, aunque existe cierta incertidumbre en el corto plazo, ésta desaparece por completo en el largo plazo en el sentido que nada altera las trayectorias asintóticas de las variables macroeconómicas. Aquí proponemos la técnica Beveridge-Nelson, que presupone un modelo "estacionario en diferencia" (DS), como alternativa útil e informativa para el análisis de ciclos y tendencias.

A. La descomposición del PIB real

Como ejemplo de la metodología corriente, se procede a descomponer el PIB real de Colombia empleando datos anuales del período 1930-1985. (Dichos datos se presentan en el Apéndice A). La línea punteada en la Figura 1 indica la desviación del logaritmo natural del PIB real de su tendencia exponencial en el tiempo. Es decir, esta línea representa los residuos de la regresión:

$$(1) \quad y(t) = a + b \cdot t + e(t)$$

donde $y(t)$ es el logaritmo natural del PIB real. Como se ilustra en la Figura, por lo general dichos residuos presentan una alta correlación serial. El componente cíclico del PIB en sí, representado por la línea de puntos en la Figura 1b, se calcula como la diferencia entre el PIB real y el antilogaritmo de la tendencia en el tiempo de $y(t)$.

Como se afirmó anteriormente, la principal característica de este modelo, llamado *estacionario de tendencia* por Nelson y Plosser, consiste en que la trayectoria de los ingresos reales en el largo plazo (es decir, ignorando las fluctuaciones inherentes al proceso de error) es completamente determinística: "Ni los acontecimientos presentes ni los pasados alteran las expectativas de largo plazo (en cuanto al PIB)... (además) la incertidumbre es limitada, incluso en el futuro infinitamente lejano". (Nelson y Plosser, 1982, p. 142) (3). Ciertamente desde el punto de vista de los gobiernos o de las agencias internacionales de desarrollo, el supuesto según el cual *nada* afecta la trayectoria de la economía en el largo plazo resulta intolerablemente pesimista. Supuestamente las políticas macroeconómicas y microeconómicas acertadas pueden producir un desplazamiento hacia arriba de la senda de crecimiento económico, aun cuando no se logre alterar su pendiente.

Beveridge y Nelson proponen una descripción estadística alternativa de las series noestacionarias en el tiempo. Esta supone que la trayectoria de crecimiento de estado estacionario de la serie se desplaza hacia arriba o hacia abajo en el tiempo. El nivel de la línea de tendencia de la economía no tiene un carácter determinístico sino estocástico. Estos cambios en la trayectoria de crecimiento representan efectos *permanentes, seculares, o de crecimiento*. Las fluctuaciones alrededor de la trayectoria de crecimiento (cambiante) constituyen

(3) Así mismo Nelson y Kang (1981) mostraron que para imponer una tendencia en el tiempo de naturaleza determinista cuando de hecho no corresponde a la realidad, puede distorsionar seriamente las propiedades aparentes del ciclo resultante.

efectos *cíclicos*. Dado que este procedimiento incorpora cambios en la trayectoria de expansión de la economía, por lo general, reducirá la importancia del componente cíclico de los datos (4).

La formulación estadística del modelo alternativo, que Beveridge y Nelson llaman el modelo *estacionario en diferencia* (DS), es:

$$(2) \quad y(t) - y(t-1) = a + e(t),$$

con

$$(3) \quad A(L) e(t) = B(L) u(t), \text{ donde } u(t) \text{ es ruido blanco.}$$

Es decir, se corre una regresión entre la tasa de crecimiento del PIB real (puesto que $y(t)$ es el logaritmo del PIB real) y una constante y un término de error con una especificación general ARMA.

Los "shocks" en la economía, incorporados en $u(t)$, pueden hacer que el crecimiento del PIB supere o no alcance su tasa de crecimiento promedio, a en la ecuación (2), durante varios períodos (dependiendo de las propiedades de correlación serial de $e(t)$). El proceso general de error en (3) es identificado y estimado empleando la metodología Box-Jenkins. Una vez ajustado el modelo (2)-(3) se puede calcular, el efecto de las innovaciones estadísticas $u(t)$ sobre el *nivel* de ingreso en el corto plazo, en el mediano plazo y sobre el estado estacionario estocástico (véase el ejemplo ilustrado más adelante). El nivel de ingreso en el estado estacionario estocástico, llamado componente permanente por Beveridge y Nelson, cambiará con la innovación de cada período. El componente cíclico de los ingresos es sencillamente la diferencia entre el ingreso observado y el componente permanente.

Debe hacerse hincapié en que tanto el modelo TS como el DS suponen que la tasa de crecimiento promedio de la economía (mas no el *nivel* de esta trayectoria de crecimiento) permanece inalterada en el tiempo. Ninguno de los enfoques admite formalmente la posibilidad de que la tasa de crecimiento pueda variar de un subperíodo a otro, aunque algunos usuarios del enfoque tradicional TS, a veces corren sus tendencias exponenciales en el tiempo, a lo largo de diferentes subperíodos. Para lograr una comparación justa de los modelos TS y DS en estos casos, sería necesario aplicar el modelo DS a los mismos subperíodos. Esto requiere que estos sean lo suficientemente amplios para permitir la utilización de los métodos de series de tiempo (5).

A manera de ilustración, la técnica Beveridge-Nelson se empleará para descomponer el PIB real de Colombia (1930-1985). El primer paso consiste en tomar logaritmos de los datos y luego sus primeras diferencias para obtener una serie estacionaria. Entonces se debe aplicar la técnica Box-Jenkins para identificar y estimar el modelo (2)-(3):

(4) Esto no corresponde siempre a los hechos. Dependiendo del proceso estocástico que siga la serie, es posible que el componente cíclico se agrande en lugar de disminuir una vez que se permita la posibilidad de cambios en la trayectoria de crecimiento de la economía. Depende de la naturaleza de la función de ganancia; para más detalles, véase Cuddington y Winters (1987).

(5) En desarrollo de nuestro trabajo encontramos que con frecuencia el modelo TS no se adaptaba en casos en los cuales en un cierto punto los datos presentaban un notable cambio hacia arriba o hacia abajo. Si bien ello obliga entonces a dividir los datos en subperíodos para que el modelo TS se pueda adaptar de manera satisfactoria, al emplear el modelo DS, generalmente esto no es necesario. El enfoque DS es afectado en menor medida por los cambios periódicos en el *nivel* de la trayectoria de crecimiento que el modelo TS.

$$(4) \quad y(t) - y(t-1) = .04 + (1 + .34L - .37L^2 - .28L^3) u(t),$$

$$(16.21) \quad (2.49) \quad (-2.71) \quad (-2.09)$$

$$Q(10) = 5.02, s = .02,$$

donde L es el operador de rezagos, Q es la estadística Box-Pierce (distribuida como una X cuadrada con, en este caso, 10 grados de libertad), y s representa el error estándar de la regresión.

Como se muestra en Cuddington y Winters (1987), la función de ganancia del estado estacionario, que puede calcularse con facilidad colocando $L = 1$ en (4), indica el cambio en el logaritmo del componente permanente de los ingresos, causado por la innovación del período presente. Empleando los residuos calculados en (4) en la función de ganancia se pueden calcular los cambios en el logaritmo de los ingresos permanentes, representados por $yp(t)$, así:

$$(5) \quad yp(t) - yp(t-1) = .04 + .68 \hat{u}(t).$$

Para resolver esta ecuación en diferencia, con el fin de obtener los niveles en lugar de los cambios en el componente permanente, se necesita un valor inicial (es decir, una condición inicial). Ello puede lograrse utilizando la ecuación (9) presentada en Beveridge y Nelson (1981), p. 156. O sea, $yp(t)$ viene dado por el valor de $y(t)$ más la totalidad de los cambios futuros proyectables en la serie que superan la tasa de crecimiento promedio, en un tiempo seleccionado arbitrariamente t (6) (7).

Una vez resuelta la ecuación (5), se obtiene el componente permanente del PIB real así: $YP(t) = \exp(yp(t))$, y el componente cíclico $YC(t)$ como la diferencia entre el PIB real y $YP(t)$ (8).

La Figura 1 ilustra el contraste entre el componente cíclico obtenido empleando

la metodología corriente, la línea de puntos, con aquel obtenido utilizando el modelo DS sobre el cual está basada la descomposición Beveridge-Nelson. (En la Tabla 1 del Apéndice A se presentan los resultados numéricos). Como muestra claramente la figura 1a, en términos logarítmicos, el modelo DS produce resultados diferentes desde por lo menos dos perspectivas: 1) la duración de los ciclos es *mucho* más corta, y 2) la amplitud de los ciclos es de sólo la mitad, alcanzando un máximo

(6) Beveridge y Nelson emplearon este sistema de cómputo, período por período, para obtener el componente permanente en cada momento. Cuddington y Winters (1986) sugirieron la simplificación de los cálculos con base en la función de ganancia, lo cual se aprovechó anteriormente.

(7) Dado que la precisión de las proyecciones MA depende del conjunto de información, se recomienda efectuar las proyecciones a partir de la *última* observación en la muestra, empleando así la técnica de cálculos sugerida por Beveridge y Nelson para determinar el nivel de $yp(t)$ en el último período. Luego se debe resolver la ecuación (5) hacia atrás para convertir las series computadas de cambios en $yp(t)$ en niveles.

(8) Cabe señalar que las cifras utilizadas para las variables fiscales empleadas en secciones posteriores sólo abarcan el período 1950 (o 1951) hasta 1984. Al utilizar esta muestra de menor tamaño en la descomposición del PIB real, los resultados son bastante distintos de los expuestos en (4) y (5) en el texto. El modelo que mejor se adaptó al submodelo 1950-1984 fue el siguiente:

$$dly = .05 + (1 + .41L + .70L^2) u(T), s .01$$

$$(19.75) \quad (2.40) \quad (4.19)$$

Este modelo tiene la propiedad de que su función de ganancia tiene un coeficiente de $u(t)$, que es mucho mayor que uno: $(1 + .41 + .70)$. Ello conduce a resultados de descomposición muy poco satisfactorios. En particular, una innovación de 10 unidades, por ejemplo, inmediatamente aumenta el ingreso permanente en 21.10 [= $(2.11)(10)$] unidades, lo cual significa que el impacto positivo deja el ingreso actual *por debajo* de su nuevo nivel permanente por un período de tres años. Esta constituye una interpretación de ciclos muy extraña. Por lo tanto, se adoptó el modelo expuesto en el texto, que está basado en una muestra más grande 1930-1985. A propósito, algunos autores que emplean la técnica Beveridge-Nelson para estudiar la hipótesis del ingreso permanente (por ejemplo, Seater y Mariano, 1985) han empleado, inadvertidamente quizás, descomposiciones con la propiedad indeseable que se acaba de mencionar.

$$(4) \quad y(t) - y(t-1) = .04 + (1 + .34L - .37L^2 - .28L^3) u(t),$$

(16.21) (2.49) (-2.71) (-2.09)

$$Q(10) = 5.02, s = .02,$$

donde L es el operador de rezagos, Q es la estadística Box-Pierce (distribuida como una X cuadrada con, en este caso, 10 grados de libertad), y s representa el error estándar de la regresión.

Como se muestra en Cuddington y Winters (1987), la función de ganancia del estado estacionario, que puede calcularse con facilidad colocando $L = 1$ en (4), indica el cambio en el logaritmo del componente permanente de los ingresos, causado por la innovación del período presente. Empleando los residuos calculados en (4) en la función de ganancia se pueden calcular los cambios en el logaritmo de los ingresos permanentes, representados por $yp(t)$, así:

$$(5) \quad yp(t) - yp(t-1) = .04 + .68 \hat{u}(t).$$

Para resolver esta ecuación en diferencia, con el fin de obtener los niveles en lugar de los cambios en el componente permanente, se necesita un valor inicial (es decir, una condición inicial). Ello puede lograrse utilizando la ecuación (9) presentada en Beveridge y Nelson (1981), p. 156. O sea, $yp(t)$ viene dado por el valor de $y(t)$ más la totalidad de los cambios futuros proyectables en la serie que superan la tasa de crecimiento promedio, en un tiempo seleccionado arbitrariamente t (6) (7).

Una vez resuelta la ecuación (5), se obtiene el componente permanente del PIB real así: $YP(t) = \exp(yp(t))$, y el componente cíclico $YC(t)$ como la diferencia entre el PIB real y $YP(t)$ (8).

La Figura 1 ilustra el contraste entre el componente cíclico obtenido empleando

la metodología corriente, la línea de puntos, con aquel obtenido utilizando el modelo DS sobre el cual está basada la descomposición Beveridge-Nelson. (En la Tabla 1 del Apéndice A se presentan los resultados numéricos). Como muestra claramente la figura 1a, en términos logarítmicos, el modelo DS produce resultados diferentes desde por lo menos dos perspectivas: 1) la duración de los ciclos es *mucho* más corta, y 2) la amplitud de los ciclos es de sólo la mitad, alcanzando un máximo

(6) Beveridge y Nelson emplearon este sistema de cómputo, período por período, para obtener el componente permanente en cada momento. Cuddington y Winters (1986) sugirieron la simplificación de los cálculos con base en la función de ganancia, lo cual se aprovechó anteriormente.

(7) Dado que la precisión de las proyecciones MA depende del conjunto de información, se recomienda efectuar las proyecciones a partir de la *última* observación en la muestra, empleando así la técnica de cálculos sugerida por Beveridge y Nelson para determinar el nivel de $yp(t)$ en el último período. Luego se debe resolver la ecuación (5) hacia atrás para convertir las series computadas de cambios en $yp(t)$ en niveles.

(8) Cabe señalar que las cifras utilizadas para las variables fiscales empleadas en secciones posteriores sólo abarcan el período 1950 (o 1951) hasta 1984. Al utilizar esta muestra de menor tamaño en la descomposición del PIB real, los resultados son bastante distintos de los expuestos en (4) y (5) en el texto. El modelo que mejor se adaptó al submodelo 1950-1984 fue el siguiente:

$$dly = .05 + (1 + .41L + .70L^2) u(T), s .01$$

(19.75) (2.40) (4.19)

Este modelo tiene la propiedad de que su función de ganancia tiene un coeficiente de $u(t)$, que es mucho mayor que uno: $(1 + .41 + .70)$. Ello conduce a resultados de descomposición muy poco satisfactorios. En particular, una innovación de 10 unidades, por ejemplo, inmediatamente aumenta el ingreso permanente en 21.10 [= $(2.11)(10)$] unidades, lo cual significa que el impacto positivo deja el ingreso actual *por debajo* de su nuevo nivel permanente por un período de tres años. Esta constituye una interpretación de ciclos muy extraña. Por lo tanto, se adoptó el modelo expuesto en el texto, que está basado en una muestra más grande 1930-1985. A propósito, algunos autores que emplean la técnica Beveridge-Nelson para estudiar la hipótesis del ingreso permanente (por ejemplo, Seater y Mariano, 1985) han empleado, inadvertidamente quizás, descomposiciones con la propiedad indeseable que se acaba de mencionar.

de aproximadamente el 5% del PIB de tendencia empleando la descomposición Beveridge-Nelson, en lugar del 10% del PIB de tendencia obtenido cuando se emplea el modelo TS. Como estimativo de los ciclos de actividad económica, los que se basan en el modelo DS parecen ser más verosímiles. Adicionalmente, como se sugirió anteriormente, esta técnica también es superior desde el punto de vista conceptual (9). Por lo tanto, la descomposición del PIB real con base en el modelo DS será empleada en el análisis del presupuesto público que se hace más adelante. Con propósito de comparar, se exponen los resultados análogos usando las tendencias y los ciclos obtenidos empleando el modelo TS.

III Tendencias en la renta y el gasto público

Se pasa entonces a la pregunta acerca de si los incrementos en los déficit fiscales de Colombia a principios de los años 80 deben ser interpretados como de naturaleza secular o cíclica. En primer lugar, se emplea la técnica univariada antes descrita para descomponer los movimientos en el gasto y la renta pública en componentes permanentes y cíclicos. En segundo término, el movimiento del gasto e ingreso total, así como sus componentes permanentes y cíclicos se relacionan con los respectivos componentes del PIB real, empleando un análisis de regresión.

Los datos, los modelos de series de tiempo, y la descomposición de la renta y el gasto públicos reales en componentes permanentes y cíclicos, se presentan en el Apéndice B. En la Figura 2 se muestra la relación entre el componente permanente del gasto público y el PIB permanente. Desde los años

50 ha crecido de aproximadamente el 6.5% a casi el 12%. Cabe resaltar que después de un vacío a mediados de la década de 1970, la participación del gasto público resurgió a fines de los años 70, y desde entonces ha mantenido niveles constantemente altos.

La relación del componente permanente de la renta pública al PIB permanente, que también se presenta en la Figura 2, subió del 6.3% en 1951, a aproximadamente el 10% en 1981 y 1982 y fue inferior a los niveles del gasto público como porcentaje del PIB. No obstante, desde entonces la participación de la renta pública ha disminuido a 9.3%. Esto, añadido al hecho de que la participación de la renta pública en el PIB ha crecido a un ritmo inferior al de la participación del gasto público, sugiere que la solución del problema del déficit presupuestario del país tendrá que centrarse en: 1) aumentar la base de la renta pública mediante reformas adicionales al sistema tributario y 2) establecer controles presupuestarios más estrictos para evitar que el crecimiento del gasto público ajustado cíclicamente exceda el crecimiento de la renta permanente.

La Figura 3 muestra los componentes cíclicos del gasto y la renta públicos. Mediante la comparación de los movimientos en estas series con los movimientos del PIB cíclico que aparece en la Figura 1, se puede efectuar una evaluación preliminar sobre si el gobierno ha seguido exitosamente las políticas contracíclicas. Estas Figuras muestran claramente que el gasto público *aumentó* durante los prime-

(9) Nelson y Plosser (1982) efectúan una comparación estadística entre los modelos TS y DS, empleando datos macroeconómicos de los Estados Unidos. En todas menos una de las catorce series macroeconómicas que analizaron (la única excepción fue la tasa de desempleo), prefirieron la especificación DS al modelo TS.

ros años de la década de 1970 cuando el PIB real cíclico era muy positivo. Para 1974, el gasto cíclico registraba niveles negativos, lo que, no obstante, constituyó una contribución a la estabilización de la demanda agregada. Después de 1983, a pesar del empeoramiento de la situación recesiva, la desviación cíclica negativa del gasto público no fue contracíclica. Era el reflejo de la creciente preocupación por el deterioro del sector externo, que se exacerbaba por la política fiscal expansionista de fines de la década de 1970 y comienzos de los años 80.

En cuanto al componente cíclico de la renta pública, la Figura 3 sugiere que su movimiento fue contracíclico, aumentando durante la bonanza cafetera de 1976-1980, y disminuyendo posteriormente al reducirse el crecimiento económico.

La discusión anterior constituye un análisis gráfico de los movimientos de los componentes de la renta y el gasto público, los cuales se obtienen a partir de la técnica de descomposición univariada que se describió anteriormente. En la discusión se intentó, además, relacionarlos con los movimientos cíclicos del PIB real. El resto de esta sección, trata de analizar dichos movimientos cíclicos del PIB real, y establecer la relación de manera más formal, empleando un análisis de regresión.

A. La función de la renta pública

La naturaleza de la función de la renta pública, la cual relaciona la renta al PIB, puede constituir un determinante significativo del déficit fiscal estructural. También examina la eficacia del sistema tributario como instrumento estabilizador contracíclico automático. Para determinar la calidad de la estructura del sistema fiscal colombiano se efectúa una regresión entre

la renta pública real total (REV) y el PIB permanente y cíclico (YP y YC, respectivamente). Se emplearon datos anuales de 1951 hasta 1984 y una vez corregida la correlación serial de primer orden, se obtuvo la siguiente regresión: ⁽¹⁰⁾ ⁽¹¹⁾.

$$(6) \quad REV(t) = -5.41 + .10 YP(t) + .22 YC(t) + e(t) \\ \quad \quad \quad (-2.58) \quad (17.09) \quad (2.34)$$

$$e(t) = .54 e(t-1) + u(t), \text{ y } R^2 = .98$$

Así, el incremento marginal en la renta pública, cuando hay un aumento permanente de \$ 100 pesos en el PIB, es aproximadamente \$ 10 pesos. Sin embargo, debido a que el término constante en la regresión es negativo, la tasa tributaria promedio sobre el ingreso permanente es inferior al 10%, según lo implica el modelo lineal. De acuerdo con la regresión, la tasa tributaria promedio aumenta asintóticamente (a medida que el PIB permanente aumenta al infinito) hacia su tasa marginal del 10%.

El incremento marginal en la renta pública es mucho mayor para los incrementos cíclicos en el PIB: del orden del 22% frente al 10% para los incrementos permanentes en el PIB.

(10) Las cifras entre paréntesis representan las estadísticas t. Nótese también que, debido a la disponibilidad de datos presupuestales, la totalidad de las regresiones en esta Sección están basadas únicamente en datos anuales para 1951-1984.

(11) Cabe hacer hincapié en el hecho de que los residuos en la regresión anterior (así como los demás que aparecen en el trabajo) fueron analizados para obtener evidencia de primer orden y correlaciones seriales de mayor orden. En cada caso se presenta el modelo así corregido. Nótese que la presencia de correlación serial puede ser un indicio de que se han omitido variables explicativas pertinentes. En varios casos, se intentaron otras especificaciones que incluyeran variables explicativas adicionales, tal como el precio real del café y las exportaciones reales de dicho producto. Sin embargo, estas variables no eran significativas estadísticamente y se mantuvo la correlación serial de los residuos.

Este resultado sugiere que el sistema generador de renta pública en Colombia, de hecho, contribuye al objetivo de estabilización contracíclica del gobierno.

En la determinación de la utilidad de la descomposición Beveridge-Nelson, se podría cuestionar cómo se afectarían los resultados de la regresión en (6) si YP y YC se construyeran empleando un modelo de tendencia exponencial en el tiempo (es decir, el modelo TS en lugar del modelo DS). Al correr una vez más la regresión (6) con estas variables alternativas, representadas por YP* y YC*, se obtuvieron los siguientes resultados.

$$(7) \text{ REV}(t) = -3.72 + .10 \text{ YP}^*(t) + .18 \text{ YC}^*(t) + e(t),$$

(-1.80) (14.93) (3.80)

$$e(t) = .47 e(t-1) + u(t), \text{ y } R^2 = .98.$$

(2.24)

Según se observa en (6) y (7), la sensibilidad de la renta pública a los cambios seculares en el PIB real no es afectada por el uso de YP* en lugar de YP. Sin embargo, la respuesta de la cuenta pública a los movimientos cíclicos del PIB, parece ser superior en aproximadamente un 20%, cuando se emplea la descomposición Beveridge-Nelson. Por lo tanto, con base en la técnica Beveridge-Nelson se le atribuye una mayor reacción contracíclica de la renta pública a las autoridades fiscales colombianas o a la estructura misma del sistema tributario.

Una prueba adicional sobre la naturaleza de la función de la renta pública en (6), se efectuó mediante una regresión entre los componentes cíclicos y permanentes de la renta pública que aparecen en el Apéndice B y el PIB permanente y cíclico. Los resultados presentados en el Apéndice C refuerzan los antes expuestos referentes a la renta pública total, puesto que la renta pública

permanente (REVP) depende del PIB permanente, y que, más aún, la renta pública permanente no depende del PIB cíclico. Así mismo, como es de esperar, la renta pública cíclica (REVC) depende del PIB cíclico, pero no del PIB permanente.

Parece interesante que estos resultados no pueden ser sustentados cuando se efectúa la regresión entre YP* y YC* y REVP*, la tendencia exponencial en el tiempo de la renta pública. Según se observa en la regresión correspondiente en el Apéndice C. YP* afecta REVP* de manera positiva, según se esperaría *ex ante*, pero YC* también es significativa y tiene un coeficiente negativo. No está claro por qué los incrementos cíclicos en el PIB real causan una reducción en la renta pública permanente. Parece que el método de la tendencia exponencial en el tiempo, contrario a la descomposición Beveridge-Nelson, produce resultados contraintuitivos. Como se muestra en el mismo Apéndice, la regresión entre la renta pública cíclica y (YP*, YC*) también genera resultados poco satisfactorios. En particular REVC* no sólo depende de YC* (positivamente), sino que es afectado negativa y significativamente por YP*. En resumen, los resultados basados en el modelo DS parecen preferibles a los basados en el modelo TS.

B. La respuesta del gasto público

Habiendo determinado la respuesta de la renta pública a los cambios permanentes y cíclicos en el PIB real, sería útil examinar cómo cambian el gasto público total, así como el consumo del sector público y la inversión pública, a lo largo del ciclo de actividad económica.

Haciendo una regresión entre gasto público real (GEX) y los resultados del PIB permanente y cíclico (1953-1984):

$$(8) \text{ GEX}(t) = -7.45 + .12 \text{ YP}(t) - .11 \text{ YC}(t) + \epsilon(t),$$

$$(-3.25) \quad (18.32) \quad (-1.07)$$

$$\epsilon(t) = .92 \epsilon(t-1) - .39 \epsilon(t-2) + u(t), \text{ y } R^2 = .98$$

$$(5.20) \quad (-2.14)$$

Esta regresión sugiere que la participación del gasto público en el PIB ajustado cíclicamente aumentará asintóticamente hacia el 12% con el aumento del PIB permanente. El efecto del PIB cíclico en el gasto público total no es significativo desde el punto de vista estadístico. Por lo tanto, de (6) y (8) concluimos que la carga de la política fiscal contracíclica en Colombia recae primordialmente sobre la renta pública, y no sobre el gasto del sector público (12).

$$(9) \text{ GEX}(t) = -1.32 + 1.17 \text{ REVP}(t) - .00 \text{ REVC}(t) + \epsilon(t),$$

$$(-.41) \quad (11.99) \quad (-.02)$$

$$\epsilon(t) = .73 \epsilon(t-1) + u(t), \text{ y } R^2 = .98$$

$$(5.00)$$

Esta parecería ser una posición cautelosa para una política de gasto público, si no fuera por el hecho de que la hipótesis, según la cual el coeficiente sobre REVP es menor o igual a uno, es rechazada a un nivel de significancia del 5%. En promedio un aumento de \$ 100 pesos en la renta pública permanente induce un incremento en el gasto de \$ 117 pesos. Es evidente que esta respuesta del gasto público a los incrementos en la renta pública no es consistente con la restricción de presupuesto del gobierno en el largo plazo, a no ser que se recurra a la financiación inflacionaria. Si se desea que la situación presupuestaria colombiana sea sostenible en el largo plazo, la reducción de la participación del gasto público, o alternativamente, el incremento de la participación de la renta pública en el PIB real, son esenciales.

La regresión (9) también indica que no hay efecto de renta pública cíclica sobre el gasto público en Colombia, lo cual es consistente con los resultados antes expuestos, según los cuales los movimientos cíclicos en el PIB real tampoco tuvieron efecto alguno sobre el gasto público. Estos resultados apoyan nuestra conclusión anterior, según la cual la carga del manejo de la demanda contracíclica en Colombia recae primordialmente sobre la renta antes que en el gasto público del presupuesto.

Con el fin de averiguar si existe, de hecho, alguna tendencia contracíclica en el gasto público, pero que se pierda debido a la sobreagregación de varias categorías de gasto, pueden considerarse separadamente el comportamiento del consumo y la inversión pública reales. El reemplazo del gasto público total por el consumo público real como la variable dependiente en (9), genera resultados que corroboran los resultados del gasto público total. (Véase Apéndice C).

En el caso de la inversión pública real (GINV), la regresión resultante indica que GINV depende positivamente del PIB permanente, como se esperaría si la demanda de bienes de capital suministrados públicamente aumenta con el nivel de ingresos ajustados cíclicamente:

$$(10) \text{ GINV}(t) = -7.07 + .08 \text{ YP}(t) - .05 \text{ YC}(t) + u(t),$$

$$(-2.83) \quad (6.79) \quad (-.22)$$

$$\text{DW} = 1.75, \text{ y } R^2 = .88.$$

El PIB cíclico es insignificante como variable explicativa de la inversión pública. Esto

(12) En contraste con los resultados anómalos obtenidos cuando (YP*, YC*) se emplearon en lugar de (YP, YC) para explicar la renta pública anteriormente, las regresiones del gasto público total (GEX) produjeron conclusiones bastante similares indistintamente de la pareja de variables utilizada (véase Apéndice C).

es consistente con los resultados de la regresión para el gasto público total antes expuesto. No obstante, esto es sorprendente a la luz de la conjetura frecuente escuchada pero raramente comprobada de que la inversión pública muestre un comportamiento procíclico en muchos países en vías de desarrollo, debido a consideraciones de disponibilidad de crédito (13). Claro está que los cambios procíclicos en la inversión pública son exactamente lo opuesto a la coordinación de la inversión, necesaria para estabilizar la demanda agregada. Cuddington (1986) por ejemplo, ha argumentado que la elección del momento oportuno para efectuar la inversión pública debería alterarse de manera que sea contracíclica, en lugar de neutra, lo cual, según la regresión anterior, ha sido el caso a través de la historia (al menos en promedio). Una firme política de inversión contracíclica constituirá una parte importante de una estrategia macroeconómica para enfrentar las bonanzas cafeteras en Colombia.

Para examinar más directamente la hipótesis según la cual la inversión pública es determinada en gran medida por la disponibilidad de renta pública adicional, puede hacerse una regresión entre la inversión pública y la renta pública permanente y cíclica, en lugar del PIB real:

$$(11) \quad GINV(t) = -1.96 + .75 REVP(t) + 1.08 REVC(t) + \epsilon(t)$$

(-1.81) (15.16) (2.87)

$$\epsilon(t) = .82 u(t-2) + .86 u(t-4), \text{ y } R^2 = .94$$

(-3.85) (3.66)

La renta pública permanente tiene un fuerte efecto positivo sobre la inversión, tal como lo tiene el PIB permanente en los ejemplos anteriormente expuestos. La renta pública cíclica, en contraste con el PIB cíclico, también tiene un efecto positivo significativo sobre la inversión pública, lo

que da la impresión de que la inversión pública se expande en períodos de auge económico, cuando temporalmente surge la disponibilidad de renta pública adicional. (El acceso a los mercados externos de capital frecuentemente aumenta durante los auges económicos; ello facilita también un mayor gasto en inversión pública).

La conclusión de que la renta cíclica afecta la inversión pública, mientras que el PIB cíclico no tiene este impacto, resulta algo enigmática. Podría explicarse por el hecho de que sólo existe una correlación moderada entre el componente cíclico de la renta pública, obtenido mediante el método de descomposición univariada expuesto en la Sección 2, y el componente cíclico del PIB real. A modo de paréntesis, el gasto público tiene que responder negativamente al PIB cíclico, no a la renta pública cíclica, cuando estas dos series divergen, para poder ser definidos como "estabilizadores" o "contracíclicos" desde la perspectiva de su efecto sobre la actividad económica.

IV Conclusiones

Este trabajo tuvo un doble propósito. El primero fue de carácter metodológico. Hemos examinado la técnica Beveridge-Nelson para la descomposición de series de tiempo. Se ilustró su utilidad para el análisis de los movimientos cíclicos y seculares del PIB real en Colombia y la técnica fue comparada con el procedimiento de tendencia exponencial empleado comúnmente en el trabajo práctico.

(13) Ello se debe, tal vez, a que nuestros datos sobre la inversión pública únicamente abarcan el Gobierno Central, y no la inversión del sector público y descentralizado.

En segundo lugar, y más importante desde la perspectiva de la política económica, el presente trabajo ha examinado las tendencias y los ciclos del gasto público y la renta pública en Colombia. El objetivo consistió en determinar la medida en que el incremento notable en el déficit fiscal a comienzos de la década de 1980, debía ser considerado un fenómeno cíclico en lugar de secular. Nuestro análisis de la política fiscal colombiana reveló movimientos contracíclicos significativos en la renta pública, mientras que la acción contracíclica encontrada por el lado del gasto público del presupuesto fue limitada. Ello es acertado sin importar el enfoque: ya sea en el consumo del sector público, o en el gasto de inversión.

¿Hay evidencia de un deterioro secular en la situación fiscal de Colombia? Nuestro análisis encuentra una persistente tendencia al alza del gasto público (como porcentaje del PIB) aún después de haber erradicado los efectos contracíclicos de los datos sobre el gasto público y la renta pública. El componente secular (ajustado cíclicamente) del gasto público aumentó del 6.5% del PIB en 1951 a casi el 12% para 1984. Por el contrario, el componente secular de la renta pública por lo general ha tendido al alza, pero a un ritmo más lento y de manera menos estable. De hecho, desde 1982 ha venido disminuyendo la renta pública ajustada cíclicamente, contribuyendo de modo significativo al nivel del déficit fiscal *cicli-*

camente ajustado que surgió a comienzos de la década de 1980 y que alcanzó niveles sin precedentes. Si bien parte del deterioro fiscal puede atribuirse a los movimientos contracíclicos en la renta pública, una parte considerable del incremento en el déficit fiscal parece ser de naturaleza "estructural".

Es evidente que uno de los retos primordiales a los que se enfrentan las autoridades colombianas en lo que queda de la década, consiste en lograr una mejora en la situación presupuestal. Por una parte, existe el peligro de caer en aquiescencia por auges temporales (tales como la minibonanza en el mercado del café en 1986) que tienen un efecto cíclico positivo sobre el presupuesto, pero no resuelven los problemas estructurales. Por otra parte habrá una gran presión política orientada a que se busquen mejoras fiscales para el severo deterioro en la situación de desempleo que ha plagado la economía durante los años 80. Aún queda abierta la discusión sobre si se puede atacar exitosamente el tipo de desempleo que prevalece mediante iniciativas fiscales, ya sean del tipo convencional de manejo de demanda agregada o con medidas microeconómicas por el lado de la oferta agregada (14).

(14) En 1986, el gobierno saliente auspició un grupo de trabajo sobre empleo con el fin de estudiar precisamente estos problemas.

Apéndice A

Cuadro 1

Descomposición del crecimiento del producto interno (Miles de millones de pesos de 1975)

Año	PIB REAL (Y)	Componente Permanente	Componente Cíclico
1930	54.096	53.356	0.740
1931	53.233	54.595	-1.362
1932	56.761	58.673	-1.912
1933	59.952	61.174	-1.227
1934	61.151	62.325	-1.174
1935	65.283	65.745	-0.462
1936	68.736	69.137	-0.401
1937	69.806	71.207	-1.401
1938	74.349	75.002	-0.653
1939	78.910	78.707	0.203
1940	80.618	81.278	-0.660
1941	81.969	83.396	-1.427
1942	82.139	85.102	-2.964
1943	82.477	87.562	-5.085
1944	88.051	93.040	-4.989
1945	92.180	95.831	-3.651
1946	100.524	102.174	-1.650
1947	104.480	104.354	0.126
1948	107.718	109.069	-1.350
1949	113.670	114.668	-0.998
1950	115.738	117.863	-2.125
1951	119.345	122.397	-3.052
1952	126.873	128.853	-1.980
1953	134.587	136.011	-1.424
1954	143.985	143.320	0.665
1955	149.519	147.671	1.848
1956	155.583	154.741	0.842
1957	161.258	161.586	-0.329
1958	165.228	167.629	-2.401
1959	177.162	178.215	-1.053
1960	184.723	184.326	0.397
1961	194.124	194.132	-0.008
1962	204.630	202.954	1.676
1963	211.355	211.267	0.088
1964	224.389	223.714	0.675
1965	232.467	231.360	1.107
1966	244.915	244.554	0.361
1967	255.211	253.754	1.457
1968	270.830	269.628	1.202
1969	288.073	283.584	4.489
1970	307.496	300.403	7.093
1971	325.825	315.676	10.149
1972	350.813	337.445	13.368
1973	374.398	357.562	16.836
1974	395.910	377.510	18.400
1975	405.108	389.821	15.287
1976	424.263	413.691	10.572
1977	441.906	434.100	7.806
1978	479.335	468.307	11.028
1979	505.119	486.248	18.871
1980	525.765	509.006	6.759
1981	537.736	526.946	10.790
1982	542.757	546.425	-3.668
1983	547.967	562.916	-14.949
1984	564.954	584.951	-19.997
1985	576.254	600.592	-24.338

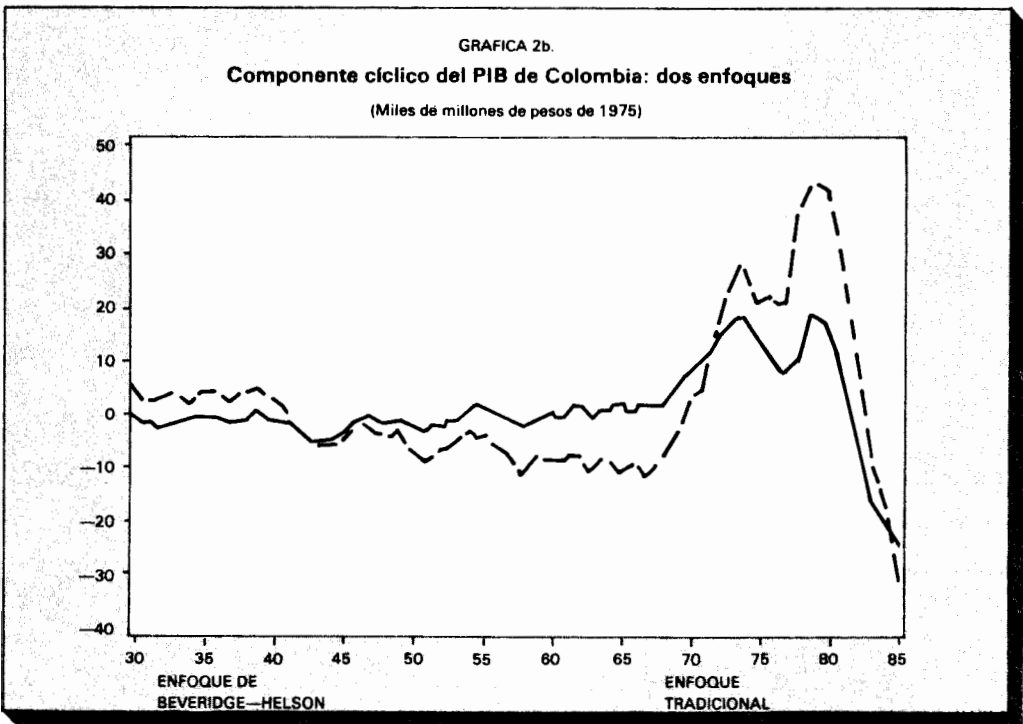
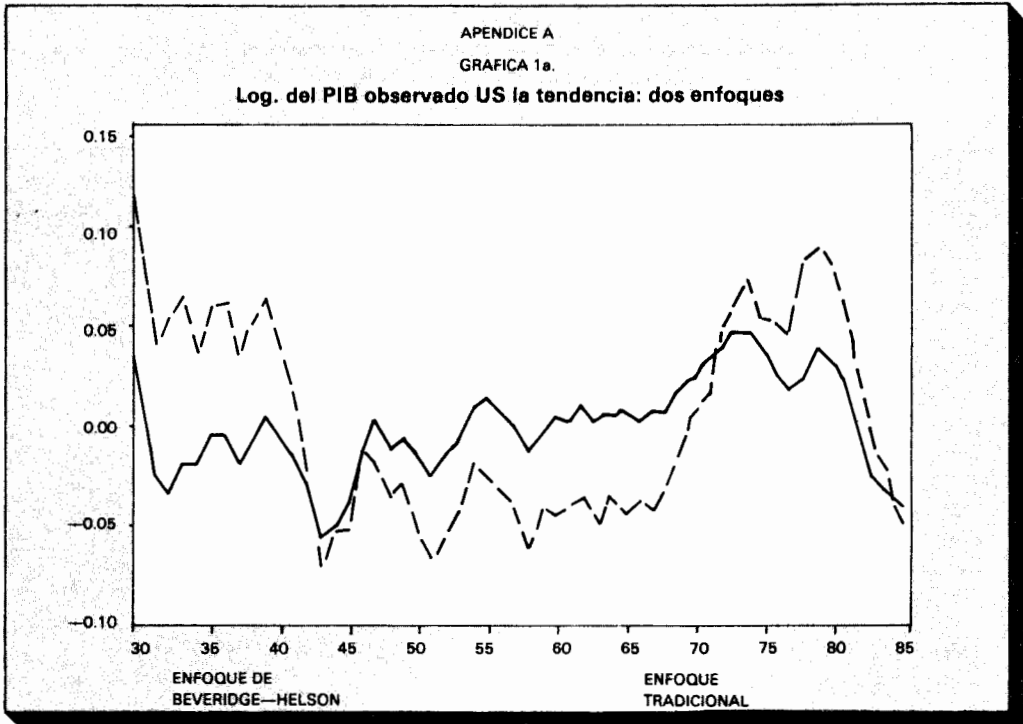
Nota: Las cifras han sido aproximadas al primer entero. Fuente: La serie de PIB real de 1925 a 1950. Banco de la República de 1950 a 1970 y DANE de 1970 a 1985.

Cuadro 2
Descomposición del recaudo y gasto real del Gobierno
 (Miles de millones de pesos de 1975)

	Recaudo	Perm.	Cycl.	Gasto	Perm.	Cycl.
1951	7.744	7.677	0.067	6.633	8.089	-1.456
1952	9.236	8.352	0.884	8.533	8.928	-0.395
1953	9.493	8.846	0.647	9.866	9.627	-0.239
1954	10.124	9.358	0.766	11.342	10.277	1.065
1955	13.968	10.786	3.182	15.533	10.975	4.557
1956	12.345	10.832	1.513	14.368	11.554	2.814
1957	11.620	11.590	0.030	10.114	12.047	-1.933
1958	12.603	12.593	0.010	11.550	13.084	-1.534
1959	13.415	13.365	0.050	12.617	14.009	-1.391
1960	13.388	13.812	-0.425	14.131	15.050	-0.920
1961	11.898	14.348	-2.450	15.621	15.942	-0.321
1962	13.478	15.120	-1.642	18.584	16.902	1.682
1963	14.558	15.747	-1.189	16.289	17.866	-1.576
1964	15.688	17.054	-1.366	17.298	19.109	-1.811
1965	14.755	17.246	-2.491	16.220	20.179	-3.959
1966	19.600	19.705	-0.106	19.424	21.709	-2.285
1967	20.064	20.350	-0.286	20.757	23.039	-2.282
1968	22.479	21.977	0.502	24.051	24.638	-0.587
1969	24.018	23.124	0.894	26.389	26.437	-0.048
1970	27.710	25.684	2.025	30.732	28.266	2.466
1971	30.077	26.719	3.357	33.605	30.472	3.134
1972	29.757	28.821	0.936	36.554	32.440	4.115
1973	31.361	30.007	1.354	35.670	34.291	1.380
1974	32.240	31.773	0.470	35.639	36.464	-0.825
1975	38.442	35.146	3.296	39.351	39.146	0.205
1976	38.930	37.622	1.308	35.339	41.237	-5.898
1977	39.143	38.609	0.534	35.551	43.587	-8.036
1978	44.315	42.459	1.856	41.222	46.617	-5.395
1979	48.692	45.169	3.524	46.334	49.920	-3.586
1980	50.557	47.454	3.103	54.351	54.196	0.155
1981	55.592	52.367	3.225	58.311	57.222	1.089
1982	55.950	54.690	1.260	63.264	60.684	2.580
1983	52.502	54.151	-1.648	62.215	64.216	-2.001
1984	45.871	54.315	-8.444	65.744	68.652	-2.907

Fuente: Recaudo y Gasto Gubernamental y el Deflactor del PIB se tomaron de *International Financial Statistics*.

NOTA: Las cifras fueron aproximadas a números enteros.



Apéndice B

Los modelos univariados de series de tiempo para la renta pública (REV) y el gasto público (GEX) de los cuales se derivaron las descomposiciones en componentes cíclicos y permanentes, son los siguientes:

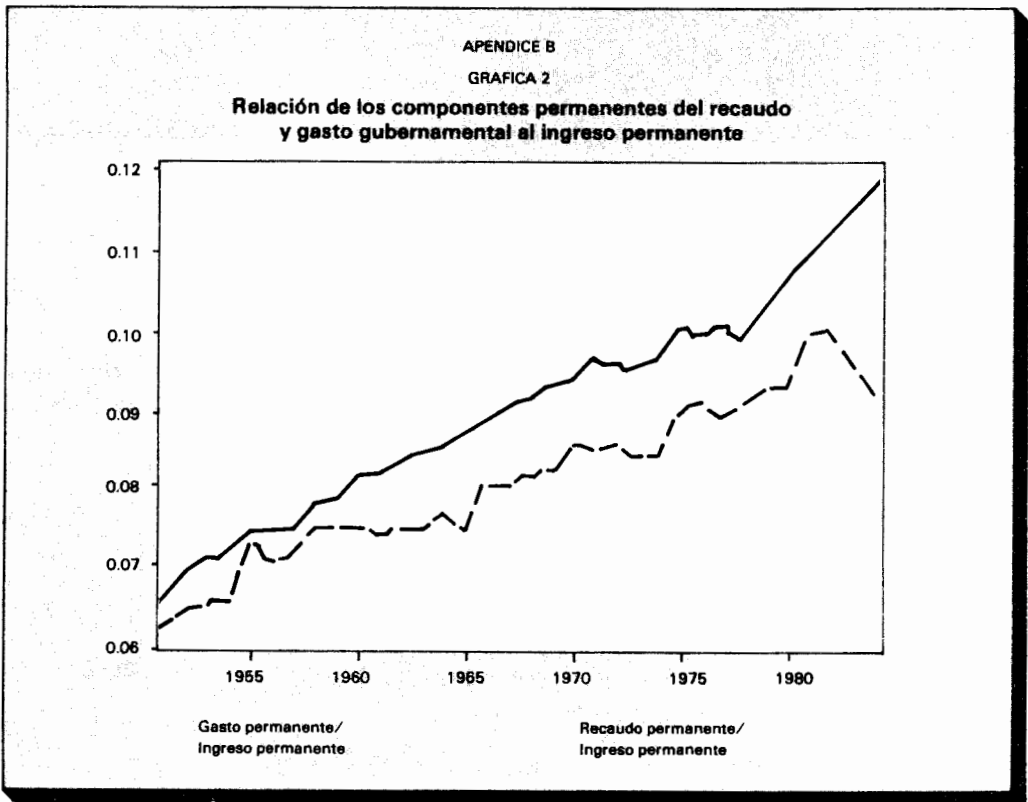
$$(B.1) \quad (1 - L) \text{Log}(\text{REV}) = .06 + e(t), \quad (3.77)$$

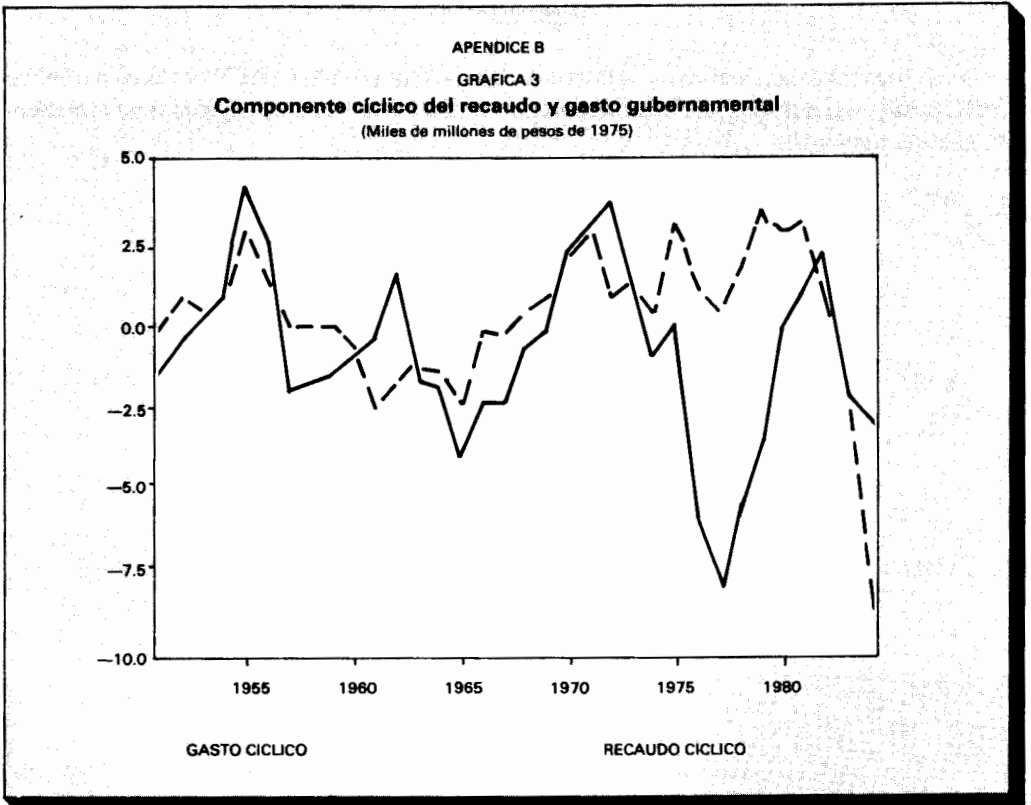
$$e(t) = (1 - .60L) u(t), \quad s = .09, \text{ y } R^2 = .21 \quad (3.15)$$

$$(B.2) \quad (1 - L) \text{Log}(\text{GEX}) = .06 + e(t), \quad (4.37)$$

$$e(t) = (1 - .87L) u(t), \quad s = .09, \text{ y } R^2 = .50 \quad (5.85)$$

Los datos, al igual que las descomposiciones, aparecen en la Tabla 2, infra.





Apéndice C

Como muestran las siguientes regresiones, y como es de esperarse, la renta permanente (REVP) depende del PIB permanente, mas no del PIB cíclico, mientras que la renta cíclica (REVC) depende del PIB cíclico, mas no del PIB permanente:

$$(C.1) \quad REVP(t) = -5.94 + .10 YP(t) + .00 YC(t) + e(t),$$

(-6.04) (39.48) (.05)

$$e(t) = .59 e(t-1) + u(t), \text{ y } R^2 = .99$$

(2.39)

$$(C.2) \quad REVC(t) = .29 - .00 YP(t) + .20 YC(t) + e(t),$$

(.46) (-.96) (6.05)

$$e(t) = .47 e(t-1) + u(t), \text{ y } R^2 = .62$$

(2.28)

Sin embargo, si el modelo estacionario en el tiempo, se emplea en lugar del modelo DS para descomponer cada serie, se obtienen los siguientes resultados poco satisfactorios:

$$(C.3) \quad \text{REVP}^*(t) = -15.01 + .13 \text{YP}^*(t) - .01 \text{YC}^*(t) + e(t),$$

$$\quad \quad \quad (-4.89) \quad (35.88) \quad (-3.07)$$

$$e(t) = .94 e(t-1) + u(t), \text{ y } R^2 = .99$$

$$(42.96)$$

$$(C.4) \quad \text{REVC}^*(t) = 4.35 - .02 \text{YP}^*(t) + .19 \text{YC}^*(t) + e(t)$$

$$\quad \quad \quad (2.93) \quad (-3.14) \quad (4.90)$$

$$e(t) = .53 e(t-1) - .45 e(t-2) + u(t), \text{ y } R^2 = .59$$

$$(2.28) \quad (-1.98)$$

Pasando al gasto público, cuando se emplea el modelo TS para descomponer el PIB real, la contraparte de la ecuación (8) en el texto, es:

$$(C.5) \quad \text{GEX}(t) = -10.57 + .13 \text{YP}^*(t) + .03 \text{YC}^*(t) + e(t)$$

$$\quad \quad \quad (-2.59) \quad (11.71) \quad (.53)$$

$$e(t) = .73 e(t-1) + u(t), \text{ y } R^2 = .98$$

$$(4.81)$$

Cuando el gasto público total en (9) es reemplazado por el consumo real del sector público (GCON) como la variable dependiente, los resultados corroboran los correspondientes al gasto público. La relación del consumo del sector público al PIB permanente aumenta asintóticamente al 12% y no hay estadístico significativo del PIB cíclico sobre el consumo del sector público:

$$(6.6) \quad \text{GCON}(t) = -10.70 + .12 \text{YP}(t) - .10 \text{YC}(t) + e(t)$$

$$\quad \quad \quad (-4.66) \quad (18.30) \quad (-.69)$$

$$e(t) = 1.07 e(t-1) - .48 e(t-2) + u(t), \text{ y } R^2 = .99$$

$$(6.26) \quad (-2.78)$$

Es interesante anotar que cuando se reemplazan el PIB permanente y el PIB cíclico por la renta pública permanente y cíclica en la anterior regresión, una vez más el resultado es consistente con nuestros resultados anteriores. El consumo del sector público depende de la renta pública permanente (una vez más con un coeficiente superior a la unidad) pero no de la renta pública cíclica:

$$(C.7) \quad \text{GCON}(t) = -4.00 + 1.17 \text{REVP}(t) + .08 \text{REVC}(t) + e(t),$$

$$\quad \quad \quad (-1.90) \quad (16.98) \quad (.32)$$

$$e(t) = 1.02 e(t-1) - .44 e(t-2) + u(t), \text{ y } R = .99$$

$$(5.48) \quad (-2.29)$$

Bibliografía

- Beveridge, Stephen and Charles R. 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, 151-174.
- Cuddington, John T. 1986, "Bonanzas de Productos Básicos, Estabilización Macroeconómica y Reforma Comercial en Colombia", *Ensayos Sobre Política Económica* (Banco de la República, Bogotá) 10, 45-100.
- Cuddington, John T. and L. Alan Winters, 1987, "The Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series: A Quick Computational Method", *Journal of Monetary Economics* 19, 125-127.
- Nelson, Charles R. and Heejoon Kang, 1981, "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series", *Econometría* 49, 741-751.
- Nelson, Charles R. and Charles I. Plosser, 1982, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics* 10, 139-162.
- Seater, John J. and Roberto S. Mariano, 1985, "New Tests of the Life Cycle and Tax Discounting Hypotheses", *Journal of Monetary Economics* 15, 195-215.