

# MPRA

Munich Personal RePEc Archive

## **Fiscal sustainability: A data panel approach for eight Latin American countries**

Campo Robledo, Jacobo

Universidad del Rosario - Facultad de Economía

30. August 2011

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/33091/>

MPRA Paper No. 33091, posted 01. September 2011 / 03:05

# *Sostenibilidad fiscal: una aproximación con datos panel para 8 países Latinoamericanos\**

Jacobo Campo Robledo<sup>†</sup>

Julio de 2.011 <sup>‡</sup>

## Resumen

Este documento examina la hipótesis de sostenibilidad fiscal para 8 países de Latinoamérica. A partir de un modelo de datos panel, se determina si los ingresos y gasto primario de los Gobiernos entre 1960 - 2009 están cointegrados, es decir, si son sostenibles a largo plazo. Para esto, se utilizaron pruebas de raíz unitaria y cointegración de segunda generación con datos panel macroeconómicos, lo que permite tener en cuenta la dependencia cruzada entre los países, así como los posibles quiebres estructurales en la relación que estén determinados de manera endógena; en particular, se usan la prueba de estacionariedad de Hadri y Rao (2008) y la prueba de cointegración de Westerlund (2006). Como resultado del análisis se encontró evidencia empírica de que en el período bajo estudio el déficit primario en los 8 países latinoamericanos es sostenible pero en sentido débil.

## Abstract

This paper examines the hypothesis of fiscal sustainability for 8 Latin American countries. Using panel data models, we determined whether the revenue and primary expenditure of governments are sustainable in the long run. We used second generation panel data unit root and cointegration tests, which allows for cross-sectional dependence among countries, as well as possible structural breaks. In particular, we used Hadri and Rao (2008) unit root test and Westerlund (2006) cointegration test. We found empirical evidence that the primary deficit in the 8 Latin American countries is sustainable in a weak sense in the period under study.

**Palabras Clave:** *Sostenibilidad fiscal, Raíces unitarias en panel, Cointegración en panel, Latinoamérica.*

**Clasificación JEL:** *C33, H60.*

---

\* Artículo presentando como trabajo de grado para optar por el título de Magíster en Economía del Programa Maestría en Economía de la Universidad del Rosario. Bogotá, Colombia.

<sup>†</sup> Estudiante de Maestría de la Facultad de Economía. Universidad del Rosario. Correo electrónico: [jacobo.campo@gmail.com](mailto:jacobo.campo@gmail.com)

<sup>‡</sup> Agradezco en primer lugar a mi director de trabajo de grado Luis Fernando Melo por su apoyo, además de las valiosas sugerencias y recomendaciones. En segundo lugar, los importantes comentarios que realizó José Fernando Moreno. Finalmente a Manuel Ramírez y Dario Maldonado, quienes fueron los evaluadores de la propuesta. Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva del autor.

# *Sostenibilidad fiscal: una aproximación con datos panel para 8 países Latinoamericanos*

## **Índice**

<b>1. Introducción</b>	<b>2</b>
<b>2. Revisión Bibliográfica</b>	<b>3</b>
<b>3. Marco Teórico</b>	<b>6</b>
3.1. Modelo Teórico . . . . .	6
<b>4. Metodología y Datos</b>	<b>8</b>
4.1. Datos Panel . . . . .	8
4.1.1. Raíz unitaria en panel heterogéneo con quiebre estructural y dependencia cruzada . . . . .	9
4.1.2. Cointegración en panel heterogéneo con múltiples quiebres estructurales y dependencia cruzada . . . . .	11
4.2. Datos . . . . .	14
4.3. Hechos Estilizados . . . . .	16
<b>5. Resultados Empíricos</b>	<b>18</b>
5.1. Resultado raíz unitaria panel . . . . .	18
5.2. Resultado cointegración panel . . . . .	20
<b>6. Conclusiones</b>	<b>25</b>

## 1. Introducción

El tema de la sostenibilidad fiscal, es decir, el grado de solvencia que tiene un Gobierno en términos intertemporales ha sido trabajado por numerosos investigadores a lo largo de los últimos treinta años. Dado que, el control del déficit fiscal es un tema que involucra el desarrollo sostenible y el crecimiento económico, la importancia de su análisis para los países no requiere amplias justificaciones. Además, las decisiones políticas entorno al control del déficit fiscal no sólo tienen grandes efectos sobre los gastos y los ingresos del Gobierno, sino que además inciden de manera importante en variables macroeconómicas como el ahorro y la inversión nacional, por tanto también en el saldo de la cuenta corriente.

Un ejemplo claro de la importancia del déficit fiscal es el Tratado de Maastricht. En 1991, los países miembros de la Unión Europea (UE) firmaron dicho tratado con el fin de unificar las políticas económicas de los países que la conforman. Los criterios de convergencia básicos fueron; la inflación, el tipo de cambio, el interés nominal, la deuda y el déficit fiscal. Específicamente, el tratado establece que el déficit del Gobierno no debe ser mayor al 3 % del Producto Interno Bruto (PIB) y que la deuda pública no debe superar el 60 % del PIB. A finales de 1999, los países de la Unión Monetaria Europea (UME) ya cumplían con los términos de referencia estipulados en el tratado de Maastricht.

Por otra parte, la mayoría de los Gobiernos latinoamericanos se han esforzado por mantener la confianza de sus consumidores en la economía, para lo cual han buscado garantizar la sostenibilidad fiscal, esto requiere que los Gobiernos asuman posturas fiscales de manera responsable y la estabilidad de las variables macroeconómicas. Este tema siempre ha sido objeto de estudio en los países en desarrollo, y el Fondo Monetario Internacional (FMI) ha tratado de ayudar a los países latinoamericanos a reducir sus déficits fiscales, además actualmente la sostenibilidad fiscal ha adquirido más interés debido a la adopción de reglas fiscales por parte de algunos de los Gobiernos latinoamericanos.

En este contexto, la hipótesis de sostenibilidad fiscal juega un papel importante, pues indica que los ingresos y los gastos del Gobierno deben compartir una tendencia a largo plazo, aunque existe mucha evidencia empírica que sustenta esta hipótesis, también existe evidencia que refleja la inexistencia de una sostenibilidad fiscal, lo cual se debe principalmente a que el gasto es una variable crítica y los Gobiernos centrales de varios países tienen dificultades para financiarlo con sus ingresos corrientes. Es importante aclarar que para los análisis de sostenibilidad, algunos autores sostienen que no se deben tener en cuenta los gastos totales de los Gobiernos (incluyendo los intereses de la deuda), pues los intereses de deuda se pagan necesariamente, y además, estos gastos en gran medida están condicionados por la economía. En este trabajo se emplean datos sobre ingresos y gasto primario del Gobierno Central de Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay, para los que existen datos comprendidos entre 1960 - 2009.

Respecto a la literatura relacionada con este tipo de temas, trabajos como los de [Hakkio y Rush \(1991\)](#) y [Haug \(1991\)](#) dieron paso a una serie de estudios a nivel mundial que buscaron presentar evidencia empírica con series de tiempo acerca de la existencia o cumplimiento de la hipótesis de sostenibilidad fiscal, estos trabajos, que usaron la famosa prueba de cointegra-

ción desarrollada por [Engle y Granger \(1987\)](#), obtuvieron diversos resultados, en ocasiones contradictorios o no concluyentes. Cabe notar que la mayoría de los trabajos que tratan este tema se encuentran aplicados a nivel individual (un país específico) y no en el contexto panel, ya que estas metodologías panel se han desarrollado durante las últimas décadas. De la falta de consenso entre los estudios que han examinado la sostenibilidad fiscal de los países a través del análisis de series de tiempo surge la pregunta acerca de si la política fiscal de los países de una región es sostenible a largo plazo, pues existen fuertes vínculos entre las economías de una región, los cuales pueden hacerla vulnerable ante movimientos de capital de carácter especulativo. Trabajos como los de [Prohl y Schneider \(2006\)](#), [Afonso \(2007\)](#) y [Afonso y Rault \(2010\)](#), los cuales usan metodologías para datos panel macroeconómicos, han encontrado evidencia empírica de que existe una relación de largo plazo entre los ingresos y los gastos de los Gobiernos para diferentes países de la UE. Adicionalmente, mediante una prueba de estacionariedad de panel macroeconómico [Holmes et al. \(2010\)](#) encontraron evidencia empírica de que el déficit fiscal es sostenible para trece países de la UE entre 1971 y 2006.

Este trabajo hace principalmente dos contribuciones: En primer lugar, aplica metodologías econométricas recientes y de frontera para el estudio de la sostenibilidad fiscal. En particular, utiliza técnicas econométricas asociadas a pruebas de raíces unitarias ([Hadri y Rao \(2008\)](#)) y cointegración ([Westerlund \(2006\)](#)) de segunda generación para datos de panel macroeconómicos, pruebas que corrigen la dependencia cruzada entre los individuos y adicionalmente pueden considerar la presencia de quiebres estructurales. En segundo lugar, hace una contribución empírica a la literatura sobre sostenibilidad fiscal para Latinoamérica, tema que ha interesado a los investigadores desde mediados de la década pasada, esta contribución tiene especial importancia porque en América Latina no se ha hecho un estudio de este tipo -los trabajos que se encuentran en la literatura son para un país específico y usan metodologías para análisis de series de tiempo-.

El presente artículo está compuesto de seis secciones; esta introducción es la primera. En la segunda sección se presenta una revisión bibliográfica de la literatura internacional sobre el tema de sostenibilidad fiscal. En la tercera, se expone el marco teórico de la investigación, se describe el modelo usado y se presentan algunos hechos estilizados. En la cuarta parte, se describen las metodologías de raíz unitaria y cointegración en panel utilizadas y se presentan los datos empleados para el análisis empírico. Los resultados de las estimaciones son presentados en la quinta sección. Finalmente, en la sexta y última sección se exponen las conclusiones.

## 2. Revisión Bibliográfica

A nivel internacional este tema ha sido ampliamente estudiado desde hace aproximadamente veinte y cinco años, cuando apareció el artículo de [Hamilton y Flavin \(1986\)](#), quienes probaron que la deuda es estacionaria bajo supuestos como una tasa de interés constante, una tasa constante de descuento de deuda y un valor presente neto del superávit primario estacionario, para lo cual estos autores presentaron evidencia de sostenibilidad fiscal para Estados Unidos durante el período comprendido entre 1960 - 1984. Posteriormente, [Wilcox](#)

(1989) empleó los datos de Hamilton y Flavin y aplicó una nueva prueba para distinguir entre políticas sostenibles y no sostenibles, la cual permite variaciones estocásticas, de esta manera, Wilcox demostró la estabilidad de los parámetros por medio del test de Chow (1960) y llegó a la conclusión de que la política fiscal de Estados Unidos no es sostenible.

A comienzo de los años noventa, Hakkio y Rush (1991) estudiaron la sostenibilidad fiscal de la economía de Estados Unidos con datos trimestrales para diferentes periodos, principalmente entre 1950 y 1988, encontraron evidencia de cointegración entre los ingresos y gastos del Gobierno, pero con un coeficiente significativo y menor a 1, el cual interpretaron como no sostenible. Por su parte, Haug (1991) analizó la sostenibilidad fiscal por medio de la prueba de cointegración de Engle y Granger (1987), para lo cual empleó datos trimestrales de deuda pública y déficit primario para Estados Unidos durante el periodo comprendido entre 1960:1 - 1987:4. Haug obtuvo como resultado que existe cointegración entre estas variables, de manera que según él se cumple la hipótesis de sostenibilidad fiscal.

Por la misma época, Trehan y Walsh (1988, 1991) siguieron el trabajo de Hamilton y Flavin (1986) y usando datos de Estados Unidos para el período entre 1890 - 1986, mostraron que los ingresos y gastos totales (incluyendo intereses de deuda) están cointegrados con un vector [1 -1] y que, por lo tanto, se cumple la Restricción Presupuestal Intertemporal (en adelante, RPI) del Gobierno. Después, en su segundo artículo escrito en 1991, estos autores extendieron el análisis para mostrar que si la tasa de interés real es constante, la existencia de cointegración entre el nivel de deuda y el déficit primario es una condición necesaria y suficiente para que se cumpla la RPI. En sus resultados no encontraron que esta relación de largo plazo existiera entre las variables. Sin embargo, hallaron que la primera diferencia del nivel de deuda es estacionario, lo que les permitió concluir que existe sostenibilidad fiscal de la deuda y que no debe asumirse que la tasa de interés es constante. Pocos años después, Quintos (1995) empleó la metodología de Chow (1960) para diseñar una prueba que permitiera determinar si hay cointegración entre los ingresos y los gastos del Gobierno de Estados Unidos en presencia de quiebre estructural durante el periodo entre 1947:2 - 1992:3. Al aplicar la prueba Quintos encontró evidencia de cointegración e introdujo el concepto de sostenibilidad fiscal en sentido débil. Por una parte, sostenibilidad fiscal en sentido fuerte implica que los ingresos y los gastos están cointegrados con un coeficiente igual a uno. Es decir, un incremento del 1 % en el gasto implica un incremento en la misma magnitud de los ingresos en el largo plazo. Por otra parte, la condición en sentido débil se tiene cuando estas 2 series están cointegradas, pero el coeficiente de cointegración es estrictamente menor que uno. Esto significa que un incremento del 1 % en el gasto está asociado a un incremento de menor magnitud de los ingresos en el largo plazo.

En Latinoamérica se han realizado diversos análisis de sostenibilidad fiscal. Por ejemplo, Díaz-Alvarado *et al.* (2004) hicieron una revisión extensa de literatura sobre sostenibilidad fiscal y a modo de muestra aplicaron un modelo probabilístico para evaluar la sostenibilidad fiscal de Ecuador; con este estudio encontraron que si bien esta economía no presenta sostenibilidad fiscal, ha mejorado considerablemente. Por otra parte, Aráoz *et al.* (2006) emplearon datos anuales para el período comprendido entre 1865 - 2002 y mostraron que dependiendo de la muestra que se tome, el resultado sobre si el déficit fiscal es sostenible o no en el largo plazo es ambiguo. Adicionalmente, los autores emplearon datos sobre ingresos y gastos

(incluyendo el pago de intereses) del Gobierno para el período entre 1951 - 1989 y encontraron un quiebre estructural en ingresos para 1981 y un quiebre en gastos en 1984, lo que los llevó a inferir que las series no están cointegradas y que por tanto no existe evidencia de sostenibilidad fiscal. No obstante, para el período entre 1990:1 - 2002:4 hallaron un quiebre estructural en la serie de ingresos y gastos en 2001:4 y encontraron que hay cointegración con un coeficiente de 0,618 por lo que concluyeron que para ese período existe sostenibilidad en sentido débil.

Para Chile, Vergara (2002) analizó la situación de la política fiscal y a través de un estudio descriptivo mostró que esta es sostenible y compatible con la regla fiscal adoptada de un superávit del 1 % del PIB. Por otra parte, Ríos (2003) presentó varias medidas de sostenibilidad fiscal para el caso Venezolano y argumentó que la inviabilidad de la política fiscal de Venezuela se debe principalmente a la volatilidad de los ingresos fiscales, por lo cual propuso una reforma tributaria para armonizar estos resultados. De otro lado, a través de indicadores de sostenibilidad alternativos Borchardt *et al.* (2004) estudiaron la sostenibilidad fiscal en Uruguay para el período comprendido entre 1974 - 1996 y encontraron que ese país no tiene problemas de sostenibilidad fiscal a mediano plazo; además, estos autores llevaron a cabo proyecciones con diferentes escenarios para la etapa entre 1997 y 2001. También se debe tener en cuenta el trabajo realizado por Arias *et al.* (1997), quienes estudiaron el período entre 1970 - 1996, concluyeron que la política fiscal de Perú ha sido insostenible a través de diferentes técnicas, pero proyectaron que el déficit del Gobierno de ese país desaparecería en el año 2000.

En el caso Colombiano, existe un sin número de trabajos que han estudiado la sostenibilidad fiscal a través del análisis de series de tiempo. Por ejemplo, Carrasquilla y Salazar (1992) emplearon datos anuales sobre gasto e ingresos del Gobierno Central para el período comprendido entre 1930 - 1990 y encontraron que la política fiscal colombiana es sostenible. Por otra parte, Alonso *et al.* (1997) emplearon datos trimestrales para la etapa entre 1980:1 - 1996:4 y datos anuales para 1950 - 1996, hallando que para estos periodos la política fiscal colombiana no es sostenible, por lo que de acuerdo con ellos es necesario hacer ajustes de corto y mediano plazo. En un estudio más reciente, Moreno y Pérez (2009) usaron datos anuales para analizar la sostenibilidad de la deuda para Colombia durante el periodo entre 1950 - 2007 a través de la prueba de cointegración con cambio de régimen (cambio estructural) desarrollada por Gregory y Hansen (1996) y encontraron evidencia empírica de que el nivel de deuda en Colombia es sostenible y presenta un cambio de régimen en 1996.

En otro estudio similar, Lozano y Cabrera (2009) emplearon datos reales ajustados por el ciclo económico de ingresos y gasto primario del Gobierno y realizaron un estudio sobre la sostenibilidad de la deuda para el período entre 1990:1 - 2008:4; estos autores también usaron la prueba desarrollada por Gregory y Hansen (1996) y encontraron que en 1995 ocurrió un cambio estructural en la relación de largo plazo entre el gasto primario y los ingresos del Gobierno Central, por lo que concluyeron que las finanzas nacionales son sostenibles en sentido débil. En todos estos estudios, los autores emplearon la RPI del Gobierno como modelo base. Además, son trabajos realizados con series temporales y no consideran modelos de datos panel. No obstante, desde el punto de vista de la modelación, la mayoría de los estudios empíricos sobre sostenibilidad fiscal en Colombia y los demás países latinoamericanos no

consideran cambios estructurales en la relación de largo plazo entre los gastos e ingresos del Gobierno.

En cuanto al contexto de datos panel macroeconómicos, [Holmes et al. \(2010\)](#) encontraron que para trece países de la UE el déficit fiscal es estacionario a lo largo del período entre 1971 - 2006, lo cual es consistente con la hipótesis de sostenibilidad de la deuda. Por otro lado, [Prohl y Schneider \(2006\)](#) encontraron evidencia de cointegración entre el déficit fiscal primario y la deuda pública para quince países de la UE en el período comprendido entre 1970 y 2004, para lo cual aplicaron pruebas de raíces unitarias y la prueba de cointegración en panel de [Barnerjee y Carrion-i-Silvestre \(2006\)](#). De igual modo, [Afonso y Rault \(2010\)](#) emplearon pruebas de segunda generación de raíces unitarias y cointegración para analizar la sostenibilidad de 15 países de la UE en el periodo entre 1970 - 2006. Finalmente, [Westerlund y Prohl \(2010\)](#) analizaron la hipótesis de sostenibilidad y determinaron si durante 1977Q1 - 2005Q4 los gastos e ingresos de los Gobiernos de 8 países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OECD por sus siglas en inglés) están cointegrados, para lo cual usaron metodologías de raíces unitarias y cointegración de datos panel que incluyen la dependencia cruzada y posibles quiebres estructurales.

### 3. Marco Teórico

En esta sección se expone el modelo teórico, el cual se centra en la sostenibilidad fiscal a través de la RPI. Aunque en la literatura teórica sobre este tema existen numerosos aportes, aquí se presenta el desarrollo propuesto por [Hakkio y Rush \(1991\)](#)<sup>1</sup>.

#### 3.1. Modelo Teórico

El modelo desarrollado por [Hakkio y Rush \(1991\)](#) es dinámico y parte de la RPI a la que se enfrenta el Gobierno en el periodo  $t$ , la cual está expresada en términos nominales en la siguiente ecuación:

$$G_{it} + (1 + n_{it})B_{i,t-1} = I_{it} + B_{it} \quad (1)$$

donde  $B_{it}$  es la deuda pública para el país  $i$  en el periodo  $t$ ;  $I_{it}$  representa los ingresos del Gobierno Central incluyendo los ingresos de señoraje del país  $i$  en el periodo  $t$ ;  $n_{it}$  es la tasa de interés nominal, y  $G_{it}$  representa los gastos del Gobierno Central, sin incluir los intereses de deuda. Dividiendo la ecuación (1) por el PIB nominal de cada país,  $y_{it}$ , se puede tener la expresión en términos del PIB, y así tener en cuenta el tamaño real de la economía.

$$\frac{G_{it}}{y_{it}} + \frac{(1 + n_{it})}{(1 + \omega_{it})} \frac{B_{i,t-1}}{y_{i,t-1}} = \frac{I_{it}}{y_{it}} + \frac{B_{it}}{y_{it}} \quad (2)$$

donde  $\omega_{it}$  es la tasa de crecimiento del PIB nominal. Reescribiendo (1) obtenemos

$$g_{it} + (1 + \rho_{it})b_{it-1} = i_{it} + b_{it} \quad (3)$$

<sup>1</sup>Otros autores como [Chalk y Hemmignig \(2000\)](#), [Ley \(2003\)](#) y [Burnside \(2005\)](#) presentan desarrollos matemáticos de la RPI en un período  $t$ .



Las variables en minúscula representan las mismas variables de la ecuación (1) pero en términos reales, es decir,  $i_{it}$  son los ingresos del Gobierno Central,  $b_{it}$  es la deuda pública,  $g_{it}$  son los gastos del Gobierno Central y  $\rho_{it}$  es la tasa de interés ajustada con la tasa de crecimiento del PIB ( $\omega_{it}$ ). Reescribiendo la ecuación (3) se tiene:

$$b_{it} - b_{it-1} = g_{it} - i_{it} + \rho_{it}b_{it-1} = \Delta b_{it} \quad (4)$$

La ecuación (4) representa el resultado con intereses o simplemente balance global. Por otra parte,  $g_{it} - i_{it}$  representa el resultado sin intereses o simplemente balance primario.

Retomando la ecuación (3), si se asume que el valor esperado de  $\rho_{it}$  es constante en el tiempo<sup>2</sup> ( $E(\rho_{it})$ ), dado que la ecuación (3) sólo es estable si  $\rho_{it} < 0$  para todo  $i$  y  $t$ , es posible resolver la ecuación (3) para obtener:

$$b_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} E_t \delta^{j+1} (i_{i,t+j} - g_{i,t+j}) + E_t \delta^{j+1} b_{i,t+j} \quad (5)$$

donde,  $\delta^{j+1} = \left(\frac{1}{1+\rho_i}\right)$ . La ecuación (5) presenta la condición relevante para poder probar la sostenibilidad de la política fiscal de los países. Con la primera parte (izquierda) de la ecuación (5) se puede probar, entre otras cosas, la dominancia fiscal o monetaria, ya que esta enmarca los objetivos de política monetaria y fiscal del Gobierno Central. La segunda parte (derecha) de la ecuación (5) es fundamental en este estudio, ya que representa la condición de transversalidad, y es esta la que determina si se cumple o no la hipótesis de sostenibilidad.

La condición de transversalidad (o condición de solvencia) establece que la deuda pública no puede crecer más rápido que la economía, es decir, evita que el Gobierno Central se enfrente a un problema de *Ponzi*. En consecuencia, para que la condición de transversalidad se cumpla la deuda debe crecer más lento que la media de la tasa de interés:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t \delta^{j+1} b_{i,t+j} = 0 \quad (6)$$

Cumpléndose la condición de transversalidad, podemos escribir la ecuación (6) como

$$b_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} E_t \delta^{j+1} (i_{i,t+j} - g_{i,t+j}) \quad (7)$$

La ecuación (7) implica que la política sólo es sostenible si la suma de los superávits fiscales primarios descontados (valor presente) es igual a la deuda neta. [Hakkio y Rush \(1991\)](#) mostraron que para que se cumpla la RPI, es necesario que los ingresos y los gastos del Gobierno Central estén cointegrados, dado que sean  $I(1)$ s. Por su parte, [Trehan y Walsh \(1988, 1991\)](#) demostraron que para que la condición de transversalidad se cumpla, el valor del coeficiente de relación de largo plazo entre los gastos e ingresos debe ser 1. Sin embargo, estos autores también mostraron que al normalizar los ingresos y los gastos por el PIB, la condición de transversalidad se sigue cumpliendo aún cuando el coeficiente de relación entre los gastos e ingresos del Gobierno se encuentre entre 0 y 1. Por otro lado, [Haug \(1991\)](#) mostró que una

<sup>2</sup>Un discusión de este supuesto se encuentra en [Hakkio y Rush \(1991\)](#) y [Quintos \(1995\)](#).

condición suficiente para que exista sostenibilidad fiscal es que el déficit y la deuda estén cointegrados, y [Quintos \(1995\)](#) argumentó que el hecho de que los ingresos y gastos estén cointegrados es una condición *sólo* suficiente.

## 4. Metodología y Datos

En esta sección, se estudia la metodología que se utiliza para probar la hipótesis de sostenibilidad fiscal y se analiza los datos empleados en el estudio. En la literatura empírica sobre este tema se pueden resaltar tres metodologías para estudiar y examinar la hipótesis de sostenibilidad. La primera, consiste en examinar la estacionariedad del déficit presupuestal aplicando pruebas de raíces unitarias ([Hamilton y Flavin \(1986\)](#), [Wilcox \(1989\)](#), [Holmes et al. \(2010\)](#)). Un resultado de estacionariedad implica que se cumple la hipótesis de sostenibilidad, mientras que un resultado de no estacionariedad implica que no se cumple dicha hipótesis. La segunda, consiste en examinar la relación de cointegración entre los ingresos y los gastos del Gobierno teniendo en cuenta si son series no estacionarias ([Hakkio y Rush \(1991\)](#), [Quintos \(1995\)](#), [Bravo y Carrion-i-Silvestre \(2002\)](#), [Ehrhart y Llorca \(2008\)](#), [Afonso y Rault \(2010\)](#), [Westerlund y Prohl \(2010\)](#)) si existe cointegración entre estas series, entonces se dice que se cumple la hipótesis de sostenibilidad. Finalmente, la tercera examina la relación de cointegración entre la deuda pública y el déficit presupuestal primario en el caso de que ambas series sean no estacionarias ([Haug \(1991\)](#), [MacDonald \(1992\)](#), [Prohl y Schneider \(2006\)](#)).

La estrategia empírica del presente estudio es la siguiente: Primero, se aplica la prueba de raíz unitaria de [Hadri y Rao \(2008\)](#) con el fin de determinar el orden de integración de las series del panel. Luego, si se obtiene que las series son integradas de orden 1, se aplica la prueba de [Westerlund \(2006\)](#) para estimar los posibles quiebres estructurales presentes en la relación entre los ingresos y el gasto primario y de esta manera poder introducirlos en la relación de largo plazo con el fin de estimar estos coeficientes (pendientes).

### 4.1. Datos Panel

En la literatura sobre modelos de datos panel se pueden encontrar aplicaciones a diferentes tipos de datos. En particular, panel de datos microeconómicos, que básicamente se caracterizan por contener mayor número de individuos ( $N$ ) que datos en el tiempo ( $T$ ). Y panel de datos macroeconómicos, que se caracterizan por contener más información sobre los períodos de tiempo ( $T$ ) que sobre los individuos ( $N$ ), al menos en términos relativos ( $N/T \rightarrow 0$ ). De igual manera, existen pruebas de raíces unitarias y cointegración panel que son aplicables a un tipo específico de datos, ( $T$ ) mayor a ( $N$ ). La verificación de la existencia de raíces unitarias en la serie de tiempo que conforma el panel de datos, como es bien sabido, podría conducir a obtener en relaciones espurias ([Granger y Newbold \(1974\)](#)).

La relación de interés en este estudio es entre los ingresos y el gasto primario del Gobierno,

por tanto, la ecuación a estimar es la siguiente:

$$i_{it} = \alpha_i + \beta_i g_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

Dado que estas series son  $I(1)$ , la ecuación (8) muestra que el gasto primario y el ingreso del Gobierno están cointegrados con vector de cointegración  $(1 - 1)$ . Sin embargo, [Hakkio y Rush \(1991\)](#) muestran que probar la hipótesis nula de cointegración es equivalente a probar que la restricción presupuestal del Gobierno (ecuación (4)) se satisface incluso cuando el vector no es unitario. Adicionalmente, como sostiene [Quintos \(1995\)](#) y en términos de la ecuación (8), obtener  $\beta = 1$  es una condición suficiente para que exista sostenibilidad fiscal en sentido fuerte, más aún este autor argumenta que  $0 < \beta < 1$  implica sostenibilidad en sentido débil, en este caso el Gobierno está gastando más de lo que está recaudando, y si sigue en esa postura tendría un riesgo de *Default*. A continuación se presenta la prueba de estacionariedad y la prueba de cointegración aplicadas en el presente documento.

#### 4.1.1. Raíz unitaria en panel heterogéneo con quiebre estructural y dependencia cruzada

En este caso se emplea una prueba de raíz unitaria de segunda generación, la cual tiene en cuenta la dependencia cruzada entre los individuos del panel (en específico, entre los países). Igualmente, esta prueba incorpora la presencia de un quiebre estructural en la serie<sup>3</sup>. Es de anotar, que algunos trabajos empíricos sobre el tema no tienen en cuenta que este tipo de análisis está muy influenciado por el supuesto de estabilidad en los parámetros del modelo. Muchas series macroeconómicas presentan cambios estructurales y en este caso las pruebas de raíces unitarias están sesgadas a no rechazar la hipótesis de no estacionariedad. Según [Carrion-i-Silvestre y Sansó \(2005a\)](#) en el contexto panel es posible concluir erróneamente que las series son no estacionarias si no se tiene en cuenta la presencia de cambios estructurales. En este orden de ideas, se aplica la prueba desarrollada por [Hadri y Rao \(2008\)](#) quienes extienden la prueba de [Hadri \(2000\)](#)<sup>4</sup> e incorporan la presencia de cambio estructural y la posible dependencia cruzada.

[Hadri y Rao \(2008\)](#) proponen los siguientes 4 tipos de modelos:

$$\text{Modelo 0: } y_{it} = \alpha_i + r_{it} + \delta_i D_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{Modelo 1: } y_{it} = \alpha_i + r_{it} + \delta_i D_{it} + \beta_i t + \epsilon_{it} \quad (10)$$

$$\text{Modelo 2: } y_{it} = \alpha_i + r_{it} + \beta_i t + \gamma_i \delta_i DT_{it} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

$$\text{Modelo 3: } y_{it} = \alpha_i + r_{it} + \delta_i D_{it} + \beta_i t + \gamma_i \delta_i DT_{it} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

<sup>3</sup>Las pruebas de raíces unitarias tradicionales, también conocidas como de Primera Generación, como lo son [Im et al. \(2003\)](#), [Levin, Lin y Chu \(2002\)](#), [Hadri \(2000\)](#) y [Maddala y Wu \(1999\)](#), no son aplicables debido a que asumen independencia cruzada y por lo tanto pueden producir inferencia espuria.

<sup>4</sup>Este autor propone una prueba de estacionariedad en el panel basándose en la prueba de estacionariedad para series de tiempo desarrollada por [Kwiatkowski et al. \(1992\)](#).

donde  $y_{it}$  son las series a las cuales se les aplica el test,  $i = 1, \dots, N$  y  $t = 1, \dots, T$ . Adicionalmente,  $r_{it}$  corresponde a un proceso que sigue una caminata aleatoria sin intercepto ( $r_{it} = r_{it-1} + u_{it}$ ). Los parámetros  $(\alpha_i)$ ,  $(\beta_i)$ ,  $(\delta_i)$  y  $(\gamma_i)$  son desconocidos. Los errores  $u_{it}$  y  $\epsilon_{it}$  son *i.i.d.* y mutuamente independientes. Lo anterior, indica que el Modelo 0 es el más restrictivo, en el sentido que sólo incluye quiebre en el nivel y no tiene tendencia. Por su parte, el Modelo 1 incluye quiebre en el nivel y tiene tendencia, pero no tiene quiebre en la tendencia (Perron (1989)) mientras que el Modelo 2 permite quiebre en la tendencia, pero no en el nivel de la serie. Finalmente, el Modelo 3, el menos restrictivo, incluye nivel, tendencia, y quiebre en ambos componentes determinísticos<sup>5</sup>.

Las variables dummy  $D_{it}$  y  $DT_{it}$  se definen a continuación:

$$D_{it} = \begin{cases} 1, & \text{si } t > T_{B,i} \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

$$DT_{it} = \begin{cases} t - T_{B,i}, & \text{si } t > T_{B,i} \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

donde  $T_{B,i} = \omega_i T$ , con  $\omega_i \in (0, 1)$ , indica el lugar del tiempo en que ocurre el quiebre para cada individuo del panel. El estadístico Multiplicador de Lagrange (LM) en panel que permite la presencia de un quiebre estructural es:

$$\widehat{LM}_{T,N,k}(\widehat{\omega}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \eta_{i,T,k}(\omega_i) \quad (13)$$

donde  $\omega_i$  denota que el estadístico se ha construido para un valor específico del quiebre para cada individuo. El parámetro  $\eta_{i,T,k}(\omega_i)$  es el estadístico para cada serie de tiempo propuesto por Hadri (2000) y permite un quiebre estructural bajo la hipótesis nula, el cual se encuentra dado por:

$$\eta_{i,T,k}(\widehat{\omega}_i) = \frac{\sum_{t=1}^T S_{it}^2}{T^2 \widehat{\sigma}_{\epsilon,i}^2} \quad (14)$$

El subíndice  $k$  denota los 4 modelos considerados por Hadri y Rao (2008) ( $k = 0, 1, 2, 3$ ).  $S_{it}^2$  es la suma parcial de los errores, y  $\widehat{\sigma}_{\epsilon,i}^2$  es un estimador de la varianza de largo plazo (LRV) de los errores  $\epsilon_{it}$  de la ecuación apropiada ((9),(10),(11) y (12)).

$$\widehat{\sigma}_{\epsilon,i}^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_{it}^2)$$

El estadístico de la ecuación (13) sigue una distribución normal

$$Z_k \widehat{\omega}_i = \frac{\sqrt{N} \left( \widehat{LM}_{T,N,k}(\widehat{\omega}_i - \bar{\xi}_k) \right)}{\bar{\zeta}_k}$$

Donde  $\bar{\xi}_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \xi_{i,k}$  y  $\bar{\zeta}_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \zeta_{i,k}^2$  son la media y la varianza del estimador, respec-

<sup>5</sup>Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005b) proponen los Modelos 0 y 3, permitiendo que la fecha de quiebre varíe entre los individuos del panel.

tivamente.

Hasta aquí sólo se ha mostrado el estadístico de la prueba y sus componentes. No obstante, no se ha dicho nada sobre la corrección de la posible correlación serial y la dependencia cruzada. Para corregir la posible correlación serial, [Hadri y Rao \(2008\)](#) proponen seguir la metodología de [Sul et al. \(2005\)](#), la cual consiste en especificar un modelo AR( $p$ ) para los errores estimados  $\hat{\epsilon}_{it}$  del modelo con quiebre que se haya seleccionado como sigue:

$$\hat{\epsilon}_{i,t} = \rho_{i,1}\hat{\epsilon}_{i,t-1} + \rho_{i,2}\hat{\epsilon}_{i,t-2} + \cdots + \rho_{i,p_i}\hat{\epsilon}_{i,t-p_i} + v_{i,t} \quad (15)$$

La varianza de largo plazo (LRV) se estima para obtener  $\hat{\sigma}_{\epsilon_i}^2$  con la siguiente condición

$$\hat{\sigma}_{\epsilon_i,t}^2 = \min \left\{ T\hat{\sigma}_{v_i}^2, \frac{\hat{\sigma}_{v_i,t}^2}{(1 - \hat{\rho}_i(1))^2} \right\}$$

Donde  $\hat{\rho}_i(1)$  es la suma de todos los coeficientes autorregresivos estimados en la ecuación (15),  $\hat{\sigma}_{v_i}^2$  es la varianza de largo plazo (LRV) estimada de los errores ( $\hat{\epsilon}_{i,t}$ ). El número de rezagos óptimos se determina empleando el criterio de selección Bayesiano Schwarz (SBIC).

Así mismo, para corregir la dependencia cruzada entre individuos, proponen seguir una metodología *bootstrap* presentada por [Maddala y Wu \(1999\)](#) y estimar los errores  $\hat{v}_{i,t}^*$  (nótese que este es el resultado de  $\hat{v}_{i,t}$  por medio del *bootstrap*). El error  $\hat{\epsilon}_{i,t}^*$  se genera de manera recursiva, a saber:

$$\hat{\epsilon}_{i,t}^* = \rho_{i,1}\hat{\epsilon}_{i,t-1}^* + \rho_{i,2}\hat{\epsilon}_{i,t-2}^* + \cdots + \rho_{i,p_i}\hat{\epsilon}_{i,t-p_i}^* + v_{i,t}^* \quad (16)$$

Finalmente, siguiendo a [Chang \(2004\)](#) se obtiene  $y_{it}^*$  introduciendo  $\hat{\epsilon}_{i,t}^*$  en el componente determinístico del modelo correspondiente que se haya seleccionado ((9),(10),(11) y (12)), para derivar la distribución empírica del estimador del estadístico LM, el procedimiento *bootstrap* se repite 5000 veces.

#### 4.1.2. Cointegración en panel heterogéneo con múltiples quiebres estructurales y dependencia cruzada

Después de haber confirmado la no estacionariedad de las variables fiscales (los gastos primarios e ingresos del Gobierno), para el análisis de cointegración se tiene en cuenta una prueba que incorpora los posibles cambios estructurales presentes en la relación de largo plazo y la dependencia cruzada, es decir, una prueba que tiene en cuenta la correlación al interior y entre las unidades cruzadas individuales. En este caso específico se emplea la prueba desarrollada por [Westerlund \(2006\)](#), cuya aplicación es adecuada bajo estas dos características y la cual es aplicable para modelos de datos panel donde  $T$  es grande y  $N$  es pequeño.

[Westerlund \(2006\)](#) presenta una prueba de cointegración que es una extensión de la prueba propuesta por [McCoskey y Kao \(1998\)](#), la cual tiene como hipótesis nula la existencia de cointegración, está basada en el estadístico LM y como se ha mencionado anteriormen-

te, permite la presencia de múltiples quiebres estructurales en nivel y tendencia, y sugiere modelar la dependencia cruzada.<sup>6</sup>

Siguiendo a [Westerlund \(2006\)](#), el proceso generador de datos del vector  $y_{i,t}$  es el siguiente:

$$y_{i,t} = z'_{i,t} \gamma_{i,j} + x_{i,t} \beta_i + e_{i,t} \quad (17)$$

Donde  $x_{i,t} = x_{i,t-1} + v_{i,t}$  es el vector que contiene los regresores,  $z_{i,t}$  es el vector de los componentes determinísticos (Incluye un intercepto individual), y  $e_{i,t} = r_{i,t} + u_{i,t}$  con  $r_{i,t} = r_{i,t-1} + \phi_i u_{i,t}$ . Se asume que  $u_{i,t}$  está perfectamente correlacionado con el parámetro  $\phi_i$ <sup>7</sup>. Si el parámetro  $\phi_i = 0$  entonces se dirá que existe cointegración entre  $x_{i,t}$  y  $y_{i,t}$ , por tanto, la hipótesis nula de que todos los individuos del panel están cointegrados versus la hipótesis alterna de que al menos uno está cointegrado se puede escribir como:

$$H_0 : \phi_i = 0 \quad \text{para todo } i = 1, 2, \dots, N$$

$$H_A : \phi_i \neq 0 \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, N_1 \quad \text{y} \quad \phi_i = 0 \quad \text{para } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

Retomando la ecuación (17),  $\beta_i$  y  $\gamma_{i,j}$  son los vectores de los parámetros y los quiebres estructurales se denotan a través del subíndice  $j = 1, 2, \dots, M_i + 1$ . Tales quiebres pueden estar ubicados en las fechas  $T_{i,1}, \dots, T_{i,M}$ , donde  $T_{i,0} = 1$  y  $T_{i,M_i+1} = T$ . Se asume independencia cruzada en el vector  $w_{i,t} = (u_{i,t}, v'_{i,t})'$ <sup>8</sup> y en adición sigue un proceso lineal el cual cumple con algunos supuestos en el proceso del término de error y del modelo de quiebre seleccionado. En el error, los vectores  $w_{i,j}$  y  $w_{k,t}$  son independientes para todo  $j, t$  e  $i$ . El vector  $w_{i,j}$  satisface que  $w_{i,j} = C_i(L) \epsilon_{i,t}$ <sup>9</sup> y la matriz  $\Omega_i \equiv C_i(1) C_i(1)'$  es definida positiva [Ver Supuesto 1, en [Westerlund \(2006\)](#) pp. 104].

La suma parcial construida del vector  $w_{i,t}$  converge a un vector de movimiento Browniano  $B_i = (B_{i,1}, B'_{i,2})'$ , en otros términos, si  $S_{i,t} = \sum_{t=1}^T w_{i,t}$ , entonces  $T_{-\frac{1}{2}} S_{i,t} \Rightarrow B_i \equiv C_i(1) W_i$ , dado que  $T$  es mayor que  $N$  con  $T \rightarrow \infty$  para un valor fijo de  $N$ , donde  $W_i = (W_{i,1}, W'_{i,2})'$  con una matriz de varianzas y covarianzas igual a la matriz identidad. La matriz de varianzas y covarianzas de  $B_i$  puede considerarse como la matriz de varianza de largo plazo (LRV) del vector  $w_{i,t}$  y está definida como sigue:

$$\Omega_i \equiv \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E \left( S_{i,T} S'_{i,T} \right) = \begin{pmatrix} w_{i,11}^2 & w_{i,21}' \\ w_{i,21} & \Omega_{i,22} \end{pmatrix}$$

Esta matriz captura tanto las varianzas y covarianzas contemporáneas, como las covarianzas de todos los rezagos permitidos. Se define entonces, la varianza de largo plazo (LRV) del vector  $u_{i,t}$  condicionada por  $v_{i,t}$ ,  $\omega_{i,1,2}^2 \equiv \omega_{i,1,1}^2 - \omega'_{i,2,1} \Omega_{i,21}^{-1}$ , donde  $\Omega_{i,21}^{-1}$  es definida positiva

<sup>6</sup>[Barnerjee et al. \(2004\)](#) emplean la metodología de [Gonzalo y Granger \(1995\)](#) y encuentran que la presencia de dependencia cruzada en las pruebas de cointegración puede ser muy grave.

<sup>7</sup>Se asume que el valor inicial de  $r_{i,t}$  es cero.

<sup>8</sup>Este supuesto se relaja posteriormente.

<sup>9</sup> $L$  es el operador de rezago,  $C_i(L) < \infty$  y  $\epsilon_{i,t}$  *i.i.d.* ( $o, I_{K+1}$ )

y su diagonal captura la dependencia entre la primera diferencia de los regresores y el error de largo plazo.

En el modelo de quiebre, el parámetro fijo  $\lambda_{i,j}$  determina la ubicación de los quiebres estructurales, donde  $\lambda_{i,j} \in (0, 1)$  de  $T$ , es decir que,  $T_{i,j} = [\lambda_{i,j}T]$  con  $\lambda_{i,j-1} < \lambda_{i,j}$  para  $j = 1, 2, \dots, M_i$  y,  $M_i$  y  $\lambda_{i,j}$  son conocidos, sin embargo este es un supuesto que el autor relaja después con el fin de determinar los quiebres de manera endógena [Ver Supuesto 2, en [Westerlund \(2006\)](#) pp. 104 y 105].

Para el vector de componentes determinísticos  $z_{i,t}$  se formulan cinco casos, de los cuales tres fueron desarrollados por [Shin \(1994\)](#) para el caso univariado y que no incluye ningún quiebre estructural ( $M_i = 0$ ), y son adaptados por [Westerlund \(2006\)](#) para el caso de datos panel. El caso 1 es el más restrictivo, en el sentido que  $z_{i,t} = \{\emptyset\}$ , es decir, en este caso específico la regresión de cointegración no incluye componente determinístico. En el caso 2, el componente determinístico es un intercepto individual,  $z_{i,t} = 1$ . En el caso 3, se incluye intercepto y tendencia a nivel individual,  $z_{i,t} = (1, t)'$ . Los casos 4 y 5, son los modelos que incluyen los quiebres estructurales. Específicamente, el caso 4 es el mismo que el 2 con  $M_i > 0$ , esto es, con al menos un cambio en el nivel para al menos un  $i$ . El caso 5 es el mismo 3 con  $M_i > 0$ , al menos un cambio en el nivel y tendencia para al menos un  $i$ .

De esta forma, de las especificaciones descritas anteriormente, el estadístico (LM) panel [Ver Definición 1, en [Westerlund \(2006\)](#)] para probar la hipótesis nula definida anteriormente, está definido como:

$$Z(M) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{i,j-1}+1}^{T_{i,j}} \frac{S_{it}}{(T_{i,j} - T_{i,j-1})^2 \hat{\sigma}_i^2} \quad (18)$$

Donde  $S_{it} = \sum_{s=T_{i,j-1}+1}^t \hat{\epsilon}_{it}$ , y  $\hat{\epsilon}_{it}$  es el error obtenido de la regresión (17) (ecuación (8) en nuestro caso) empleando el estimador Fully Modified OLS (FMOLS) de [Phillips y Hansen \(1990\)](#). Según el autor, este estadístico bajo ciertas condiciones (estandarización), sigue una distribución asintótica normal bajo la hipótesis nula de cointegración. Los quiebres estructurales son determinados endógenamente por medio del procedimiento de [Bai y Perron \(2003\)](#), permitiendo un máximo de 3 posibles quiebres para cada país, en el caso del presente trabajo<sup>10</sup>. Lo novedoso de esta prueba es que, además de estimar endógenamente los quiebres estructurales presentes en la relación de largo plazo entre las variables, incorpora el efecto de la dependencia cruzada entre los individuos (en este caso entre los países) a través de una modelación *bootstrapping*. El supuesto de dependencia entre los individuos del panel no debe ser ignorada, ya que el estadístico LM de la prueba dependerá entonces de parámetros asociados a las propiedades de correlación entre las observaciones cruzadas (*Cross – Sectional Correlation*), es decir, correlación entre los países, lo cual implica que el estadístico no seguirá una distribución normal en el límite. Como lo señala el autor, para evitar que se afecte la distribución de la prueba, se puede incorporar el uso de datos que han sido degradados con respecto a los efectos de tiempo comunes.

<sup>10</sup>La prueba de Westerlund permite 5 quiebres, sin embargo aquí sólo imponemos 3.



En este sentido, es importante dar cabida a algún tipo de dependencia entre las observaciones cruzadas, como se mencionó antes. No obstante, según [Westerlund \(2006\)](#) el uso de datos que han sido degradados con respecto a los efectos de tiempo comunes tiene el problema de que los efectos de retroalimentación van de un individuo del panel a otro y no son comunes entre los miembros del panel, por lo que los efectos de tiempo comunes no tienen en cuenta todas las posibles dependencias (o combinaciones). Es por esta razón que emplear un *bootstrapping* para incluir el supuesto de dependencia entre los individuos del panel es una opción muy aceptada, pues hace posible la inferencia.

[Westerlund \(2006\)](#) propone una metodología *bootstrap* que difiere a la empleada en este estudio. Aquí se emplea, una versión modificada basada en la metodología *bootstrap* por bloques con distribución geométrica propuesta por [Davison y Hinkley \(1997\)](#).

## 4.2. Datos

Los datos que se emplean en este trabajo provienen del Observatorio de Oxford para América Latina (OXLAD) y la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)<sup>11</sup>. La base de datos contiene información sobre ingresos y gasto primario, ambos como porcentaje del PIB<sup>12</sup>, para 8 países latinoamericanos durante el período entre 1960 - 2009. Los países considerados son: Argentina, Chile, Colombia, Ecuador, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay. La Tabla 1 reporta la Mediana para las dos variables fiscales, el gasto primario y los ingresos del Gobierno Central como porcentaje del PIB durante las cinco décadas que abarca el período bajo estudio para cada uno de los países analizados.

Se puede observar que durante dicho tiempo, Colombia presentaba un nivel de ingresos, lo cual *a priori* da un idea de la situación de la sostenibilidad para el país. Por otro lado, Chile, Panamá, Paraguay y Perú presentaban un nivel de ingresos superior al nivel del gasto primario como porcentaje del PIB. De nuevo, *a priori* este análisis preliminar de los datos da un idea de los resultados que se obtienen en la sección 5 e indica que estos países deberían presentar un coeficiente ( $\beta_i$ ) alto, cercano o igual a 1.

**Tabla 1.** Estadística descriptiva (Mediana) 1960 - 2008

	1960 - 1969		1970 - 1979		1980 - 1989		1990 - 1999		2000 - 2009	
	Ingresos	Gastos	Ingresos	Gastos	Ingresos	Gastos	Ingresos	Gastos	Ingresos	Gastos
ARGENTINA	9,67	12,63	10,20	14,14	12,48	14,29	13,89	13,88	16,52	14,33
CHILE	18,10	16,26	32,37	22,99	29,30	22,55	21,42	17,59	21,87	20,25
COLOMBIA	5,13	5,40	6,88	7,30	7,35	9,00	10,15	11,58	13,23	14,17
ECUADOR	9,70	9,77	10,93	9,76	12,87	11,36	15,15	11,92	18,29	14,63
PANAMÁ	11,44	8,29	19,29	16,69	21,35	16,87	16,48	14,02	17,94	15,02
PARAGUAY	10,69	7,57	12,21	10,01	11,07	8,65	16,79	16,10	17,98	16,59
PERÚ	15,00	11,63	15,40	12,93	15,49	12,82	14,97	14,84	15,37	14,71
URUGUAY	7,08	8,67	13,95	13,79	14,85	14,96	16,99	17,64	20,60	18,91

Fuente: OXLAD y CEPAL, Cálculos propios.

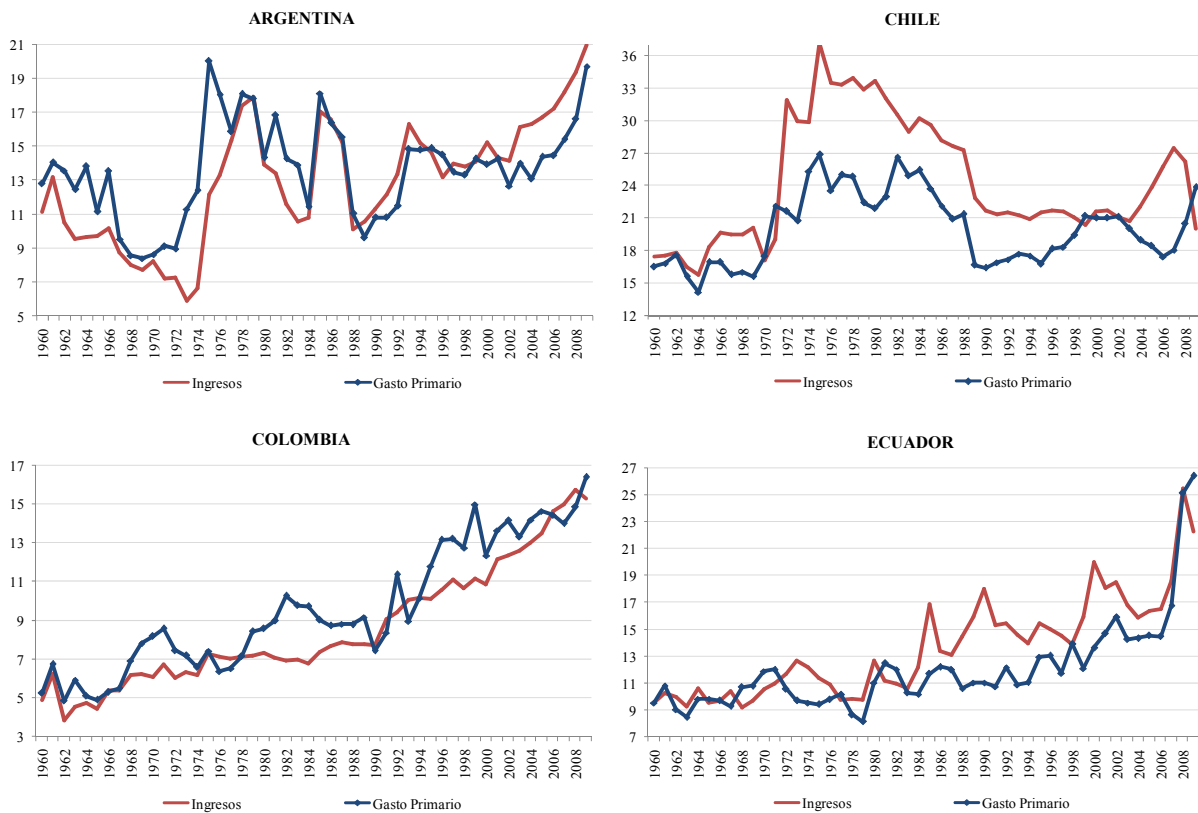
<sup>11</sup>Se excluyen países como Brasil, Bolivia y Venezuela debido a la inconsistencia o las variaciones que presentaban al compararse con otras fuentes.

<sup>12</sup>Esto con el fin de hacer comparable el panel.



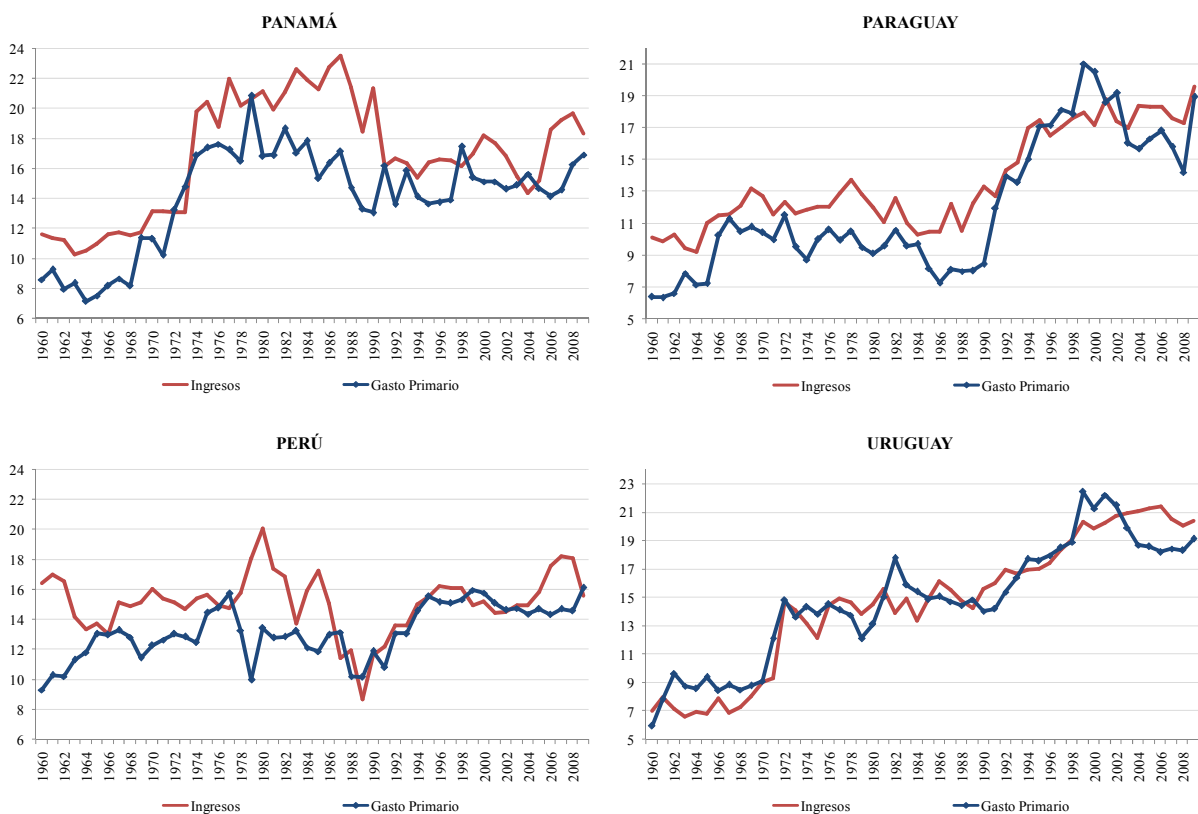
El Gráfico 1 contiene los gastos e ingresos de los Gobiernos Centrales como porcentaje del PIB para cada uno de los países, lo cual constituye una primera aproximación para analizar la situación de la política fiscal en cada uno ellos. Al igual que la Tabla 1, se puede observar en el Gráfico 1 que Chile, Panamá, Paraguay y Perú presentan para varios periodos, un nivel de ingresos superior al nivel de gasto, lo cual indica superávit primario para dicho lapso de tiempo.

**Gráfico 1. Gasto primario e Ingresos del Gobierno, 1960 - 2009**



Fuente: OXLAD y CEPAL.

**Gráfico 1. (Cont.) Gasto primario e Ingresos del Gobierno, 1960 - 2009**



Fuente: OXLAD y CEPAL.

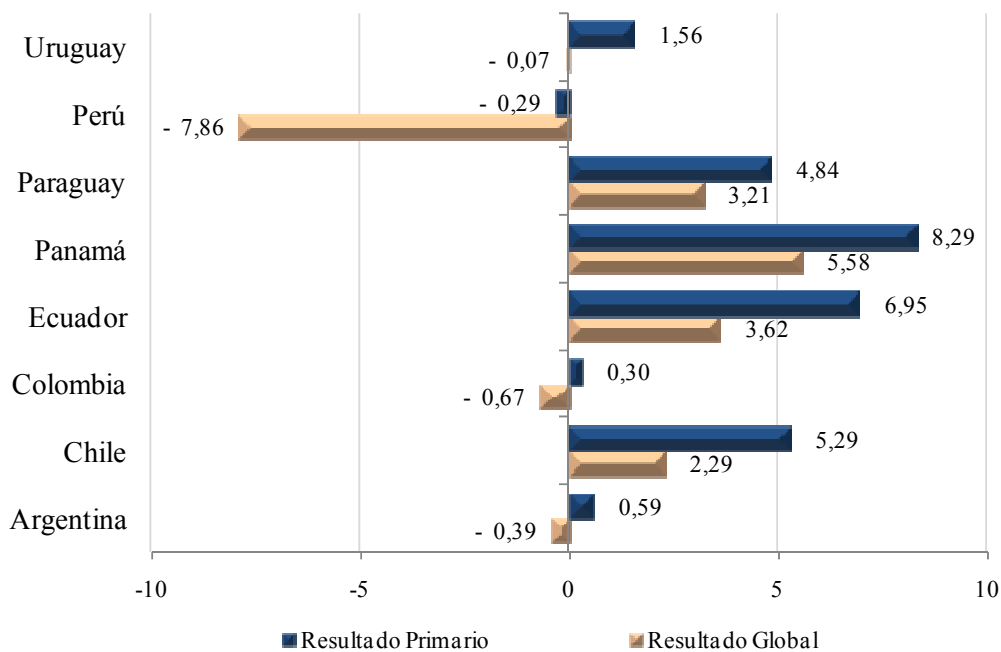
### 4.3. Hechos Estilizados

A continuación, se presenta como han sido los resultados primario y global de los Gobiernos centrales de los 8 países latinoamericanos que conforman la muestra para 3 años (1990, 1999 y 2009) durante los últimos 20 años.

El Gráfico 2 presenta el resultado fiscal primario y global en 1990, y permite observar la situación de cada uno de los países. Por ejemplo, a comienzo de los años noventa Perú presentaba el peor resultado global, con un déficit del 7,86 % y un déficit primario del 0,29 %, mientras que Panamá presentaba el mejor comportamiento, con un superávit global de 8,29 % y un superávit primario de 5,58 %.

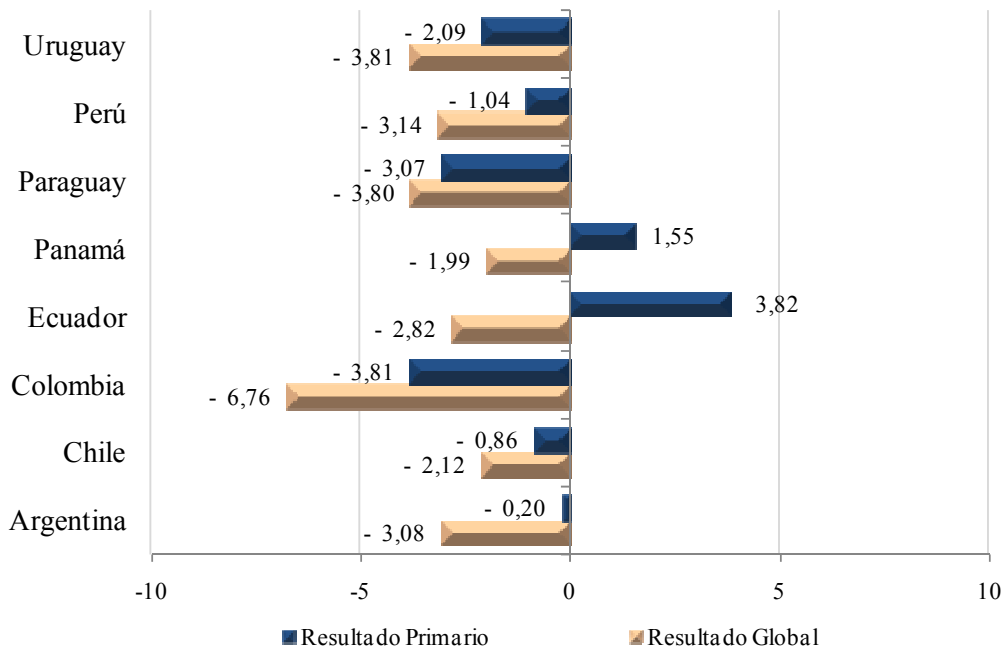
A finales de los noventa los 8 países presentaban déficit primario. No obstante, el peor resultado lo presentaba Colombia, con un déficit global de 6,76 % y un déficit primario de 3,81 %, en contraste con Ecuador, que a pesar de tener un déficit global de 2,82 %, presentaba un superávit primario de 3,82 % (Gráfico 3).

**Gráfico 2. Resultado del Gobierno Central (% PIB) en 1990**



Fuente: CEPAL, Cálculos propios.

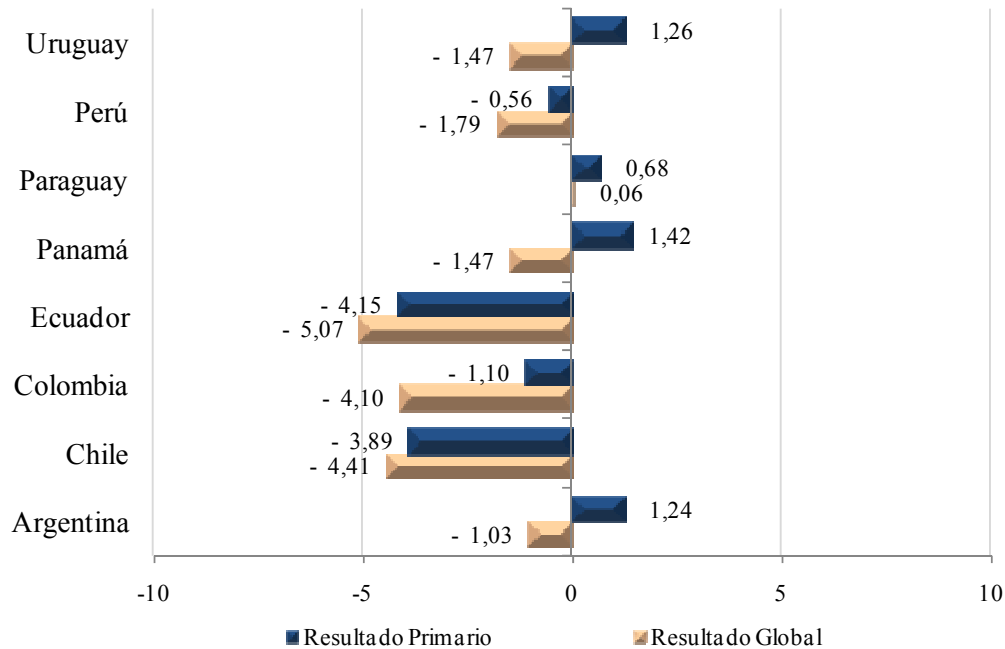
**Gráfico 3. Resultado del Gobierno Central (% PIB) en 1999**



Fuente: CEPAL, Cálculos propios.

En el año 2009 (Gráfico 4), el panorama para los países suramericanos es preocupante debido al deterioro que se evidencia con respecto al año 1990. Paraguay, presenta el mejor resultado a nivel global y primario, con un superávit de 0,68 % y 0,06 %, respectivamente, mientras que Ecuador presenta el peor resultado, con un déficit global de 5,07 % y primario de 4,15 %.

**Gráfico 4. Resultado del Gobierno Central (% PIB) en 2009**



Fuente: CEPAL, Cálculos propios.

## 5. Resultados Empíricos

A continuación se presentan los resultados obtenidos tras aplicar la prueba de raíz unitaria y de cointegración, específicamente, se muestran los resultados de la prueba de raíz unitaria de [Hadri y Rao \(2008\)](#) y de la prueba de cointegración de [Westerlund \(2006\)](#).

### 5.1. Resultado raíz unitaria panel

En esta subsección se implementó la prueba de estacionariedad de [Hadri y Rao \(2008\)](#) la cual, fue presentada en la sección 4. Las Tablas 2 y 3 contienen los resultados de la prueba de raíces unitarias (estacionariedad) para los ingresos y para el gasto primario como porcentaje del PIB, respectivamente. En la columna 2 de cada tabla se presenta el tipo de modelo de quiebre seleccionado ((9),(10),(11) y (12)); en la columna 3 el número de rezagos óptimo del proceso autorregresivo (AR( $p$ )) en la ecuación (15), y en la última columna (4) el estadístico

LM estimado individual.<sup>13</sup> Este estadístico LM individual es el estadístico KPSS calculado para cada país y modelo. El bootstrap para obtener el valor probabilístico (*P – Value*) en cada una de las series está basado en 5000 réplicas.<sup>14</sup>

En los resultados se puede observar que se puede rechazar la hipótesis nula conjunta de la estacionariedad del panel con un nivel de significancia del 5 %, para ambas series, lo que quiere decir que los ingresos y los gastos primarios tienen raíz unitaria.

**Tabla 2.** Prueba de raíz unitaria para los Ingresos

<b>Estadístico LM</b>	2.7788		
<b>P-Value Asintótico</b>	0.00273		
<b>P-Value Bootstrap</b>	0.0460		
<b>País</b>	<b>Modelo</b>	<b>AR</b>	<b>Estadístico LM</b>
<b>Argentina</b>	3	3	0.1479
<b>Chile</b>	3	1	0.0548
<b>Colombia</b>	2	3	0.0811
<b>Ecuador</b>	3	1	0.0517
<b>Panamá</b>	3	1	0.0421
<b>Paraguay</b>	3	1	0.0584
<b>Perú</b>	3	1	0.0256
<b>Uruguay</b>	1	1	0.0742

Fuente: Cálculos propios.

**Tabla 3.** Prueba de raíz unitaria para el Gasto Primario

<b>Estadístico LM</b>	2.2981		
<b>P-Value Asintótico</b>	0.011		
<b>P-Value Bootstrap</b>	0.028		
<b>País</b>	<b>Modelo</b>	<b>AR</b>	<b>Estadístico</b>
<b>Argentina</b>	3	1	0.0846
<b>Chile</b>	3	1	0.0278
<b>Colombia</b>	1	0	0.0742
<b>Ecuador</b>	2	1	0.1338
<b>Panamá</b>	3	0	0.1491
<b>Paraguay</b>	0	1	0.0572
<b>Perú</b>	1	1	0.0379
<b>Uruguay</b>	3	2	0.0694

Fuente: Cálculos propios.

<sup>13</sup>Para la selección del Modelo y del número de rezagos del proceso  $AR(p)$  se utilizó el criterio de información Bayesiano (SBIC).

<sup>14</sup>El autor agradece al profesor Yao Rao por facilitar muy amablemente la programación de la prueba en GAUSS, que posteriormente se escribió en el software de libre distribución R-Project.

Los resultados aquí presentes indican que las series de ingresos y gasto primario son integradas de orden 1, es decir, son  $I(1)$ <sup>15</sup>. La implicación económica, de que los ingresos y el gasto primario sean no estacionarios en niveles y sean estacionarios en diferencias es que una innovación o choque exógeno sobre la variable tendría un choque permanente (Memoria Permanente).

## 5.2. Resultado cointegración panel

En esta subsección se implementó la prueba de cointegración propuesta por [Westerlund \(2006\)](#), la cual fue descrita en la sección 4. Luego de confirmar la no estacionariedad de las variables fiscales (gastos e ingresos del Gobierno) en el panel, se procede a probar si existe una relación de largo plazo entre estas, es decir, si están cointegradas. Como ya se ha mencionado, la prueba de cointegración panel utilizada incorpora la presencia de dependencia cruzada entre los individuos del panel y adicionalmente puede incluir los posibles quiebres estructurales que se presenta en la relación de largo plazo.

Las Tablas 4 y 5 muestran los resultados de la prueba de cointegración<sup>16</sup>. La primera (Tabla 4) presenta los quiebres estructurales estimados por la prueba de acuerdo con el procedimiento de [Bai y Perron \(2003\)](#) y la segunda (Tabla 5) expone el resultado de la prueba con los *P – Values* respectivos. Como se puede observar en la Tabla 4, Argentina es el país que más quiebres presenta en la relación, mientras que Perú no reporta ningún cambio. Por otra parte, Chile, Panamá y Paraguay presentan dos quiebres cada uno y Colombia, Ecuador y Uruguay tan sólo presentan un quiebre.

**Tabla 4.** Quiebres estructurales estimados

PAÍS	Número de Quiebres	Q1	Q2	Q3
Argentina	3	1969	1976	2002
Chile	2	1971	1988	--
Colombia	1	1990	--	--
Ecuador	1	1984	--	--
Panamá	2	1973	1990	--
Paraguay	2	1988	2002	--
Perú	0	--	--	--
Uruguay	1	1971	--	--

Fuente: Cálculos propios.

<sup>15</sup>No se presentan los resultados de la prueba de las series en primeras diferencias con las cuales se verifica que son integradas de orden 1, pero pueden ser solicitados al autor.

<sup>16</sup>El autor agradece al profesor Joakim Westerlund por facilitar muy amablemente la programación de la prueba en GAUSS, que posteriormente se escribió en el software de libre distribución R-Project.

Los quiebres estimados reflejan en parte la historia de la segunda parte del siglo XX, caracterizada por grandes etapas de hiperinflación, crisis de monedas y bancos centrales dependientes. Estas situaciones llevaron a los países a enfocar sus políticas económicas en estabilizar precios y en el tipo de cambio, además en el control del gasto público. El caso de Argentina se caracterizó por una gran cantidad de golpes militares y regímenes dictatoriales, el quiebre de 1969 representa el incremento desmesurado del gasto militar, debido al incremento de la violencia política entre 1965 - 1973. En 1976 se inició el proceso de reorganización nacional tras el golpe militar de Estado propiciado por el general Jorge Rafael Videla. El quiebre de 2002 representa el *Default* que experimentó Argentina, conocido como "El Corralito", tras la masiva fuga de capitales que obligó al Gobierno del presidente De la Rúa a congelar los depósitos bancarios (Cortés (2003)).

Por su parte, Chile es el primer país latinoamericano que ingresó a la OECD (desde 2010). Tiene un gasto militar como porcentaje del PIB muy alto con respecto a otros países de la región (aproximadamente del 4%). En el año 2000 implementó la regla fiscal con el fin de disminuir el déficit fiscal y mantenerlo en 1% del PIB. Adicionalmente, es un país que tiene grandes riquezas de cobre (tan sólo en 1970 las exportaciones de cobre representaban el 60% de las exportaciones totales de Chile) y los aumentos en las exportaciones incrementaban también los ingresos del Gobierno. Por otro lado, como se puede observar en el Gráfico 5, el gasto público se incrementó en casi un 36% en 1971, lo que se debió al incremento de los salarios del sector público en un 48%. Tras la crisis financiera de 1982 y la eliminación del tipo de cambio fijo, Chile entró en una recesión del orden del 11%, de la cual salió inmediatamente gracias a un crecimiento promedio del 7,5% entre 1984 y 1989 (Meller (1996)). Desde otro punto de vista, los quiebres estimados para Chile enmarcan el período de régimen militar comprendido entre 1973 - 1989.

Para el caso de Colombia, el país presentó un período muy largo de inflaciones moderadas (por casi cuarenta y cinco años) después de la Segunda Guerra Mundial. En 1989 se inició el período de apertura económica, luego de la firma del Consenso de Washington. Igualmente, en 1991 apareció la nueva Constitución de la República, la cual brinda independencia al Banco de la República (Banco Central). Estos dos eventos podrían estar relacionados con el cambio estimado en 1990.

A comienzo de los años setenta Ecuador estaba bajo dictadura civil (desde 1968). En 1972 se creó PetroEcuador y en 1973 el país entró a ser parte de la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP). Comenzó los años ochenta en crisis, al punto que en 1982 se incrementó su déficit fiscal alrededor de 2,3%, lo que se debe al déficit comercial y a la caída de los precios del petróleo. Sin embargo, en 1984 se dispararon los precios de los combustibles, lo que incrementó los ingresos petroleros de Ecuador (Gráfico 5) (Spurrier (1986)).

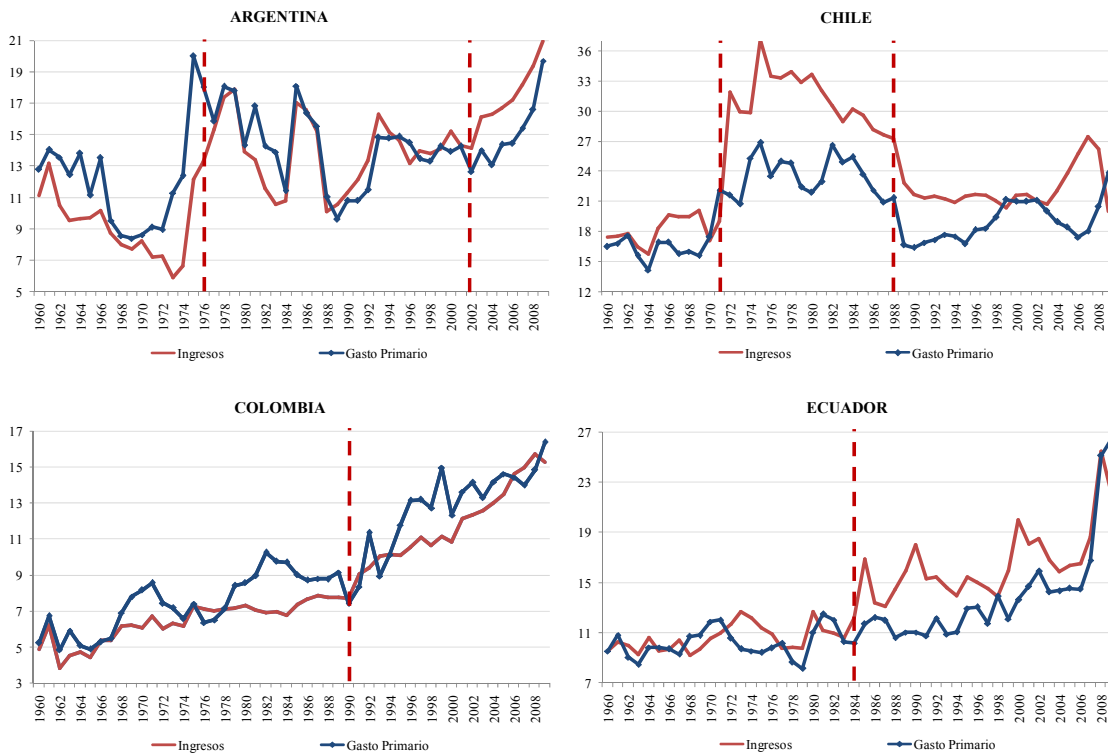
Actualmente Panamá es una de las economías más globalizadas de América Latina, la cual está calificada con grado de inversión, es completamente dolarizada y se fortalece del sector terciario. En 1968, se produjo en Panamá un golpe militar de Estado que dio inicio a la dictadura del General Torrijos. Luego en 1972, la nueva constitución hizo que el gasto en salud fuera en adelante del orden del 10% del presupuesto nacional (primer quiebre, ver Gráfico 5), lo cual generó un incremento del gasto total del Estado. Durante 1988 y 1989 Panamá vi-

vió la crisis económica y social más grande de todos los tiempos.

Por su parte, Paraguay es un país caracterizado por las dictaduras militares. Stroessner fue presidente durante treinta y cinco años, entre 1954 y 1989. En 1980 se firmó el tratado de la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) y en 1984 entró en funcionamiento la represa hidroeléctrica más grande del mundo, llamada la Usina Hidroeléctrica de Itaipú. Durante el 2001 y 2002, el gasto público registró crecimientos negativos, debido principalmente a la reducción del gasto social (aproximadamente un 50 %).

Finalmente, Perú no registra quiebres estadísticamente hablando según la prueba empleada. En el Gráfico 5 se presentan las mismas series del Gráfico 4, pero introduciendo los quiebres estimados y reportados en la Tabla 4.

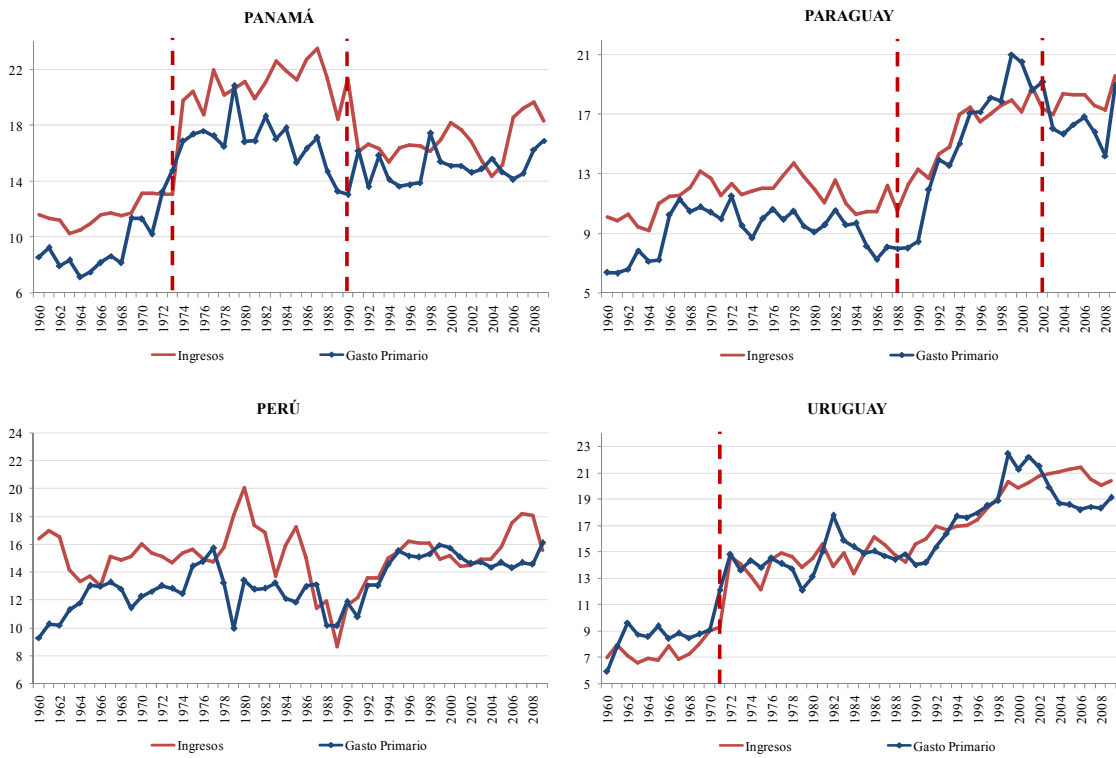
**Gráfico 5. Quiebres Estructurales en la Relación Gasto Primario e Ingresos del Gobierno**



Fuente: OXLAD y CEPAL.



**Gráfico 5. (Cont.)** Quiebres Estructurales en la Relación Gasto Primario e Ingresos del Gobierno



Fuente: OXLAD y CEPAL.

El resultado de la prueba de cointegración (Tabla 5) muestra que las series del panel, ingresos y gasto primario están cointegradas, pues no puede rechazarse la hipótesis nula que existe cointegración. De hecho, el  $P - Value$  que está basado en la distribución normal asintótica (0,19) no permite rechazar la hipótesis nula al 10% de significancia. El resultado del P-Value basado en el procedimiento *bootstrap* (el cual permite dependencia cruzada) es mayor (0.24).

**Tabla 5.** Resultado prueba de cointegración

<b>Método de Estimación</b>	FMOLS
<b>Máximo Número de Quiebres</b>	3
<b>Metodología del Bootstrap</b>	Bloques Davison y Hinkley
<b>Tipo de Bloque</b>	Bloques con distribución Geométrica
<b>Tamaño del Bloque</b>	5
<b>Número de Simulaciones</b>	5000
<b>Estadístico LM</b>	0.8740
<b>P-Value Asintótico</b>	0.1911
<b>Estadístico LM con Bootstrapping</b>	0.5717
<b>P-Value Bootstrap</b>	0.2432

Fuente: Cálculos propios.

Según Westerlund y Prohl (2010), la hipótesis nula de esta prueba dentro del contexto de sostenibilidad es pendiente unitaria en el panel, es decir, el coeficiente en la ecuación (8) es igual a 1 ( $\beta_i = 1$ ). En la Tabla 6, se reportan los resultados de los estimadores FMOLS, al igual que su desviación estándar, y se puede observar que a pesar de que las series fiscales están cointegradas, este coeficiente es menor que uno. La interpretación de estos coeficientes indica que si los gastos se incrementan en un 1 %, a largo plazo los ingresos se incrementarán en un  $\hat{\beta}_i$  %. En este orden de ideas, como se mencionó anteriormente, según Quintos (1995) no se puede hablar de sostenibilidad en sentido fuerte, pero si en sentido débil para los 8 países objeto de estudio<sup>17</sup>; en este caso, Chile, Panamá y Paraguay presentan los mejores resultados en cuestión de sostenibilidad con coeficientes 0,79, 0,72 y 0,66, respectivamente. Por otro lado, para Colombia y Uruguay se obtienen los coeficientes más bajos, con 0,22 y 0,48, respectivamente. Los coeficientes estimados son estadísticamente significativos al 5 %, con excepción de Perú como se puede observar en la Tabla 6.

**Tabla 6.** Coeficientes estimados

<b>País</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Desviación Estándar</b>
<b>Argentina</b>	0.596	0.079
<b>Chile</b>	0.786	0.086
<b>Colombia</b>	0.224	0.092
<b>Ecuador</b>	0.612	0.087
<b>Panamá</b>	0.722	0.107
<b>Paraguay</b>	0.664	0.061
<b>Perú</b>	0.593	0.304
<b>Uruguay</b>	0.485	0.087

Fuente: Cálculos propios.

En el caso colombiano, este coeficiente resulta ser muy bajo, ya que un incremento de los gasto en un 1 %, a largo plazo, genera un incremento de los ingresos en un 0.22 %. Al igual que Lozano y Cabrera (2009)<sup>18</sup> aquí se encuentra evidencia para afirmar que las finanzas fiscales en Colombia son sostenibles en sentido débil. Los coeficientes estimados para para los países bajo estudio sugieren que a largo plazo se cumple la condición de transversalidad o condición de *No – Ponzi* pero en sentido débil y no fuerte, ya que el gobierno esta gastando más de lo que recibe por ingresos fiscales. Sin embargo, como lo sugiere el modelo teórico, el cumplimiento de la condición de transversalidad es importante para evitar problemas de solvencia fiscal a largo plazo.

<sup>17</sup>Los coeficientes estimados son significativamente menores que uno.

<sup>18</sup>Estos autores encuentran cointegración con una pendiente de 0,48 en la relación de largo plazo con quiebre estructural.

## 6. Conclusiones

A nivel internacional, existe evidencia empírica suficiente que ha estudiado la relación entre los gastos e ingresos del Gobierno a través de diversas metodologías de series de tiempo, con el objetivo de determinar si la restricción presupuestal intertemporal de estos se cumple y establecer de esta manera si su deuda es sostenible a largo plazo. No obstante, desde la década pasada aparecieron una serie de estudios que buscan probar el cumplimiento de restricción presupuestal intertemporal a nivel regional, estos estudios surgen con el objetivo de tener en cuenta básicamente 2 efectos que pueden ser determinantes en análisis de este tópico dentro del contexto de modelos panel; la presencia de múltiples quiebres estructurales y la posible dependencia cruzada entre los individuos de una región en la relación de largo plazo.

En este trabajo se estudió la relación de largo plazo que existe entre ingresos y gasto primario de los Gobiernos, con el principal objetivo de probar si se cumple la condición de sostenibilidad fiscal para 8 países de Latinoamérica, con series anuales entre el periodo 1960 - 2009. A través, de un modelo de datos panel macroeconómico se estima el coeficiente de esta relación de largo plazo aplicando la prueba de cointegración de segunda generación propuesta por [Westerlund \(2006\)](#) la cual incorpora la dependencia cruzada entre individuos y la presencia de múltiples quiebres estructurales en la relación de cointegración. En este orden de ideas, este trabajo aporta evidencia empírica sobre sostenibilidad fiscal de la deuda a nivel regional para América Latina.

Finalmente, los resultados indican que existe cointegración entre ingresos y gasto primario, es decir, existen movimientos comunes de estas series en el largo plazo. Sin embargo, las pruebas realizadas muestran que la relación entre estas variables no es 1 a 1. Es decir, existe una relación en el largo plazo, pero con un coeficiente menor a 1. Según [Quintos \(1995\)](#), esto implica que si existe sostenibilidad fiscal, pero en sentido débil. En este sentido, si los gastos se incrementan en un 1 %, en el largo plazo, los ingresos se incrementarán menos de un 1 %, lo que en este caso, quiere decir que en el largo plazo los gobiernos están gastando más de lo que reciben por ingresos. No obstante, se puede decir que Chile, Panamá y Paraguay presentan los mejores resultados en materia de sostenibilidad fiscal y Colombia presenta el menor coeficiente de todos los países que hacen parte de la muestra. En general, los resultados obtenidos implican que las finanzas públicas de los 8 países latinoamericanos bajo análisis, fueron sostenibles débilmente entre 1960 y 2009, y adicionalmente sugieren que los Gobiernos Latinoamericanos deben ser cautelosos en materia fiscal.

Es importante señalar que para futuras investigaciones, se puede estudiar el comportamiento de las finanzas públicas antes y después de la implementación de las reglas fiscales en Latinoamérica -por ejemplo, se puede estudiar si, para países que no eran sostenibles, la adopción de este tipo de políticas tuvo algún efecto sobre la relación de largo plazo entre las variables fiscales-.

## Referencias

- Alonso, J., Olivera, M. y Fainboim, Y. (1997). "La sostenibilidad de la política fiscal colombiana". *Coyuntura Económica*, No. 27, pp. 101 - 118.
- Afonso, A. (2007). "Fiscal Sustainability: The Unpleasant European Case". *FinanzArchiv*, 61, pp. 19 - 44.
- Afonso, A. and Rault, C. (2010). "What do we really know about fiscal sustainability in the EU? A panel data diagnostic". *Review World Economy*, Vol. 145, pp. 731 - 755.
- Aráoz, F., Cerro, A., Meloni, O. y Soria Genta, T. (2006). "Fiscal Sustainability and Crises. The Case of Argentina". Asociación Argentina de Economía Política.
- Arias, L., Cuba, E. y Salazar, R. (1997). "La Sostenibilidad de la Política Fiscal en el Perú: 1970 - 2005". Documento de Trabajo R-316, *Banco Interamericano de Desarrollo (BID)*, Washington D.C.
- Bai, J. y Perron, P. (2003). "Computation and analysis of multiple structural change models". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, pp. 47 - 78.
- Barnerjee, A., Marcellino, M. y Osbat, C. (2004). "Some cautions on the use of panel methods for integrated series of macroeconomic data". *Econometrics Journal*, Vol. 7, pp. 322 - 340.
- Barnerjee, A. y Carrion-i-Silvestre, J. (2006). "Cointegration in panel data with breaks and Cross-Section Dependence". *ECB*, Working Paper No. 591.
- Borchardt, M., Rial, I. y Sarmiento, A. (1998). "Sostenibilidad de la Política Fiscal en Uruguay". Documento de Trabajo R-320, *Banco Interamericano de Desarrollo (BID)*, Washington D.C.
- Bravo, A. y Carrion-i-Silvestre, J. (2002). "Intertemporal sustainability of fiscal policies: Some tests for European Countries". *European Journal of Political Economy*, Vol. 18, pp. 517-528.
- Burnside, C. (2005). "Fiscal sustainability in Theory and Practice: A Handbook". *World Bank*.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. y Sansó, A. (2005). "Testing the null of cointegration with structural breaks". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

- Carrion-i-Silvestre, J., Del Barrio, T. y López-Bazo, E. (2005). "Breaking the panels: An application to the GDP per capita". *Econometrics Journal*, Vol. 8, pp. 159 - 175.
- Carrasquilla, A. y Salazar, N. (1992). "Sobre la Naturaleza del Ajuste Fiscal en Colombia". *Ensayos sobre Política Económica*, No. 21. Banco de La República.
- Chalk, N. y Hemming, R. (2000). "Assessing Fiscal Sustainability in Theory and Practice". *International Monetary Found, Working Papers* No. 81.
- Chang, Y. (2004). "Bootstrap unit root test in panel data". *Journal of Econometrics*, Vol. 120, pp. 263 - 293.
- Chow, G. (1960). "Test of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica*, Vol. 28, pp. 591 - 605.
- Cortes, R. (2003). "La Crisis Argentina de 2001 - 2002". *Cuadernos de Economía*, No. 121, pp. 762 - 767.
- Davison, A. y Hinkley, D. (1997). "Bootstrap Methods and Their Application". *Cambridge University Press*.
- Díaz-Alvarado, C., Izquierdo, A. y Panizza, U. (2004). "Fiscal Sustainability in Emerging Market Countries with an Application to Ecuador". *Banco Interamericano de Desarrollo, Departametro de Investigación, Working Paper* No. 611.
- Ehrhart, C. y Llorca, M. (2008). "The sustainability of fiscal policy: Evidence from a panel of six South-Mediterranean Countries". *Applied Economics Letters*, Vol. 15 (10), pp. 797 - 803.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251 - 276.
- Gonzalo, J. y Granger, C. (1995). "Estimation of common long-memory components in cointegrated system". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 27 - 35.
- Granger, C. y Newbold, P. (1974). "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111 - 120.
- Gregory, A. y Hansen, B. (1996). "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts". *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 99 - 126.

- Hadri, K. (2000). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data". *Econometrics Journal*, 3, pp. 148 - 161.
- Hadri, K. y Rao, Y. (2008). "Panel Stationarity Test with Structural Breaks". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2, pp. 245 - 269.
- Hakkio, C. y Rush, M. (1991). "Is the Budget Deficit Too Large?". *Economic Inquiry*, Vol. XXIX, No. 3, pp. 429 - 445.
- Hamilton, J. y Flavin, M. (1986). "On the limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing". *American Economic Review*, 76, 808 - 819.
- Haug, A. (1991). "Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the United States". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9(1), pp. 97 - 101.
- Holmes, M., Otero, J. y Panagiotidis, Th. (2010). "Are EU Budget Deficits Stationary?". *Empirical Economics*, Springer, Vol 38(3), pp. 767-778.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. y Shin, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53 - 74.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). "Testing the null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of Unit Root", *Journal of Econometrics*, Vol 54 (1 - 3), pp. 159 - 178.
- Ley, E. (2003). "Fiscal (and External) Sustainability". *Public Economics*, Working Papers No. 0310007.
- Levin, A., Lin, C. y Chu, C. (2002). "Unit Root test in panel data: Asymptotic and finite-sample properties". *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1 - 24.
- Lozano, I. y Cabrera, E. (2009). "Una nota sobre la sostenibilidad fiscal y el nexo entre los ingresos y gastos del Gobierno Colombiano". *Borradores de Economía*, No. 579, Banco de la República, Colombia.
- Maddala, G. y Wu, S. (1999). "A Comparative Study of Unit Root Test with Panel Data and New Simple Test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631 - 652.
- McCoskey, S. y Kao, C. (1998). "A residual-based test of the null of cointegration in panel data". *Econometric Reviews*, Vol. 17, pp. 57 - 84.

- MacDonald, R. (1992). "Some tests of the government's intertemporal budget constraint using U.S. data". *Applied Economics*, Vol. 24, 1287 - 1292.
- Meller, P. (1996). "Un Siglo de Economía Política Chilena (1890 - 1990). *Editorial Andres Bello*.
- Moon, H. y Perron, B. (2004). "Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors". *Journal of Econometrics*, Vol. 122, pp. 81-126.
- Moreno, J. y Pérez, J. (2009). "Sostenibilidad del Déficit, Cointegración y Cambio de Régimen en Colombia".
- Perron, P. (1989). "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis". *Econometrica*, Vol. 57, pp. 1361 - 1401.
- Phillips, P. y Hansen, B. (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes". *Review of Economic Studies*, Vol. 57, pp. 99 - 125.
- Phillips, P. y Sul, D. (2003). "Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence". *Econometrics Journal*, Vol. 6, pp. 217-259.
- Prohl, S. y Schneider, F. (2006). "Sustainability of public debt and budget deficit: Panel Cointegration analysis for the European Union member countries". Department of Economics, *Johannes Kepler University of Linz*, Working Paper, No. 0610.
- Quintos, C. (1995). "Sustainability of the deficit Process with Structural Shifts". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 409 - 417.
- Ríos, G. (2003). "Venezuela: Sostenibilidad Fiscal en un Contexto de Alta Volatilidad". *Corporación Andina de Fomento*. Dirección de Estudios Económicos. Caracas, Venezuela.
- Shin, Y. (1994). "A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration". *Econometric Theory*, Vol. 10, pp. 91 - 115.
- Spurrier, W. (1986). "Capítulo 4: Impacto sobre el Gasto Público". En *Ecuador y Crisis Económica*. ILDIS, Ecuador.
- Sul, D., Phillips, P. y Choi, C. (2005). "Prewhitening bias in HAC estimation". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 67, pp. 517 - 546.

- Trehan, B. y Walsh, C. (1988). "Common Trends, the Governments Budget Constraint, and Revenues Smoothing". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 425 - 444.
- Trehan, B. y Walsh, C. (1991). "Testing the Intertemporal Budget Constraint, and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, pp. 206 - 223.
- Vergara, R. (2002). "Política y Sostenibilidad Fiscal en Chile". *Estudios Políticos*, Vol. 88, pp. 45 - 65.
- Westerlund, J. (2006). "Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 68, pp. 101 - 132.
- Westerlund, J. y Prohl, S. (2010). "Panel Cointegration Tests of the Sustainability Hypothesis in Rich OECD Countries". *Applied Economics*, Vol. 42, pp. 1355 - 1364.
- Wilcox, D. (1989). "The sustainability of government deficits: Implications of the present value borrowing constraint". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 21, pp. 291 - 306.