

La serie "Borradores Semanales de Economía" es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los Trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

DEFICIT FISCAL Y TASAS DE INTERES EN COLOMBIA

Por:
Jorge Ramos F.
Norberto Rodríguez N.

1995

No. 19

Para comentarios favor dirigirse a los autores:
Fax: 2865936 - Teléfono 3421035.

DEFICIT FISCAL Y TASAS DE INTERES EN COLOMBIA

**Jorge Ramos F.
Norberto Rodríguez N.***

Santafé de Bogotá, enero 1995

* Técnicos de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Sin embargo, las opiniones aquí expresadas no comprometen la posición de la entidad y son de la responsabilidad exclusiva de los autores. Se agradece los comentarios y sugerencias de Alejandro López, Martha Misas, Hugo Oliveros, Hernando Vargas y José Darío Uribe.

I. Introducción

La relación entre el déficit fiscal y la tasa de interés es uno de los temas más controvertidos en la literatura económica. Aun cuando el estudio teórico del problema ha sido abordado tanto por la escuela Neoclásica como por la Keynesiana, los resultados de los trabajos empíricos no permiten establecer en forma clara el tipo de asociación entre este par de variables.

Los estudios econométricos sobre el tema, elaborados en su mayor parte para los Estados Unidos, tomaron fuerza durante la década del ochenta, como respuesta a la necesidad de explicar el vínculo entre el déficit federal y las tasas de interés de corto y largo plazo.

Para la economía colombiana no se conocen estudios específicos, a pesar de que en algunos trabajos, como en los de Carrizosa (1985) y Easterly (1991), se considera el déficit fiscal del sector público como uno de los determinantes del tipo de interés. Posiblemente, la limitación más importante a la cual se han visto enfrentados los estudiosos del tema, es la carencia de información consistente y confiable sobre las variables fiscales, en especial del déficit económico del sector público, el cual solo desde mediados de la década del ochenta comenzó a calcularse periódicamente, por parte del Departamento Nacional de Planeación y del Banco de la República. Sin embargo, para tratar de subsanar las limitaciones de información fiscal García y Guterman (1988) estimaron el déficit anual del sector público colombiano del período 1950–1986.

Teniendo en cuenta que durante los tres últimos años se ha observado un incremento importante en la financiación interna del déficit, en este ensayo se pretende evaluar, mediante diversas metodologías econométricas, la posible existencia de una relación entre el déficit de operaciones efectivas del gobierno nacional central y la Tasa de interés de los Certificados de Depósito a Término (TCDT), durante el período 1980 – 1993.

El presente ensayo se ha dividido en cuatro secciones, incluyendo esta introducción. En la segunda, se presenta de manera general una revisión de la literatura teórica y empírica, destacando los aspectos más relevantes de los enfoques existentes sobre el tema. En la tercera, aparecen los resultados de la aplicación de algunas

metodologías econométricas para el caso colombiano, como las convencionales pruebas de causalidad, un modelo basado en componentes no esperados y un modelo de corrección de errores. Finalmente, se incluyen algunas conclusiones.

II. Revisión de la literatura

A. Resultados teóricos

El estudio de la relación entre el déficit del sector público y la tasa de interés forma parte del debate económico en torno a los efectos del gasto, el déficit y la deuda gubernamental sobre la actividad económica, el cual tiene sus fundamentos teóricos en el enfoque "Crowding-out", propuesto por neoclásicos y keynesianos, y en el principio de equivalencia Barro-Ricardo, expuesto por Barro (1974).

El enfoque "Crowding-out" se refiere, en el caso de una economía cerrada, al desplazamiento que experimenta la inversión privada ante una expansión del gasto público¹. Este desplazamiento puede ser total o parcial dependiendo del marco teórico que se adopte para analizar el problema. Incluso, como lo destaca Aschauer (1989), es posible que el aumento de la inversión pública genere simultáneamente un desplazamiento y a la vez un refuerzo de la inversión privada, gracias al incremento en la productividad del capital privado que dicho aumento ocasiona.

Desde una perspectiva neoclásica², un aumento del gasto gubernamental genera una reducción de la misma magnitud en la inversión privada y una recomposición del nivel de la demanda en favor del sector público. Bajo este enfoque teórico puede afirmarse que la emisión de deuda pública, dado un nivel de ahorro, disminuye la

¹ Cuando se considera una economía abierta, la expansión fiscal puede originar un desplazamiento de la inversión privada o un deterioro en la cuenta corriente, dependiendo del sistema cambiario del país y de los controles al movimiento de capital existentes. Un aumento del gasto público puede reducir la inversión privada si la economía presenta un tipo de cambio fijo y control a la movilidad de capital, o puede deteriorar el saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos, si la economía es pequeña y registra un tipo de cambio flexible y libre movilidad de capitales.

² En este enfoque se considera pleno empleo de los recursos productivos.

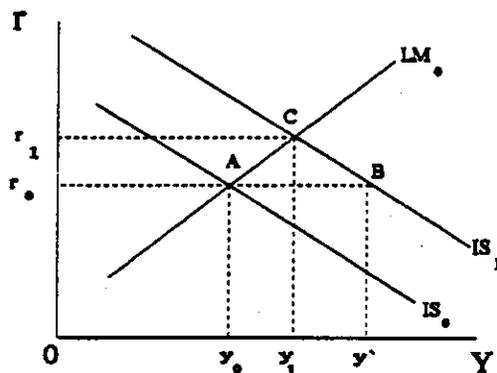
disponibilidad de fondos para inversión en razón a que parte de los recursos ahorrados por la economía deben canalizarse al financiamiento del déficit público.

Desde un punto de vista keynesiano, el aumento del gasto público produce un incremento en el nivel de actividad económica y un desplazamiento parcial del gasto privado en inversión. Desde este marco analítico, el incremento de la demanda, por el mayor gasto gubernamental, no es tan elevado como sugiere el multiplicador keynesiano simple, porque la expansión del gasto público trae consigo un incremento en la tasa de interés que reduce los niveles de inversión y de consumo privados.

Este hecho puede visualizarse más claramente mediante la representación gráfica del modelo IS-LM. Como se observa en el Gráfico 1, si se parte de una situación de equilibrio como la que representa el punto A, un incremento del gasto gubernamental traslada la curva IS a la derecha y ello hace que el equilibrio se reubique en el punto C donde se obtiene un mayor nivel de demanda y de tasa de interés. El nivel de demanda que se alcanza con la tasa de interés inicial está representado por el punto B el cual corresponde a la variación del gasto por el multiplicador simple. No obstante, en el punto B no puede lograrse una situación de equilibrio porque el mayor nivel de ingreso genera un exceso de demanda por saldos reales, que motiva la conversión de las tenencias de bonos a dinero para respaldar un mayor nivel de transacciones. Como resultado de este proceso, se registra una caída en el precio de los bonos, un incremento en la tasa de interés y una baja en los niveles privados de inversión.

Existe un enfoque teórico adicional sobre el efecto desplazamiento de la inversión, el cual tomó fuerza durante la década del setenta y es analizado en trabajos como los de Blinder y Solow (1973) y Friedman (1978). Este enfoque, conocido como "portafolio Crowding-out", incorpora el efecto riqueza dentro del análisis para establecer las consecuencias del financiamiento del déficit público sobre el equilibrio global de la economía. Los activos que conforman la riqueza son el dinero, los bonos del gobierno y el capital medido en términos reales. Las consecuencias de la emisión de bonos gubernamentales sobre la inversión privada dependen del grado de sustituibilidad entre estos tres activos. A diferencia del análisis convencional, en este enfoque, el

Gráfico 1
Modelo IS-LM sin efecto riqueza

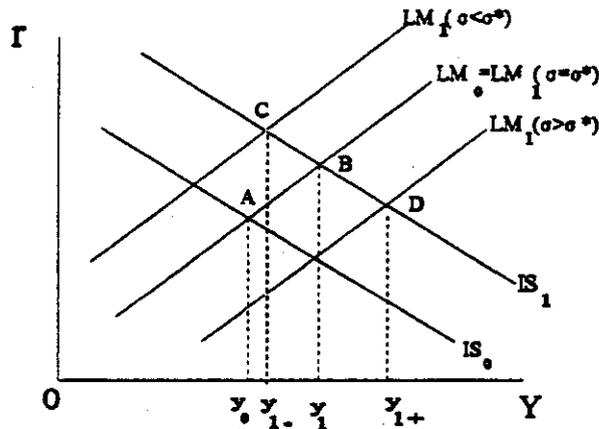


financiamiento del déficit por medio de la emisión de deuda puede aumentar o reducir el gasto privado en inversión.

El Gráfico 2 muestra las situaciones que pueden presentarse en el equilibrio IS-LM cuando se emite deuda para financiar el déficit público en un modelo que considera el efecto riqueza. El punto A representa la situación inicial en la cual existe equilibrio simultáneo en los mercados de bienes y de dinero. Una expansión del gasto financiada con emisión de deuda produce un desplazamiento de la curva IS a la derecha y, al mismo tiempo, un traslado de la curva LM hacia adelante o hacia atrás dependiendo de la sustituibilidad relativa entre los distintos activos que conforman la riqueza. Como lo explica Friedman (1978), cuando el índice de sustituibilidad relativa, σ^3 , es igual al coeficiente de riqueza, σ^* , el nuevo equilibrio se ubica en el punto B, el cual es similar al obtenido con el análisis convencional. Por el contrario, cuando σ es menor que σ^* el

³ Este índice es la relación de sustituibilidad de bonos por dinero o por capital.

Gráfico 2
Modelo IS-LM con efecto riqueza



nuevo equilibrio podría ubicarse en C o, incluso, en un punto con un nivel de demanda más bajo que el inicial, generando un desplazamiento de la inversión privada más grande que en B. Finalmente, cuando σ es mayor que σ^* el nuevo equilibrio se ubica en el punto D, el cual representa un nivel de demanda superior a Y_1 .

A diferencia del anterior enfoque, el Principio de Equivalencia Barro-Ricardo parte del hecho de que la deuda pública emitida en el presente se traduce en futuros incrementos de impuestos por la restricción intertemporal de presupuesto que enfrenta el gobierno. Este principio supone racionalidad y perfecta previsión de los agentes económicos, quienes no perciben como riqueza neta los bonos públicos emitidos para financiar el déficit. En este contexto, la emisión de deuda pública no afecta las decisiones de consumo e inversión de los individuos.

Para comprender mejor la naturaleza de la proposición anterior, se puede suponer que en determinado momento el gobierno, sin alterar su nivel de gasto, decide reducir los impuestos a cambio de una mayor emisión de deuda. Se espera que en el futuro el pago por intereses y el principal de la deuda sea cubierto por medio del recaudo de

impuestos. En el momento inicial los agentes privados reducen la carga impositiva y compran la deuda gubernamental esperando recibir en el futuro el pago de unos intereses y la redención del principal. No obstante, como en el futuro el gobierno tendrá que aumentar los tributos para atender el servicio de la deuda emitida en el pasado, los individuos sienten que no han modificado su riqueza y por tanto no alteran sus decisiones de consumo e inversión.

Formalmente, se puede considerar, como en Seater (1993), que en un horizonte infinito de tiempo el problema de maximización de la función de utilidad de un individuo sujeta a su restricción presupuestal, está dada por

$$(1) \quad L-U(\eta) - \lambda [\sum_{i=0}^{\infty} (Y_{i,t} - T_{i,t}) R^i - \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,t} R^i],$$

dónde $U(t)$ es la función de utilidad intertemporal; λ es el multiplicador de Lagrange, Y_t es el ingreso total; T_t los impuestos sobre la renta; R un factor de descuento, y C_t el consumo. Adicionalmente, la restricción presupuestal del gobierno se define como

$$(2) \quad \sum_{i=0}^{\infty} T_{i,t} R^i - \sum_{i=0}^{\infty} G_{i,t} R^i,$$

donde G es el gasto del gobierno.

Es claro que si la restricción presupuestal del gobierno se define como en (2), una reducción impositiva en el presente debe ser compensada con mayores tributos en el futuro para mantener la trayectoria del gasto público. De esta manera se asegura que la restricción presupuestal de los individuos no experimente cambios ante los aumentos en la deuda del gobierno. Por lo anterior, esta última restricción puede expresarse de la siguiente manera

$$(3) \quad \sum_{i=0}^{\infty} (Y_{i,t} - G_{i,t}) R^i - \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,t} R^i.$$

Para los propósitos de la política fiscal, la neutralidad de la deuda pública sobre la demanda agregada, que postula el principio de Equivalencia Ricardiana, hace irrelevante la discusión en torno a la conveniencia de financiar el gasto público de hoy por medio de impuestos o emisión de deuda.

Es importante tener en cuenta que la proposición Barro-Ricardo fue formulada para economías que no presentan imperfecciones en su mercado de capitales como las denominadas restricciones de liquidez⁴. Del mismo modo exige perfecta certidumbre y una conducta altruista por parte de los individuos que garantice el traslado intergeneracional de las herencias.

De cualquier manera, la validez empírica de la proposición Barro-Ricardo ha generado un intenso debate académico. En un trabajo para la economía estadounidense, Poterba y Summers (1987) encuentran que en los períodos de déficit recurrentes, el ahorro tiende a decrecer; igualmente, encuentran que la adopción de medidas tributarias, y no el anuncio de ellas, incide sobre el comportamiento del gasto en consumo agregado.

Como parte del mismo debate, las investigaciones sobre la función de consumo desarrolladas durante la década anterior y principios de la actual, han cuestionado la validez de la teoría del ingreso permanente bajo expectativas racionales. Como lo explica ampliamente López (1993), al referirse a la literatura sobre el tema, la evidencia ha mostrado que los cambios en el consumo son predecibles, y hay un exceso de sensibilidad del consumo a la renta corriente.

El fracaso de la teoría del ingreso permanente bajo expectativas racionales parece radicar en la presencia de restricciones de liquidez y en lo que se ha denominado la "hipótesis de miopía". Bajo esta última hipótesis los agentes no alcanzan a identificar que parte de la variación de su ingreso corresponde a un componente transitorio y cual a uno permanente. Campbell y Mankiw (1989) en otro trabajo para la economía estadounidense, encuentran que hay dos grupos de consumidores: unos que toman

⁴ Se exige igualmente, pleno empleo de los recursos y la definición de horizontes de planeación iguales en los sectores público y privado.

decisiones de consumo de acuerdo con las variaciones de su renta permanente, y otros que se acomodan mejor a los cambios de su renta corriente.

Para el caso colombiano la evidencia no es concluyente. En el trabajo de Carrasquilla y Rincón (1990) se emplean dos metodologías para evaluar la validez de la Hipótesis de Equivalencia Ricardiana. Los resultados de la aplicación de una de ellas, permiten aceptar dicha hipótesis. Sin embargo, los resultados de la otra metodología, la cual considera restricciones de liquidez, permiten aceptar la hipótesis con apenas una confiabilidad del 85%, hecho, al parecer, explicado porque se estima que aproximadamente un 28% de los hogares en Colombia enfrenta restricciones de liquidez.

3. Resultados empíricos

Los estudios econométricos sobre el tema pueden clasificarse en tres grupos: primero, aquellos que encuentran una relación positiva, en el sentido de que el déficit fiscal presiona al alza las tasas de interés, como los de Tanzi (1985)⁵, Hoelscher (1986) y Miller y Russek (1991); segundo, los que no encuentran evidencia suficiente para determinar algún tipo de relación entre estas dos variables como los de Mcmillin (1986), Evans (1985 y 1987b), Monadjemi y Kearney (1991), Dua y Harjit (1989) y Canto y Rapp (1982); y tercero, aquellos que encuentran una relación ambigua o inversa como Evans (1987a).

Para abordar el problema, los investigadores han utilizado diversidad de metodologías econométricas, dentro de las cuales cabe destacar las convencionales pruebas de causalidad, el modelo basado en un operador de expectativas y el modelo de corrección de errores.

Dentro de los trabajos que emplean pruebas de causalidad tradicionales se pueden mencionar los de Canto y Rapp (1982) y Dwyer (1982a). El primero, basado en las pruebas de Granger y Sims, no puede soportar la hipótesis de efecto causal del déficit federal real ni nominal hacia la tasa de interés nominal, aun cuando en sentido

⁵ Este trabajo utiliza modelos de regresión lineal considerando distintas definiciones de déficit, expectativas de inflación y producto potencial.

inverso, encuentra que cambios en la tasa de interés afectan el déficit nominal pero no el real. Este trabajo emplea datos anuales de la economía estadounidense para el período 1929-1980. El segundo, basado en una prueba de causalidad tipo Sims, en el marco de vectores autorregresivos, tampoco encuentra soporte para la hipótesis de que cambios en el déficit causen variaciones en la tasa de interés.

En un trabajo más reciente McMillin (1986), emplea pruebas de causalidad tipo Granger multivariadas, para examinar la relación entre cuatro definiciones de déficit, todas escaladas por el PIB potencial, y la tasa de interés a corto plazo de los Estados Unidos. Como resultado, las pruebas no sugieren causalidad de ninguna de las medidas del déficit hacia la tasa de interés, ni en sentido inverso, de la tasa de interés al déficit. Otras variables incluidas en este modelo, son: las tasas nominales a tres meses de las Letras del Tesoro, una medida del desfase del PIB real frente al potencial, la tasa de crecimiento de M1, la tasa de inflación medida a través del IPC, la volatilidad de la tasa de interés y una medida de choques de oferta.

Por otro lado, Evans (1987a) propone un modelo basado en un operador de expectativas⁶, el cual no considera las variaciones sino los componentes no esperados de las variables, tasa de interés, i , déficit gubernamental, d , gasto en consumo del gobierno, g , y oferta monetaria, m ; de la siguiente manera

$$(4) \quad UI_t = c_g UG_t + c_d JD_t + c_m UM_t + u_t$$

donde: $UI_t = i_t - E(i_t | I_{t-1})$, es el componente no esperado de la tasa de interés y $E(\cdot | I_{t-1})$

es el operador de expectativas, dada la información disponible al final del período $t-1$,

⁶ Siguiendo el esquema IS-LM, el autor inicialmente plantea un modelo no restringido, donde la tasa nominal de interés es función lineal creciente de los gastos de consumo del gobierno, el déficit presupuestal y las expectativas de inflación, pero decreciente frente a la oferta monetaria real, considerando el efecto de otras variables relevantes. Con el propósito de eliminar las expectativas de inflación, por no ser observables, opta por expresarlas como función lineal del déficit, el gasto en consumo del gobierno y la oferta monetaria, sin lograr con ello una función estimable. Como alternativa plantea un modelo en términos de variaciones, pero no consigue resolver el problema de exogeneidad.

para los agentes en el mercado de valores, i_{t-1} . Análogamente la misma notación para los demás componentes del modelo.

Como una aproximación⁷ a U_t , Evans utiliza $x_t = i_t - f_{t-1}$, donde f_{t-1} es la tasa de interés adelantada para el período t , al final del $t-1$; llegando, por último, a la siguiente ecuación

$$(5) \quad x_t = c_g UG_t + c_d UD_t + c_m UM_t + u_t + T_t$$

como una aproximación a UG , UD y UM utiliza los residuales de un modelo de vectores auto-regresivos (VAR).

El ejercicio se realiza para Canadá, Alemania, Reino Unido, Japón, Francia y los Estados Unidos. Las variables utilizadas son la tasa de interés, el gasto en consumo del gobierno, el déficit presupuestal, la oferta monetaria, el producto nacional bruto, PNB, la tasa efectiva de cambio, el deflactor del PNB y el PNB real. La periodicidad de las variables es trimestral. Tanto el gasto como el déficit y la oferta monetaria están divididos por el deflactor implícito del PNB y por la tendencia del PNB. Como la oferta monetaria se toma en forma desestacionalizada de las estadísticas del Fondo Monetario Internacional, FMI, el autor únicamente ajusta estacionalmente el déficit presupuestal. Los logaritmos de la tasa de cambio efectiva real, del deflactor del PNB y del PNB real, son incluidos como otras variables explicativas en el modelo VAR.

Los resultados del ejercicio no permiten sustentar la hipótesis de que el déficit presupuestal eleva la tasa de interés nominal. En el caso del gasto se obtienen coeficientes no negativos, lo cual concuerda con lo sugerido por la teoría económica. Por su parte, ninguna de las estimaciones de los coeficientes asociados al déficit son significativamente positivas, algunas negativas, e incluso una es estadísticamente

⁷ Como alternativa emplea los cambios de la tasa de interés en el período t , $i_t - i_{t-1}$, en lugar de x_t , obteniendo resultados muy similares.

negativa, refutando la hipótesis según la cual el déficit incrementa la tasa de interés nominal.

Por último, cabe mencionar el trabajo de Miller y Russek (1991), el cual se basa en el análisis de cointegración y su modelo de corrección de errores, MCE, como mecanismo que permite evaluar con mayor precisión la relación entre las variables de interés, considerando de esta manera canales de causalidad que las pruebas estándar no contemplan cuando las variables están cointegradas⁸.

Para la aplicación de la prueba, los autores utilizan información estadounidense anual y trimestral del período de posguerra para las variables: déficit real per cápita, tasas de interés de corto y largo plazo de las Letras del Tesoro, producto nacional real y deuda federal mantenida por el sector privado. La medida del déficit es el "National Income and Product Account Deficit (NIPA)" y los valores del déficit son escalados por la población y el defactor implícito del PNB.

Los resultados obtenidos indican causalidad bidireccional entre el déficit federal y la tasa de interés de largo plazo en casi todas las especificaciones, y entre el déficit y la tasa de interés de corto plazo en algunas de ellas.

III. Evidencia empírica para el caso colombiano

Después de revisar las metodologías econométricas utilizadas en las distintas investigaciones sobre el tema, se optó por seleccionar aquellas de mayor aplicabilidad al caso colombiano, con base en las limitaciones de información estadística y las características de las variables involucradas. Específicamente, en esta sección se presentan los resultados, en primer lugar, de las pruebas de causalidad de Granger y de Sims; en segundo lugar, de un ejercicio que utiliza un operador de expectativas, similar al aplicado por Evans (1987a); y, en tercer lugar, los de un modelo de corrección de errores sobre el cual se prueba la existencia de canales de causalidad del déficit hacia la tasa de interés. (La descripción de las cifras empleadas en los diferentes ejercicios se hace en el Anexo).

⁸ Para una presentación de la metodología de cointegración, véase Charemza y Deadman (1992) o Engle y Granger (1987).

A. Pruebas de causalidad

En el Cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas de causalidad estándar de Granger del déficit hacia la tasa de interés. Este ejercicio se elaboró con información trimestral considerando en un caso valores nominales, y en el otro, valores reales. Aunque en el caso de los valores nominales la evidencia en favor de la hipótesis nula de no causalidad no es tan concluyente (14.5% como nivel crítico de significación),

Cuadro 1
Pruebas de Causalidad tipo Granger
Con información trimestral

REZAGOS	TCDT			
	NOMINAL		REAL	
	COEFICIENTE	SIGNIFIC.	COEFICIENTE	SIGNIFIC.
CONSTANTE	-0.5822	0.3404	-0.7022	0.4230
DEF _t *	0.0115	0.0419		
DEF _{t-1}	0.0027	0.6115	7.8119	0.4897
DEF _{t-2}	-0.0070	0.1842	-6.2983	0.5828
DEF _{t-3}	-0.0031	0.5157	-13.3516	0.2539
DEF _{t-4}	-0.0169	0.0283	-8.1042	0.5107
TCDT _{t-1}	0.0888	0.5774	-0.1390	0.3464
TCDT _{t-2}	-0.3138	0.0636	-0.2700	0.0671
TCDT _{t-3}	-0.2240	0.1906	-0.0296	0.8389
TCDT _{t-4}	-0.3237	0.0707	-0.3059	0.0368
R ²	0.2671		0.1849	
Ljung-Box (12 REZ.) (P-valor)	7.1410 (0.8481)		6.3129 (0.8995)	
H ₀ : DEF NO CAUSA TCDT Estadístico F (P-Valor)	1.7489 (0.1451)		0.5746 (0.6826)	

Las cifras de déficit en miles de millones de pesos.

a los niveles tradicionales, se considera que no existe causalidad del déficit nominal hacia la tasa de interés. En cuanto a los valores reales la evidencia de no causalidad es aún más contundente, pues la significación del estadístico "F", 68.3%, es menor. Como se observa en el mismo cuadro, hay evidencia para mantener la hipótesis de no autocorrelación de los residuales aunque la hipótesis de normalidad sobre estos solo se acepta en el caso de las variables reales.

Del mismo modo, se realizó el ejercicio considerando información mensual. En este caso, las pruebas arrojan unos estadísticos "F" de 1.1871 y 0.9658, con niveles críticos de significación de, 0.3051 y 0.4653, y unas longitudes de rezago de 10 y 8, respectivamente. Los resultados obtenidos no permiten sustentar la hipótesis de causalidad del déficit hacia la tasa de interés. La validez de estos resultados está sustentada por la no presencia de autocorrelación en los residuales (P-valores de las estadísticas Q de Ljung-Box, no inferiores a 0.70). No obstante, por limitación de espacio no se presentan cuadros para este ejercicio.

También se aplica la prueba de SIMS en la variante de Geweke-Meese-Dent⁹ para las cifras trimestrales medidas en términos nominales y reales. En este caso los resultados tampoco permiten concluir causalidad del déficit hacia la tasa de interés cuando se consideran los valores reales. Sin embargo, al considerar las series nominales no siempre se logró rechazar la hipótesis de no causalidad, aun cuando los resultados no son robustos pues dependen del número de rezagos y adelantos incluidos en la regresión. En este ejercicio, igualmente, se aseguró la no presencia de autocorrelación en los residuales.

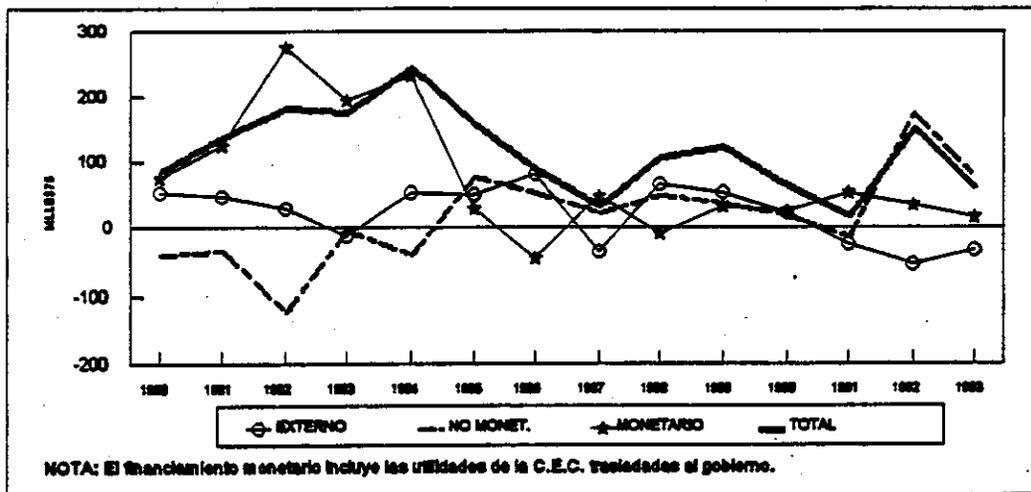
Como complemento de los ejercicios anteriores y considerando las características de la financiación del déficit en Colombia, en particular por la incidencia diferencial que se espera de cada una de las fuentes de crédito sobre la tasa de interés¹⁰, se decidió

⁹ Para referencias véase Charemza y Deadman (1992).

¹⁰ La financiación externa y monetaria tienden a reducir el nivel de la tasa de interés, en la medida que implican expansión de la base monetaria. Por el contrario, el financiamiento interno, a través de la emisión de títulos de deuda, podría generar un incremento de dicha tasa.

realizar un ejercicio adicional de causalidad tipo Granger multivariada. Las características de dicho financiamiento se pueden observar en el Gráfico 3, donde se presenta la evolución anual entre 1980 y 1993 de las distintas fuentes de financiación del déficit. Nótese cómo hasta el año 1984 el crédito no monetario neto fue negativo mientras que el crédito monetario constituyó la principal fuente de financiamiento, seguida del crédito externo. Entre 1985 y 1991 se observa una reducción importante en el tamaño del déficit real pero el financiamiento interno se hace positivo y casi nulo al final, el monetario se reduce pero presenta más oscilaciones y el externo fluctúa al principio y empieza a declinar luego. Finalmente, en los dos últimos años se registra un repunte significativo del financiamiento interno no monetario, pero el crédito externo neto se hace negativo.

Gráfico 3
Fuentes de financiamiento del déficit
Gobierno Nacional Central 1980-1993



Específicamente, el ejercicio propuesto considera, además de los cambios de la tasa de interés, los cambios de los gastos de funcionamiento del gobierno, el crédito externo neto, el financiamiento monetario neto y el crédito interno no monetario neto. Todas estas variables están valoradas en términos reales. Adicionalmente, se incluyó una variable dummy que captura el efecto de la significativa reducción en el rendimiento de

las OMA, en diciembre de 1991, sobre la tasa de los CDT. Para esta prueba, se trabajaron series mensuales entre noviembre de 1987 y diciembre de 1993¹¹.

Los resultados del ejercicio no arrojan evidencia en favor la hipótesis de causalidad de ninguna de las fuentes de financiamiento hacia la tasa de interés, como tampoco del gasto de funcionamiento hacia TCDT, con niveles de significación entre 0.59 y 0.97, para los siete rezagos que fue necesario incluir de cada variable. Adicionalmente, se verificaron las hipótesis de no autocorrelación y de normalidad en los residuales.

B. Modelo basado en componentes no esperados

Para la estimación de los componentes no esperados de la ecuación (5), se tomaron los residuales de un modelo VAR en el que se incluyeron los cambios de: el gasto de funcionamiento del gobierno central, *g*, del déficit de operaciones efectivas del gobierno, *d*, de los medios de pago, *m*, del logaritmo de la tasa de cambio efectiva real, LTCER, del logaritmo del deflactor implícito del PIB, LDIPB, y del logaritmo del PIB real, LPIBK. Antes de estimar el modelo VAR, todas las variables, con excepción de LTCER y LDIPB¹², fueron desestacionalizadas a través de un modelo lineal aditivo, como lo sugiere Guerrero (1990), cuando el objetivo es la construcción de modelos econométricos. Así mismo, *g*, *d*, y *m* fueron divididas por el deflactor implícito del PIB.

Para decidir la longitud de rezago del modelo VAR, se utilizaron los criterios de información de Akaike, Schwartz y Hannan-Quinn¹³. Sin embargo, como los resultados obtenidos al aplicar estos criterios no coincidieron, se optó por utilizar cuatro rezagos, teniendo en cuenta que esta alternativa¹⁴ arroja un mayor promedio de los R²-ajustados

¹¹ No pudo considerarse todo el período bajo estudio, por la imposibilidad de construir la serie mensual de crédito externo para el período 1984-1987.

¹² Mediante un análisis de varianza, se verifica que este par de variables no presentan estacionalidad.

¹³ Los detalles técnicos se pueden encontrar en Judge *et al.* (1985).

¹⁴ Se efectúan ensayos de uno hasta seis rezagos.

para las ecuaciones de g , d y m ¹⁵, y además genera una forma casi diagonal de la matriz de varianza-covarianza de los residuales¹⁶.

La estimación por mínimos cuadrados, de la ecuación (5) es

$$\begin{array}{cccc} DT\dot{C}DT & -0.1676 & -0.2767 & UG & -0.2013 & UD & -0.3613 & UM \\ & (0.6132) & (0.7272) & & (0.5878) & & (0.3707) & \end{array}$$

$$R^2 = 0.021, P\text{-Valor del Ljung-Box } 12 \text{ rezagos} : 0.3251$$

donde los valores entre paréntesis representan los niveles críticos de significación¹⁷. En cuanto a la posible existencia de correlación entre el término de error en (5) y las variables UG , UD o UM , las estimaciones de éstas son estadísticamente iguales a cero.

Como puede observarse, ninguno de los coeficientes asociados a los componentes no esperados, UG , UD y UM , son estadísticamente significativos, a los niveles acostumbrados. Por este hecho, puede concluirse que el déficit fiscal del gobierno no incide en el comportamiento de la tasa de interés nominal de los CDT. Este mismo ejercicio se realizó utilizando la tasa de interés de los papeles oficiales, con resultados similares.

C. Modelo de corrección de errores

Con el propósito de evaluar canales de causalidad adicionales a los considerados por las pruebas clásicas, cuando las variables involucradas están cointegradas (véase Engle y Granger (1987)), se consideró la posible existencia de relaciones de largo plazo entre el déficit de operaciones efectivas del gobierno en términos reales, $DEFK$, y la tasa de interés real de los CDT, $TCDTK$. Para ello, se estimó un modelo que involucra,

¹⁵ Por ser estas las variables de las cuales interesa obtener pronósticos, véase Evans (1987a).

¹⁶ No obstante, las conclusiones usando cualquiera de las otras longitudes, no cambian.

¹⁷ Gracias a este proceso en dos etapas se obtienen estimaciones eficientes de los parámetros y consistentes de los errores estándar, aunque los del modelo VAR no lo sean. Véase Pagan (1984).

además de la TCDTK y DEFK, el PIB real desestacionalizado, PIBKD¹⁸. Con las tradicionales pruebas sobre la existencia de raíz unitaria, se verificó que DEFK es estacionaria, y que TCDTK y PIBKD tienen raíz unitaria pero sus cambios no, por lo cual se concluye que estas dos últimas variables son I(1). Adicionalmente, empleando las pruebas planteadas por HEGY (véase Hylleberg, *et al*, 1990), no se logró detectar la existencia de raíces estacionales en ninguna de las series.

De lo anterior se desprende que el modelo de cointegración probable involucra PIBKD, TCDTK y DEFK. La estimación de este modelo es

$$\begin{array}{r} \text{TCDTK} - 6.7970 - 0.1580 \text{ DEFK} - 0.1320 \text{ PIBKD} \\ (0.000) \quad (0.1798) \quad (0.0000) \end{array}$$

$$R^2 = 0.542, D-W = 0.893, P\text{-Valor del Ljung-Box 12 rezagos} : 0.0043.$$

Aunque el coeficiente de DEFK tiene el signo esperado no es significativo, como era de esperarse por ser una variable I(0). La estadística t de Dickey-Fuller de los residuales es -2.8725 frente a unos valores críticos de -3.9227 y -3.5830, al 5 y 10% de significación, respectivamente. Con base en los resultados anteriores se concluye que las series no están cointegradas, y que, por lo tanto, no es necesario considerar el término de error en el modelo de corrección de errores, MCE. Al no considerar dicho término de error el ejercicio termina reducido en una prueba tradicional de causalidad tipo Granger. Los resultados de esta prueba, que arrojan una significación del 17.6% para el estadístico "F", permiten afirmar que DEFK no ayuda a explicar las variaciones de TCDTK. Este modelo requirió usar una longitud de rezago de dos para lograr ruido blanco en los residuales de la regresión.

¹⁸ Además se realizaron pruebas incluyendo en valores reales los medios de pago, los gastos de funcionamiento del gobierno y la tasa de cambio efectiva, no obstante, ninguna de estas variables resultó significativa.

V. Conclusiones

El estudio de la relación entre tasas de interés y déficit público ha estado caracterizado por una permanente controversia teórica y empírica. No obstante, los trabajos empíricos no han generado resultados concluyentes, que permitan esclarecer el grado de asociación entre estas dos variables.

Las diferentes pruebas econométricas realizadas en este ensayo, en ningún caso, arrojaron evidencia que soporte la causalidad del déficit hacia la tasa de interés, ni siquiera en el ejercicio en el cual se descompone el déficit por fuentes de financiamiento, tratando de evaluar el efecto diferencial de cada una de estas sobre el tipo de interés.

Los resultados anteriores generan incertidumbre respecto al problema y no deben ser tomados como evidencia en favor de la validez en Colombia del principio de equivalencia Barro-Ricardo. La inexistencia de una relación entre déficit y tasa de interés en los ejercicios realizados, podría estar originada en el relativamente bajo tamaño del déficit del gobierno a partir de la segunda mitad de la década de los ochenta y/o en la forma de financiamiento utilizada por el gobierno a lo largo del período considerado, la cual durante los últimos años se ha caracterizado por una intensiva utilización de títulos de deuda pública interna. Por último, podría replantearse la validez de los resultados anteriores, debido a que –por razones de disponibilidad de información– no se consideró el déficit del sector público consolidado, el cual, en algunos períodos, pudo haber incidido en el comportamiento de las tasas de interés, en particular, por el financiamiento interno recibido por el sector eléctrico.

Bibliografía

- ASCHAUER, D. (1985), "Fiscal Policy and Aggregate Demand", *The American Economic Review*, 75, 1, pp. 117-127.
- ASCHAUER, D. (1989), "Does Public Capital Crowd out Private Capital?", *Journal of Monetary Economics*, 24, 1, pp. 171-188.
- BARRO, R. J. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, November/December, 82, 6, pp. 1095-1117.
- BLINDER, A. and SOLOW, R. (1973), "Does Fiscal Policy Matter?", *Journal of Public Economics*, 2, 4, pp. 319-337.
- CANTO, V. and RAPP, D. (1982), "The 'Crowding-Out' Controversy: Arguments and Evidence", *Economic Review Federal Reserve Bank of Atlanta*, August, pp. 33-37.
- CAMPBELL, J. Y. and MANKIW, N. G. (1989), "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", *NBER, Macroeconomics Annual*, 4, pp. 158-245.
- CARRASQUILLA, A. y RINCON, H. (1990), "Relaciones entre Déficit Público y Ahorro Privado: Aproximaciones al caso Colombiano", *Ensayos Sobre Política Económica*, No.18, Diciembre, pp. 75-98.
- CARRIZOSA S., M. (1985), "Las tasas de interés y el ahorro financiero en Colombia", *Banca y Finanzas: Revista de la Asociación Bancaria de Colombia*, No 189, Bogotá.
- CUBILLOS, R. Y VALDERRAMA, F.M. (1993), *Estimación del PIB trimestral según los componentes del gasto*. En: *Archivos de macroeconomía*, Bogotá: DNP.
- CHAREMZA, W. and DEADMAN, D. (1992), *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar Publishing Limited. Aldershot, Inglaterra.
- DUA, Pami and HARJIT, Arora. (1989), "Do Expected Budget Deficits Affect Household Expectations of Interest Rates?", *Journal of Macroeconomics*, 11, 4, pp. 551-562.
- DWYER, G. (1982a), "Inflation and Government Deficits", *Economic Inquiry*, 20, July, pp.315-329.
- DWYER, G. P. (1982), "Inflation and Government Deficits", *Economic Inquiry*, July, pp. 315-329.

- EASTERLY, William (1991), "La macroeconomía del déficit del Sector Público: el caso de Colombia", *Ensayos Sobre Política Económica*, No.20, Diciembre, pp. 107-144.
- ENGLE, R. and GRANGER, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, March, pp. 251-276.
- EVANS, Paul. (1985), "Do Large Deficits Produce High Interest Rates?", *The American Economic Review*, 75, 1, pp. 68-87.
- EVANS, Paul. (1987a), "Do Budget Deficits Raise Nominal Interest Rates? : Evidence From Six Countries", *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 281-300.
- EVANS, Paul. (1987b), "Interest Rates and Expected Future Budget Deficits in the United States ", *Journal of Political Economic*, 95, 1, pp. 34-58.
- FRIEDMAN, B. M. (1978), "Crowding Out or Crowding In? Economic Consequences of Financing Government Deficits ", *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, pp. 593-641.
- GARCIA G., Jorge y GUTERMAN, Lia (1988), "Medición de déficit del sector Público colombiano y su financiación: 1950-1986", *Ensayos Sobre Política Económica*, No.14, Diciembre, pp. 115-133.
- GUERRERO, Victor M. (1990), "Desestacionalización de Series de Tiempo Económicas: Introducción a la Metodología", *Revista de Comercio Exterior*, 40, 11, pp. 1035-1046.
- HOELSCHER, G. (1986). "New Evidence on Deficits and Interest Rates", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 18 , 1, pp. 1-17.
- HYLLEBERG, S., R. ENGLE, C. GRANGER and B. YOO (1990): "Seasonal Integration and Cointegration," *Journal of Econometrics*, 44, pp. 215-238.
- JUDGE, George, GRIFFITHS, W. E., HILL, C. and LUTKEPOHL, H. (1985). "The Theory and Practice of Econometric", John Wiley and Sons. New York.
- LOPEZ, A. (1993), "La función de Consumo: Una Revisión de la Literatura Reciente", *Ensayos Sobre Política Económica*, Número 24, Diciembre, pp. 137-189.
- McMILLIN, W. D. (1986) "Federal Deficits and Short-Term Interest Rates", *Journal Of Macroeconomics*, 8, 4, pp. 403-422.
- MILLER, S. M. and RUSSEK, F. (1991) "The Temporal Causality Between Fiscal Deficits and Interest Rates", *Contemporary Policy*. 9, July, pp.12-23.

- MISAS, M. Y SUESCUN, R. (1993) "Funciones de Demanda de Dinero y el comportamiento Estacional del Mercado Monetario", *Ensayos Sobre Política Económica*, Número 24, Diciembre, pp. 55-79.
- MONADJEMI, M. and KEARNEY, C. (1991), "The Interest Rate Neutrality of Fiscal Deficits: Testing for Ricardian Equivalence and Capital Inflow", *Journal of International Money and Finance*, 10, 4, pp. 541-551.
- PAGAN, A. (1984), "Econometric Issue in the Analysis of Regression With Generated Regressors", *International Economic Review*, 25, pp. 221-247.
- POTERBA, J. M. and SUMMERS, L. (1987), "Finite Life Times and the Effects of Budget Deficits on National Saving", *Journal of Monetary Economics*, 20, 2, pp. 369-391.
- SEATER, J. J. (1993), "Ricardian Equivalence", *Journal of Economic Literature*, 31, March, pp. 142-189.
- TANZI, Vito. (1985) "Fiscal Deficits and Interest Rates in the United States: An Empirical Analysis, 1960-84", *Document of IMF. Issues*, 9, 3, pp. 12-23.

ANEXO

Descripción de las series utilizadas*

Para los ejercicios de causalidad, se toma el dato a fin de período de la tasa de interés efectiva anual de los certificados de depósito a término a 90 días, que se calcula en la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. El déficit utilizado corresponde al de operaciones efectivas del gobierno Nacional Central, el cual se obtiene a partir de los informes de la Tesorería General de la República y de la Contraloría General. Para el cálculo del déficit no se tienen en cuenta los ingresos provenientes de las utilidades de la Cuenta Especial de Cambios, pues forman parte del financiamiento. En los casos en los cuales se requirió información trimestral, se tomaron adicionalmente cifras promedio de tasa de interés y de inflación, pero no se encontraron diferencias considerables en los resultados.

La información mensual del Índice de Precios al Consumidor, IPC, con base diciembre de 1975 y su tasa de crecimiento, fueron tomados de los informes del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE.

Los datos de la Cuenta Especial de Cambios, CEC, se obtuvieron de los informes mensuales de la Tesorería General de la República; los del financiamiento externo neto fueron tomados de los informes mensuales de la Contraloría General de la República; los del financiamiento monetario neto se tomaron de los archivos del Banco de la República y los del financiamiento no monetario neto fueron calculados como la diferencia entre el valor del déficit (con signo contrario) y las anteriores fuentes de financiamiento. Vale la pena resaltar aquí, la imposibilidad de construir la serie mensual de crédito externo neto entre enero de 1984 y octubre de 1987 debido a que la dirección de crédito público del Ministerio de Hacienda no disponía de dicha información.

* Todas las cifras aquí descritas están disponibles a quien las requiera.

Para la estimación del modelo de componentes no esperados, los gastos de funcionamiento del gobierno nacional se obtuvieron de los informes mensuales de la Tesorería General de la República, la serie de medios de pago se tomó del sistema de cómputo central del Banco de la República, la información sobre tasa de cambio efectiva real, TCER, fue copiada de las estadísticas mensuales del Fondo Monetario Internacional; los datos del producto interno bruto trimestral valorado a precios de 1975, PIBK, se tomaron de Cubillos y Valderrama (1993). Para calcular el PIB a precios corrientes, se usó como deflactor el IPC fin de período, con ajuste para corregir el desfase con los valores observados anualmente. Para el período 1993.I a 1993.IV se utilizaron pronósticos ARIMA condicionados al crecimiento observado en ese año. Finalmente, el deflactor implícito del PIB, DIPIB, se obtuvo como el cociente entre el PIB corriente y PIBK.