

Sostenibilidad del déficit, cointegración y cambio de régimen en Colombia.

Julián Alberto Moreno Bonilla*

Jorge Eduardo Pérez Pérez♦

Esta versión: Octubre de 2009*

Abstract:

Colombia stood up for being a country with good public budget management throughout the 80's. Unfortunately, some law changes, including the approval of a new Constitution, increased central government spending permanently. This event brought great worries to academic and political sectors in the country, who believed that this event would lead to unsustainability of the public debt. Studies that analyze such sustainability using the present value constraint approach conclude that Colombia's debt went from being sustainable in the 90's to not being so after the institutional changes.

Departing from the existence of a regime change in Colombia's fiscal management during the last decade, this article analyzes sustainability of the public debt, currently and through the last decade, using the present value constraint approach and a regime switching cointegration methodology. When the regime change is taken into account, we find that Colombia's debt is sustainable, but also, that there was a change in the cointegration vector between government revenues and expenditure after the new constitution was approved and after a tax increase.

Resumen:

Colombia se había distinguido por ser uno de los países con mejor desempeño fiscal durante los años 80. Infortunadamente un conjunto de cambios legislativos, dentro de los que se destaca la creación de una nueva constitución, aumentaron los gastos del gobierno central de una manera permanente. Este hecho preocupó a varios sectores académicos y políticos, que creyeron que este suceso conduciría a la insostenibilidad de la deuda pública colombiana. Los estudios que analizan la sostenibilidad de la deuda pública colombiana mediante el enfoque de restricción inter-temporal del gobierno concluyen que la deuda pasó de ser sostenible en los años 90 a no serlo después de los cambios institucionales

Partiendo de la existencia de un cambio de régimen en el proceso fiscal en Colombia en la década pasada, este artículo analiza la sostenibilidad de la deuda actualmente y en la década pasada, mediante el enfoque de restricción inter-temporal del gobierno y la metodología de cointegración en presencia de cambios de régimen. Al tener en cuenta dicho cambio de régimen, se encuentra que la deuda Colombiana es sostenible, pero que efectivamente se presentó un cambio en el vector de cointegración de ingresos y gastos del gobierno años más adelante de la expedición de la nueva constitución y simultáneamente a un incremento de impuestos.

Palabras Clave: Cointegración, Cambio de régimen, Sostenibilidad de la deuda.

Clasificación JEL: C22, H63, H68.

* Asistente de Investigación. Fedesarrollo. Dirección: Calle 78 # 9-91. Bogotá, Colombia. Tel: (571) 3259777 Extensión 326 Email: jmoreno@fedesarrollo.org.co

♦ Joven Investigador. Universidad del Rosario. Facultad de Economía. Dirección: Cll 14 # 4-69. Bogotá, Colombia. Tel: (57) (1) 2970200 ext 7836. Email: perez.jorge@ur.edu.co

* Agradecemos a Mauricio Avella, Luis Fernando Melo y Jesús Otero por comentarios y sugerencias a una versión previa del artículo, y a Wilman Gómez por habernos proporcionado bases de datos necesarias para la realización del mismo. Cualquier error en el artículo es responsabilidad de sus autores y no comprometen a ninguna entidad a la que pertenezcan. Favor no citar.

1. Introducción

La sostenibilidad del déficit fiscal es un problema de larga tradición en macroeconomía, y de gran importancia para el manejo económico y el diseño de política económica en países en desarrollo. De acuerdo a Cuddington (1997), la literatura en torno a sostenibilidad fiscal usa dos enfoques: el enfoque contable y el enfoque de restricción presupuestal del gobierno. Varios trabajos aplicados han utilizado estos enfoques para analizar la sostenibilidad del déficit fiscal colombiano.

El enfoque de restricción presupuestal del gobierno ha sido usado por varios estudios, como los de Carrasquilla (1992) y Avella (2007). Utilizando la metodología de cointegración, ambos trabajos encuentran que la restricción inter-temporal del gobierno se cumple y por lo tanto el déficit fiscal colombiano es sostenible.

Sin embargo, el trabajo de Alonso et. Al. (1996) encuentra que el cambio institucional ocasionado por la constitución de 1991 y la evolución del déficit fiscal a partir de este año hacen que se viole la restricción presupuestal del gobierno. De acuerdo a ellos, los cambios introducidos por las reformas del año 1991 causaron un crecimiento acelerado en los gastos del gobierno sin aumentar los ingresos proporcionalmente. Es decir, se crearon gastos recurrentes con ingresos transitorios.

En este artículo encontramos que el nivel de deuda en Colombia es sostenible, y que un cambio de régimen en el año 1996, consecuencia de un aumento de impuestos en la restricción presupuestal del gobierno es el responsable de reencauzar el ingreso y gasto fiscal a niveles consistentes con la restricción presupuestal del gobierno. Para esto utilizamos una metodología de cointegración con cambio de régimen.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 hacemos una revisión histórica de la deuda colombiana en las últimas décadas. En la sección 3 se revisa la metodología de restricción presupuestal del gobierno y cointegración y se revisa la literatura para Colombia. La sección 4 muestra la metodología de cointegración con cambio de régimen. En la sección 5 se muestra el análisis aplicado al déficit fiscal colombiano. La sección 6 concluye.

2. Evolución de la deuda colombiana en las últimas décadas

Durante los años 80, Colombia se distinguió por ser uno de los países con mejor desempeño fiscal en Latinoamérica. El sistema de dictadura fiscal empleado por la economía Colombiana, que le brinda una mayor potestad al poder ejecutivo sobre el poder legislativo al momento de diseñar y aprobar el presupuesto de la nación, conduce a que las asignaciones de gasto estén más centralizadas. Según Filc y Scartascini (2004), el conjunto de instituciones fiscales colombiano contaba con el mayor índice de jerarquía en el continente. Este hecho, según ellos, favorece las dimensiones de la buena presupuestación referentes a la disciplina fiscal.

La jerarquía de la rama ejecutiva sobre la rama legislativa se estableció a través de decreto 294 de 1973 mediante el cual, se mejoró la coordinación durante la programación del presupuesto. Así mismo, se estableció el principio de unidad de caja y se le brindaron poderes al ejecutivo para hacer adiciones presupuestales durante el receso anual del congreso. Además, se estableció un sistema estrictamente jerárquico en las relaciones de aprobación del presupuesto entre las dos cámaras del congreso y el Ministerio de Hacienda. La implementación de este decreto logró que las finanzas públicas colombianas fuesen un ejemplo de disciplina fiscal durante la década de los 80.

Infortunadamente, esta filosofía se fue diluyendo con la reforma al Estatuto orgánico de presupuesto de 1989 (Ley 75 de 1989) mediante el cual se favorecieron las dimensiones de la buena presupuestación referentes a la asignación de acuerdo a prioridades, así como la eficiencia y eficacia en los gastos, más allá del concepto de disciplina fiscal del decreto 294. Además de esto, la reforma constitucional de 1991, mediante la creación de nuevos organismos gubernamentales, generó nuevos gastos permanentes financiados con ingresos transitorios. Además introdujo una mayor descentralización, y un esquema de transferencias del gobierno central a las regiones creciente vis a vis con el ingreso corriente de la nación. A la postre, este cambio no logró mayor eficiencia y eficacia y se convirtió en la mayor falacia de la constitución de 1991. En conjunto, estas reformas condujeron a las finanzas públicas colombianas a un gran descalce durante la década de los 90.

Las reformas hicieron que los gastos del Gobierno Central (GC) se incrementaran notoriamente, ya que pasaron de un promedio de 11,4% del PIB en la década de los 80 a un promedio de 18,4% del PIB en la década de los 90. El GC pasó de tener un déficit de 2,1% en promedio para los años 80 a tener uno del 3,6% del PIB en las dos últimas décadas.¹ El Gráfico 1 muestra la creciente brecha entre los ingresos totales y los gastos totales de la nación.

Lo anterior es una situación preocupante, dado que el déficit del GC debe ser financiado de algún modo. En varias ocasiones se ha intentado expedir reformas fiscales de corto plazo, o leyes de financiamiento como son denominadas en la Unión Europea², para lograr cubrir los excesos de gasto que año a año acompañan el presupuesto del país, pero estas han tenido poco éxito en el aumento del nivel de recaudo.

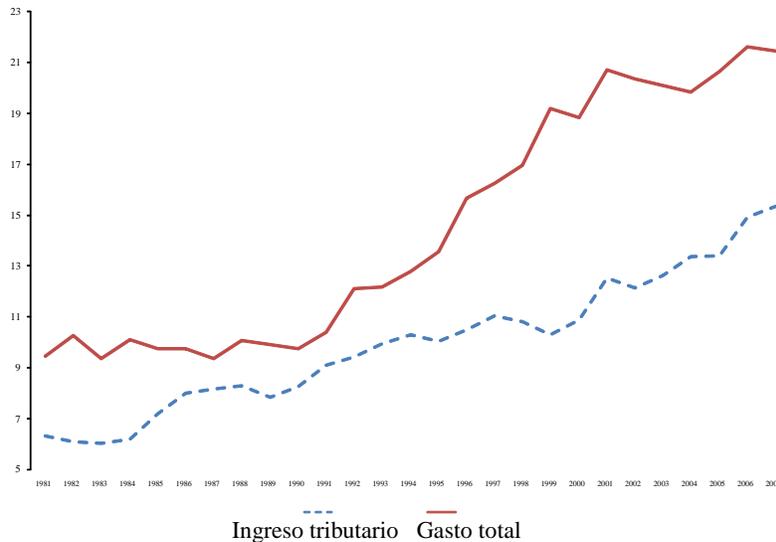
En Colombia, desde 1990 se han realizado más de 30 reformas fiscales con el objetivo de solucionar los desbalances fiscales causados por la constitución de 1991. La tabla 1 muestra un balance del número de reformas por tipo. Las reformas fiscales más frecuentes fueron las reformas tributarias, las cuales han sido 15 durante los últimos 18 años, lo que arroja un promedio de casi 4 reformas tributarias por gobierno y casi una anual. Estas cifras son realmente escandalosas porque es demasiado el costo político y económico que asume el gobierno al pasar una reforma por el congreso y poco el beneficio en materia fiscal que ha logrado con este número elevado de reformas. Si las reformas tributarias se acompañan de las reformas de gasto y de descentralización que han pasado por el congreso con los mismos objetivos

¹ Para una revisión completa, ver Olivera, Pachón y Perry (2009).

² Son Leyes que acompañan al presupuesto desde su elaboración, y son las encargadas de cubrir los desbalances del mismo, tienen la característica que son aprobadas al mismo tiempo que el presupuesto.

que las primeras se evidencian el poco éxito que han presentado las mismas, pues el déficit del GC es del orden de 3,3% del PIB para 2007 y en 1990 era de 0,7% del PIB.

Gráfico 1 - Ingresos tributarios y gastos totales del Gobierno Central. 1981-2007 (% del PIB)



Fuente: Ministerio de Hacienda y Departamento Nacional de Planeación.

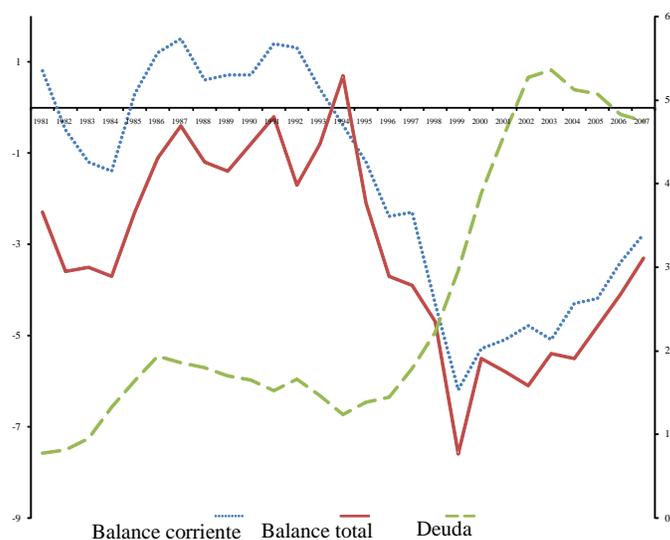
Tabla 1 - Número y tipo de reformas fiscales en Colombia

1990-2008				
	Reformas Tributarias	Reformas de Gasto	Reformas de Descentralización	Reformas pensionales
Decretos	3	3	0	0
Leyes	12	3	6	3
Reformas Constitucionales	0	0	3	0

Fuente: Olivera, Pachón y Perry (2009).

En el Gráfico 2 se observa que el balance fiscal de la economía se ha deteriorado desde 1994, año en el cual se comenzaron a ver los desbalances causados por el aumento en el gasto del GC generados por la descentralización del Estado y la creación de nuevas entidades gubernamentales. Después de las reformas, los gastos fueron aumentados de manera permanente pero los ingresos tan solo lo fueron de manera transitoria. Con el objetivo de aumentar los ingresos y amortiguar el gasto creciente se expidió la Ley 6 de 1992, la cual creó una sobre tasa del 25% en el impuesto de renta y un aumento en dos puntos porcentuales del Impuesto al Valor Agregado (IVA), pasando la tasa promedio de este último impuesto del 12% al 14%. Estos nuevos ingresos tributarios no fueron suficientes para sufragar el incremento en las transferencias regionales, en el servicio de personal de la administración de justicia, en el pasivo pensional. Así mismo, el gran aumento del gasto militar producto del conflicto armado que afronta el Estado de Colombia ha sido un factor agravante del desequilibrio fiscal.

Gráfico 2 - Balance corriente, balance total y deuda pública (eje secundario) 1981 - 2007 (% del PIB)



Fuente: Ministerio de Hacienda y Departamento Nacional de Planeación

El Gobierno Nacional se vio en la imperante necesidad de financiar el nuevo gasto creciente a través de un aumento en la deuda pública pues al no requerir una reestructuración del presupuesto ni reasignación de ingresos y gastos a través de sectores, la financiación a través de deuda pública resulta sencilla y poco costosa en términos políticos. En el Gráfico 2, se muestra dicho aumento de la deuda como porcentaje del PIB así como el deterioro simultáneo del balance fiscal y el balance corriente del GC, un hecho que muestra que el GC cubrió el déficit por medio de deuda y no por medio de su propio esfuerzo fiscal.

La Ley 223 de 1995 llevó a cabo algunos cambios en materia tributaria, que el país necesitaba en ese entonces. Dentro de los cambios estructurales se destacan: aumento del IVA del 14% al 16% en su tasa general, reducción al 35% del impuesto a la renta, fortalecimiento en el sistema de renta presuntiva, desmonte de exenciones al pago de impuesto de IVA y renta. En este sentido también consideró que las empresas unipersonales debían ser tratadas como compañías limitadas y definió con mayor claridad el tratamiento tributario que le debían dar a las empresas de leasing.

La tendencia creciente de la deuda como porcentaje del PIB fuerza a preocuparse acerca de la sostenibilidad de esta deuda a largo plazo. El déficit fiscal no puede crecer de manera sostenida, pues el desequilibrio fiscal tiene consecuencias nefastas en términos macroeconómicos, desencadenando desequilibrios similares en la moneda y en la balanza de pagos, desplazamiento de la inversión del sector privado y de la inversión extranjera, que a largo plazo pueden llevar a caídas en el crecimiento del producto. Si el GC llega a enfrentar una crisis de financiamiento, necesariamente tendrá que adoptar medidas de coyuntura para financiarse; estas medidas pueden dejar huellas imborrables en la senda de crecimiento del país, así como consecuencias a corto plazo en el empleo y el PIB.

3. Restricción presupuestal del gobierno, cointegración y cambio de régimen

3.1 Restricción presupuestal del gobierno y cointegración

El enfoque de restricción presupuestal del gobierno se basa en la siguiente ecuación de deuda pública:

$$D_{t+1} = G_t - I_t + (1 + i_t)D_t \quad (1)$$

Donde $t = 1, \dots, T$, D_{t+1} representa el nivel de deuda en un periodo adelante de t , G_t es el nivel de gasto en el periodo t , I_t es el nivel de ingresos del gobierno en el periodo t y $(1 + i_t)D_t$ muestra la deuda acumulada hasta el periodo t , incluido el gasto de intereses a tasa i_t . Se asume que los bonos del gobierno maduran después de un período.

Solucionando esta ecuación hacia adelante se tiene

$$D_0 = \sum_{t=1}^{\infty} r_t (I_{t+j} - G_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} r_j D_j \quad (2)$$

Donde $r_t = \prod_{i=1}^t \beta_i$ y $\beta_t = \frac{1}{1+i_t}$. La ecuación (2) se conoce como la restricción intertemporal del gobierno. Para que esta restricción se cumpla es necesario que el valor presente esperado de la deuda sea cero en el horizonte infinito, de tal manera que el segundo término en el lado derecho de (2) sea igual a 0.

Hakkio y Rush (1991) muestran que la restricción inter-temporal implica que el ingreso fiscal y el gasto incluyendo el pago de intereses deben estar cointegrados. Para este propósito, suponga que las series de ingreso y el gasto del GC son integradas de orden 1 y que la tasa de interés es estacionaria con media i .

$$I_t = \alpha_I + I_{t-1} + \varepsilon_{It}$$

$$G_t = \alpha_G + G_{t-1} + \varepsilon_{Gt}$$

Donde ε_{It} y ε_{Gt} son procesos estacionarios. Con estos supuestos, (2) se puede escribir como

$$G_t + i_t D_{t-1} = \alpha + I_t + \lim_{j \rightarrow \infty} \beta^{j+1} D_{t+j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde $\alpha = \frac{1+i}{i}(\alpha_I - \alpha_G)$, $\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^{j-1}(\varepsilon_{It} - \varepsilon_{Gt})$ y $\beta = \frac{1}{1+i}$.

Si el límite en (3) es igual a 0, entonces

$$G_t + i_t D_{t-1} = \alpha + I_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

La ecuación (4) muestra que el gasto incluyendo intereses y el ingreso fiscal están cointegrados con vector de cointegración (1,-1). De esta manera, Hakkio y Rush (1991) muestran que probar la hipótesis nula de cointegración y que el vector de cointegración es (1,-1) equivale a probar que la restricción

presupuestal del gobierno (2) se satisface. Desde una perspectiva meramente intuitiva las variables gasto e ingreso del gobierno deben estar cointegradas, ya que si no existe una relación de largo plazo entre las mismas, los gastos podrían estar creciendo indiscriminadamente y los ingresos decreciendo, lo que indicaría una continua acumulación de deuda, algo que en el largo plazo no es sostenible, ya que la deuda de un gobierno debe ser financiada con superávits futuros de igual magnitud a la deuda actual.

3.2 Estudios para Colombia y el presente artículo

Diversos estudios han evaluado la sostenibilidad fiscal colombiana mediante el enfoque de restricción presupuestal del Gobierno. Carrasquilla y Salazar (1992) utilizan datos anuales para el período 1930-1990, bajo el supuesto de tasa de interés constante y con las series en niveles, encuentran que déficit fiscal es estacionario y que el ingreso, el gasto y la deuda están cointegradas. Avella (2007) adopta una visión de largo plazo y encuentra cointegración entre los logaritmos del ingreso y el gasto total para el período 1925-2007. Alonso et. Al. (1996) utilizan las series como porcentaje del PIB para el período 1950-1996 y encuentran que se viola la restricción presupuestal del gobierno, no rechazando la ausencia de cointegración entre ingresos y gastos del GC.

Debido a los múltiples cambios institucionales que sufrió el proceso fiscal en Colombia durante los años 90, en este artículo sugerimos el uso de una metodología de cointegración en presencia de cambio de régimen, con el objetivo de estudiar los efectos del cambio institucional en la restricción presupuestal del gobierno y verificar la existencia de cambio de régimen en la restricción presupuestal del gobierno. La metodología se describe en la siguiente sección.

4. Cambio de régimen

De acuerdo a Hakkio y Rush (1991), la restricción presupuestal del gobierno puede cumplirse en condiciones menos restrictivas que las dadas por la ecuación (4). Si el ingreso y el gasto fiscal siguen el siguiente proceso

$$I_t = a + b(G_t + i_t D_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde $0 < b < 1$. Tomando valor esperado y sustituyendo (5) en (1) e iterando hacia adelante, se encuentra que el límite en la ecuación (3) es igual a

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \sum_{t=0}^j \left\{ \frac{[1 + (1 - b)i]^{j-k}}{(1 + i)} \right\}^{j+1} E_t S_{t+k} + \left\{ \frac{[1 + (1 - b)i]^j}{(1 + i)^{j+1}} \right\} E_t B_{t-1} = 0 \quad (6)$$

Por lo tanto, si el vector de cointegración normalizado por ingresos fiscales es igual a $(1, b)$ con $b < 1$, la restricción presupuestal aún se mantiene. Sin embargo, Hakkio y Rush apuntan que si las variables están expresadas en términos per cápita o como porcentaje del PIB, la razón deuda sobre PIB diverge al infinito.

Considere que las series de ingreso y gasto fiscal siguen el siguiente proceso

$$I_t = \begin{cases} a_1 + b_1(G_t + i_t D_{t-1}) + \varepsilon_t & t < t_B \\ a_2 + b_2(G_t + i_t D_{t-1}) + \varepsilon_t & t > t_B \end{cases} \quad (7)$$

De manera que hay un cambio en el vector de cointegración en el momento del tiempo t_B . Al permitir que haya un quiebre a través del tiempo en el proceso que siguen las series, se captura el efecto de las reformas a la presupuestación y el gasto fiscal, proveyendo de un marco más flexible para la modelación de la restricción presupuestal en países en desarrollo.

En este caso, si b_1 y b_2 son positivos y menores que uno, la ecuación (6) se mantiene con $b = b_2$. Luego, bajo cambio de régimen, la restricción presupuestal del gobierno se mantiene.

Gregory y Hansen (1996) han desarrollado una prueba de cointegración cuyo objetivo es establecer un nuevo test de cointegración con la posibilidad de un cambio de régimen, el propósito del artículo donde se desarrolla dicha prueba es diseñar un test de ADF y de Phillips donde se permita establecer hipótesis alternativas distintas a la cointegración tradicional, es decir hipótesis que incluyan cointegración en presencia de cambios estructurales en los vectores de cointegración a lo largo del tiempo, corrigiendo los problemas de falta de potencia en este tipo de escenarios de las pruebas anteriormente mencionadas.

En el modelo estándar de cointegración, se tienen dos series de datos observadas: $y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + \varepsilon_t$ con $t = 1, 2, \dots, n$, donde y_{1t} y y_{2t} son integradas de orden uno y ε_t es integrada de orden cero. Si este modelo captura la relación de largo plazo se creería que μ y α^T son invariantes en el tiempo.

Para modelar un cambio estructural desconocido, el cual podría ser un cambio en la pendiente y/o intercepto del vector de cointegración los autores proponen varios modelos alternativos. En nuestro caso, las series pueden seguir cualquiera de los dos siguientes procesos, correspondientes a los modelos 2 y 4 de Gregory y Hansen (1996)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{1\tau} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Donde

$$\varphi = \begin{pmatrix} 0 & \text{si } t \leq [Tt_B] \\ 1 & \text{si } t \geq [Tt_B] \end{pmatrix} \text{ y } [x] \text{ denota la parte entera de } x.$$

Por lo general, las pruebas de cointegración tradicionales en el sentido de Engle y Granger (1987), se basan en el estudio de los residuales del modelo, por medio de las habituales pruebas de raíz unitaria. La prueba de Gregory y Hansen (1996) permite hacer esto mismo, teniendo en cuenta la existencia de cambios en el vector de cointegración. Además, permite encontrar el momento de cambio en la relación de cointegración, calculando las pruebas estadísticas de cointegración para cada posible régimen y tomando el menor valor a través de todos los posibles puntos de quiebre. La hipótesis nula es ausencia

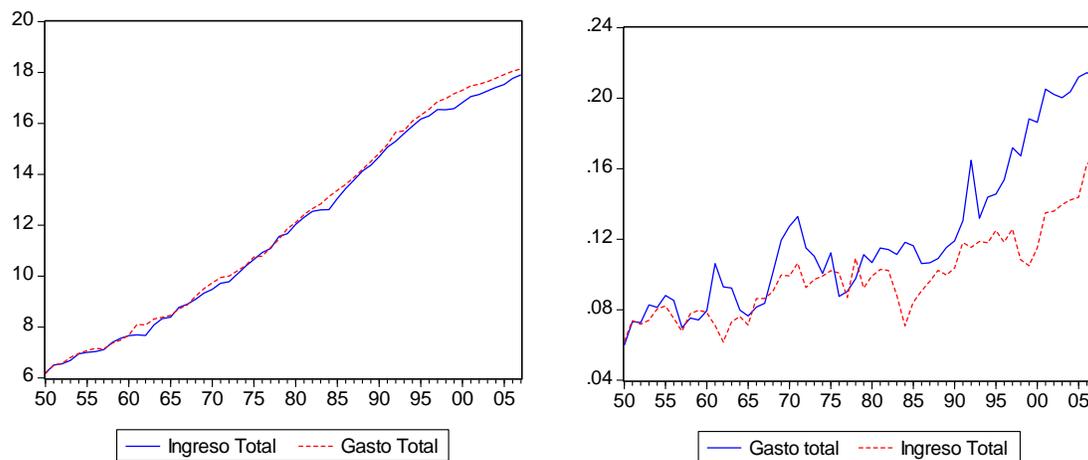
de cointegración, y la alternativa es existencia de cointegración con quiebre en el vector de cointegración. Esta prueba puede ser vista como una extensión de las pruebas de raíz unitaria en presencia de cambios estructurales de Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992), pruebas habituales de raíz unitaria donde se analizan series de tiempo con cambios estructurales conocidos y desconocidos, respectivamente.

5. Resultados sobre la sostenibilidad del déficit fiscal colombiano.

5.1 Series utilizadas, pruebas de raíz unitaria y cambio estructural.

Las series que se utilizaron para hacer el análisis son los ingresos y gastos totales, incluyendo intereses, del gobierno central colombiano. Estas series se encuentran en miles de millones de pesos, por lo tanto su varianza es muy grande. Se procedió a hacer dos transformaciones a las series: una transformación logarítmica, y una redefinición como porcentaje del PIB nominal base 1994. Se cuenta con 58 datos, desde 1950 hasta 2007 con frecuencia anual. Estos datos fueron proveídos por el Ministerio de Hacienda y el Departamento Nacional de Planeación (DNP), y son tomados de Gómez y Rhenals (2007). En el Gráfico 3 se muestran las series transformadas.

Gráfico 3. Ingresos y gastos totales del gobierno nacional central. Series en logaritmos (izquierda) y Porcentaje del PIB (derecha)



Fuente: Ministerio de Hacienda y Departamento Nacional de Planeación.

Al realizar un sencillo análisis gráfico, se evidencia primero que ambas series presentan tendencias similares y que su varianza y media no son constantes en el tiempo, es decir hay indicios que estas series no son estacionarias.

Dados estos indicios se procedió a efectuar pruebas de raíz unitaria, encontrando que ambas series no son estacionarias, es decir ambas son $I(1)$ con deriva, ya que en las dos pruebas en nivel de las series no se rechaza la hipótesis nula de que las series presentan raíz unitaria utilizando intercepto. Para la prueba

Dickey Fuller aumentada, la elección de variables exógenas se hace usando la estrategia de Dolado et. al (1990). La tabla 2 resume los resultados de las pruebas.

Tabla 2. Pruebas de raíz unitaria

Variable	ADF		DF-GLS		KPSS	
	Valor calculado	Valor crítico (5%)	Valor calculado	Valor crítico (5%)	Valor calculado	Valor crítico (5%)
$\ln(i_{total})$	0.873	-1.947	-0.468	-1.947	0.929***	0.463
$\ln(g_{total})$	-0.07	-2.915	-0.269	-1.946	0.928***	0.463
$\Delta \ln(i_{total})$	-6.657***	-2.915	-6.02***	-1.946	0.242	0.463
$\Delta \ln(g_{total})$	-3.135**	-2.916	-2.568**	-1.946	0.21	0.463
i_{total}/pib	1.403	-1.947	0.386	-1.946	0.939***	0.463
g_{total}/pib	0.964	-1.947	0.439	-1.947	0.811***	0.463
$\Delta(i_{total}/pib)$	-8.981***	-2.915	-6.758***	-1.947	0.190	0.463
$\Delta(g_{total}/pib)$	-9.266***	-2.915	-7.708***	-1.947	0.11	0.463

Para las pruebas ADF y DFGLS, la hipótesis nula es I (1). Para la prueba KPSS, la hipótesis nula es I (0). * Rechazo al 10% ** Rechazo al 5% *** Rechazo al 1%

Se sospecha que las series presentan cambio estructural causado por alguna de las reformas de los años 90, por los motivos expuestos en la introducción del presente artículo. Para verificar esta hipótesis y reiterar la presencia de raíz unitaria en las series con presencia de un cambio estructural en las mismas se procedió a realizar una prueba de raíz unitaria con cambio estructural siguiendo la metodología expuesta por Zivot y Andrews (1992) con quiebre en el intercepto. Además, se prueba la existencia del quiebre en el intercepto con la metodología de Zeileis (2003), basada en Bai y Perron (2003). Esta metodología estima el número óptimo de quiebres y las fechas de los mismos. Una vez encontrado el punto del quiebre, se evalúa su existencia con una prueba de Chow. Encontramos evidencia de quiebre estructural para las series en logaritmos en 1962, 1995 y 1997. No encontramos evidencia de que este quiebre sea determinístico. Las tablas 3 y 4 resumen estos resultados. En cuanto a las series como porcentaje del PIB, no encontramos evidencia de quiebre estructural: el quiebre puede no detectarse como consecuencia del comportamiento del PIB nominal.

Tabla 3. Pruebas de quiebre estructural

Ecuación	Número estimado de quiebres (BIC)	Fechas de los quiebres	Estadísticos de prueba de Chow
$\Delta \ln(i_{total}_t) = c + \varepsilon_t$	2	1962 1995	1963 4.564**
			1996 3.857*
$\Delta \ln(g_{total}) = c + \varepsilon_t$	1	1997	1997 4.851**

La hipótesis nula es ausencia de quiebre estructural. * Rechazo al 10% ** Rechazo al 5% *** Rechazo al 1%

Tabla 4. Prueba de Zivot y Andrews (1992) con quiebre en el intercepto.

Variable	Valor calculado	Valor crítico (5%)
$\ln(\hat{c}_{total})$	-4.5801*	-4.8
$\ln(\hat{g}_{total})$	-2.8165	-4.8

La hipótesis nula es raíz unitaria y la alternativa es ausencia de raíz unitaria, quiebre determinístico.

* Rechazo al 10% ** Rechazo al 5% *** Rechazo al 1%

5.2 Pruebas de cointegración

Una vez se demuestra que las dos series son no estacionarias se procede a realizar pruebas de cointegración, utilizando las pruebas de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988). Hacemos las pruebas para diferentes períodos y con las diferentes transformaciones de las series, para comparar este estudio con los anteriores. Usando las series como porcentaje del PIB, nuestros resultados son consistentes con los de Avella (2007), Alonso et. al (1996) y Carrasquilla y Salazar (1992). Sin embargo, para estos dos últimos estudios, no es posible hacer una comparación completa, debido a que en estos trabajos no se utilizan las mismas pruebas. Encontramos cointegración para las series en logaritmos en todos los casos, y ausencia de cointegración usando la metodología de Johansen para las series como porcentaje del PIB en el período 1950-1996, resultado consistente con el de Alonso et al. (1996).

Tabla 5. Pruebas de cointegración

Período	Estadístico Prueba Engle-Granger	Valor Crítico (5%)	Estadístico Prueba Johansen (Traza)	Valor Crítico (5%)	Estadístico Prueba Johansen (Max valor propio)	Valor Crítico (5%)
Series en logaritmos						
1950-1990	-3.636**	-3.485	31.491***	20.262	21.814***	15.892
1950-1996	-4.250***	-3.346	27.543***	20.262	18.854**	15.892
1950-2007	-4.113**	-3.440	26.659***	20.262	22.872***	15.892
Series como % del PIB						
1950-1990	-3.615**	-3.485	19.89227*	20.262	16.267**	15.892
1950-1996	-4.417***	-3.346	14.906	20.262	12.435	15.892
1950-2007	-3.802**	-3.440	19.274*	20.262	14.672*	15.892

La hipótesis nula en todos los casos es ausencia de cointegración. * Rechazo al 10% ** Rechazo al 5% *** Rechazo al 1%

Tabla 6. Vectores de cointegración estimados (normalizados por ingreso)

Período	Constante	Pendiente
Series en logaritmos		
1950-1990	-0.174 (0.286)	-0.765 (0.05)
1950-1996	0.015 (0.063)	-0.966 (0.009)
1950-2007	0.018 (0.057)	-0.972 (0.004)

Series como % del PIB		
1950-1990	-0.008 (0.012)	-0.8 (0.125)
1950-1996	-	-
1950-2007	-0.031 (0.008)	-0.591 (0.065)

Estimados por la metodología de Johansen. Errores estándar en paréntesis.

La tabla 6 muestra los vectores de cointegración estimados a través de la metodología de Johansen. El vector de cointegración cambia a lo largo del tiempo. En todos los casos el coeficiente es consistente con la restricción presupuestal del gobierno interpretada de una manera estricta, si bien no lo son respecto al crecimiento del cociente deuda/PIB. Sin embargo, este resultado es común y se ve en estudios anteriores. El cambio en el vector de cointegración puede deberse a un cambio de régimen en el proceso fiscal colombiano. Para probar esta hipótesis, desarrollamos la prueba de Gregory y Hansen (1996) en la siguiente sección.

5.2 Pruebas de cointegración y cambio de régimen.

Alonso et al (1996) aseguran que las series de ingreso y gastos no están cointegradas, utilizando una muestra desde 1980 hasta 1996 de los ingresos y gastos como porcentaje del PIB, ellos aseguran que Carrasquilla (1992) tiene razón en el hecho que hasta 1990 la deuda pública es sostenible pero que si se amplía la muestra hasta 1996 la deuda no es sostenible, ellos justifican este hecho por el gran aumento de gasto que generó la constitución de 1991.

Dados los resultados del presente artículo, es contradictoria la hipótesis de Alonso et al (1996), ya que efectivamente las variables de ingreso y gastos hasta 2007 están cointegradas, lo que sería evidencia de la sostenibilidad de la deuda pública colombiana. Pero hay un punto interesante en el desarrollo del artículo de Alonso et al (1996) y es el hecho que tal vez exista un cambio de régimen que sucedió en Colombia en 1996, que afectó el vector de cointegración de tal manera que hoy en día las series están cointegradas de nuevo y la restricción se cumple.

Por tanto, se procede a realizar la prueba propuesta Gregory y Hansen (1996), donde se analiza la cointegración en presencia de cambios en el vector de cointegración, para esto se utiliza la prueba programada por Hansen las tablas 7 y 8 muestran los resultados de las pruebas de Gregory y Hansen (1996) para los modelos 2 y 4 respectivamente.

Tabla 7. Prueba de Gregory y Hansen (1996). Cambio en intercepto.

Prueba	Valor Calculado	Valor Crítico (5%)	Periodo de cambio en el vector
Series en logaritmos			
ADF	-5,42***	-4,61	1994 (0,78)
Phillips Z_t^*	-4,646**	-4,61	1996 (0,81)
Series como % del PIB			

ADF	-4.31	-4,61	1996 (0,81)
Phillips Z_t^*	-4,346*	-4,61	1996 (0,81)

La hipótesis nula es ausencia de cointegración y la alternativa es cointegración con cambio de régimen.
* Rechazo al 10% ** Rechazo al 5% *** Rechazo al 1%

Tabla 8. Prueba de Gregory y Hansen (1996). Cambio en intercepto y tendencia

Prueba	Valor Calculado	Valor Crítico (5%)	Periodo de cambio en el vector
Series en logaritmos			
ADF	-5,482***	-4,95	1994 (0,78)
Phillips Z_t^*	-4,953**	-4,95	1996 (0,81)
Series como % del PIB			
ADF	-5,17***	-4,95	1996 (0,82)
Phillips Z_t^*	-5,22**	-4,95	1996 (0,82)

La hipótesis nula es ausencia de cointegración y la alternativa es cointegración con cambio de régimen.
* Rechazo al 10% ** Rechazo al 5% *** Rechazo al 1%

En ambos casos se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, por lo cual se supondría que la deuda pública es sostenible en el largo plazo, un hecho que reafirma la hipótesis del presente artículo. En ambos casos, el cambio en el vector de cointegración se da en el año 1996. Este quiebre tiene mucho sentido económico, si se piensa que el efecto de los nuevos gasto presenta un rezago de 2 a 4 años en los cuales el Gobierno Nacional mantuvo la sostenibilidad de la deuda posiblemente con un aumento transitorio de sus ingresos permitido por la constituyente, la cual le autorizó al GC a hacer una última reforma tributaria que no tendría que compartir con las regiones y no tendría que pasarse por el congreso (Olivera et al (2009)), aunque por razones políticas finalmente la reforma tributaria hizo transito en el congreso convirtiéndose en la Ley 6 de 1992 la reforma permitió amortiguar el galopante gasto por un breve período de tiempo. Pero en 1994 con la reformas a los regímenes de salud y pensiones se desbordo aun más el gasto del GC y se hizo insostenible el nivel de gasto del país.

Dadas esta circunstancias el Gobierno Nacional trato de hacer una reforma estructural al sistema tributario del país en 1995, los eventos políticos no permitieron que se llevaran a cabo en la totalidad el cambio estructural pero la Ley 223 de 1995 efectuó algunos de los cambios estructurales en materia tributaria que el país necesitaba en ese entonces. Esta reforma, a través del aumento del IVA del 14% al 16% en su tasa general, el fortalecimiento en el sistema de renta presuntiva y el desmonte de exenciones, aumentó los ingresos del erario para volver de nuevo sostenible la deuda pública.

La reforma tributaria de 1995, sin duda alguna, recompuso la seda de los ingresos de la nación trasladando la deuda de un escenario de insostenibilidad a uno de sostenibilidad, tal y como lo muestran los resultados de la sección anterior., donde se demuestra que en 1996 se presentó un cambio estructural en el vector de cointegración en el año de 1996, un año después de la puesta en marcha de la Ley 223 de 1995, generando dicho cambio un paso de un situación de no cointegración de las series de ingresos y gastos a una situación de cointegración de las mismas.

6. Conclusiones

Los resultados del presente artículo son interesantes, ya que efectivamente la prueba de cointegración en presencia de cambio de régimen arroja que cinco años después de la expedición de la constitución 1991 existe un cambio estructural en la relación de largo plazo entre las variables de ingreso y gastos del GC, un hecho que fortalece la hipótesis que efectivamente la constitución si afectó la sostenibilidad de la deuda en un periodo determinado.

A priori se podría pensar que la reforma tributaria cuasi-estructural de 1995 ayudo a retomar la senda de cointegración de las series de ingresos y gastos del GC. En este mismo sentido, las reformas constitucionales como el Acto Legislativo 01 de 2001 y posteriormente el Acto Legislativo 04 de 2007, las cuales frenaron fuertemente el envío de transferencias a las regiones estableciendo una senda de crecimiento de las trasferencias independiente del crecimiento del ingreso corriente del GC fortalecieron la relación de largo plazo entre ingresos y gastos que había forjado la reforma de 1995 conduciendo a niveles de deuda sostenibles en la actualidad.

Finalmente, las hipótesis de Carrasquilla (1992) y Alonso et al (1996) se pueden reconciliarse, aplicando metodologías más avanzadas para establecer relaciones de cointegración, debido a que si se aplica la metodología tradicional de Engle y Granger podrían hacerse recomendaciones de política pública erróneas, donde se afirme la insostenibilidad de la deuda tan solo porque no se tiene en cuenta una metodología de cointegración en presencia de cambio estructural en el vector de cointegración. Asimismo, es loable la implementación de reformas estructurales en materia tributaria y descentralización. Se deben seguir incentivando este tipo de reformas, que son las que finalmente le dan sostenibilidad al nivel de deuda, pues las demás reformas fiscales de orden parcial no han surtido ningún efecto en esta materia.

Referencias

- Alonso, J. C.; Olivera, M. & Fainboim Yaker, I. (2000), Del Equilibrio al Desequilibrio Fiscal en Colombia, *en* Ernesto Talvi & Carlos Végh, ed., “¿Cómo armar el rompecabezas fiscal? Nuevos indicadores de sostenibilidad”, Inter-American Development Bank, pp. 139-227.
- Avella, M. (2007), “Some stylized facts on public finance in Colombia since the first Kemmerer mission (1923)”, Borradores de Economía 004321, Banco de la República.
- Carrasquilla, A. & Salazar, N. (1992), “Sobre la Naturaleza del Ajuste Fiscal en Colombia”, *Ensayos sobre Política Económica - Banco de la República* 21(21), 165 - 190.
- Cuddington, J. T. (1997), “Analysing the Sustainability of Fiscal Deficits in Developing Countries”, Working Paper 9706001, EconWPA.
- Dolado, J. J.; Jenkinson, T. & Sosvilla-Rivero, S. (1990), “Cointegration and Unit Roots”, *Journal of Economic Surveys* 4(3), 249-73.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* **55**(2), 251-76.

File, G. & Scartascini, C. (2004), "Budget Institutions and Fiscal Outcomes Ten years of inquiry on fiscal matters at the Research Department" Research Department 10th Year Anniversary Conference', Interamerican Development Bank.

Greene, W. (2008), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.

Gregory, A. W.; Nason, J. M. & Watt, D. G. (1996), "Testing for structural breaks in cointegrated relationships", *Journal of Econometrics* **71**(1-2), 321-341.

Gómez Muñoz, W. & Rhenals M., R. (2007), "Un cálculo del déficit fiscal estructural: análisis y una propuesta metodológica", *Perfil de Coyuntura Económica* **1**(10), 47-70.

Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996), "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics* **70**(1), 99-126.

Hakkio, C. S. & Rush, M. (1991), "Is the Budget Deficit "Too Large?", *Economic Inquiry* **29**(3), 429-45.

Hamilton, J. D. & Flavin, M. A. (1986), "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review* **76**(4), 808-19.

Hansen, B. E. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I (1) Processes", *Journal of Business & Economic Statistics* **10**(3), 321-35.

Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**(2-3), 231-254.

Junguito, R. & Rincón, H. (2004), "La Política Fiscal En El Siglo XX En Colombia", Borradores de Economía 003052, Banco De La República.

Lütkepohl, H. & Krätzig, M. (2004), *Applied time series econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge Univ. Press.

McKinnon, J. G. (1991), Critical values for cointegration tests, en R.F. Engle & C.W.J. Granger, ed., "Long-run economic relationships: Readings in cointegration", Oxford Press, pp. 267-276.

Olivera, M. Pachón, M & Perry, G. (2009). La economía política de las reformas fiscales: el caso Colombiano. Documento de Trabajo. Fedesarrollo y BID.

Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* **57**(6), 1361-1401.

Wilcox, D. W. (1989), "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint", *Journal of Money, Credit and Banking* **21**(3), 291-306.

Zeileis A., Kleiber C., Krämer W., Hornik K. (2003), Testing and Dating of Structural Changes in Practice, *Computational Statistics and Data Analysis*, **44**, 109-123

Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics* **10**(3), 251-70.