

**ANÁLISIS DE SOSTENIBILIDAD DE LAS FINANZAS PÚBLICAS DEL VALLE  
DEL CAUCA: 1960-2009**

**ANGÉLICA MARÍA RENGIFO GÓMEZ**

**PROYECTO DE GRADO II**

**PROFESOR:**

**JULIO CÉSAR ALONSO CIFUENTES**

**UNIVERSIDAD ICESI  
FACULTAD DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y ECONÓMICAS  
PROGRAMA DE ECONOMÍA  
SANTIAGO DE CALI  
3 DE JUNIO DE 2012**

## Contenido

|  |    |
|--|----|
| 1. Introducción .....                            | 1  |
| 2. El modelo .....                               | 10 |
| 3. Análisis empírico .....                       | 12 |
| 3.1. Las series.....                             | 13 |
| 3.2. Análisis de sostenibilidad.....             | 17 |
| 4. Conclusiones .....                            | 19 |
| Referencias Bibliográficas .....                 | 21 |
| Anexo A - Pruebas de Autocorrelación .....       | 23 |
| Anexo B - Otras Pruebas de Raíces Unitarias..... | 25 |
| Anexo C – Pruebas de Cointegración .....         | 26 |
| Anexo D - Modelo de Corrección de Errores .....  | 28 |

## **Resumen**

Este trabajo tiene como objetivo principal aportar al creciente interés alrededor de las finanzas públicas departamentales y determinar, mediante métodos econométricos, si las finanzas públicas del Valle son sostenibles en el largo plazo. Para cumplir con el objetivo propuesto se realizan pruebas de raíces unitarias y cointegración, enmarcadas en la aproximación bivariada de (Hakkio & Rush, 1991). Tales pruebas arrojan como resultado que las series de ingresos y gastos del departamento, tanto como proporción del PDB como per cápita, no están cointegradas en el periodo entre 1961 y 2009 y, por tanto, la situación fiscal no es sostenible. Este resultado provee sustento empírico a una concepción casi generalizada sobre manejo ineficiente de los recursos públicos en el Valle.

**Palabras claves:** Series de tiempo, Cointegración, Modelo de Corrección de Errores, Finanzas Públicas, Sostenibilidad.

## **1. Introducción**

Los estudios alrededor de las finanzas públicas territoriales en Colombia han propendido por calificar, a partir de índices y análisis descriptivos, el comportamiento de los ingresos y gastos. En el caso del departamento del Valle se destacan estudios presentados por (Argote, 2006), (Sanabria & Solano, 2008) y (López, 2010). También, en esta misma línea analítica, son de resaltar las evaluaciones que hace el Departamento Nacional de Planeación con el fin de establecer un ranking fiscal en el país y verificar el cumplimiento de la normatividad postulada alrededor de este tema; y, el Informe de Coyuntura Económica Regional que publica el Banco de la República. Pese a ser muy valiosos para comprender el desempeño del sector público y sus potencialidades como generador de ingresos y ordenador del gasto, no han corroborado con métodos econométricos los resultados intuitivos que se plantean a partir de los análisis descriptivos. En efecto, sólo algunos trabajos como (Collazos & Romero, 2005) han utilizado métodos inferenciales para analizar el comportamiento de las variables fiscales y su desempeño, de acuerdo con la evidencia empírica que existe. De hecho, no se han realizado estudios econométricos sobre la sostenibilidad fiscal del departamento.

De ahí que el objetivo principal de este trabajo sea aportar al creciente interés alrededor de las finanzas públicas y determinar, mediante métodos econométricos, si las finanzas públicas del departamento del Valle son sostenibles en el largo plazo.

Para cumplir con el objetivo propuesto se realizan pruebas de raíces unitarias y cointegración, enmarcadas en la aproximación bivariada de (Hakkio & Rush, 1991). Tales pruebas arrojan como resultado que las series de ingresos y gastos del departamento, tanto como proporción del PDB como per cápita, no están cointegradas en el periodo entre 1961 y 2009 y, por tanto, la situación fiscal no es sostenible. Este resultado provee sustento empírico a una concepción casi generalizada sobre manejo ineficiente de los recursos públicos en el Valle.

Las finanzas públicas son de gran interés para economistas y hacedores de políticas públicas, pues su desempeño tiene impactos significativos sobre otras variables macroeconómicas como las tasas de inflación, las tasas de interés y el crecimiento económico. En efecto, el desempeño de las finanzas públicas territoriales tiene incidencia sobre las variables agregadas nacionales y establece parámetros de competitividad y desigualdad entre regiones.

En principio, un ente territorial tendrá finanzas públicas sostenibles, siempre que sea consecuente con su restricción presupuestaria. Luego, la sostenibilidad fiscal implica que el ente territorial, aún teniendo déficits fiscales, puede mantener su desempeño sin modificaciones a su estructura de gastos e ingresos en un horizonte temporal amplio.

Una economía puede sostener déficits fiscales mientras pueda solventarlos a través de fondos obtenidos con préstamos. Sin embargo, cuando tal comportamiento se hace persistente, y se fundamenta en más endeudamiento, el servicio de la deuda y la posibilidad de mantener el desempeño en el largo plazo, se hacen cuestionables. De manera más específica, la incapacidad de sostener déficits fiscales está fundamentada en que, entre mayor sea el déficit, mayor es la necesidad de cubrir las obligaciones con endeudamiento. Y, asimismo el déficit es creado por el aumento de obligaciones de servicio de la deuda, intereses y pago de amortizaciones de obligaciones adquiridas en el pasado. La insostenibilidad fiscal, entonces, es como un círculo vicioso en el que el ente territorial destina cada vez más de su esfuerzo fiscal al saneamiento de la deuda y menos a otros rubros de sus finanzas.

En entidades subnacionales, como los departamentos, la insostenibilidad fiscal conduce, en primer lugar, a desviar el esfuerzo fiscal hacia el servicio de la deuda, en detrimento de la inversión social, de la inversión en infraestructura física y de otro tipo de inversiones productivas, así como de la provisión de bienes y servicios públicos. En segundo lugar, la insostenibilidad fiscal conlleva al debilitamiento de la confianza en el departamento, por parte de la población y por parte de los inversionistas. Por un lado, la población pierde

confianza en la transparencia y la *accountability* que realizan los gobiernos regionales. Esto produce, potencialmente, desincentivos para la disciplina tributaria y, en esa medida, la generación de ingresos en la región. Por otro lado, el aumento del riesgo y de la incertidumbre reduce la atracción hacia un departamento. Por tanto, la escasez de recursos internos reduce la inversión privada y el flujo de capitales en la región disminuye, afectando la sostenibilidad de industrias enteras y la posibilidad de realización de inversiones productivas. Finalmente, la insostenibilidad exige políticas de ajuste fiscal que pueden resultar costosas, no sólo en términos monetarios, sino también en términos políticos, viéndose con esto afectada la gobernabilidad del ente territorial.

En este sentido, los análisis de sostenibilidad son de gran importancia pues permiten determinar la viabilidad de mantener las decisiones gubernamentales con respecto a la financiación y el gasto públicos en el futuro, en caso de que las condiciones económicas cambiaran y la coyuntura se hiciera más o menos favorable.

En Colombia, estos análisis son particularmente interesantes porque también dan cuenta del impacto de la descentralización fiscal y de otra serie de medidas implementadas por el gobierno nacional.

En efecto, durante el siglo XX y los primeros años del siglo XXI, ha existido amplio debate alrededor de la importancia del desarrollo regional y sobre los roles que el Gobierno Nacional Central y los gobiernos locales deben tener para promover tal desarrollo. La posición generalizada alrededor de esta cuestión ha sido la descentralización.

Enmarcados en esa noción, el gobierno comenzó un proceso de reestructuración institucional a mediados del siglo XX. Como se menciona en (Moncayo Jiménez, 2002), el acto legislativo 1 de 1968 facultó a los departamentos para promulgar planes y programas de desarrollo económico departamentales y desconcentró en los gobernadores una serie de funciones nacionales que antes eran competencia de los ministros. La norma también estableció la dirección y coordinación, por parte del ejecutivo departamental, de los

servicios nacionales que se prestan en la región, y de los servicios y actividades de los establecimientos públicos, sociedades de economía mixta y empresas industriales y comerciales del Estado. La transferencia de competencias del Estado se complementó con la transferencia de recursos fiscales a través del situado fiscal, institución estipulada en la reforma constitucional de 1968. Tal institución es el inicio de la descentralización fiscal.

El gobierno de López Michelsen (1974 - 1978) continuaría el proceso de descentralización con ejercicios propositivos como el modelo de regionalización, promulgado por el Departamento Nacional de Planeación (DNP). El gobierno de Turbay Ayala (1978 - 1982) propone la descentralización como “un medio para alcanzar la autonomía regional y ésta, a su turno, no es viable sin un esfuerzo propio de las regiones, especialmente en el campo fiscal.” (Moncayo Jiménez, 2002)

El proceso de descentralización fiscal se aceleró en las siguientes administraciones, particularmente en la década de 1980. Pero, no fue sino hasta la promulgación de la Constitución Política de 1991 que el proceso tuvo un contexto legitimado. Se estructuraron entonces sistemas de transferencias mucho más elaborados y se fortaleció la delegación de funciones hacia los entes territoriales.

En el ámbito nacional, según afirman (Restrepo Quintero & Álvarez Villa, 2005), después de la primera mitad de la década de 1990, el panorama fiscal “se caracterizó por déficits continuos, que ocasionaron moratoria en los pagos de las obligaciones laborales y de crédito y un gran vacío en la inversión social y de infraestructura, por lo cual las entidades subnacionales debieron recurrir de manera persistente a los recursos del crédito.”

En estas condiciones, el Estado estipuló planes de desempeño territorial y mecanismos como los fondos de compensación, con el fin de solucionar los desequilibrios financieros de las regiones. Pero, tales instrumentos promovieron un mayor nivel de endeudamiento regional, según exponen (Iregui, Ramos, & Saavedra, 2001).

La crítica situación de las finanzas promovió la promulgación de la Ley 358 de 1997 que fijó límites al endeudamiento territorial, la Ley 488 de 1998 que quiso favorecer la recuperación económica de las entidades territoriales, la Ley 550 de 1999 que buscaba optimizar los procesos operativos, administrativos, contables y financieros de las entidades públicas y del sector privado y, la Ley 617 de 2000 que concentró su esfuerzo en el límite de los Gastos de los gobiernos subnacionales y estableció estrategias para condicionar su crecimiento.

Si bien diversos estudios concluyen que las reformas puestas en marcha han ayudado al fortalecimiento de las finanzas públicas territoriales, son consistentes en afirmar que tal situación no es un hecho generalizado. Aún hay territorios que no han logrado afianzar una estructura de gasto viable y sostenible. Por otro lado, también coinciden en la afirmación de que el país está todavía distante de la aclamada autonomía fiscal, recurso sin el cual la capacidad de decisión de las regiones sobre sus recursos y la atención de sus necesidades son limitadas.

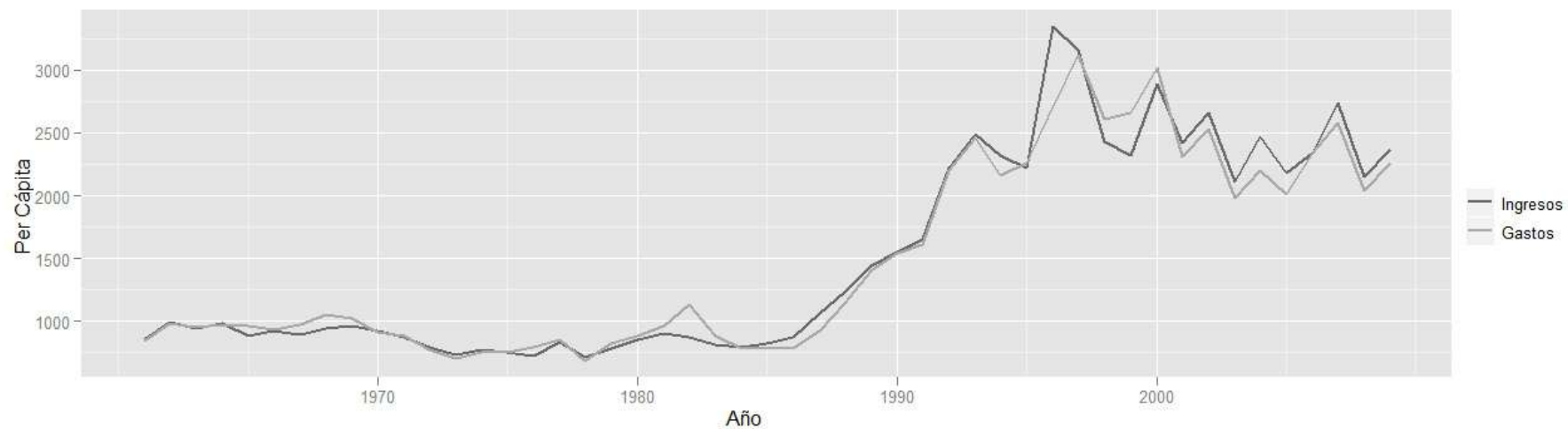
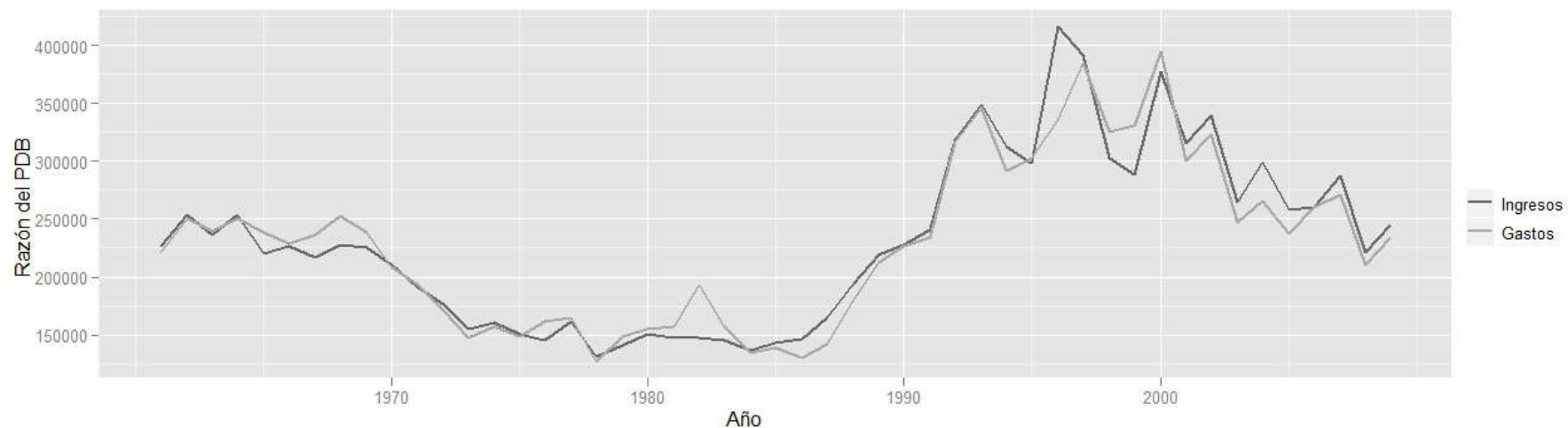
Ahora bien, revisar los acontecimientos del ámbito departamental es importante en la medida en que el Valle del Cauca, por años, ha sido considerado por muchos el mayor deudor de todos los departamentos.

Puede observarse fácilmente (Ver Gráfica 1) que en 18 de los 49 años que hacen parte de la muestra ha existido déficit fiscal que persiste en periodos siguientes y, hace que economistas y hacedores de políticas públicas se preocupen y cuestionen sobre la estabilidad macroeconómica del departamento y su incidencia sobre la población.



# Gráfica 1 - Ingresos y Gastos Departamentales

1961-2009



Fuente: Banco de la República, CEGA, DANE, INANDES, cálculos propios

Si bien el departamento había tenido una estructura fiscal inestable, llama la atención sobre todo la década de 1990. Tras la decisión de tomar como principio fiscal la descentralización en el país, “el endeudamiento de los departamentos aumentó considerablemente de 0.45% del PIB en 1990 a 1.4% del mismo en 1997, donde el colateral está constituido por las transferencias del gobierno central.” (Kalmanovitz, 1999). Dice el mismo autor que, “ningún endeudamiento es viable si el recipiente no está creciendo más rápido que la tasa de interés y esto es muy evidente en el caso departamental y en el mayor deudor de todos que es el Departamento del Valle”. En efecto, el historial del Valle del Cauca, durante la crisis departamental, se consolidaría bajo una tendencia de sobreendeudamiento y desfinanciamiento de sus gastos corrientes, y, en consecuencia, de alta fragilidad financiera y baja sostenibilidad del gasto.

Debido a esto, el Departamento del Valle se inscribió en un plan de desempeño fiscal en 1998, y se suscribió a una serie de convenios y programas de saneamiento fiscal y financiero a partir de 1999, con el fin de reestructurar su comportamiento fiscal y cumplir con los lineamientos estatales, como los estipulados en la ley 617 de 2000. En 2008, el departamento suscribió con entidades financieras una nueva reestructuración de la deuda, consistente en la ampliación de plazos para el pago del capital hasta el 2014. Según cálculos del Ministerio de Hacienda, el perfil de vencimientos de las amortizaciones concentra el 44% entre los años 2010 y 2011 y el 52% entre 2012 y 2015, lo que exige una férrea disciplina fiscal para lograr su cumplimiento.

Sin embargo, los Informes de Viabilidad Fiscal de los Departamentos, desarrollados por el Ministerio de Hacienda revelan, en las distintas ediciones de la última década, que el Valle aún evidencia carencia de capacidad autónoma de endeudamiento y, auguran el constante incumplimiento de los compromisos con la Nación, la banca, las entidades acreedoras y los tenedores de bonos emitidos por el departamento, así como el incumplimiento de las metas establecidas en la legislación; pese, a registrar en las vigencias de 2002 a 2006 una leve mejoría.

De hecho, en la vigencia 2009, el saldo de la deuda pública en el país, en términos territoriales “estaba en cabeza de las tres gobernaciones de categoría especial [y], de hecho, los deudores más representativos son Cundinamarca, Valle y Antioquia” (Ministerio de

Hacienda, 2009). El Informe de 2009 también registra la existencia de inconsistencias en los registros de ingresos y gastos y diferentes problemas en lo reportado por el departamento en términos de tesorería y balance contable. En términos generales, se considera en ese documento que el departamento del Valle del Cauca tiene dificultades, aún, en la ejecución de sus recursos disponibles, debilidades en la planeación financiera y en la capacidad de ejecución del gasto.

Por otro lado, el informe de 2009 sobre desempeño fiscal que realiza al DNP<sup>1</sup> indicaba que, a nivel nacional, el departamento del Valle junto con Cundinamarca y Antioquia concentraban el 51,5% de la deuda departamental. Además, mostraba para el departamento un endeudamiento de 64% con respecto a sus ingresos totales. En este mismo documento, los autores expresaban su preocupación por el desempeño fiscal y la sostenibilidad. Sobre todo, llamaban la atención sobre la utilización de vigencias futuras sin atender las normas de endeudamiento. Como resultado de estas condiciones desfavorables, se observaba bajo crecimiento de la economía departamental, así como indicadores de baja inversión, muy por debajo de la media nacional. El departamento, además, registraba incumplimientos de la ley 617 de 2000, tal y como se prevé en los Informes del Ministerio de Hacienda. De hecho, era el departamento que mostraba niveles más altos de incumplimiento en términos de transferencias a Contralorías y Asambleas. El buen comportamiento fiscal de algunos municipios compensaba, en ese momento, el riesgo fiscal supuesto por el departamento, por lo que el puesto ostentado en el ranking de desempeño fiscal fue el 13.

En el informe de 2010, el departamento cae a la posición 20 en el ranking mencionado. El panorama no difiere del de años anteriores.

En definitiva, las distintas evaluaciones que hace el gobierno nacional, en cabeza de sus ministerios, así como las evaluaciones de entes autónomos con el Departamento Nacional de Planeación, establecen que el departamento del Valle del Cauca presenta varias dificultades en su estructura fiscal que atentan en contra de sus ejecuciones de recursos, de sus niveles de inversión y de su gobernabilidad. Esta situación se configura en detrimento de su crecimiento y del logro de objetivos de desarrollo socioeconómico local.

---

<sup>1</sup> (Departamento Nacional de Planeación, 2009)

## 2. El modelo

La sostenibilidad fiscal implica que el ente territorial puede mantener su desempeño sin modificaciones a su estructura de gasto e ingresos en un horizonte temporal amplio. Debido a sus extendidas implicaciones de política, existe una amplia discusión alrededor de la medición adecuada de la sostenibilidad fiscal de las naciones y territorios subnacionales. Principalmente, se plantean dos aproximaciones, una univariada y otra bivariada. La aproximación univariada se deriva del trabajo de (Hamilton & Flavin, 1986) que está basada, como menciona (Alonso, 2002), en las propiedades de la serie de la deuda del gobierno. La aproximación bivariada se deriva del trabajo de (Hakkio & Rush, 1991) que se basa en la relación de largo plazo que existe entre los ingresos y los gastos públicos.

El modelo básico del que parten ambas aproximaciones es la restricción presupuestal a la que se enfrentan los gobiernos cada periodo.

$$G_t + (1 + r_t)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (1)$$

donde  $G_t$  representa los gastos netos destinados al servicio de la deuda,  $R_t$  representa los ingresos,  $B_t$  es el *stock* de deuda pública y  $r_t$  la tasa de interés.

Ahora bien, el análisis aquí planteado utiliza la aproximación bivariada de (Hakkio & Rush, 1991). Estos autores toman la ecuación (1) y asumen que la tasa de interés es estacionaria con media  $r$ . A partir de tal supuesto llegan a la siguiente ecuación:

$$G_t + (r_t - r)B_{t-1} + (1 + r)B_{t-1} = R_t + B_t$$

Después de iterar la expresión anterior obtienen la restricción intertemporal presupuestal:

$$B_t = \sum_{i=1}^{\infty} \mu_i (R_t - G_t) + \lim_{i \rightarrow \infty} \mu_i B_{t+i}$$

Donde  $\mu_i$  es el factor de descuento.

Como menciona (Alonso, 2002) la ecuación anterior implica que “cuando el término limitante tiende a cero, el valor corriente de la deuda debe ser igual al valor presente descontado de los déficits y superávits futuros del gobierno.” Eso haría que, para que el desempeño fiscal sea sostenible, el término en el límite debe ser cero.

Ahora bien, tras manipulaciones de las ecuaciones anteriormente presentadas, (Hakkio & Rush, 1991) llegan a un modelo que puede ser probado fácilmente a través de métodos econométricos. Este modelo supone que tanto los ingresos como los gastos del gobierno son caminos aleatorios con drift.

$$R_t = a + bGG_t + \varepsilon_t ; \quad (2)$$

Donde  $GG_t$  representa los gastos del gobierno. Este modelo implica que, si las series son efectivamente no aleatorias, y la restricción presupuestal intertemporal se cumple, entonces, las finanzas públicas serán sostenibles si  $b=1$  y el error es un proceso estacionario.

Hay que anotar que, además, (Hakkio & Rush, 1991) mencionan que es una condición necesaria para hacer conclusiones e interpretar los resultados, que ambas series,  $R_t$  y  $GG_t$  estén cointegradas. De no existir relación de largo plazo entre las variables, los resultados que surgieran de las regresiones serían espurios. Pero (Quintos, 1995) demostró que la cointegración entre ingresos y gastos no es una condición necesaria, pero sí es suficiente para la interpretación estricta de la sostenibilidad fiscal. La condición que es necesaria y suficiente para la sostenibilidad es que la deuda crezca más despacio que la tasa de préstamos.

### 3. Análisis empírico

Para la realización del análisis de sostenibilidad, se utilizaron las series de ingresos y gastos del departamento a precios constantes de 2005, como razón del PDB, también a precios constantes de 2005, y per cápita (Ver Gráfica 2), desde 1961 hasta 2009.

Las series son denominadas  $R_t$  y  $GG_t$ , donde  $R_t$  representa los ingresos y  $GG_t$  los gastos. La misma nomenclatura es utilizada para las transformaciones utilizadas, es decir, tanto para el análisis de las series como razón del PDB, como el análisis per cápita.

Ambas series son similares en su comportamiento, en ambas transformaciones. Son crecientes, lo que, probablemente, indica la inexistencia de una media constante en el tiempo. El crecimiento de los ingresos y los gastos, en niveles, en los primeros años es mayor que el crecimiento del PDB, por lo que el comportamiento de  $R_t$  y  $GG_t$  difiere parcialmente de su comportamiento. Igual sucede con las series per cápita. Es decir, la población crece a un ritmo inferior al que varían los ingresos y los gastos, por lo que el comportamiento de tales variables difiere en algunos periodos tras realizarse la transformación hacia series per cápita.

Las diferencias tanto de  $R_t$  y  $GG_t$  evidencian una media relativamente constante, es decir, no crece en el tiempo, por lo que para efectuar las pruebas en estas transformaciones de las series, obviamos el factor determinístico de la tendencia. (Ver Gráfica 3).

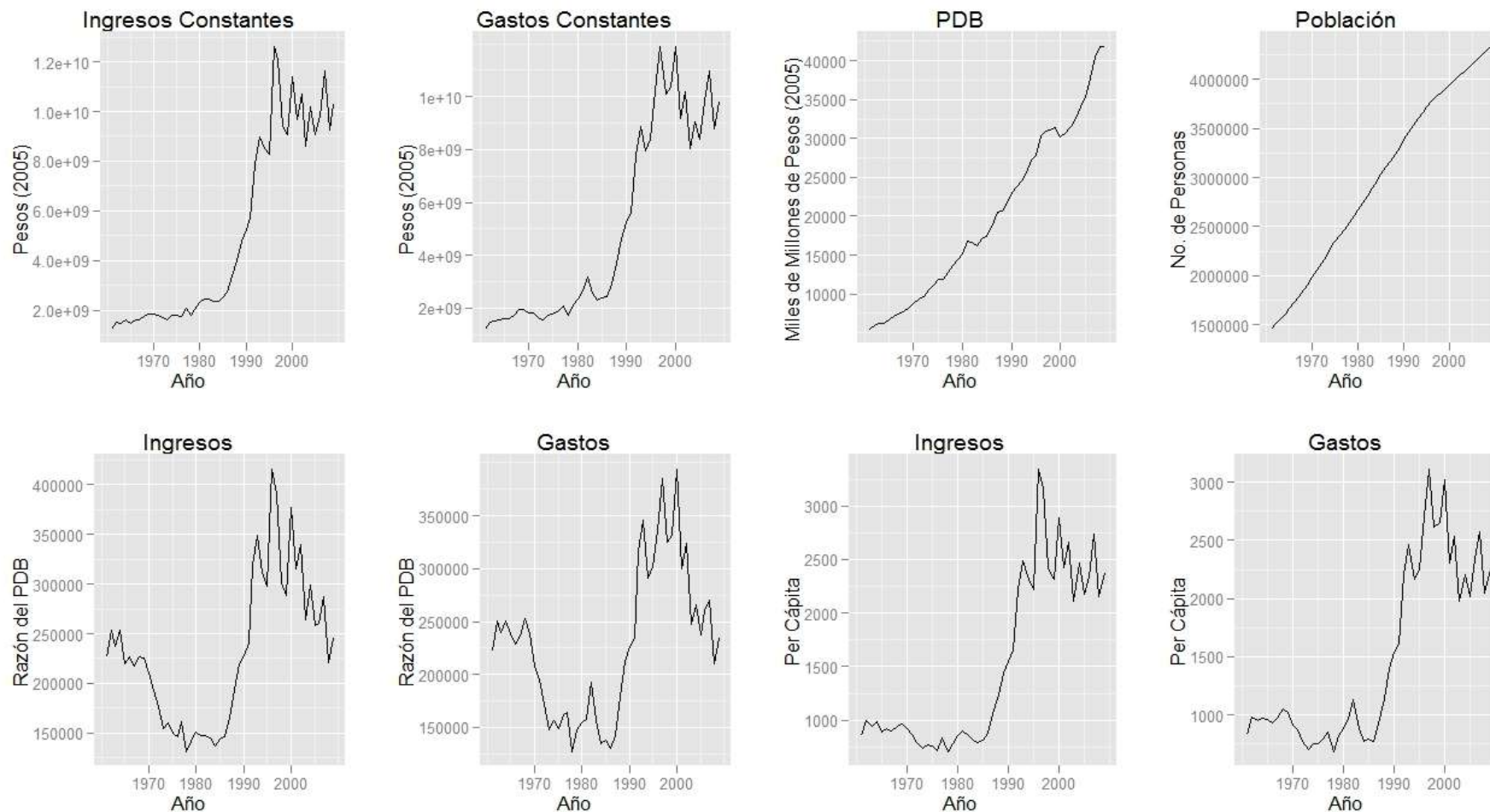
Con base en el desarrollo teórico expuesto en el acápite anterior, el análisis de la sostenibilidad de las finanzas públicas del Valle debe partir por comprobar si las series de ingresos y gastos, como razón del PDB y per cápita, son caminos aleatorios con drift. Si las series son caminos aleatorios con drift, son no estacionarias y se dice que se encuentran integradas. La realización de regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) supondría resultados espurios que no permitirían la generación de conclusiones significativas.

Ahora bien, la integración podría suponer que la diferencia entre ambos caminos aleatorios es estacionaria. Luego, debe comprobarse si los errores son estacionarios para definir si las series se encuentran cointegradas.

### 3.1. Las series

Gráfica 2 – Series

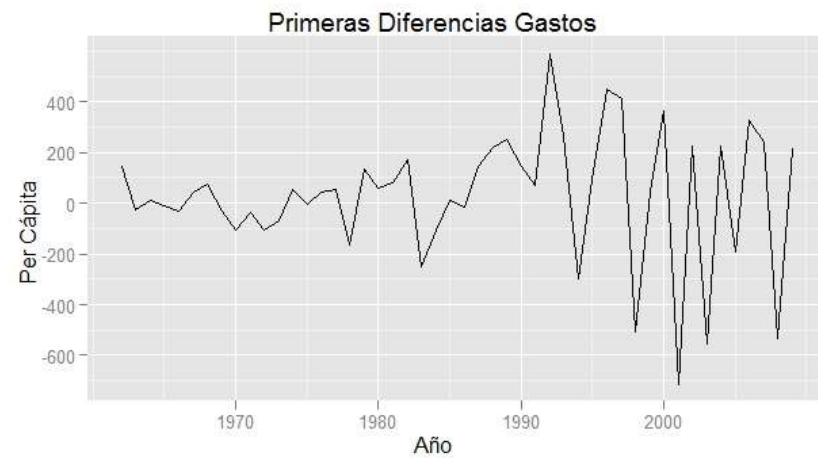
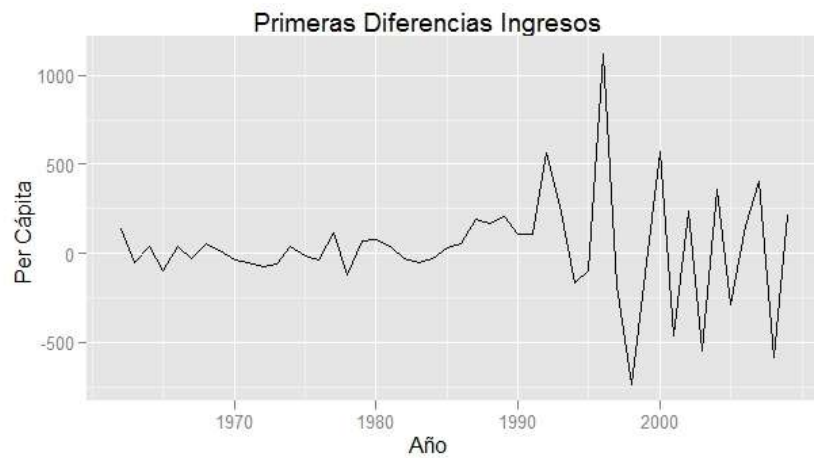
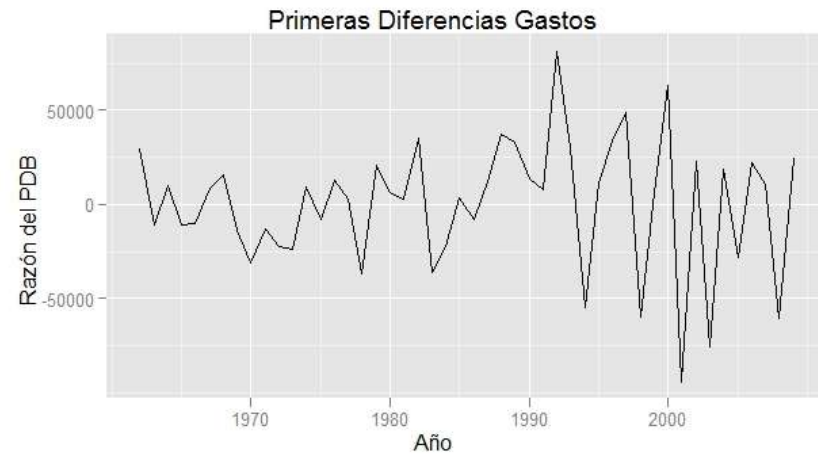
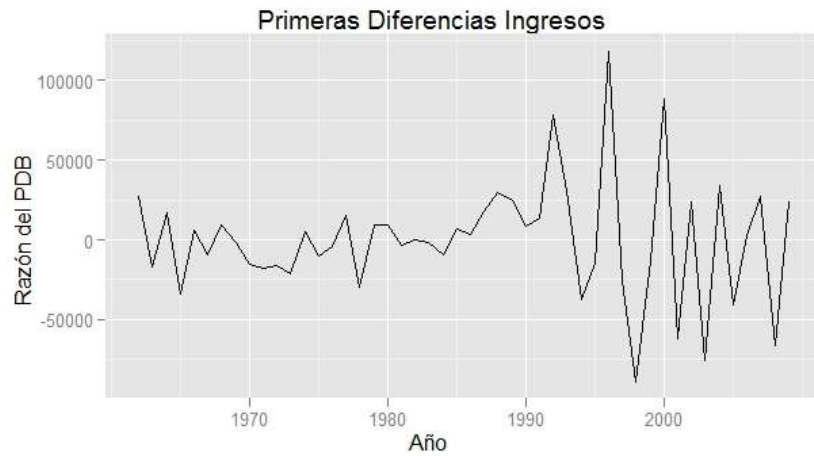
1961-2009



Fuente: Banco de la República, CEGA, DANE, INANDES, cálculos propios

### Gráfica 3 - Primeras Diferencias $R_t$ y $GG_t$

1961-2009



Fuente: Banco de la República, CEGA, DANE, INANDES, cálculos propios.



La cointegración implica la existencia de una relación de largo plazo o de equilibrio entre las series. También supone que si existen desequilibrios o choques en el corto plazo, las variables se ajustarán tras estos a la relación de largo plazo, dando lugar a la existencia de los llamados modelos de corrección de errores. De no estar cointegradas las series, no existiría relación alguna entre ellas, luego, pese a tener comportamientos similares, no habrían equilibrios en el largo plazo. Esto supondría que, aunque diferentes choques afectasen permanentemente a ambas variables, no habría forma alguna de que existiesen ajustes en el corto plazo para retornar a una misma senda de comportamiento.

Si las pruebas empíricas dan como resultado la cointegración de las variables, debe procederse a hacer la regresión, y probar que el vector de cointegración es igual a 1. Esta condición supone que, no sólo las series tienen una relación de largo plazo, sino que la relación es sostenible en el tiempo: los cambios en las variables se corresponden. Entonces, en caso de comprobarse esta situación, sería posible afirmar que las finanzas públicas departamentales son sostenibles en el largo plazo.

Como primer paso, entonces, se examina la posibilidad de que las series de ingresos y gastos, tanto como razón del PDB como per cápita, estén integradas y tengan sólo una raíz unitaria. Las pruebas Dickey – Fuller Aumentada y Phillips- Perron (ADF y PP, respectivamente) permiten verificar la existencia de raíces unitarias, contrastando una hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria y una constante con respecto a un proceso estacionario alrededor de una tendencia, cuando aún no han sido diferenciadas las series; y, con respecto a un proceso estacionario cuando éstas han sido diferenciadas (Ver Tabla 1 y Tabla 2). Con ambas pruebas se corrobora la existencia de una raíz unitaria en cada una de las variables, en ambas transformaciones utilizadas, lo que implica que las series  $R_t$  y  $GG_t$  son  $I(1)$ , con un 99% de confianza. Ninguna de las series presenta autocorrelación según la prueba de Ljung- Box (Ver

Anexo A - Pruebas de Autocorrelación).

**Tabla 1 - Puebas ADF y PP para  $R_t$  y las primeras diferencias de  $R_t$**

| Transformación | Ho: la serie tiene raíz unitaria<br>Pruebas de raíces unitarias: $R_t$ |             |         |                    |         |
|----------------|--|-------------|---------|--------------------|---------|
|                |  | Nivel       |         | Primera diferencia |         |
|                |  | Estadístico | p-valor | Estadístico        | p-valor |
| Razón del PDB  | ADF  | -2.579      | 0.1     | -8.527             | 0.01    |
|                | Phillips-Perron  | -1.8234     | 0.6449  | -8.9226            | 0.01    |
| Per cápita     | ADF  | -2.825      | 0.1     | -8.669             | 0.01    |
|                | Phillips-Perron  | -2.1583     | 0.5108  | -9.2138            | 0.01    |

Fuente: Cálculos propios

**Tabla 2 - Puebas ADF y PP para la  $GG_t$  y las primeras diferencias de  $GG_t$**

| Transformación | Ho: la serie tiene raíz unitaria<br>Pruebas de raíces unitarias: $GG_t$ |             |         |                    |         |
|----------------|---|-------------|---------|--------------------|---------|
|                |   | Nivel       |         | Primera diferencia |         |
|                |   | Estadístico | p-valor | Estadístico        | p-valor |
| Razón del PDB  | ADF   | -3.429      | 0.062   | -5.875             | 0.01    |
|                | Phillips-Perron   | -1.7981     | 0.655   | -8.398             | 0.01    |
| Per cápita     | ADF   | -2.072      | 0.1     | -8.296             | 0.01    |
|                | Phillips-Perron   | -1.9807     | 0.5819  | -8.5045            | 0.01    |

Fuente: Cálculos propios

Ahora bien, las pruebas anteriores son, técnicamente, pruebas de estacionariedad y no consideran el tamaño del error tipo II que se pudiera presentar. La prueba KPSS intenta, entonces, tener más poder sobre la no estacionariedad, proponiendo como hipótesis nula un proceso estacionario con tendencia versus un proceso con raíz unitaria y drift, cuando las series no han sido diferenciadas; o, la hipótesis nula de un proceso estacionario, cuando han sido diferenciadas. La prueba KPSS es calculada para el largo y el corto plazo, obteniendo resultados distintos en ambos periodos y en ambas variables (Ver Anexo B - Otras Pruebas de Raíces Unitarias). La prueba KPSS en el largo plazo plantea la inexistencia de raíces unitarias, tanto para las series como razón del PDB como para las series per cápita, por lo que  $R_t$  y  $GG_t$  serían  $I(0)$ . Sin embargo, el análisis de corto plazo nos permite concluir la existencia de una raíz unitaria en cada serie con un 99% de confianza. Este resultado coincide con el resultado de ADF y PP.

Existen dos pruebas más de raíces unitarias que parecen pertinentes en este caso para corroborar el hecho de que las series  $R_t$  y  $GG_t$  son  $I(1)$ . La primera es la prueba de Zivot y Andrews, que se hace necesaria pues el análisis gráfico parece indicar la existencia de un quiebre estructural en años previos a la década del 90, dado el cambio súbito en el comportamiento de las series. La prueba de

Zivot y Andrews pretende tener en cuenta la posibilidad de que la existencia de tales quiebres sea la que esté provocando los cambios en el comportamiento. En este caso, la hipótesis nula es un camino aleatorio con drift, sin quiebre estructural, y la hipótesis alterna es un proceso estacionario con tendencia y quiebre estructural (Ver Anexo B - Otras Pruebas de Raíces Unitarias). Rechazar la hipótesis nula indicaría la existencia de un proceso aleatorio, es decir, el hecho de que la serie no tiene ningún orden de integración. Con esta prueba es posible concluir que ambas series, tanto como razón del PDB como per cápita, son  $I(1)$  con un 99% de confianza.

La segunda prueba que es interesante analizar por su carácter no paramétrico es la prueba de Breitung. Ésta tiene como ventaja sobre las otras que no está restringida a una distribución, es decir, no supone nada acerca de ella. (Ver Anexo B - Otras Pruebas de Raíces Unitarias). Con ésta, el resultado es similar a las anteriores, es decir, que con un 95% de confianza es posible afirmar que las series son  $I(1)$  en ambas transformaciones.

Sabiendo que las series son  $I(1)$ , se procede a analizar la cointegración. Dado el contexto teórico bajo el cual se enmarca el análisis en este trabajo propuesto, estas pruebas tendrán gran poder sobre las conclusiones que se desarrollen.

Para determinar la cointegración se utilizan 4 pruebas: la prueba de Engel y Granger, la prueba de Johansen, la prueba no paramétrica de Breitung, y la prueba no paramétrica de Bierens.

### **3.2. Análisis de sostenibilidad**

La prueba de Engel y Granger utiliza una prueba ADF para los residuos de la regresión por MCO. El estadístico  $t$  será comparado, entonces, con los valores críticos de Mckinnon para evaluar la  $H_0$  de no cointegración. Al 90% de confianza y al 95% de confianza es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración, entre las variables como razón del PDB. En este caso, sin embargo, al nivel de confianza del 99% no es posible hacerlo, por lo que, con este nivel las series no estarían cointegradas. (Ver Anexo C – Pruebas de Cointegración Tabla 8). Por otro lado, las series per cápita, con un 99% de confianza, estarían cointegradas.

La prueba de cointegración de Johansen tiene como hipótesis nula que el rango de la matriz es  $r$ , por lo que se procede a analizar cada una de las posibilidades de relación de largo plazo. Es decir, en primera instancia se analiza la inexistencia de relaciones de largo plazo ( $r=0$ ) y si esta hipótesis es rechazada, deberá probarse si existe al menos una relación de largo plazo. El número de relaciones

de largo plazo que pueden existir son  $m-1$ , es decir que, en este caso, teniendo dos variables en el modelo, sólo podría existir una relación de largo plazo.

En esta prueba, en las series como razón del PDB, es posible rechazar al nivel de 90% de confianza la hipótesis nula de  $r = 0$ . La hipótesis nula de  $r \geq 1$  no puede ser rechazada, por lo que, al 90% de confianza existiría cointegración. Ahora bien, en los otros niveles de confianza (95% y 99%) no es posible rechazar la hipótesis de  $r = 0$ , por lo que es posible afirmar, en estos niveles de confianza, que no existe cointegración. (Ver Anexo C – Pruebas de Cointegración). Este resultado coincide con el de Engel y Granger, en el 99% de confianza. Por otro lado, en las series per cápita, la hipótesis nula de  $r=0$  puede ser rechazada con un nivel de confianza de 95%. hipótesis nula de  $r \geq 1$  no puede ser rechazada en este mismo nivel de confianza, por lo que podría afirmarse la existencia de cointegración entre las series, lo que coincide con Engel y Granger. Sin embargo, con un nivel de confianza de 99%, la hipótesis nula de  $r = 0$  no puede ser rechazada. Luego, con este nivel de confianza no existiría cointegración.

La prueba de cointegración de Breitung es similar a la prueba de Johansen en términos de su hipótesis nula. Es decir, se inicia probando la  $H_0$  de que no existen vectores de cointegración y si es rechazada, se procede a verificar la hipótesis nula de que hay al menos un vector de cointegración. Al ser no paramétrica, permite no efectuar cálculos de rezagos óptimos del modelo VAR ni es necesario considerar todos los casos que presenten conclusiones confusas. Con esta prueba se concluye en los niveles de significancia de 5% y de 10% que existe cointegración. (Ver Anexo C – Pruebas de Cointegración).

Finalmente, la prueba de cointegración de Bierens, indica, en ambas transformaciones, la no existencia de cointegración, con un nivel de 95% de confianza. Esta prueba tiene como hipótesis nula que el rango de la matriz es 0 y, como hipótesis alterna, que el rango de la matriz es 1. El estadístico es comparado con la región crítica para los niveles de significancia de 10% y 5%.

Los resultados de las pruebas de cointegración, como pueden observarse en la Tabla 3, son confusos pues ninguna de las pruebas rechaza la posibilidad de que exista cointegración, pero tampoco es posible afirmar que la inexistencia de esta condición sea un hecho.

Con el fin de esclarecer esta cuestión y no proceder hacia la realización de estimaciones cuyo resultado pudiese ser espurio, se estima el modelo de corrección de errores. La intuición tras este procedimiento es que, si existe una relación de largo plazo entre las variables, deberá ser cierto que existe un modelo que predice cómo se ajustan las variables en el corto plazo, a los desequilibrios

que se presentan en el tiempo. El resultado de esta estimación permite establecer que las series, ni como razón del PDB ni per cápita, están cointegradas. Los estadísticos del ajuste en el corto plazo no son significativos, luego, no existe un modelo de corrección de errores. (Ver Anexo D - Modelo de Corrección de Errores)

Este resultado es muy diciente porque permite afirmar que las finanzas públicas del departamento del Valle son insostenibles en el largo plazo.

**Tabla 3 - Conclusiones sobre cointegración**

| Prueba          | Razón del PDB        |                    | Per Cápita           |                    |
|-----------------|----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
|                 | Conclusiones         | Nivel de confianza | Conclusiones         | Nivel de confianza |
| Engel y Granger | Hay Cointegración    | 95%                | Hay Cointegración    | 99%                |
|                 | No hay Cointegración | 99%                |                      |                    |
| Johansen        | Hay Cointegración    | 90%                | Hay Cointegración    | 95%                |
|                 | No hay Cointegración | 95% - 99%          | No hay Cointegración | 99%                |
| Breitung        | Hay Cointegración    | 95%                | Hay Cointegración    | 95%                |
| Bierens         | No hay Cointegración | 95%                | No hay Cointegración | 95%                |

#### 4. Conclusiones

A lo largo del trabajo se desarrolló el proceso por el cual, a través del modelo de (Hakkio & Rush, 1991), se determinaría si existe sostenibilidad en las finanzas públicas del departamento del Valle. El proceso partió por la determinación de los órdenes de integración de las variables  $R_t$  y  $GG_t$ , tanto en su transformación como razón del PDB como per cápita. Este análisis arrojó como resultado que ambas series son  $I(1)$ .

Posteriormente, fueron realizadas pruebas de cointegración, las cuales permitirían establecer si las series tenían relaciones de largo plazo y, por tanto, concluir que las finanzas públicas son sostenibles. La cointegración es una condición suficiente para afirmar sostenibilidad fiscal. Las pruebas arrojaron conclusiones confusas por lo que se estimó un modelo de corrección de errores. Las estimaciones proveyeron suficiente evidencia para afirmar que los coeficientes de ajuste en el

corto plazo no son significativos, por lo que el modelo de corrección no existe. Dado que tal modelo no existe, tiene que ser cierto que no hay una relación entre las variables en el largo plazo. Entonces, si las variables no están cointegradas, es posible concluir que las finanzas públicas del departamento son insostenibles.

La insostenibilidad de las finanzas públicas departamentales podría ser explicada, como aducen varios economistas, por la posibilidad de incurrir en *bailouts* con cargo a las finanzas de la Nación. De acuerdo con (Zapata, Acosta, & González, 2005), “los mandatarios locales contratan el endeudamiento sobre la base que es una responsabilidad de los mandatarios siguientes y, en últimas, del Gobierno Nacional. Esta baja restricción presupuestal, acceso casi libre a crédito interno y sin mayores controles, hace que en el largo plazo la responsabilidad sea nacional.” La inestabilidad de las finanzas departamentales, entonces, no sólo se consolida como un problema de estabilidad macroeconómica, sino como un problema de autonomía fiscal y de resultados en el desarrollo social del departamento. Los recursos serán primordialmente invertidos en la amortización y servicio de la deuda, en detrimento de la inversión social y la provisión de bienes y servicios públicos.

Este resultado plantea una cuestión de vital importancia para el departamento y con implicaciones de política económica y social significativas. Es necesario revisar el manejo de los recursos públicos, buscar la forma de fortalecer los sistemas de control político y ciudadano sobre las decisiones de endeudamiento, gasto e inversión y, por supuesto, es necesario sanear los procedimientos para corregir el desempeño fiscal.

## Referencias Bibliográficas

Alonso, J. (2002). *Sustainability of a fiscal policy and a current account: A threshold cointegration approach for the G-7 countries*. Ames, Iowa: Iowa State University.

Argote, J. L. (2006). *Evaluación de las finanzas públicas en las subregiones del Valle del Cauca, 1997-2001*. Cali: Universidad del Valle.

Collazos, J. A., & Romero, J. V. (2005). *Evolución de las finanzas municipales del Valle del Cauca y la efectividad de la ley 617 de 2000, 1987-2003*. Cali: Centro Regional de Estudios Económicos, Banco de la República.

Departamento Nacional de Planeación. (2009). *Desempeño fiscal de los departamentos y municipios*. Bogotá D. C.: DNP.

Departamento Nacional de Planeación. (2010). *Desempeño fiscal de los departamentos y municipios*. Bogotá D. C.: DNP.

Hakkio, C. S., & Rush, M. (1991). Is the budget deficit too large? *Economic Inquiry* , 3 (XXIX), 429-45.

Hamilton, J. D., & Flavin, M. (1986). On the limitations of government. *The American Economic Review* , 4 (76), 808-819.

Iregui, A., Ramos, J., & Saavedra, L. (2001). Análisis de la descentralización fiscal en Colombia. *Borradores de Economía* , Bogotá D.C: Banco de la República.

Kalmanovitz, S. (1999). *La Política Fiscal Colombiana en un contexto histórico*. Bogotá: Banco de la República.

López, M. P. (2010). *Valle del Cauca: Gran subsidiador del gasto público territorial en Colombia 2002-2008*. Cali: Observatorio de Políticas Públicas-Polis, Universidad Icesi.

Ministerio de Hacienda. (2009). *Informe sobre la Viabilidad Fiscal de los departamentos*. Bogotá D.C.: Ministerio de Hacienda.

Moncayo Jiménez, E. (2002). Nuevos enfoques de Política Regional en América Latina: El caso de Colombia en Perspectiva Histórica. *Archivos de Economía*, 198 . Bogotá D. C.: Departamento Nacional de Planeación.

Quintos, C. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business Economic & Statistics* , 409-417.

Restrepo Quintero, G., & Álvarez Villa, D. (2005). Ley 617 de 2000 y su impacto fiscal. *Ensayos sobre Economía Regional* . Medellín: Banco de la República.

Sanabria, P., & Solano, N. (2008). *Seguimiento a las Finanzas Públicas del Valle del Cauca, 2004-2006*. Cali: Observatorio de Políticas Públicas-Polis, Universidad Icesi.

Zapata, J. G., Acosta, O. L., & González, A. (2005). *Evaluación de la descentralización municipal en Colombia. ¿Se consolidó la sostenibilidad fiscal de los municipios colombianos durante los años noventa?* Bogotá D. C.: Departamento Nacional de Planeación.



## Anexo A - Pruebas de Autocorrelación

Tabla 4 - Pruebas de las variables como razón del PDB

| Prueba de Autocorrelación: Ljung - Box |           |            |            |           |
|--|-----------|------------|------------|-----------|
| Variable:                              | $R_t$     |            | $GG_t$     |           |
| Rezagos                                | Ljung-Box | p-valor    | Ljung-Box  | p-valor   |
| 1                                      | 3.238891  | 0.07190931 | 0.09495835 | 0.7579658 |
| 2                                      | 3.265345  | 0.19540667 | 0.14527749 | 0.9299367 |
| 3                                      | 3.909834  | 0.27136644 | 0.67920066 | 0.8780849 |
| 4                                      | 4.07342   | 0.39616069 | 1.08899802 | 0.8960138 |
| 5                                      | 5.350503  | 0.37461729 | 1.12680549 | 0.9517037 |
| 6                                      | 6.367966  | 0.38325661 | 2.06027326 | 0.9140726 |
| 7                                      | 6.460095  | 0.48716612 | 2.20507249 | 0.9476236 |
| 8                                      | 6.665694  | 0.57309306 | 2.20772889 | 0.9739719 |
| 9                                      | 7.110644  | 0.62560083 | 2.65532706 | 0.9764103 |
| 10                                     | 7.236137  | 0.70297994 | 2.66094301 | 0.9883171 |
| 11                                     | 7.236158  | 0.77964916 | 3.01799174 | 0.990486  |
| 12                                     | 11.557789 | 0.48181473 | 3.99946478 | 0.983446  |
| 13                                     | 11.558014 | 0.56417615 | 4.50453419 | 0.9845461 |
| 14                                     | 11.598562 | 0.63850627 | 4.52061693 | 0.9914304 |
| 15                                     | 12.224399 | 0.66197047 | 4.5242312  | 0.9954457 |
| 16                                     | 14.140329 | 0.58826036 | 4.90448186 | 0.996208  |
| 17                                     | 14.141978 | 0.65702763 | 5.07556852 | 0.9975494 |
| 18                                     | 15.015092 | 0.66093061 | 6.0272006  | 0.9960856 |
| 19                                     | 15.024615 | 0.72103156 | 6.93200626 | 0.9945671 |
| 20                                     | 15.079685 | 0.77183002 | 7.81853817 | 0.9930018 |

Fuente: Cálculos Propios

**Tabla 5 - Pruebas de las variables per cápita**

| Prueba de Autocorrelación: Ljung - Box |           |           |           |            |  |
|--|-----------|-----------|-----------|------------|--|
| Variable:                              |           | $R_t$     |           | $GG_t$     |  |
| Rezagos                                | Ljung-Box | p-valor   | Ljung-Box | p-valor    |  |
| 1                                      | 2.481714  | 0.1151767 | 1.151724  | 0.28318852 |  |
| 2                                      | 2.530538  | 0.2821633 | 1.273556  | 0.52899408 |  |
| 3                                      | 3.605919  | 0.3072824 | 2.424668  | 0.48905928 |  |
| 4                                      | 3.734935  | 0.4430652 | 3.114823  | 0.53879723 |  |
| 5                                      | 5.138725  | 0.3991859 | 4.056591  | 0.54129731 |  |
| 6                                      | 5.721824  | 0.4550617 | 8.34679   | 0.2137814  |  |
| 7                                      | 5.723819  | 0.572342  | 12.076817 | 0.09806082 |  |
| 8                                      | 5.961636  | 0.6515294 | 13.635476 | 0.09177549 |  |
| 9                                      | 6.992167  | 0.637935  | 15.175325 | 0.08623132 |  |
| 10                                     | 7.222382  | 0.7042972 | 15.468277 | 0.11589904 |  |
| 11                                     | 7.224372  | 0.7806332 | 16.990434 | 0.10815888 |  |
| 12                                     | 13.188384 | 0.3554982 | 18.732098 | 0.09520208 |  |
| 13                                     | 13.207507 | 0.4319141 | 19.894452 | 0.0978735  |  |
| 14                                     | 13.215861 | 0.5096014 | 19.919181 | 0.13271012 |  |
| 15                                     | 13.279196 | 0.5807426 | 19.98114  | 0.17265737 |  |
| 16                                     | 14.831829 | 0.5369885 | 22.128069 | 0.1391043  |  |
| 17                                     | 14.835992 | 0.6072938 | 22.129305 | 0.1797973  |  |
| 18                                     | 15.22116  | 0.6467296 | 22.170464 | 0.22450497 |  |
| 19                                     | 15.223316 | 0.7083021 | 23.098259 | 0.23304163 |  |
| 20                                     | 15.270845 | 0.7607057 | 23.124071 | 0.28274352 |  |

Fuente: Cálculos Propios

## Anexo B - Otras Pruebas de Raíces Unitarias

Tabla 6 - Pruebas para la variable  $R_t$

| Ho: la serie tiene raíz unitaria   |                 |             |                  |        |       |       |                    |                  |        |       |       |
|------------------------------------|-----------------|-------------|------------------|--------|-------|-------|--------------------|------------------|--------|-------|-------|
| Pruebas de raíces unitarias: $R_t$ |                 |             |                  |        |       |       |                    |                  |        |       |       |
| Transformación                     |                 | Estadístico | Nivel            |        |       |       | Primera diferencia |                  |        |       |       |
|                                    |                 |             | Valores críticos |        |       |       | Estadístico        | Valores críticos |        |       |       |
|                                    |                 |             | 10%              | 5%     | 2.5%  | 1%    |                    | 10%              | 5%     | 2.5%  | 1%    |
| Razón del PDB                      | KPSS Long       | 0.1026      | 0.119            | 0.146  | 0.176 | 0.216 | 0.109              | 0.347            | 0.463  | 0.574 | 0.739 |
|                                    | KPSS Short      | 0.1904      | 0.119            | 0.146  | 0.176 | 0.216 | 0.1586             | 0.347            | 0.463  | 0.574 | 0.739 |
|                                    | Zivot y Andrews | -2.214      | -4.82            | -5.08  | -     | -5.57 | -10.1507           | -4.58            | -4.8   | -     | -5.34 |
|                                    | Breitung        | 0.0127      | 0.0044           | 0.0034 | -     | -     | 0.0016             | 0.0144           | 0.0100 | -     | -     |
| Per Cápita                         | KPSS Long       | 0.1036      | 0.119            | 0.146  | 0.176 | 0.216 | 0.1111             | 0.347            | 0.463  | 0.574 | 0.739 |
|                                    | KPSS Short      | 0.1859      | 0.119            | 0.146  | 0.176 | 0.216 | 0.1383             | 0.347            | 0.463  | 0.574 | 0.739 |
|                                    | Zivot y Andrews | -2.7668     | -4.82            | -5.08  | -     | -5.57 | -10.4865           | -4.58            | -4.8   | -     | -5.34 |
|                                    | Breitung        | 0.0119      | 0.0044           | 0.0034 | -     | -     | 0.0013             | 0.0144           | 0.0100 | -     | -     |

Fuente: Cálculos propios

Tabla 7 - Pruebas para la variable  $GG_t$

| Ho: la serie tiene raíz unitaria    |                 |             |                  |        |       |       |                    |                  |        |       |       |
|-------------------------------------|-----------------|-------------|------------------|--------|-------|-------|--------------------|------------------|--------|-------|-------|
| Pruebas de raíces unitarias: $GG_t$ |                 |             |                  |        |       |       |                    |                  |        |       |       |
| Transformación                      |                 | Estadístico | Nivel            |        |       |       | Primera diferencia |                  |        |       |       |
|                                     |                 |             | Valores críticos |        |       |       | Estadístico        | Valores críticos |        |       |       |
|                                     |                 |             | 10%              | 5%     | 2.5%  | 1%    |                    | 10%              | 5%     | 2.5%  | 1%    |
| Razón del PDB                       | KPSS Long       | 0.1016      | 0.119            | 0.146  | 0.176 | 0.216 | 0.102              | 0.347            | 0.463  | 0.574 | 0.739 |
|                                     | KPSS Short      | 0.1808      | 0.119            | 0.146  | 0.176 | 0.216 | 0.1199             | 0.347            | 0.463  | 0.574 | 0.739 |
|                                     | Zivot y Andrews | -3.5713     | -4.82            | -5.08  | -     | -5.57 | -9.8101            | -4.58            | -4.8   | -     | -5.34 |
|                                     | Breitung        | 0.0123      | 0.0044           | 0.0034 | -     | -     | 0.0018             | 0.0144           | 0.0100 | -     | -     |
| Per Cápita                          | KPSS Long       | 0.1014      | 0.119            | 0.146  | 0.176 | 0.216 | 0.1034             | 0.347            | 0.463  | 0.574 | 0.739 |
|                                     | KPSS Short      | 0.1747      | 0.119            | 0.146  | 0.176 | 0.216 | 0.1135             | 0.347            | 0.463  | 0.574 | 0.739 |
|                                     | Zivot y Andrews | -4.1212     | -4.82            | -5.08  | -     | -5.57 | -10.2742           | -4.58            | -4.8   | -     | -5.34 |
|                                     | Breitung        | 0.0117      | 0.0044           | 0.0034 | -     | -     | 0.0016             | 0.0144           | 0.0100 | -     | -     |

Fuente: Cálculos propios

## Anexo C – Pruebas de Cointegración

**Tabla 8 - Prueba de cointegración de Engel y Granger**

| Prueba de cointegración de Engel y Granger |             |                  |       |       |
|--|-------------|------------------|-------|-------|
| Ho: Las series no están cointegradas       |             |                  |       |       |
| Transformación                             | Estadístico | Valores Críticos |       |       |
|  |             | 10%              | 5%    | 1%    |
| Razón del PDB                              | -3.8645     | -3.13            | -3.47 | -4.13 |
| Per Cápita                                 | -4.2906     | -3.13            | -3.47 | -4.13 |

Fuente: Cálculos propios

**Tabla 9 - Prueba de Cointegración de Johansen**

| Prueba de cointegración de Johansen |             |                  |       |       |             |                  |       |       |
|-------------------------------------|-------------|------------------|-------|-------|-------------|------------------|-------|-------|
| Ho: el rango de la matriz es r      |             |                  |       |       |             |                  |       |       |
| Transformación:                     |             | Razón del PDB    |       |       | Per cápita  |                  |       |       |
| Traza                               |             |                  |       |       |             |                  |       |       |
| r                                   | Estadístico | Valores críticos |       |       | Estadístico | Valores críticos |       |       |
|                                     |             | 10%              | 5%    | 1%    |             | 10%              | 5%    | 1%    |
| 0                                   | 16.07       | 15.66            | 17.95 | 23.52 | 18.64       | 15.66            | 17.95 | 23.52 |
| 1                                   | 1.8         | 6.5              | 8.18  | 11.65 | 0.64        | 6.5              | 8.18  | 11.65 |
| Valores propios                     |             |                  |       |       |             |                  |       |       |
| r                                   | Estadístico | Valores críticos |       |       | Estadístico | Valores críticos |       |       |
|                                     |             | 10%              | 5%    | 1%    |             | 10%              | 5%    | 1%    |
| 0                                   | 14.26       | 12.91            | 14.9  | 19.19 | 17.83       | 12.91            | 14.9  | 19.19 |
| 1                                   | 1.8         | 6.5              | 8.18  | 11.65 | 0.64        | 6.5              | 8.18  | 11.65 |

Fuente: Cálculos propios

**Tabla 10 - Prueba de cointegración de Breitung**

| Prueba de cointegración no paramétrica de Breitung |               |                  |       |             |                  |       |
|--|---------------|------------------|-------|-------------|------------------|-------|
| Ho: el rango de la matriz es r                     |               |                  |       |             |                  |       |
| Transformación                                     | Razón del PDB |                  |       | Per Cápita  |                  |       |
|  | Estadístico   | Valores críticos |       | Estadístico | Valores críticos |       |
| 10%  |               | 5%               | 10%   |             | 5%               |       |
| 0  | 1218.07       | 596.2            | 713.3 | 1242.36     | 596.2            | 713.3 |
| 1  | 78.44         | 222.4            | 281.1 | 83.22       | 222.4            | 281.1 |

Fuente: Cálculos propios

**Tabla 11 - Prueba de Cointegración de Bierens**

| Prueba de cointegración no paramétrica de Bierens |               |                |            |             |                |          |
|---|---------------|----------------|------------|-------------|----------------|----------|
| Ho: el rango de la matriz es 0                    |               |                |            |             |                |          |
| Ha: el rango de la matriz es 1                    |               |                |            |             |                |          |
| Transformación:                                   | Razón del PDB |                |            | Per cápita  |                |          |
|   | Estadístico   | Región crítica |            | Estadístico | Región crítica |          |
| 10%   |               | 5%             | 10%        |             | 5%             |          |
| 2   | 0.03748       | (0,0.005)      | -          | 0.18778     | (0,0.005)      | -        |
| 3   | 0.08154       | -              | (0, 0.017) | 0.14439     | -              | 0, 0.017 |

Fuente: Cálculos propios

## Anexo D - Modelo de Corrección de Errores

**Tabla 12 –Estimación de Modelo de Corrección de Errores**

| Modelo de Corrección de Errores (MCO) |                     |                      |
|---------------------------------------|---------------------|----------------------|
| P-valor entre parentésis              |                     |                      |
|                                       | Razón del PDB       | Per Cápita           |
| <b>Respuesta de los Ingresos</b>      |                     |                      |
| Coefficiente de corto Plazo           | -0,2422<br>(0,4910) | -0,24216<br>(0,5520) |
| Rev <sub>t</sub>                      | -0,4097<br>(0,1840) | -0,34237<br>(0,3030) |
| GG <sub>t</sub>                       | 0,1932<br>(0,5640)  | 0,08567<br>(0,8250)  |
| <b>Respuesta de los Gastos</b>        |                     |                      |
| Coefficiente de corto Plazo           | 0,4217<br>(0,1890)  | 0,5141<br>(0,1376)   |
| Rev <sub>t</sub>                      | 0,2418<br>(0,3840)  | 0,3567<br>(0,2040)   |
| GG <sub>t</sub>                       | -0,4915<br>(0,1100) | -0,6477<br>(0,0524)  |

Fuente: Cálculos Propios