

Borradores de **ECONOMÍA**



tá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col

UNA NOTA SOBRE LA SOSTENIBILIDAD FISCAL Y EL NEXO ENTRE LOS INGRESOS Y GASTOS DEL GOBIERNO COLOMBIANO

IGNACIO LOZANO* Y ENRIQUE CABRERA**

Noviembre de 2009

RESUMEN. En este trabajo se analiza empíricamente la sostenibilidad fiscal en Colombia a través de las técnicas de cointegración. En particular, usando los ingresos tributarios y los gastos primarios del gobierno nacional central para el período 1990Q1 a 2008Q4 (datos reales y ajustados por el ciclo económico), en el documento se examina si las cuentas fiscales del gobierno han sido sostenibles en el sentido fuerte o débil, se establece el tipo de interdependencia que ha existido entre los ingresos y los gastos y se evalúa si han sido simétricos los procesos de ajuste y desajuste fiscal, que usualmente se presentan a los largo de los ciclos económicos. El tema resulta relevante en la actual coyuntura, en la medida que el gobierno ha venido anunciado una *postura fiscal moderadamente contracíclica* para compensar los efectos de la crisis, con importantes implicaciones sobre su nivel de endeudamiento. La incertidumbre sobre el tiempo que tomará la recuperación económica junto con ciertos hechos fiscales sobrevinientes (caída en las rentas petroleras, expiración del impuesto al patrimonio y los nuevos compromisos de gasto), hacen previsible que el gobierno adelante nuevas reformas en el mediano plazo para ajustar sus finanzas. En ese contexto, la adopción de una regla fiscal bien diseñada sobre las cuentas del gobierno, como la que empieza a estudiar la autoridad fiscal, contribuirá a consolidar la sostenibilidad fiscal del país en el largo plazo.

Palabras Clave: Cointegración, Pruebas de Hipótesis, Política Fiscal, Pronósticos de Deuda
Clasificación JEL: C22, C12, E62, H68

La serie Borradores 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.

*Investigador de la Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República: ilozanes@banrep.gov.co.

**Estudiante de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana, en pasantía en el Banco de la República: luisabrera@gmail.com.

1. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se analiza empíricamente la sostenibilidad fiscal en Colombia, a partir de la relación de cointegración entre los ingresos tributarios y los gastos del gobierno nacional central. En particular, usando información trimestral de los ingresos y gastos primarios para el período 1990 a 2008 (datos reales y ajustados por el ciclo económico), el documento explora fundamentalmente sobre tres aspectos, (i) sobre la existencia de una condición de sostenibilidad fuerte o débil de largo plazo en las cuentas fiscales del país (ii) sobre el tipo de interdependencia que ha existido entre los ingresos y los gastos del gobierno, y (iii) sobre ciertas asimetrías que se podrían presentar en los procesos de ajuste y desajuste fiscal, que usualmente se registran en las fases de reactivación y desaceleración económica, respectivamente.

El análisis de la sostenibilidad fiscal puede resultar oportuno en la actual coyuntura, en la medida que algunos gobiernos de la región y la mayor parte de las economías industrializadas, han venido implementando políticas fiscales contracíclicas para compensar los efectos de la crisis financiera internacional, con consideraciones relativamente marginales en cuanto a la solvencia futura de sus finanzas públicas. Si bien la caída de la actividad económica propiciada por la crisis parece haber tocado fondo a nivel global y ahora la discusión gira entorno al tiempo que tomará la recuperación, surgen por lo menos tres temas en la agenda macroeconómica.

El primero tiene que ver con la consolidación del sistema financiero y los ajustes al esquema regulatorio que debe darse dentro de un marco macroprudencial, para asegurar que no se repitan los hechos recientes. Por supuesto, este tema es especialmente importante en aquellos países donde colapsaron varias entidades del sector. El segundo tema concierne a la estabilidad de los precios, pues el repunte que han venido registrando los precios de los commodities durante los últimos meses puede traducirse en presiones inflacionarias en el futuro. En este sentido, la prioridad de la política monetaria debe ser el control de la inflación en el mediano plazo, para afianzar la credibilidad de la política y lograr el efecto deseado sobre la demanda agregada. Sin embargo, el tema de mayor preocupación para la mayor parte de los países tiene que ver con el restablecimiento del balance fiscal que fue socavado por la crisis, en razón a que los gobiernos tuvieron que hacer activismo fiscal para contener el pánico e impulsar la demanda. Se espera que los países mejoren su situación fiscal con la recuperación de la actividad económica. No obstante, por el tamaño del desajuste, no se descarta la adopción de medidas suplementarias que garanticen la sostenibilidad de la deuda pública.

En el caso colombiano, el gobierno central se ha enfrentado en los últimos tiempos con un reducido espacio fiscal, que le han impedido en la actual coyuntura reaccionar con políticas contracíclicas, bien sea a través de expansiones significativas del gasto o recortes en los impuestos. Como se argumentó en Lozano, I. (2009), la postura fiscal que mejor describe la posición del gobierno frente a la crisis reciente es de neutralidad (acíclica), lo cual significa simplemente que esperan a que se recupere la actividad económica y que operen los estabilizadores automáticos, para retornar a la situación fiscal alcanzada en el período de pre-crisis. Sin embargo, el gobierno ha venido anunciado a través de diversos medios que mantiene una *postura moderadamente*

contracíclica para compensar los efectos de la crisis global, eso sí con importantes implicaciones sobre su nivel de endeudamiento. La incertidumbre sobre el tiempo que tomará la recuperación junto a otros hechos fiscales sobrevinientes en el país, como la caída en las rentas petroleras, la culminación del impuesto al patrimonio y, especialmente, los nuevos compromisos de gasto que ha venido asumiendo la nación en los programas de seguridad, infraestructura y de asistencia social, hacen previsible que se presenten dificultades en las cuentas del gobierno en los próximos años. En este contexto, el tema de sostenibilidad de sus finanzas resulta relevante.

El estudio sobre sostenibilidad fiscal que se desarrolla en este trabajo utiliza modelos de series de tiempo, lo cual constituye una alternativa valiosa respecto a los análisis tradicionales, que por lo general se basan bien en reglas de política o bien en la aplicación contable de la restricción presupuestal del gobierno. A nivel internacional, es amplia la lista de trabajos que analizan la sostenibilidad de las finanzas del gobierno con modelos de series de tiempo, aplicados tanto para países industrializados como emergentes. En el primer caso, entre otros se destacan los trabajos de Cunado, J., Gil-Alana, L. y Gracia, F. (2004) y Martin, G. (2000) para los Estados Unidos y, en el segundo, llaman la atención los trabajos de Payne, J. Mohammadi, H. y Cak, M. (2008); Kuştepel, Y. y Önel, G. (2005) y el de Gunaydin, E. (2003), para Turquía. En el caso Colombiano, el trabajo de Avella, M. (2007) contiene un ejercicio de cointegración para evaluar la sostenibilidad de las finanzas del gobierno a lo largo del siglo XX (entre 1925 y 2000). Nuestro trabajo se diferencia del de Avella op.cit, en la medida que se usa información trimestral para un período más reciente, en principio bajo un único régimen fiscal que emerge la de Constitución de 1991, y además porque usa una mayor variedad de modelos para resolver otras inquietudes. Otros trabajos sobre sostenibilidad fiscal en Colombia, como los de Lozano, I. (2009); Lozano I., y Toro, J. (2007); Lozano, I., Ramirez, C., y Guarín A., (2007); Clavijo, S. (2002) y Posada, C. y Arango, L. (2000), han usado técnicas empíricas diferentes.

El trabajo contempla 4 secciones adicionales a esta introducción. En la sección 2 se revisa el concepto de sostenibilidad fiscal de largo plazo y el nexo entre los ingresos y los gastos del gobierno. En la sección 3 se describen los datos y se analizan las propiedades de estacionariedad y cointegración de las variables utilizadas en el estudio. En la sección 4 se presentan los resultados en el siguiente orden. Primero se muestran las pruebas de sostenibilidad fuerte versus las de sostenibilidad débil, para lo cual se someten a varios test los parámetros obtenidos mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios dinámico (DOLS). Luego se valora el nexo entre los ingresos y los gastos primarios del gobierno, a través de un modelo vectorial de corrección de errores (VEC). Finalmente se valoran las posibles asimetrías que se registran en los procesos de ajuste en las finanzas del gobierno, mediante dos modelos de umbrales (TAR y MTAR). En la sección 5 se presentan las conclusiones y exploran algunas lecciones de política que podrían ser útiles para los próximos años.

2. EL CONCEPTO DE SOSTENIBILIDAD Y EL NEXO ENTRE LOS INGRESOS Y LOS GASTOS DEL GOBIERNO

Los libros de texto señalan que las finanzas públicas de un país son sostenibles, en la medida que el gobierno sea consecuente inter-temporalmente con su restricción presupuestaria. Esto implica que la política fiscal debe estar orientada en el largo plazo a la generación de ahorros (superávits primarios) que garanticen honrar la deuda pública. La definición de la restricción presupuestaria establece que la variación de la deuda del gobierno entre dos períodos ($B_t - B_{t-1}$) debe ser igual al pago de sus intereses ($i_t B_{t-1}$) menos el superávit primario S_t (esto es, $B_t - B_{t-1} = i_t B_{t-1} - S_t$). El superávit primario está dado por la diferencia entre los ingresos, T_t , y los gastos, G_t , del gobierno ($S_t = T_t - G_t$), excluyendo los intereses de la deuda, y en estas definiciones las variables se expresan en moneda local.

Si se asume que el gobierno emite la deuda a largo plazo (j años) y paga una tasa de interés constante ($i_t = i$), la restricción presupuestaria del gobierno, en términos del producto $P_t Y_t$, se transforma en,

$$(2.1) \quad b_t = \delta^{-j} E_t b_{t+j} + E_t \sum_{i=1}^j \delta^{-i} (t_{t+i} - g_{t+i})$$

donde $\delta = \frac{1+r}{1+g}$ es la tasa de descuento; $r = \frac{1+i}{1+\pi} - 1$ es la tasa real de interés; $\pi = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ es la inflación y $g = \frac{Y_t}{Y_{t-1}} - 1$ es el crecimiento del producto. Además, b_t es el coeficiente de deuda a PIB y t_t y g_t son los ingresos y gastos primarios en términos del producto, respectivamente. De acuerdo con (2.1), la deuda en el período $t+j$ es una función de la deuda del período inicial t , así como del superávit primario que se obtenga entre estos dos períodos. Por su parte el operador de las expectativas, E_t , está condicionado por la información que se tenga en t sobre la senda futura ahorros del gobierno y de los demás fundamentales de la economía que determinan la tasa de descuento.

En estricto sentido, la solvencia fiscal del gobierno requiere que la deuda corriente sea financiada con los superávits futuros, lo cual implica que en el límite, el primer término del lado derecho de (2.1) sea cero ($\lim_{j \rightarrow \infty} \delta^{-j} E_t b_{t+j} = 0$). Esta que es la condición de transversalidad, también conocida como la condición del esquema no-Ponzi, lleva a que el gobierno no financie el servicio de la deuda con nueva deuda (no se incurra en *rollover*), con lo cual el valor de la deuda debe converger a 0 en un horizonte lejano (Meijdam, Van de Ven y Verbon, 1996). Al incorporar la condición de transversalidad, la restricción se transforma en,

$$(2.2) \quad b_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \delta^{-i} (t_{t+i} - g_{t+i})$$

La expresión (2.2) establece literalmente que, bajo un horizonte infinito, el valor de la deuda en el período corriente debe ser igual al valor descontado de los superávits primarios esperados. Si en el límite se satisface dicha igualdad, no habrá dificultades para servir la deuda, por lo que la

postura fiscal implícita en $(t_{t+i} - g_{t+i})$ es sostenible. En caso contrario, se espera que el gobierno ajuste sus finanzas de manera que aumente la senda futura de ahorros. Una regla más pragmática para validar este resultado señala que el gobierno será fiscalmente solvente, en la medida que el stock de la deuda no crezca a un ritmo superior a la tasa de descuento, que está determinada por la diferencia entre la tasa de interés real y la tasa de crecimiento de la economía.¹

Ahora bien. Desde el punto de vista del comportamiento de las variables es razonable asumir que la tasa de descuento (δ) siga un proceso estacionario, con lo cual se puede derivar una relación de cointegración de largo plazo entre los ingresos y los gastos primarios del gobierno (Hakkio y Rush 1991). Por consiguiente,

$$(2.3) \quad t_t = \alpha + \beta g_t + \varepsilon_t$$

donde el término de error ε_t es aleatorio y estacionario y α y β son los parámetros de la cointegración. Si esto es así, la sostenibilidad del balance presupuestal impone como requisito la existencia de una relación de cointegración entre t_t y g_t .

De acuerdo con la literatura de los últimos años, se pueden establecer dos versiones sobre la condición de sostenibilidad (Payne et al. (2008), Cunado et al. (2004), Martin (2000), Quintos (1995)). La primera corresponde a una condición de “sostenibilidad fuerte” que surge cuando t_t y g_t están cointegrados y arrojan un $\beta = 1$. La segunda versión corresponde a una condición de “sostenibilidad débil” y tiene lugar cuando estas dos variables están cointegradas y arrojan un β entre cero y uno, $0 < \beta < 1$. Esta segunda versión resulta de particular interés para los países emergentes que transan su deuda en los mercados internacionales de capital, ya que cuanto más lejos se encuentre β de la unidad, mayor el desfase entre los ingresos y los gastos y mayores dificultades podrían tener estos gobiernos para revender su deuda en el largo plazo. En la práctica, esta situación podría exponer a una economía al riesgo de *default*.

Desde el punto de vista empírico, la prueba de cointegración entre ingresos y gastos del gobierno debe permitir que los vectores de cointegración cambien a través del tiempo, por ejemplo, por presencia de quiebres estructurales. Este punto es relevante, ya que varios estudios han concluido que el poder de la prueba tradicional de Dickey–Fuller Aumentada (ADF) decrece en presencia de dichos quiebres. Para afrontar este problema, la prueba desarrollada por Gregory y Hansen (1996) permite el cambio, por una sola vez, en los parámetros de cointegración mediante el uso de una variable dummy. Permitiendo un cambio en el intercepto, el nuevo modelo estará dado por,

$$(2.4) \quad t_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta g_t + \varepsilon_t$$

donde la variable dummy $D_t = 0$, para los t 's (períodos) $\leq \theta$ y $D_t = 1$, para los t 's $> \theta$, donde el parámetro desconocido θ denota el período del cambio estructural y se estima endógenamente²

¹en la medida que $\delta = \frac{1+r}{1+g} \approx 1 + r - g$

²Ver detalles en la sección 3

Finalmente, una crítica usual sobre el uso de (2.2) para evaluar la sostenibilidad fiscal es que el superávit primario ($s_{t+i} = t_{t+i} - g_{t+i}$) suele estar influenciado por el ciclo económico, de manera que se deteriora en recesión, especialmente por la reducción de los ingresos tributarios, mientras mejora en el auge. En este sentido se recomienda utilizar el balance primario cíclicamente ajustado, que es el que realmente captura la postura de la política fiscal discrecional. Así las cosas, el superávit primario de (2.2) estará dado por la suma de dos componentes: un componente cíclico (sc_t) y un componente estructural, o cíclicamente ajustado (sca_t), los dos en porcentajes del PIB potencial ($s_t = sc_t + sca_t$). Al tener en cuenta estas consideraciones, la ecuación (2.4) podría ser estimada de manera alternativa con los ingresos y los gastos primarios ajustados por el ciclo, como

$$(2.5) \quad t_t^{ca} = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta g_t^{ca} + \varepsilon_t$$

De (2.2) se infiere que el nexo entre los ingresos y los gastos primarios del gobierno está asociado con las sostenibilidad de la deuda. Sin embargo, la relación empírica entre estas variables va más allá del mero aspecto de la sostenibilidad de las finanzas gubernamentales, en la medida que refleja aspectos institucionales de las políticas públicas y, en particular, está vinculada al proceso presupuestal y a las reglas que se acojan.

La literatura ha postulado cuatro hipótesis para explicar el posible nexo entre los ingresos y los gastos de gobierno. Por una parte está la *hipótesis de separación institucional*, tras la cual las decisiones sobre los ingresos no tienen ningún vínculo con las decisiones sobre los gastos, de manera que cada uno enfrenta su propio proceso de decisión, porque así lo establece el ordenamiento institucional. Desde el punto de vista empírico, bajo esta hipótesis se espera que las dos variables no guarden ningún tipo de relación de causalidad (Wildavsky, 1988; Hoover y Sheffrin, 1992; Baghestani y McNown, 1994).

El segundo postulado está dado por la *hipótesis de sincronización fiscal*, bajo la cual un gobierno decide simultáneamente los programas de gasto a ejecutar junto a los ingresos que le permitirán financiarlos. (Musgrave, 1966; Meltzer y Richard, 1981). La fuente primordial de financiación del gasto son los impuestos y, en circunstancias excepcionales, se financian con deuda. Los países que han adoptado reglas fiscales cuantitativas, en la que se prevén los ingresos potenciales que recibirá el gobierno y, de manera simultánea, el cupo de gasto que se puede ejecutar, pueden caer en esta categoría (Lozano et al, 2008).

En tercer lugar, la *hipótesis de ingresos a gastos* planteada principalmente por Buchanan y Wagner (1978) y Friedman (1978), señala que los cambios en los ingresos del gobierno conducen a cambios en sus gastos. Bajo este postulado las decisiones de ingresos se toman primero y luego la de los gastos, por lo que éstos últimos terminan siendo endógenos. Por su parte, la *hipótesis de gastos a ingresos*, justamente afirma lo contrario. Primero se toman las decisiones de gasto y éstas terminan generando cambios en los ingresos, de manera que estos últimos se van ajustando a los primeros.

Los gastos corrientes que son financiados con deuda, podrían conducir a un incremento en la carga tributaria futura, tal como lo prescribe el principio de la equivalencia ricardiana (Barro, 1979). Por otra parte, los gastos que regularmente se presentan como temporales para afrontar situaciones de crisis, podrían terminar aumentando la carga tributaria de manera permanente (Peacock y Wiseman, 1979). Estos dos casos podrían ser coherentes con la cuarta hipótesis. Desde el punto de vista empírico, la tercera y cuarta hipótesis deben ser validadas por algún test de causalidad unidireccional de largo plazo. Los modelos vectoriales de corrección de errores (VEC) son los recomendados para valorar este tipo de hipótesis.

3. LOS DATOS

Los datos que se usan en este trabajo corresponden de los ingresos tributarios, t_t , y los gastos primarios, g_t , del gobierno nacional central de Colombia, tomados con frecuencia trimestral para período 1990Q01 a 2008Q04 (Figura 3.1). También se hace uso de estas series ajustadas por el ciclo, notadas por t_t^{ca} y g_t^{ca} . Las variables observadas se expresan en porcentaje del PIB corriente, en tanto las variables cíclicamente ajustadas se expresan como porcentaje del PIB potencial. La técnica que se escoge para estimar el balance cíclicamente ajustado corresponde a la metodología de la OECD, la cual tiene amplio consenso y ha sido usada en numerosos estudios.

³ A primera vista, las series observadas de ingresos y gastos presentan tres características, a saber: una tendencia creciente con diferencia en sus pendientes, una notable brecha en su nivel (déficit) entre 1994 y 2002 y, finalmente, una mayor volatilidad en los últimos años, especialmente en el gasto. De una lectura cuidadosa de los datos, también se advierte cierto patrón trimestral que se repite cada año y que consiste en altos ingresos en los dos primeros trimestres, asociado con el régimen de recaudos (concentrados en el primer semestre), y alta ejecución de los gastos en los dos últimos trimestres, que usualmente se rezagan para el fin de año.⁴

En la Figura 3.2 se muestra un deterioro progresivo del balance primario, en la segunda parte de los noventas, atribuido tanto de a la recesión económica de fines de siglo como del desequilibrio estructural en las cuentas del gobierno⁵. El desequilibrio fiscal junto a una coyuntura macroeconómica adversa para las finanzas públicas, acarreo un incremento sin precedentes en el nivel de endeudamiento. Con la reactivación de comienzos de la década y una serie de reformas “de segunda generación” en la tributación y en algunos programas de gasto (transferencias territoriales -Ley 715 de 2001-, pensiones -Ley 797 de 2003-, y varias reformas al Estado, etc.), el desbalance primario se fue ajustando poco a poco hasta registrar ligeros superávits en 2007 y 2008. Por su puesto, la expansión que registro la economía entre 2003 y 2007 y la coyuntura macroeconómica asociada al ciclo, favorecieron en esta ocasión la reducción de la deuda, como se puede apreciar en la figura 2.

³Los detalles sobre la aplicación de la metodología para Colombia se encuentran en Lozano y Toro (2007)

⁴Ver Lozano 2008

⁵En Lozano (2004), se encuentran detalles del desequilibrio estructural del gobierno Colombiano

FIGURA 3.1. Ingresos Tributarios y Gastos Primario del Gobierno Nacional (Datos trimestrales, Porcentajes del PIB)

Fuentes: Calculo de los autores con información del Banco de la República

FIGURA 3.2. Balance Primario y Deuda del Gobierno Nacional (Datos anuales, Porcentajes del PIB)

Fuentes: Calculo de los autores con información del Banco de la República

Estacionariedad y Cointegración. Haciendo uso de las pruebas de *Dickey-Fuller-Aumentada* (ADF), de *Phillips-Perron* (PP) y de *Kwiatkowski-Phillips-Schmit-Shin* (KPSS), inicialmente se define el orden de integración entre los ingresos y los gastos del gobierno. Las hipótesis nula y alternativa en las pruebas ADF y PP son comunes, pero a la vez opuestas a las definidas en la prueba de KPSS. En los dos primeros casos, la hipótesis nula señala que las series tienen raíz unitaria al tiempo que la hipótesis alternativa indica que las series no tienen raíz unitaria, es decir, que son estacionarias. Los resultados que se reportan en el Cuadro 1 revelan que los datos, tanto observados como ciclicamente ajustados, tienen un orden de integración $I(1)$ y que es robusto con las tres pruebas empleadas.

El número de vectores de cointegración entre t_t y g_t es evaluado con la técnica estándar de Johansen y Juselius (1990) y con la prueba de Engle y Granger (1987). La primera provee

CUADRO 1. Pruebas de Raíz Unitaria

Prueba	Datos Observados				Datos Cíclicamente Ajustados			
	t_t	Δt_t	g_t	Δg_t	t_t^{ca}	Δt_t^{ca}	g_t^{ca}	Δg_t^{ca}
ADF ¹	2.398	-6.076*	1.403	-16.100*	2.090	-13.480*	2.053	-17.701*
PP ²	0.222	-15.525*	0.193	-38.534*	0.161	-15.115*	0.398	-33.425*
KPSS ³	1.068*	0.139	1.014*	0.079	1.077*	0.133	1.131*	0.083

Notas:

Se reportan los estadísticos para cada prueba. Los valores críticos para las pruebas ADF y PP se obtuvieron de McKinnon (1996). Los valores críticos para la prueba KPSS se obtuvo de KPSS(1992).

* Nivel de significancia al 1 %.

¹ Sin constante en la ecuación de prueba. Rezagos auxiliares seleccionados por el criterio de Schwarz .

²La estimación espectral se realizó usando el kernel de Barlett con un ancho de banda seleccionado con la metodología de Newey-West. No se incluyó constante en la ecuación de prueba..

³La estimación espectral se realizó por medio del kernel de Barlett con un ancho de banda seleccionado con la metodología de Newey-West.

dos pruebas (λ_{max} y λ_{traza}) se realizan de forma secuencial, partiendo de la hipótesis de no cointegración y aumentando progresivamente el número de vectores cointegrados. La hipótesis nula (H_0) del λ_{max} señala que el número de vectores cointegrados es r , frente a la hipótesis alternativa (H_1) de $r+1$ vectores, al tiempo que λ_{traza} tiene la misma H_0 , pero su H_1 más general (k relaciones de cointegración).⁶

La técnica de Engle y Granger estima la relación de cointegración a partir de una prueba de raíz unitaria a los residuos estimados con OLS. Si los residuos resultan ser estacionarios, se concluye la existencia de una relación de cointegración, mientras que si resultan no estacionarios se concluye lo contrario. Los resultados que arrojan estas pruebas se reportan en el Cuadro 2. Con ninguna de las dos metodologías se ofrece evidencia significativa para afirmar que existe alguna relación de cointegración entre los ingresos y los gastos primarios del gobierno, lo cual en principio parece sorprendente. No obstante, este hallazgo podría estar asociado con alguna(s) acción(es) de naturaleza exógena (discrecional) del gobierno que pudieron afectar estructuralmente el comportamiento de estas variables, tales como reformas tributarias y/o cambios en los programas de gasto.

Cointegración y Quiebre Estructural. La existencia de cointegración entre t_t y g_t , en presencia de posibles quiebres estructurales, se evalúa a través de la técnica propuesta por Gregory y Hansen (1996), la cual amplía la prueba propuesta inicialmente por Engle y Granger (1987). Una característica importante de la nueva técnica es que el quiebre estructural es seleccionado de forma endógena. En particular, el procedimiento estima la relación de cointegración utilizando OLS de forma tal que rescata las series de los residuales de manera repetida y utiliza cada período de tiempo como posible punto de quiebre. Para cada serie rescatada se calcula el estadístico *ADF* y se selecciona aquella serie cuyo quiebre registre el valor mínimo de dicho estadístico. Así las

⁶Es decir que para λ_{traza} , $H_0 : r = q$ donde $q = 1, 2, \dots, k - 1$ y $H_1 : r = k$

CUADRO 2. Pruebas de Cointegración

Metodología de Johansen-Juselius ^a						
Prueba	Series Observadas			Series Cíclicamente Ajustadas		
	H_0	H_1	Valor P	H_0	H_1	Valor P
λ_{max}	$r = 0$	$r = 1$	0.772	$r = 0$	$r = 1$	0.015
	$r \leq 1$	$r = 2$	0.464	$r \leq 1$	$r = 2$	0.311
λ_{trace}	$r = 0$	$r \geq 1$	0.777	$r = 0$	$r \geq 1$	0.018
	$r \leq 1$	$r \geq 1$	0.464	$r \leq 1$	$r \geq 1$	0.311

Metodología de Engle-Granger ^b		
	Datos Observados	Datos Cíclicamente Ajustados
	$t_t = \beta_0 + \beta_1 g_t + \varepsilon_t$	$t = \beta_0^{ca} + \beta_1^{ca} g_t^{ca} + \varepsilon_t^{ca}$
ADF	0.128	-0.589
Valor -P	0.966	0.459

Notas:

^aLos rezagos del modelo de Johansen (1, 2, y 3) se seleccionaron utilizando el criterio de Schwarz. Los Valores P para las pruebas se basan en MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

^bSe reporta el estadístico ADF de los residuos del modelo correspondiente. El Valor-P es basado en MacKinnon (1996). La ecuación de prueba tiene constante, y sus rezagos auxiliares se escogieron de acuerdo al criterio de Schwarz.

cosas, el valor mínimo del estadístico *ADF* permite rechazar la hipótesis nula de no existencia de cointegración, con un mayor nivel de significancia.

Las series de los residuales seleccionadas y el valor mínimo del estadístico se muestran en el Cuadro 3. Nótese que para las series observadas, el valor mínimo del estadístico *ADF* (-7.451) se obtuvo en 2003Q01, mientras con las series cíclicamente ajustadas el valor mínimo (-7.450) se obtuvo en 2001Q3. Con cualquiera de estos resultados es posible afirmar, a un nivel de significancia superior al 1 %, que existe una relación de cointegración entre t_t y g_t (y entre t_t^{ca} y g_t^{ca}) y que las series registran un cambio estructural a comienzos de la década, lo cual resulta sensato en razón que justamente es a partir de entonces cuando empiezan a ser efectivas algunas de las reformas llamadas de “segunda generación”, que fueron implementadas para ajustar las finanzas del gobierno nacional (un resumen detallado de esas reformas se encuentra en Lozano y Rodríguez, 2009).

La identificación del quiebre estructural en 2003Q1 para los datos observados, nos permite dividir el período en dos submuestras, para realizar en cada una la prueba de cointegración de Johansen-Juselius. De acuerdo con los resultados del Anexo 1, existe por lo menos una relación de cointegración entre t_t y g_t , tanto para la primera submuestra (1990Q1 a 2002Q4), como para la segunda (2003Q1 a 2008Q4). Cuando se aplica el mismo punto de quiebre a los datos cíclicamente ajustados y se aplica la misma prueba de cointegración, las conclusiones se mantienen. Con estos resultados se da robustez al hallazgo principal de esta sección que confirma una relación (de cointegración) de largo plazo entre los ingresos y los gastos del gobierno nacional, lo cual a su vez nos permite entrar a valorar las hipótesis de sostenibilidad fiscal de largo plazo.

CUADRO 3. Cointegración con Quiebre Estructural (Pruebas de Gregory-Hansen)*

Datos Observados			Datos Cíclicamente Ajustados		
	$t_t = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t + \varepsilon_t$			$t_t^{ca} = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t^{ca} + \varepsilon_t^{ca}$	
ADF	-7.451	Quiebre 2003Q1	ADF	-7.450	Quiebre 2001Q3

Notas:

*Las gráficas muestran las series de los resiguales y el estadísticos ADF del mejor modelo, a niveles de significancia del 1 %, 5 % y 10 %. Se reporta el mínimo valor del estadístico ADF junto con la fecha asociada.

Los valores críticos para el estadístico ADF se obtuvieron de Gregory-Hansen (1996) ^a(1 %) -5.13, ^b(5 %) -4.61, y ^c(10 %) -4.34 .

4. RESULTADOS

Las Pruebas de Sostenibilidad Fiscal. El análisis de la sostenibilidad fiscal con modelos de series de tiempo (datos históricos), comienza con la estimación de las ecuaciones 2.4 y 2.5 a través de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS). Con esta técnica se calcula la pendiente de la relación de cointegración (β) controlando por las dinámicas de corto plazo de la variable explicativa (g_t), mediante la adición de rezagos y observaciones adelantadas de dicha variable, tal como se ilustra en la ecuación 4.1. Los estimadores así obtenidos son más robustos para muestras pequeñas y evita el sesgo de simultaneidad (Stock-Watson, 1993). Los resultados de su estimación se muestran en la parte superior del Cuadro 5. Nótese que el parámetro ($\hat{\beta}$) es similar tanto para los datos observados como para los cíclicamente ajustados, e indica que, en promedio, un incremento de 1 % del PIB en el gasto primario del gobierno colombiano estuvo acompañado de un aumento de 0.48 % del PIB en sus ingresos.

$$(4.1) \quad t_t = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t + \sum_{-q}^q \gamma_q \Delta g_{t-q} + \varepsilon_t$$

Para evaluar la sostenibilidad del déficit que resulta de estas tendencias entre ingresos y gastos, Quintos (1995) propone un marco econométrico sencillo basado en inferencia estadística sobre β . Dicho marco establece que una vez se pruebe que las series son $I(1)$ y se estime la relación de cointegración, se deben realizar las siguientes pruebas de hipótesis sobre β . En la primera se contrasta la hipótesis nula $H_0 : \beta = 0$ contra la hipótesis alternativa $H_1 : \beta > 0$. Si H_0 no es rechazada, entonces se concluye que *el déficit fiscal no es sostenible*. Si, por el contrario, se

rechaza, se pasa a probar la hipótesis $H_0 : \beta = 1$ frente a $H_1 : \beta < 1$. Si en esta segunda etapa no se rechaza la hipótesis nula, entonces se concluye que *el déficit es sostenible de manera fuerte*. Si, por el contrario, se rechaza la hipótesis nula, entonces podemos afirmar que β está entre 0 y 1, $0 < \beta < 1$, por lo que se concluye que *el déficit fiscal es sostenible en el sentido débil*.

En la parte inferior del Cuadro 4 se presentan los resultados de las pruebas descritas. Para los datos observados y para los datos cíclicamente ajustados, se rechazan las hipótesis nulas en ambas etapas del procedimiento, es decir, que ni se han presentado situaciones críticas de insostenibilidad fiscal a lo largo de los últimos veinte años, pero tampoco se puede afirmar que las finanzas del gobierno nacional han sido plenamente solventes. Se concluye, por consiguiente, que *el déficit ha sido sostenible en el sentido débil* ($0 < \beta < 1$), lo que en la práctica significa que el gobierno ha tenido la necesidad de contratar nueva deuda de manera recurrente, para servir parcial o totalmente los compromisos de deuda vieja (realizar *roll-over*), y que de no corregir el desequilibrio estructural que se ha registrado desde hace varios años, el gobierno podría tener dificultades en el futuro, para asegurar su financiamiento. Una forma alternativa de interpretar este resultado es que al ser el tamaño del parámetro de cointegración significativamente menor que uno ($\beta = 0,48$), no se garantiza que, en el límite -o largo plazo-, el valor descontado de la deuda del gobierno tienda a cero, por lo que no se satisface la condición del juego de no-ponzi. Como se puso en evidencia en la sección 2 (ecuación 2,1), el cumplimiento de esta condición es fundamental para evitar que se presenten problemas de solvencia en el futuro. A nivel internacional, el resultado más parecido al caso colombiano lo ofrecen Payne, J., et. al (2008) para la economía Turca. Usando las mismas técnicas de cointegración, estos autores encuentran un parámetro ligeramente superior al encontrado en este trabajo ($\beta = 0,51$), con lo cual concluyen que las finanzas del gobierno de Turquía fueron sostenibles débilmente entre 1968 y 2004.

El ejercicio descrito se replicó para los dos subperíodos que resultan de considerar el quiebre estructural en 2003Q1. Con esta replica se buscó indagar en cuál de los dos subperiodos, la situación de sostenibilidad débil fue más crítica. En la parte superior del Anexo 2 se muestra la estimación con DOLS de la pendiente de cointegración para cada submuestra. Para el primer subperíodo (1990Q1-2002Q4), el valor del parámetro es ligeramente menor al encontrado para el período completo (0.43 vs. 0.48), a un nivel de significancia del 1%. Para el segundo subperíodo (2003Q1-2008Q4), el parámetro es notablemente mayor, pero resulta no significativo. El problema de no significancia estadística puede estar asociado con el tamaño relativamente pequeño de la segunda submuestra y/o por la mayor volatilidad que exhiben los datos. Los resultados con los datos cíclicamente ajustados son muy parecidos a los obtenidos con las series observadas, por lo que no hay necesidad de publicarlos. De acuerdo con estos nuevos hallazgos, se confirma que la condición de sostenibilidad débil encontrada en las cuentas del gobierno fue ligeramente más crítica en el primer subperíodo de la muestra (entre 1990 y 2002) y que, aunque parece haber mejorado dicha condición durante el segundo subperíodo (entre 2003 y 2008), los resultados no son confiables.

CUADRO 4. Pruebas de Sostenibilidad

<i>Relación de Cointegración a Través de DOLS (Stock y Watson)^a</i>					
Datos Observados			Datos Cíclicamente Ajustados		
$t_t = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t + \sum_{-q}^q \gamma_q \Delta g_{t-q} + \varepsilon_t$			$t_t^{ca} = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t^{ca} + \sum_{-q}^q \gamma_q \Delta g_{t-q}^{ca} + \varepsilon_t^{ca}$		
α	α_1	β	α	α_1	β
0.043	0.033	0.484	0.042	0.033	0.484
(0.012)*	(0.004)*	(0.096)*	(0.012)*	(0.005)*	(0.096)*

<i>Pruebas de Sostenibilidad de Quintos^b</i>							
Datos Observados				Datos Cíclicamente Ajustados			
Etapa	H_0	H_1	t	Etapa	H_0	H_1	t
1	$\beta = 0$	$\beta > 0$	5.169**	1	$\beta^{ca} = 0$	$\beta^{ca} > 0$	5.050**
2	$\beta = 1$	$\beta < 1$	-5.508**	2	$\beta^{ca} = 1$	$\beta^{ca} < 1$	-5.395**

Notas:

^aSe utilizó $q = 2$ en la estimación. Se presentan los valores estimados de los parámetros con sus respectivos errores estándar entre paréntesis. Los errores estándar están corregidos por la varianza de largo plazo de acuerdo a la metodología de Stock - Watson. *Coeficiente significativo al 1%

^bPara las pruebas de hipótesis se utilizó una distribución t_{63} cuyos valores críticos unilaterales son: (10%) 1.295, (5%) 1.669, y (1%) 2.387

**Rechazo la H_0 con un nivel de significancia del 1%

El Nexa entre los Ingresos y los Gastos del Gobierno. El nexa entre los ingresos y los gastos del gobierno ha sido un tema estudiado continuamente por la literatura fiscal, no sólo por sus implicaciones sobre la sostenibilidad fiscal, sino también porque refleja aspectos institucionales de las finanzas públicas, como el proceso presupuestal y a las reglas que acojen los países en este campo. La interrelación entre t_t y g_t es usualmente evaluada a través de un modelo vectorial de corrección de errores (VECM), en la medida que arroja evidencia para el corto y largo plazo, dejando del lado los problemas de identificación. En este caso, el VECM especifica de manera simultánea las ecuaciones de ingresos y gastos en función de los rezagos de ambas variables y del llamado término de corrección de error, que justamente corresponde al primer rezago de los errores estimados en la ecuación (4.2). Usando, por ejemplo, dos rezagos en cada variable, el modelo puede ser representado por las ecuaciones (4.2) y (4.3).

$$(4.2) \quad \Delta t_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta t_{t-1} + \alpha_2 \Delta t_{t-2} + \beta_1 \Delta g + \beta_2 \Delta g_{t-2} + \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_{1t}$$

$$(4.3) \quad \Delta g = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 \Delta t_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 \Delta t_{t-2} + \tilde{\beta}_1 \Delta g + \tilde{\beta}_2 \Delta g + \tilde{\delta} \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_{1t}$$

La interpretación del nexa entre los ingresos y los gastos del gobierno es directa. Para (4.2), por ejemplo, los ingresos estarán determinados por los gastos en el corto plazo, si los parámetros de los rezagos del gasto (los β 's) resultan significativos en dicha ecuación. En el largo plazo, los ingresos estarán determinados por los gastos, si el término de corrección de error (δ) resulta

positivo y estadísticamente significativo. Una interpretación similar se le da a la dependencia del gasto en la ecuación (4.3).

Es preciso señalar que si no hay ningún indicio de determinación entre las variables (e.d. si los parámetros no arrojan un nivel aceptable de significancia), entonces el nexo entre ellas puede ser interpretado teóricamente a través de la *hipótesis de separación institucional*, tras la cual las decisiones sobre los ingresos no tienen ningún vínculo con las decisiones sobre los gastos; es decir, que cada uno enfrenta separadamente su propio proceso de decisión. Si, por el contrario, hay evidencia de determinación en ambos sentidos (e.d. si los ingresos determinan los gastos en el corto y mediano plazo y viceversa), se confirmaría la *hipótesis de sincronización fiscal*, bajo la cual el gobierno decide simultáneamente los programas de gasto que va a ejecutar junto a los ingresos (corrientes) que le permiten financiarlos. Las otras dos alternativas de determinación (o causación), están dadas por la *hipótesis de ingresos a gastos* o por la *hipótesis de gastos a ingresos*, tal como se describieron en la sección 2.

En el cuadro 5 se muestran los resultados de las estimaciones del VECM, tanto para los datos observados como para los datos cíclicamente ajustados. Nótese que en la ecuación de los ingresos (datos observados), se encuentra que los segundos rezagos del cambio de los ingresos y de los gastos son significativos al nivel del 1%. En la ecuación del gasto (datos observados), ambos rezagos, tanto de la propia variable como de los ingresos, resultan significativos, aunque a un menor nivel de significancia. Es decir, en el corto plazo parece haber una dinámica de determinación simultánea entre estas variables, lo cual se corrobora con las pruebas de causalidad presentadas en la parte inferior del Cuadro 5. Sin embargo, el resultado que se constituye en un hallazgo importante proviene del término de corrección de errores de la ecuación de ingresos, el cual es robusto con los datos observados y con los datos cíclicamente ajustados. Así, mientras en la ecuación del ingreso, el término de corrección de errores registra el signo esperado y es altamente significativo (al nivel de 1%), en la ecuación del gasto, aunque dicho término de corrección de errores tiene el signo esperado, no es estadísticamente significativo. Este resultado suministra evidencia en favor de la *hipótesis de determinación de gastos a ingresos*, lo cual significa que, en el largo plazo, los ingresos del gobierno nacional colombiano han estado determinados por la dinámica de los gastos.

Este hallazgo empírico es coherente que una serie de acontecimientos registrados en Colombia en los últimos veinte años y que han terminado afectando las finanzas de la administración central. Por una parte, la Constitución Política de 1991 le delegó al Estado el cubrimiento de ciertos derechos fundamentales de la población, lo cual en la práctica se ha traducido en un mayor gasto del gobierno en programas de educación, salud, seguridad social y seguridad y justicia, entre otros (ver detalles en Lozano, I., 2004). Pero no sólo, desde entonces, los gobiernos han aumentado el gasto por razones mandatorias (para cumplir con la Constitución), sino también por sus propia iniciativa, que desde luego son de tipo discrecional.

Entre otros ajustes al gasto discrecional sobresalen varias reformas al Estado, nivelación salarial a grupos específicos de trabajadores (a la rama judicial y al magisterio), mayores compromisos

CUADRO 5. Nexa entre los Ingresos y Gastos del Gobierno

Estimación a través del VECM^a

Datos Observados				Datos Cíclicamente Ajustados			
	Δt_t		Δg_t		Δt_t		Δg_t
α_0	0.001 (0.001)	$\tilde{\alpha}_0$	0.002 (0.002)	α_0	0.001 (0.001)	$\tilde{\alpha}_0$	0.002 (0.003)
α_1	0.067 (0.136)	$\tilde{\alpha}_1$	-0.439 (0.229)**	α_1	-0.006 (0.123)	$\tilde{\alpha}_1$	-0.527 (0.227)**
α_2	-0.306 (0.115)*	$\tilde{\alpha}_2$	0.266 (0.193)***	α_2	-0.411 (0.108)*	$\tilde{\alpha}_2$	0.349 (0.200)**
β_1	0.084 (0.084)	$\tilde{\beta}_1$	-0.882 (0.142)*	β_1	0.063 (0.077)	$\tilde{\beta}_1$	-0.856 (0.142)*
β_2	0.328 (0.087)*	$\tilde{\beta}_2$	-0.276 (0.147)**	β_2	0.274 (0.078)*	$\tilde{\beta}_2$	-0.277 (0.145)**
δ	-0.604 (0.177)*	$\tilde{\delta}$	0.201 (0.298)	δ	-0.419 (0.156)*	$\tilde{\delta}$	0.196 (0.289)

Análisis de Causalidad (a Través del VECM)

Datos Observados			Datos Cíclicamente Ajustados		
H_0	Estadístico	Valor P	H_0	Estadístico	Valor P
$\beta_1 = \beta_2 = 0$	27.440	0.000	$\beta_1 = \beta_2 = 0$	23.792	0.000
$\tilde{\alpha}_1 = \tilde{\alpha}_2 = 0$	15.918	0.000	$\tilde{\alpha}_1 = \tilde{\alpha}_2 = 0$	21.293	0.000

Notas:

^a La selección de los rezagos del VECM se realizó teniendo en cuenta los criterios de Akaike y Schwarz. Con dos rezagos se presenta normalidad multivariada en los errores. Los resultados en cuanto a las implicaciones del nexa entre el ingreso y los gastos fiscales se mantienen cuando se utilizan 3 y 4 rezagos en el VECM.

errores estandar entre paréntesis.

*Coeficiente significativo al 1%. **Coeficiente significativo al 5%. ***Coeficiente significativo al 10%.

de gasto en seguridad y defensa, mayores recursos del presupuesto para infraestructura de competencia nacional y local, y mayor cubrimiento de los programas de asistencia social. Por lo general, todas estas decisiones de gasto han propiciado una posterior discusión sobre la necesidad de aumentar la presión tributaria, para garantizar su financiación. De allí que la principal motivación de las numerosas reformas tributarias implementadas desde comienzos de los noventa, fuera el financiamiento del déficit, que se fue acrecentando por los mayores compromisos de gasto que fue asumiendo la Nación. En este sentido, que el ajuste en los ingresos haya estado predeterminado por decisiones anteriores en los gastos, tal como se deriva del Cuadro 5, es coherente con los acontecimientos descritos.

¿Han sido Simétricos los Procesos de Ajuste y Desajustes Fiscal del Gobierno? Un aspecto que vale la pena revisar de la estimación del VECM (Cuadro 5), es que el modelo estándar implícitamente asume que el proceso de ajuste de los ingresos y los gastos del gobierno, ante situaciones de desequilibrio, es simétrico. Si por alguna razón dicho proceso es asimétrico, el modelo presentará problemas de especificación, generándose así sesgos en sus resultados. En la práctica, la velocidad de ajuste fiscal desde la parte baja del ciclo (recesión), cuando usualmente se registran altos déficits, podría diferir de la velocidad de ajuste desde la fase del auge, cuando las cuentas fiscales están en superávit. Esto podría suceder, por ejemplo, porque cambia el tamaño de los estabilizadores automáticos a lo largo del ciclo. Los llamados modelos autorregresivos de umbrales, simple (TAR) y de momentos (MTAR), desarrollados por Enders, W. y Siklos, P. (2001), permiten evaluar la existencia de tales (a)simetrías en el ajuste de estas variables.

Para caracterizar las asimetrías, nótese que si omitimos la variable dummy y la dinámica de corto plazo, como variables explicativas de la ecuación 4.1 (e.d. $\alpha_1 = \gamma_q = 0$), tendremos que $t_t - \alpha - \beta g_t = \varepsilon_t$. Por consiguiente, los errores representarán la diferencia de largo plazo entre los ingresos, descontando el intercepto α (su valor autónomo), y los gastos primarios. Así las cosas, para los periodos en los que $\varepsilon > 0$ (lo cual equivale a que $t_t - \alpha > \beta g_t$), las finanzas del gobierno se encontrarán en una situación de superávit u “holgura fiscal”, con respecto a la relación de largo plazo, mientras que para los periodos en los que $\varepsilon < 0$, se presentarán situaciones de déficit o “estrechez fiscal”.

La asimetría en el ajuste de los residuos, se estudia a partir de la definición de un umbral que sirve para valorar la dinámica de los residuos en niveles (modelo TAR) o en primera diferencia (modelo MTAR). A su vez, el umbral se define a partir de “variables indicadoras” que toman el valor de 1 ó 0, dependiendo de si el nivel de los residuos, o su primera diferencia, están por encima o por debajo del llamado “eje de simetría” τ . Finalmente, el eje τ se estima mediante algún tipo de algoritmo.

La dinámica de los residuos estimados por DOLS (Ecuación 4.1), se descomponen de la siguiente manera:

$$(4.4) \quad \Delta\varepsilon_t = I_t\rho_1\varepsilon_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i\Delta\varepsilon_{t-i} + v_t$$

donde $v_t \sim \text{I.I.D.}(0, \sigma^2)$, n es el número de rezagos de $\Delta\varepsilon_t$, escogido de tal forma que no estén autocorrelacionados, e I_t es la variable indicadora. En esta especificación, el modelo TAR detecta asimetrías con respecto al signo del desequilibrio fiscal (de largo plazo) del período pasado (capturado por el parámetro de ε_{t-1}), en tanto el modelo MTAR explora las asimetrías con base en cambio del desequilibrio fiscal del período previo, capturado por el parámetro de $\Delta\varepsilon_{t-1}$. Así las cosas, I_t quedará definido en uno y otro caso como:

$$(4.5) \quad I_t = \begin{cases} 1, & \varepsilon_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \varepsilon_{t-1} < \tau \end{cases}$$

$$(4.6) \quad I_t = \begin{cases} 1, & \Delta\varepsilon_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \Delta\varepsilon_{t-1} < \tau \end{cases}$$

La existencia de asimetrías en los procesos de ajuste fiscal, se valida mediante la realización de pruebas de hipótesis sobre los coeficientes ρ_1 y ρ_2 de la ecuación 4.4, una vez hecha su estimación por OLS. La hipótesis nula esta dada por $H_0 : \rho_1 = \rho_2$, que de no ser rechazada *implicará simetría* en la dinámica de ajuste, mientras que de no rechazarse la hipótesis alternativa $H_1 : \rho_1 \neq \rho_2$, implicará lo contrario (*asimetría*). En el cuadro 6 se presentan los resultados, usando tanto los datos observados como los datos ajustados por el ciclo, y asumiendo inicialmente que el eje de simetría $\tau = 0$. En los dos casos no se puede rechazar la hipótesis nula, por lo que es posible afirmar, con un alto nivel de significancia, que no hay evidencia en favor de asimetrías en los procesos de ajuste fiscal del gobierno colombiano.

CUADRO 6. Asimetrías en los Procesos de Ajuste Fiscal

Prueba	Datos Observados			Prueba	Datos Cíclicamente Ajustados		
	H_0	Estadístico χ^2	P-Value		H_0	Estadístico χ^2	P-Value
TAR	$\rho_1 = \rho_2$	0.082	0.774	TAR	$\rho_1 = \rho_2$	0.091	0.764
MTAR	$\rho_1 = \rho_2$	0.008	0.928	MTAR	$\rho_1 = \rho_2$	0.491	0.484

Ahora bien. Para seleccionar un valor para el eje de simetría τ , Chan (1993) propone un algoritmo recursivo basado en el criterio de mínima suma de errores al cuadrado. Este algoritmo propone, en primer lugar, ordenar de manera ascendente la serie de residuos resultantes de la ecuación de cointegración, o la primera diferencia, según se use el modelo TAR o MTAR, y luego desechar el 15 % de las observaciones más pequeñas y el 15 % de las observaciones más grandes. Posteriormente se utilizan los valores restantes de la serie de residuos estimados, como posible valor del eje τ . Por último se selecciona aquel valor de τ que genere la menor suma de errores al cuadrado. Finalmente, usando el algoritmo de Chan para determinar un valor de τ , los resultados arrojaron un $\tau = 0,0125$ para el modelo TAR, y un $\tau = 0,0134$ para el modelo MTAR. Con el uso de estos nuevos umbrales, los resultados previos se mantienen, en el sentido de que no es posible rechazar la hipótesis nula de simetría en los procesos de ajuste. Con el uso de los datos cíclicamente ajustados, se obtienen resultados similares.

5. CONCLUSIONES Y ALGUNAS LECCIONES DE POLÍTICA

En este trabajo se utilizó información trimestral de los ingresos y gastos del gobierno colombiano de 1990 a 2008 (datos reales y ajustados por el ciclo económico), para evaluar empíricamente la

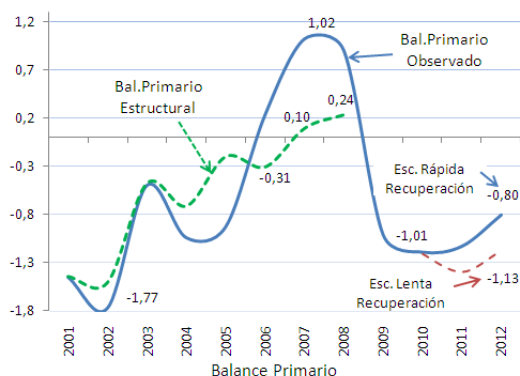
sostenibilidad fiscal, la interdependencia (o causalidad) entre estas dos variables y las posibles asimetrías en los procesos de ajuste/desajuste fiscal a lo largo del ciclo. Mediante modelos de cointegración, lo cual constituye una alternativa valiosa respecto a los análisis tradicionales, se encuentra que las finanzas han sido *sostenibles, pero en sentido débil*, lo que en la práctica implica que el gobierno ha tenido que emitir deuda de manera recurrente para financiar parcial o totalmente su servicio (hacer *rollover*) y que de no corregir el desequilibrio fiscal estructural que se ha registrado desde hace varios años, el gobierno podría tener dificultades en el futuro, para asegurar su financiamiento. Una forma alternativa de interpretar este resultado es que al ser el tamaño del parámetro de cointegración significativamente menor que uno ($\beta = 0,48$), no se garantiza que, en el límite -o largo plazo-, el valor descontado de la deuda del gobierno tienda a cero, por lo que no se satisface la condición del juego de no-ponzi.

En relación al tipo de interdependencia (causalidad) entre las variables fiscales, el trabajo ofrece evidencia en favor de la *hipótesis de determinación de gastos a ingresos*, lo cual es coherente que una serie de acontecimientos registrados en el país que han llevado a que primero se tomen las decisiones de gasto y luego se propicie la necesidad de aumentar los impuestos, para asegurar (parcialmente) su financiación. Finalmente, el trabajo *no encuentra evidencia que soporte asimetría* en los procesos de ajuste y desajuste fiscal a lo largo de los ciclos.

De estos hallazgos se podrían derivar algunas lecciones para el futuro. De una parte, es importante insistir en reformas de fondo que hagan más transparente y competitivo el sistema fiscal del país y, especialmente, que hagan viable su manejo financiero para el mediano y largo plazo. Es evidente de que a pesar del mejor desempeño que registraron las finanzas de la administración central en los años recientes (entre 2002 y 2007, el balance primario pasó de un déficit de 1,8% a un superávit de 1% del PIB y la deuda pública se redujo 12 puntos, Figura 5.1), subsiste un problema de déficit estructural que a la postre le impidió a la autoridad fiscal reaccionar en la actual coyuntura, con políticas activistas para compensar los efectos de la crisis. Como se ha puesto en evidencia en algunos trabajos (Lozano, 2009, Rincón Lozano y Ramos, 2008), buena parte de ese mejor desempeño se debió al entorno macroeconómico favorable (bonanza petrolera, términos de intercambio ventajosos, expansión de la economía mundial y la apreciación del peso), aunque también parte se explica por las reformas fiscales “de segunda generación” de comienzos del decenio. Sin embargo, con la reversión del ciclo y del contexto macroeconómico, el desequilibrio estructural en la cuentas del gobierno aparece nuevamente y la sostenibilidad de la deuda recobra importancia.

Para tener una idea de la evolución de los principales indicadores fiscales del gobierno nacional en los próximos años (de 2009 a 2012), en la Figura 5.1 se muestran dos escenarios sobre el posible sendero del balance primario y de la deuda. El primer ejercicio de pronóstico (línea sólida) se elabora considerando una recuperación de la economía relativamente rápida (0% en 2009, 2% en 2010, 3,5% en 2011 y 4% en 2012), que es la de mayor consenso entre los analistas y, el segundo ejercicio, escoge un sendero de recuperación más lenta, que llega a 3% en 2012. Bajo los dos escenarios, es evidente que las cuentas del gobierno se deteriorarán en los próximos años,

FIGURA 5.1. Pronósticos sobre el Balance Primario y la Deuda del Gobierno Nacional (Porcentajes del PIB)



Fuentes: Cálculo de los autores con información del Banco de la República

en la medida que el balance primario se vuelve deficitario a partir de 2009 (alrededor de 1 % del PIB), y la deuda retornará en dos años a los niveles que se registraba entre 2004-05 (alrededor de 44 % del PIB). Con estas predicciones y de no efectuarse reformas de fondo, seguramente las finanzas del gobierno nacional *siguirán siendo sostenibles, pero en sentido débil*, como se puso en evidencia en este trabajo, lo cual no constituye la mejor señal para el mercado.

La adopción de una regla fiscal bien diseñada, como la explorada en Lozano, Rincon, Sarmiento y Ramos (2007), podría ser esa reforma de fondo que complemente los ajustes adicionales en las operaciones del gobierno. Las reglas permiten un manejo fiscal contracíclico y sostenible en el largo plazo, aumentan la credibilidad en la gestión fiscal y contribuyen a la estabilidad y al crecimiento económico de largo plazo. Además introducen disciplina fiscal al restringir el uso discrecional de los recursos del Estado, aunque es necesario precisar que la modalidad de regla seleccionada debe ser acoplada a las circunstancias propias de cada país. En ese trabajo se propone una regla sobre el balance primario estructural de 1 % del PIB en las cuentas del gobierno central. Las cifras indican que el balance primario estructural ha avanzado en la dirección deseada, al arrojar saldos positivos entre 2007 y 2008 (ceranos a 0,2 % del PIB, ver línea discontinua de la Figura 5.1), por lo que es plausible considerar la sugerencia hecha en ese estudio.

Al acoger una regla fiscal, se deben ajustar las prácticas presupuestarias para asegurar su cumplimiento. Este aspecto es de la mayor importancia porque, en últimas, es lo que soporta la sostenibilidad de la deuda en un horizonte de largo plazo. La nueva dinámica presupuestal requerirá estimar, inicialmente, los ingresos potenciales (estructurales) que ha de recaudar el gobierno, es decir, aquellos que se obtendrían si la economía creciera a su nivel potencial. Luego, sobre la base de una meta cuantitativa adoptada, se fija el monto máximo de gastos que debe presentar el ejecutivo en el proyecto de presupuesto, los que por su naturaleza rígida, en un alto porcentaje, se consideran estructurales. Este procedimiento presupuestal garantiza la ejecución de un nivel de gasto que es financiable y que satisface la restricción de ingresos del gobierno. Los cambios en el proceso presupuestal, que induce la regla, revertirá la práctica poco ortodoxa que

se encontró en este trabajo y que consiste que durante las dos últimas décadas, las decisiones de gasto han antecedido la consulta real de los ingresos.

REFERENCIAS

- [1] Akcay, O. C., Alper, C. E. y Ozmuur, S. (2001) Budget deficit, inflation, y debt sustainability: evidence from Turkey, 1970–2000, Working Paper, Bogazici University.
- [2] Avella, M. (2007) Some stylized facts on public finance in Colombia since the first Kemmerer mission (1923), Borradores de Economía, N° 469 , Banco de la República.
- [3] Avella, M.(2008) Perspectivas de crecimiento del gasto público en Colombia, 1925-2003 ¿Una visión descriptiva à la Wagner, o à la Peacock y Wiseman? , Borradores de Economía, N° 544 , Banco de la República.
- [4] Baghestani, H. y McNown, R. (1994) Do revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria?, Southern Economic Journal, 61, 311–22.
- [5] Barro, R. (1979) On the determination of the public debt, Journal of Political Economy, 87, 940–71.
- [6] Buchanan, J. y Wagner, R. (1978) Dialogues concerning fiscal religion, Journal of Monetary Economics, 4, 627–36.
- [7] Chan, K. (1993) Consistency y limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model, Annals of Statistics, 21, 520–33.
- [8] Clavijo S. (2002) Deuda pública cierta y contingente: El caso de Colombia, Borradores de Economía, N° 205 , Banco de la República.
- [9] Cunado, J., Gil-Alana, L. y Gracia, F. (2004) Is the US fiscal deficit sustainable? A fractionally integrated approach, Journal of Economics y Business, 56, 501–26.
- [10] Darrat, A. (1998) Tax y spend, or spend y tax? An inquiry into the Turkish budgetary process, Southern Economic Journal, 64, 940–56.
- [11] Dickey, D. y Fuller, W. (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, Journal of the American Statistical Association, 74, 427–31.
- [12] Enders, W. y Dibooglu, S. (2001) Long-run purchasing power parity with asymmetric adjustment, Southern Economic Journal, 68, 433–45.
- [13] Enders, W. y Siklos, P. (2001) Cointegration y threshold adjustment, Journal of Business & Economic Statistics, 19, 304–11.
- [14] Engle, R. y Granger, C. (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, Econometrica, 55, issue 2, 251-76.
- [15] Ewing, B., Payne, J., Al-Zoubi, O. y Thompson, M. (2006) Government expenditures y revenues: evidence asymmetric modeling, Southern Economic Journal, 73, 190–200.
- [16] Friedman, M. (1978) The limitations of tax limitation, Policy Review, Summer, 7–14.
- [17] Girouard N. y Christophe A. (2005) Measuring Cyclycally-Adjusted Budget balances For OECD Countries, Economics Department Working Papers, No. 434, Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
- [18] Gregory, A. y Hansen, B. (1996) Residual-based tests of cointegration in models with regime shifts, Journal of Econometrics, 70, 99–126.
- [19] Gunaydin, E. (2003) Analyzing the sustainability of fiscal deficits in turkey, Hazine Dergisi, 16, 1–14.
- [20] Hakkio, C. y Rush, M. (1991) Is the budget deficit 'Too Large'?, Economic Inquiry; 29, 3, 429
- [21] Hamilton, J. y Flavin, M. (1986) On the limitations of government borrowing: a framework for testing, American Economic Review, 76, 808–19.
- [22] Hoover, K. y Sheffrin, S. (1992) Causation, spending, y taxes: sy in the sybox or the tax collector for the welfare state?, American Economic Review, 82, 225–48.
- [23] Johansen, S. (1995) Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford University Press, Oxford.
- [24] Johansen, S. y Juselius, K. (1990) Maximum likelihood estimation y inference on cointegration with applications to the demy for money, Oxford Bulletin of Economics y Statistics, 52, 169–210.

- [25] Kuştepelı, Y. y Önel, G. (2005) Fiscal deficit sustainability with a structural break: an application to Turkey, Eastern Mediterranean University, Review of Social, Economic and Business Studies.
- [26] Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992) Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54, 159–78.
- [27] Lozano L. I. (2009) Caracterización de la política fiscal en Colombia y análisis de su postura frente a la crisis internacional, Borradores de Economía, N° 566, Banco de la República.
- [28] Lozano L. I., Ramirez C. y Guarín A. (2007) Sostenibilidad fiscal en Colombia: Una mirada hacia el mediano plazo, Perfil de coyuntura económica, N° 009 Agosto, Universidad de Antioquia.
- [29] Lozano L. I., Rincón H. y Ramos J. (2004) Crisis fiscal actual: Diagnóstico y recomendaciones, Borradores de Economía, N° 298 , Banco de la República.
- [30] Lozano L. I., Rincón H., Sarmiento M., y Ramos J. (2008) Regla fiscal cuantitativa para consolidar y blindar las finanzas públicas de Colombia, en Economía Institucional, Revista de Economía de la Universidad Externado de Colombia, N° 19, II Semestre
- [31] Lozano, L. I., Rodríguez, K. (2009) , Assessing the macroeconomic effects of fiscal policy in Colombia, en Borradores de Economía, N° 552 , Banco de la República.
- [32] Lozano L. I., Toro, J. (2007) Fiscal policy throughout the cycle: the Colombian experience, Borradores de Economía, N° 434 , Banco de la República.
- [33] MacKinnon, J. (1996) Numerical distribution functions for unit root y cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601–18.
- [34] Martin, G. (2000) US Deficit sustainability: a new approach based on multiple endogenous breaks, *Journal of Applied Econometrics*, 15, 83–105.
- [35] McCallum, B.(1984) Are Bond-financed Deficits Inflationary? A Ricardian Analysis, *The Journal of Political Economy*, Vol. 92, No. 1, 23-135
- [36] Meijdam, L., van de Ven, M. y Verbon, H. (1996). The dynamics of government debt, *European Journal of Political Economy*, Elsevier, vol. 12(1), 67-90
- [37] Meltzer, A. y Richard, S. (1981) A rational theory of the size of government, *Journal of Political Economy*, 89, 914–27.
- [38] Musgrave, R. (1966) Principles of budget determination, in *Public Finance: Selected Readings* (Eds) H. Cameron y W. Henderson, Ryom House, New York, pp. 15–27.
- [39] Onis, Z. (2000) The Turkish economy at the turn of a new century: critical y comparative perspectives, in *Turkey’s Transformation y American Policy* (Ed.) M. Abramowitz, The Century Foundation Press, Washington, DC.
- [40] Osterwald-Lenum, M. (1992) A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood co-integration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics y Statistics*, 54, 461–72.
- [41] Ozatay, F. (1997) Sustainability of fiscal deficits, monetary policy, y inflation stabilization: the case of turkey, *Journal of Policy Modeling*, 19, 661–81.
- [42] Payne, J. (2003) A survey of the international empirical evidence on the tax-spend debate, *Public Finance Review*, 31, 302–24.
- [43] Payne, J. Mohammadi, H. y Cak, M. (2008) Turkish budget deficit sustainability and the revenue-expenditure nexus, *Applied Economics*, 1466-4283, Volume 40, Issue 7, 2007, Pages 823 – 830
- [44] Peacock, A. y Wiseman, J. (1979) Approaches to the analysis of government expenditures growth, *Public Finance Quarterly*, 7, 3–23.
- [45] Perron, P. (1997) Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80, 355–85.
- [46] Phillips, P. y Perron, P. (1988) Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, 335–46.
- [47] Posada C. y Arango L. ¿Podremos sostener la deuda pública?, Borradores de Economía, N° 165 , Banco de la República.

- [48] Quintos, C. (1995) Sustainability of the deficit process with structural shifts, *Journal of Business y Economic Statistics*, 13, 409–17.
- [49] Stock, J. y Watson, M. (1993) A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61, 783–820.
- [50] Tekin-Koru, A. y Ozmen, E. (2003) Budget deficits, money growth y inflation: the turkish evidence, *Applied Economics*, 35, 591–6.
- [51] Wildavsky, A. (1988) *The new politics of the budgetary process*, Scott Foresman, Glenview.
- [52] Wu, J. L. (1998) Are budget deficits ‘Too Large’? The evidence from Taiwan, *Journal of Asian Economics*, 9, 519–28.

ANEXO 1. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN POR SUBPERÍODOS (JOHANSEN-JUSELIUS)*

Series Observadas						
Prueba	1990Q1 - 2002Q4			2003Q1 - 2008Q4		
	H_0	H_1	Valor P	H_0	H_1	Valor P
λ_{max}	$r = 0$	$r = 1$	0.000	$r = 0$	$r = 1$	0.002
	$r \leq 1$	$r = 2$	0.240	$r \leq 1$	$r = 2$	0.198
λ_{traza}	$r = 0$	$r \geq 1$	0.000	$r = 0$	$r \geq 1$	0.013
	$r \leq 1$	$r \geq 1$	0.240	$r \leq 1$	$r \geq 1$	0.198

Series Cíclicamente Ajustadas						
Prueba	1990Q1 - 2002Q4			2003Q1 - 2008Q4		
	H_0	H_1	Valor P	H_0	H_1	Valor P
λ_{max}	$r = 0$	$r = 1$	0.000	$r = 0$	$r = 1$	0.000
	$r \leq 1$	$r = 2$	0.337	$r \leq 1$	$r = 2$	0.236
λ_{traza}	$r = 0$	$r \geq 1$	0.000	$r = 0$	$r \geq 1$	0.000
	$r \leq 1$	$r \geq 1$	0.337	$r \leq 1$	$r \geq 1$	0.236

Notas:

*Se escogió el rezago 1 para los modelos de Johansen. Los Valores P para las pruebas se basan en MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

ANEXO 2. RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN POR SUBPERÍODOS

Estimación Por Medio de DOLS ^a

Datos Observados	
$t_t = \alpha + \alpha_1 D_t + \beta g_t + \sum_{-q}^q \Delta g_{t-q} + \varepsilon_t$	
1990Q1 - 2002Q4	2003Q1 - 2008Q4
β	β
0.437 (0.078)*	0.949 (1.044)

Análisis de Cointegración de Quintos ^b

Datos Observados				
Período	Etapa	H_0	H_1	t
1990Q1 - 2002Q4	1	$\beta = 0$	$\beta > 0$	5.446**
	2	$\beta = 1$	$\beta < 1$	-8.317**
2003Q1 - 2008Q4	1	$\beta = 0$	$\beta > 0$	0.909
	2	$\beta = 1$	$\beta < 1$	-

Notas:

^aSe utilizó $q = 2$ en la estimación. Se presentan los valores estimados de los parámetros con sus respectivos errores estándar entre paréntesis. Los errores estándar están corregidos por la varianza de largo plazo de acuerdo a la metodología de Stock - Watson.

^bPara las pruebas de hipótesis se utilizó en el período 1990Q1 - 2002Q4 una distribución t_{42} con valores críticos unilaterales (10%) 1.302, (5%) 1.682, y (1%) 2.418 y en el período 2003Q1 - 2008-Q4 una distribución t_{12} con valores críticos unilaterales (10%) 1.356, (5%) 1.782, y (1%) 2.681

*Coeficiente significativo al 1% **Rechazo la H_0 con un nivel de significancia del 1%