



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

**La relación entre el balance fiscal y por
cuenta corriente de la balanza de pagos.
Un estudio sobre la hipótesis de los
déficits gemelos para Colombia.**

Harold Stevens Ávila Aguirre

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Ciencias Económicas
Maestría en Ciencias Económicas
Bogotá, Colombia

2020

La relación entre el balance fiscal y por cuenta corriente de la balanza de pagos. Un estudio sobre la hipótesis de los déficits gemelos para Colombia.

Harold Stevens Ávila Aguirre

Tesis presentada como requisito parcial para optar al título de:

Magister en Ciencias Económicas

Director (a):

Doctor. Gustavo Adolfo Junca Rodríguez

Línea de Investigación:

Teoría y Política Económica

Universidad Nacional de Colombia

Facultad de Ciencias Económicas

Maestría en Ciencias Económicas

Bogotá, Colombia

2020

“La economía no está ni al servicio de la propiedad privada y los intereses individuales, ni al de los que querrían utilizar al Estado para imponer sus valores o hacer que sus intereses prevalezcan. La economía está al servicio del bien común; su objetivo es lograr un mundo mejor”

Jean Tirole

Declaración de obra original

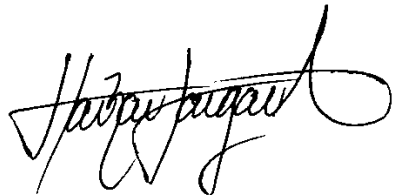
Yo declaro lo siguiente:

He leído el Acuerdo 035 de 2003 del Consejo Académico de la Universidad Nacional. «Reglamento sobre propiedad intelectual» y la Normatividad Nacional relacionada al respeto de los derechos de autor. Esta disertación representa mi trabajo original, excepto donde he reconocido las ideas, las palabras, o materiales de otros autores.

Cuando se han presentado ideas o palabras de otros autores en esta disertación, he realizado su respectivo reconocimiento aplicando correctamente los esquemas de citas y referencias bibliográficas en el estilo requerido.

He obtenido el permiso del autor o editor para incluir cualquier material con derechos de autor (por ejemplo, tablas, figuras, instrumentos de encuesta o grandes porciones de texto).

Por último, he sometido esta disertación a la herramienta de integridad académica, definida por la universidad.



Harold Stevens Avila Aguirre

C.C.: 1.049.604.229

Fecha DD/MM/AAAA

Agradecimientos

A la Universidad Nacional de Colombia por permitirme formar parte de esta gran institución. Directivos, profesores y personal administrativo de la Facultad de Ciencias Económicas por su orientación, permanente disposición a enseñar, y asistencia en actividades relacionadas con la academia.

Al director, Profesor Gustavo Adolfo Junca Rodríguez por su apoyo, paciencia y recomendaciones durante el desarrollo del trabajo. A los jurados, Profesor Mario García Molina y Profesor Roberto Mauricio Sánchez Torres por sus valiosos comentarios y sugerencias que sirvieron para retroalimentar y mejorar el contenido de la investigación. A los Profesores Jorge Armando Rodríguez Alarcón y Roberto Carlos Contreras Marín por ilustrarme el tema objeto de estudio, así como por sus consejos e indicaciones.

A todas esas apreciadas personas que se convirtieron en mis amigos dentro y fuera de las aulas brindándome ideas y a mi familia por todo el apoyo incondicional y su constante estímulo durante estos años de estudio, convirtiéndose en incentivo para esforzarme y alcanzar el objetivo.

Resumen

En el presente trabajo se examina empíricamente la validez de la Hipótesis de los Déficit Gemelos para Colombia utilizando datos de series de tiempo trimestrales que abarcan el periodo 1991:1-2018:IV, empleando para ello un conjunto de variables que de acuerdo con la teoría resultan ser importantes canales de transmisión por medio de los cuales el balance presupuestario puede afectar al balance por cuenta corriente. El análisis se lleva a cabo dentro de un marco de pruebas de estacionariedad, además para determinar la relación a largo plazo se utiliza el enfoque de prueba de límites a través de un Modelo de Rezagos Distribuidos Autorregresivos mientras que para la relación a corto plazo se emplea la prueba modificada de Wald desarrollada por Toda y Yamamoto. Los resultados de la prueba de causalidad muestran que la hipótesis de los déficit gemelos no resulta ser válida para el país, asimismo no se encuentra ninguna relación de cointegración entre las variables. Por lo tanto las conclusiones aquí obtenidas proporcionan puntos de vista alternativos a la predicción teórica tradicional y pueden ser cuestionables para una economía pequeña y abierta como la estudiada.

Palabras clave: balance fiscal, balance en cuenta corriente, modelo de rezago distribuido autorregresivo, prueba modificada de Wald, prueba de límites para la cointegración, cambio estructural.

Abstract

This paper empirically examines the validity of the Twin Deficit Hypothesis for Colombia using quarterly time series data covering the period 1991:1-2018:IV, using a set of variables that according to the theory turn out to be important transmission channels through which the budget balance can affect the current account balance. The analysis is carried out within a stationary testing framework, in addition to determining the long-term relationship, the limits test approach is used through a Model of Distributed Autoregressive Lags while for the short-term relationship it is used the modified Wald test developed by Toda and Yamamoto. The results of the causality test show that the hypothesis of twin deficits does not prove to be valid for the country; moreover, no cointegration relationship is found between the variables. Therefore the conclusions obtained here provide alternative viewpoints to the traditional theoretical prediction and may be questionable for a small and open economy such as the one studied.

Keywords: budget balance, current account balance, autoregressive distributed lag model, modified Wald test, unit root test, structural change.

Contenido

	Pág.
1. REVISIÓN DE LA LITERATURA.....	7
2. MARCO ANALÍTICO	27
2.1 La identidad del ingreso nacional y el vínculo entre la cuenta corriente y el presupuesto del gobierno en los estudios de series de tiempo.	27
3. UN RÁPIDO PANORAMA SOBRE EL BALANCE FISCAL Y EL SALDO DE LA CUENTA CORRIENTE DE LA BALANZA DE PAGOS EN LAS ÚLTIMAS TRES DÉCADAS.....	31
3.1 Contexto de los balances durante los años ochenta.....	31
3.2 El balance fiscal a partir de la reforma constitucional de 1991.	35
3.3 La dirección en la cuenta corriente de la balanza de pagos.	52
4. MARCO METODOLÓGICO.....	65
4.1 Datos y variables	65
4.2 Metodología.	68
4.2.1 Orden de integración de las series y pruebas de raíz unitaria.....	68
4.2.2 Prueba de límites para la cointegración.....	73
4.2.3 Prueba Modificada de Wald para la causalidad.....	77
5. RESULTADOS	81
5.1 Pruebas de raíz unitaria	81
5.2 Prueba de Cointegración	85
5.3 Prueba de causalidad de Granger	94
6. Conclusiones	101

Lista de figuras

	Pág.
Figura 1: Índice de precio de la vivienda nueva en Bogotá.....	43
Figura 2: Deuda bruta del Gobierno Nacional Central. Porcentaje del PIB.	47
Figura 3: Precios del petróleo crudo: West Texas Intermediate (WTI) y Europa Brent. ...	49
Figura 4: Tasa de cambio Representativa del Mercado. Promedio por mes 1990-2018. ...	51
Figura 5: Balance Fiscal del Gobierno Nacional Central. Porcentaje del PIB.	52
Figura 6: Inversión extranjera directa, entrada neta de capital (Balanza de Pagos). Millones de dólares.	56
Figura 7: Carbón. Producción y precio de referencia Northwest Europe.	59
Figura 8: Cuenta corriente de la balanza de pagos (a) Millones de dólares. (b) % del PIB.	63
Figura 9: Suma acumulada de residuos recursivos (CUSUM)	90
Figura 10: Suma de cuadrados de residuos recursivos (CUSUMSQ)	90
Figura 11: Ajuste de la relación a largo plazo	93
Figura 12: Saldo de la deuda externa total por sectores. Fuente: Banco de la República, Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica.	111

Lista de tablas

	Pág.
Tabla 1: Deuda privada en Colombia. 1990-1999	38
Tabla 2: Colombia. Sector Público No financiero. 1990-1999, porcentaje del PIB.	39
Tabla 3: Balance Gobierno Nacional Central. 1990-1999, porcentaje del PIB.	41
Tabla 4 Colombia. Balanza de Pagos 1990-1999, Millones de dólares.....	54
Tabla 5: Exportaciones a Venezuela (Millones de Dólares). 2008-2009.	61
Tabla 6: Resultados de la prueba de raíz unitaria ADF.	81
Tabla 7: Prueba de raíz unitaria en presencia de una ruptura estructural (endógena única)	82
Tabla 8: Pruebas de múltiples puntos de ruptura estructural para el Balance de la cuenta corriente.	83
Tabla 9: Prueba de múltiples puntos de ruptura estructural para el balance presupuestario.	84
Tabla 10: Resultados prueba de límites.	87
Tabla 11: Pruebas de diagnóstico.	88
Tabla 12: Relación de cointegración: constante sin restricciones y sin tendencia.	91
Tabla 13: Criterio de selección del orden del rezago.....	94
Tabla 14: Prueba LM para la correlación serial del modelo VAR.	95
Tabla 15: Prueba de normalidad múltiple de los residuos.	96
Tabla 16: Prueba modificada de Wald de causalidad de Granger.	97
Tabla 17: Resultados de la prueba de raíz unitaria PP.....	112
Tabla 18: Resultados de la prueba de raíz unitaria KPSS.....	113

Introducción

A principios de la década de 1980 en los Estados Unidos se presentó un aumento sin precedentes del déficit presupuestario, el cual pasó de estar en niveles cercanos al equilibrio a representar más del 4% del PIB en menos de cinco años, lo mismo ocurrió con el déficit en cuenta corriente aumentando alrededor del 3% del PIB por un deterioro en su balanza comercial (Abell, 1990). Posteriormente en los años noventa, países como Suecia y Alemania registraron situaciones similares donde un aumento del déficit presupuestario estuvo acompañado por una apreciación real de sus monedas que afectó considerablemente el balance de la cuenta corriente (Ibrahim y Kumah, 1996).

Esto despertó el interés de los investigadores por determinar los factores que conducían a una relación entre desbalances, donde el término “déficits gemelos” fue asociado en un principio a describir este movimiento conjunto. Feldstein (1985) extendió el enfoque convencional de muchos investigadores al afirmar que las grandes diferencias entre balances que enfrentaba los Estados Unidos atrajeron la inversión extranjera, provocando que la cuenta corriente pasara a ser deficitaria.

Numerosos estudios han considerado que los crecientes déficits presupuestarios y de cuenta corriente experimentados por los países desarrollados son al menos una de las causas de mayores desequilibrios macroeconómicos, de ahí su importancia por examinarlos con mayor detalle. Sin embargo, la evidencia ha demostrado que tal relación no resulta ser exclusiva de países con elevados ingresos, y por el contrario muchos países en desarrollo han registrado problemas similares. Autores como Laney (1986) y Khalid & Guan (1999) sostienen que la relación entre los déficits es de cierto modo más persistente en las economías en desarrollo, debido a que estos desequilibrios tienen un impacto negativo prolongado en el crecimiento económico.

La evidencia que respalda la relación entre déficits resulta ser variada, asimismo, no hay un consenso acerca de la dirección que toma la relación, por lo que este debate se ha convertido en un problema empírico. La literatura ha abordado principalmente esta discusión alrededor de dos teorías, sin embargo esto no quiere decir que dichos enfoques expliquen todos los posibles resultados derivados de la relación, de hecho con el desarrollo de diversas metodologías, varios trabajos han encontrado cuatro posibles hipótesis comprobables que pueden resultar de la teoría de los déficits gemelos.

El marco Mundell-Fleming proporciona una explicación acerca de cómo una medida de expansión fiscal afecta a una economía abierta bajo el régimen de tipo de cambio flexible y fijo. En el primer caso, asumiendo rigideces de precios, movilidad perfecta de capital y puesto que no hay cambios en los ingresos o el ahorro, un incremento del déficit presupuestario tiende a elevar la tasa de interés doméstica por encima de la tasa mundial a través de un efecto riqueza, esto estimula la entrada de capital externo, generando una apreciación de la moneda nacional lo que deteriora el saldo de la balanza comercial de la cuenta corriente.

En el caso de los tipos de cambio fijo, el aumento del déficit presupuestario aumenta los ingresos y el ahorro, por lo que el cambio inducido en los déficits comerciales es inferior que en los desbalances fiscales. Una segunda explicación acerca de este vínculo proviene de la teoría de la absorción (keynesiana), la cual sostiene que un aumento del déficit presupuestario, permite que los agentes dispongan de un mayor nivel de ingreso, aumentando la demanda por importaciones, empeorando así el déficit de la balanza comercial.

No obstante la proposición tradicional es refutada en base a la presunción de que los déficits gemelos no se encuentran relacionados. La Hipótesis de Equivalencia Ricardiana se basa en el supuesto de horizontes finitos, expectativas racionales, además de una perfecta movilidad de capital. Barro (1974) argumenta que frente a un aumento del déficit presupuestario financiado con deuda, los agentes ahorran más (disminuyendo su consumo presente) para compensar los mayores impuestos futuros que se asocian con la necesidad

de pagar la deuda creada por los déficits presupuestarios actuales; por lo tanto el aumento de estos déficits no cambian la demanda agregada, y en consecuencia no generan aumentos en los déficits de cuenta corriente.

Un tercer enfoque ocurre cuando el deterioro de la cuenta corriente provoca un ritmo de crecimiento más lento y por lo tanto un aumento del déficit presupuestario. Por lo general una economía que enfrenta una crisis financiera o de solvencia como resultado de un déficit en cuenta corriente puede requerir grandes inyecciones de recursos públicos para recuperar su actividad y atenuar los efectos de una recesión, en cuyo caso la relación causal va del déficit en cuenta corriente hacia el déficit presupuestario.

Finalmente, puede presentarse el caso de una causalidad bidireccional entre los déficits. Como es bien sabido, los déficits presupuestarios pueden suscitar déficits en cuenta corriente, la existencia de una réplica significativa puede provocar que la causalidad entre las dos variables se extienda en ambas direcciones.

Teniendo en cuenta lo anterior, es importante determinar la existencia de una relación causal entre déficits debido a las implicaciones políticas derivadas; si efectivamente existe una causalidad tal y como lo propone la teoría convencional, sería necesario reducir los déficits presupuestarios para reestablecer el balance en la cuenta corriente, por lo que una de las medidas sugeridas estaría asociada al incremento de los impuestos. Los desequilibrios persistentes de la balanza comercial generan problemas debido en parte a la transferencia de riqueza a agentes extranjeros y los efectos que esto impone sobre las generaciones futuras (Abell, 1990; Anoruo & Ramchadar, 1998).

Además, si el déficit presupuestario no es la causa principal de un desequilibrio en la cuenta corriente, centrarse en medidas para disminuir el desbalance fiscal pueden resultar ineficientes, al tiempo que no resolverán de fondo el problema, y por el contrario restan esfuerzos y recursos dirigidos a políticas más contundentes enfocadas a mejorar la productividad, la competitividad en los mercados internacionales así como la consolidación de un ritmo creciente de la actividad económica basado en programas de

promoción de exportaciones, diversificación de productos y destinos, al tiempo que se refuerzan medidas para reducir la vulnerabilidad frente a choques externos (Mukhtar, Zakaria & Ahmed, 2007).

Por lo tanto, el análisis de la hipótesis de los déficits gemelos (HDG) plantea una serie de cuestiones sobre cuál es exactamente la relación que se da entre balances ¿Realmente los déficits presupuestarios conducen a mayores tasas de interés? ¿Los aumentos en la tasa de interés resultan en apreciaciones del tipo de cambio? ¿Aumentos en el tipo de cambio generan mayores déficits en la balanza comercial afectando por lo tanto el saldo de la cuenta corriente? ¿Qué factores impiden que exista una relación entre el balance presupuestario y el de cuenta corriente?

Colombia no ha sido ajena a variaciones en sus balances y a partir de los años noventa tras una serie de reformas que significaron el desmonte parcial de restricciones al comercio, la inversión extranjera y la flexibilización de los controles cambiarios, junto con la promulgación de una nueva Constitución política en 1991, se cambiaría el rumbo de las instituciones que rigen el diseño e implementación de las políticas fiscales y monetarias en el país y con ello se da paso al rápido aumento del gasto público que estuvo asociado al proceso de descentralización y al hecho de que, por mandato constitucional, una parte cada vez mayor de los ingresos corrientes del gobierno central deberían transferirse a los municipios y departamentos (Villar & Rincón, 2000). Desde entonces los gastos siempre han sido mayores a los ingresos del gobierno, por lo que este último ha incurrido en déficits pasando de representar el 0.8% del PIB en 1990 a 3,1% del PIB para 2018. Igualmente, salvo por períodos de superávit promovidos a causa de una reducción en las importaciones (1990-1992 y 1999-2000), el balance de la cuenta corriente siempre ha registrado saldos negativos.

El objetivo del presente trabajo es examinar la relación a largo plazo y la causalidad entre el balance presupuestario y por cuenta corriente para el caso de Colombia con el propósito de comprobar la validez de la hipótesis de los déficits gemelos. Con el fin de evitar resultados sesgados debido a la omisión de variables explicativas relevantes, se consideran

dentro del análisis un grupo de series que representan tanto al tipo de cambio como a la tasa de interés, ya que de acuerdo con los postulados teóricos se comportan como posibles canales de transmisión a través de los cuales se afectan los déficits. El periodo de análisis seleccionado corresponde al intervalo que va desde el primer trimestre de 1991 hasta el cuarto trimestre de 2018, para un total de 112 observaciones.

Para estudiar las propiedades estacionarias de las series observadas y determinar así su orden de integración, se realizan varias pruebas de raíz unitaria que permiten verificar la solidez de los resultados; además se aplican otro tipo de pruebas teniendo en cuenta las rupturas estructurales, ya que en caso de presentarse cambios estructurales y no ser registrados (a través de una variable ficticia), los resultados habituales conseguidos no solamente son diferentes sino que muchas veces conducen a conclusiones erróneas.

De igual manera para determinar la presencia de relaciones de cointegración, se utiliza el enfoque de prueba de límites desarrollado por Pesaran, Shin y Smith (2001), valiéndose para ello de la estimación de un Modelo de Rezago Distribuido Autorregresivo (ARDL por sus siglas en inglés) por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), con el fin de comprobar la existencia de una relación a largo plazo entre las variables relevantes. Esto se logra construyendo un Modelo de Corrección de Errores No Restringido (UECM en inglés) y luego comprobando si las variables rezagadas en su forma de nivel dentro de la ecuación son estadísticamente significativas, bajo el criterio del estadístico de prueba F.

Por último, para identificar la dirección de causalidad de las variables se utiliza la prueba modificada de Wald (MWALD) propuesta por Toda y Yamamoto (1995), donde se estima un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) estándar en niveles por mínimos cuadrados. La idea de este enfoque es aumentar el número de rezagos (k) en el modelo, por el orden máximo de integración (d_{max}) y posteriormente estimar el VAR de orden $(k + d_{max})$ ignorando los coeficientes del último vector d_{max} rezagado. Para la prueba de no causalidad de Granger, primero es necesario determinar el orden máximo de integración de cada una de las series analizadas, esto se logra a través de las pruebas estándar de raíz unitaria; asimismo se selecciona la longitud de rezago óptima del sistema

VAR utilizando para ello algún criterio de información (para el caso se usa el de Akaike). Del mismo modo es indispensable comprobar la consistencia del modelo propuesto a través de pruebas de diagnóstico estándar para saber que la expresión se encuentra bien especificada, después de esto se aplica la prueba MWALD para examinar si los coeficientes de las variables rezagadas son conjuntamente iguales a cero.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. Aparte de esta introducción, el capítulo 1 proporciona una breve revisión de la literatura teórica y empírica existente sobre el tema. El capítulo 2 presenta el marco analítico mientras que el capítulo 3 describe los antecedentes y la trayectoria del balance fiscal y de cuenta corriente en Colombia durante el periodo objeto de estudio. En el capítulo 4 se encuentra la descripción de los datos, variables y la metodología utilizada. Los resultados empíricos del análisis se discuten en la sección 5 seguido por las conclusiones y algunos comentarios finales.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Durante la década de 1980, el término déficit gemelo (doble déficit) en principio fue asociado al aumento significativo que registraron tanto el déficit presupuestario como el déficit en cuenta corriente en los Estados Unidos, situación que llamó la atención de investigadores por buscar el vínculo existente entre estos desequilibrios (McKinnon, 1980, 1990; Laney, 1986; Gordon, 1986; Miller & Russek, 1989).

Es evidente que la evidencia que respalda el nexo entre los déficits presupuestarios y de cuenta corriente es diversa, en consecuencia existen opiniones enfrentadas acerca de la dirección que toma la relación, por lo que el análisis empírico sobre el tema aún no ha alcanzado ningún consenso.

Los resultados difieren dependiendo de las especificaciones de los modelos y las técnicas econométricas que se implementen, incluso se han presentado diferentes resultados para países específicos utilizando los mismos datos. La metodología empírica ha tomado numerosas formas, desde métodos de regresión aparentemente no relacionados (SUR), ecuaciones simples de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), hasta modelos de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS), pasando por modelos estructurales y modelos vectoriales de corrección de errores (VECM). Sin lugar a dudas la tendencia en la investigación sobre este tema ha implicado, en mayor medida la realización de pruebas de causalidad empleando modelos vectoriales autorregresivos (VAR) (Khalid & Guan, 1999; Lau & Baharumshah, 2004; Kim & Kim, 2006; Lau & Tang, 2009).

En el desarrollo de la teoría se han derivado importantes contribuciones en apoyo a la HDG, las cuales han encontrado sustento en las perspectivas cuantitativas desarrolladas dentro del marco Mundell-Fleming de la década del sesenta, el modelo de generaciones traslapadas (Blanchard, 1985; Obstfeld & Rogoff, 1995) junto con otros aportes que han intentado resolver el problema por medio de rigurosos planteamientos matemáticos (e.g. el enfoque intertemporal de la cuenta corriente que aparte del modelo de generaciones traslapadas, considera el modelo del agente representativo).

Las investigaciones han suministrado evidencia directa y complementaria sobre la relación de los déficits gemelos estableciendo, entre diversos aspectos, el impacto de los déficits públicos en las tasas de intereses, tipos de cambio, mientras que otros estudios han ido más allá al incorporar variables de tipo demográficas (relaciones de dependencia) y factores que toman en cuenta las etapas del desarrollo económico (PIB per cápita), términos de intercambio, shocks de productividad, inversión, ahorro, agregados monetarios y tasas de inflación, junto con otros determinantes que pueden incidir de forma considerable sobre el déficit comercial y de cuenta corriente (e.g. la relación entre la deuda pública/PIB como la variable clave que afecta las expectativas del sector privado (Sutherland, 1997; Perotti, 1999; Berben & Biosen, 2007)).

Un examen de las principales contribuciones acerca de la relación subyacente entre los déficits gemelos permite identificar cuatro hipótesis alternativas comprobables en todos los casos, pese a que la literatura tradicional enfoca su atención principalmente en una discusión sobre dos teorías a saber: el enfoque clásico y la Hipótesis de Equivalencia Ricardiana (HER).

De acuerdo con la proposición clásica, existe una relación positiva por lo que los déficits presupuestarios causan los déficits en cuenta corriente debido a dos mecanismos principales. El primero de ellos, la teoría de la absorción keynesiana (efecto directo) sostiene que el incremento del déficit presupuestario aumenta la demanda y la producción

agregada y a su vez el ingreso nacional. Este aumento conduce a una mayor demanda por importaciones lo que empeora la balanza comercial, generando un déficit¹. En segundo lugar, siguiendo el modelo Mundell-Fleming (efecto indirecto), el aumento en el déficit presupuestario no solo aumenta la demanda agregada sino que también induce a una presión al alza sobre las tasas de interés, provocando así entradas de capital, lo que conduce a una apreciación del tipo de cambio y finalmente a un aumento del déficit comercial.

Siguiendo esta línea se encuentran investigaciones como la adelantada por Bernheim (1988) donde identifica las relaciones históricas entre la política fiscal y la cuenta corriente de los Estados Unidos y cinco de sus principales socios comerciales para un periodo de veinticinco años que va desde 1960 hasta 1984, valiéndose de variables como el ahorro neto (para el gobierno general), una medida del excedente del presupuesto (que considera como exógena), inversión, un índice del consumo del gobierno (elaborado por la OCDE) y una medida del excedente de cuenta corriente de cada país. Sus resultados le permiten deducir que para los Estados Unidos, Canadá, Reino Unido y Alemania (occidental), un aumento de \$ 1 dólar en el déficit presupuestario se encuentra asociado con una disminución de cerca de \$ 0,30 dólares en el superávit de la cuenta corriente; mientras que una comparación entre países produce una cifra ligeramente mayor (\$ 0,40 dólares). Para México, los efectos fiscales son sustancialmente mayores (de hasta \$ 0,85 por dólar) y para Japón percibe que no hay efectos fiscales evidentes, argumentando que tal evidencia es muy débil.

Abell (1990) utiliza un VAR para identificar el vínculo causal entre déficits para los Estados Unidos durante el mes de febrero de 1979 a febrero de 1985, periodo que

¹ De acuerdo con el enfoque de absorción, el déficit comercial está estrechamente relacionado con el déficit presupuestario; por lo tanto, cualquier cambio en otras variables económicas (variaciones en el tipo de cambio) pueden provocar una disminución del déficit comercial, solo si está asociado con un programa de reducción del gasto público o cualquier otro programa de austeridad por parte del gobierno. Por lo tanto, el éxito de la política cambiaria depende de la solidez con la que sea respaldada por una política fiscal restrictiva. Para una explicación más detallada ver Alexander, S.S. (1952). Effects of a Devolution on a Trade Balance. *IMF Staff papers*, 2(2), 263-278.

corresponde a la apreciación casi ilimitada del tipo de cambio del dólar. Recurriendo al análisis de series de tiempo, emplea la oferta monetaria (M1), el déficit presupuestario, el rendimiento de los bonos (calificación AAA – Moody's), el tipo de cambio, el ingreso personal real disponible y el índice de precios al consumidor como determinantes de la balanza comercial de bienes. Los resultados obtenidos por medio de pruebas de causalidad y funciones de impulso-respuesta, señalan que los déficits gemelos están conectados a través de los mecanismos de transmisión de tasas de interés y los tipos de cambio. En síntesis, el modelo indica que la reducción del tamaño del déficit público puede resultar al menos tan efectiva como la intervención del tipo de cambio, todo con el objetivo de disminuir el volumen del déficit comercial (de bienes).

También para los Estados Unidos, Zietz y Pemberton (1991) estudian la influencia de los déficits presupuestarios federales y el lento crecimiento de los ingresos extranjeros sobre el déficit comercial durante los años ochenta. El modelo se estima a partir de datos trimestrales y la muestra contempla el periodo comprendido entre 1972: IV (implementación del tipo de cambio flotante) y 1987: II (poco antes de la caída de la bolsa). El análisis maneja un marco de ecuaciones simultáneas estructurales y son estimadas por mínimos cuadrados en dos etapas. El desarrollo del ejercicio empírico arroja resultados interesantes; en primer lugar, es probable que la persistencia del déficit comercial de Estados Unidos en la década de 1980 no pueda explicarse a plenitud solo por los fundamentos macroeconómicos, al menos no por su relación con el déficit del presupuesto federal y el lento crecimiento de los ingresos. Segundo, el déficit presupuestario afecta al déficit comercial principalmente a través de su impacto en la absorción interna y los ingresos nacionales y no por medio del aumento de los tipos de cambio y de interés. Y por último, el lento crecimiento de los ingresos extranjeros contribuyó al déficit comercial de Estados Unidos durante el periodo de estudio, pero es probable que su influencia no sea significativa.

Bachman (1992) ofrece cuatro hipótesis acerca del déficit en cuenta corriente para los Estados Unidos. Para ello recurre al uso de variables como el superávit del gobierno federal, la inversión interna bruta (incluida la inversión extranjera neta), además de la

productividad relativa en los Estados Unidos con respecto a la productividad extranjera y una medida de prima de riesgo determinada por los tipos de cambio al contado mensuales y a plazo de 30 días. La inversión, el superávit del presupuesto federal y el saldo corriente se miden como porcentaje del PNB. Empleando datos trimestrales para el periodo 1974-1988, excepto para los sistemas que incluyen la prima de riesgo, que toma los años que van de 1974-1987, realiza estimaciones usando VAR's bivariantes ya que el propósito de la investigación es presentar aquellas variables que pueden ser eliminadas empíricamente como posibles explicaciones e incorporar tan solo aquellos factores que llegan a determinar de mejor manera lo ocurrido con la cuenta corriente. Los resultados arrojados por los modelos permiten inferir que existe una causalidad unidireccional que va desde el superávit presupuestario hacia la cuenta corriente y que los shocks en el equilibrio presupuestario del gobierno tienen un gran efecto positivo en el saldo de la cuenta corriente, mientras que las otras tres variables causales no conceden explicar la forma como varía la cuenta corriente con el tiempo, aun siendo estimadas siguiendo la misma metodología.

Asimismo, Leachman y Francis (2002) exploran el tema de los déficits gemelos para Estados Unidos en el periodo posterior a la Segunda Guerra Mundial, utilizando el análisis de cointegración y cointegración múltiple. Aplicado en dos periodos distintos, encuentran que para el primero, correspondiente al régimen de tipo de cambio fijo, los ingresos y gastos del gobierno y las importaciones y exportaciones están multicointegradas. Las estimaciones del sistema fiscal reportan que los ingresos y los gastos comparten una relación de uno a uno, sin que los ingresos aumenten para adaptarse a niveles más altos de deuda. Entre tanto, las estimaciones de las variables para el sector externo demuestran que las importaciones superaron significativamente a las exportaciones, no obstante, los ingresos por exportaciones aumentaron conforme la deuda externa se incrementó. Para el segundo periodo, correspondiente al desmantelamiento del sistema de tipos de cambio fijo, ninguno de los sistemas que representan el equilibrio interno y externo está cointegrado ni multicointegrado. La evidencia de los VECM's sugiere que si bien los déficits fiscales pueden haber contribuido a la persistencia de los déficits por cuenta corriente en el periodo

reciente, la relación entre déficits es específica respecto al tiempo y en general es bastante débil.

De otra parte, Kouassi, Mougoue y Kymm (2004) analizan la relación existente entre déficits usando datos anuales para una muestra de diez países desarrollados y diez en desarrollo (incluido Colombia). Recurriendo a la prueba de no causalidad de Granger, desarrollada por Toda y Yamamoto (1995), encuentran que los resultados son mixtos. Tan solo Israel registra una causalidad unidireccional que va desde los déficits presupuestarios hasta los déficits en cuenta corriente. Para los países en desarrollo no encontraron evidencia concluyente que permitiera determinar una relación causal entre déficits.

Bartolini y Lahiri (2006) estiman el vínculo entre la política fiscal, el ahorro y la cuenta corriente para un total de 40 países distribuidos en dos grupos: 26 y 18 respectivamente. Utilizando la técnica de regresión de panel con efectos fijos, de acuerdo con el análisis propuesto por Bernheim (1988), primero llevan a cabo la estimación de un modelo utilizando el primer grupo para el período 1972-1998. Posteriormente estiman el modelo para el segundo grupo, el cual abarca los años entre 1972-2003; en ambos casos, incorporan un conjunto de variables dentro de las cuales se encuentran el consumo privado, el PIB y su crecimiento, el déficit fiscal, el gasto público, la deuda pública, el crecimiento de la población y el saldo de la cuenta corriente. Sus estimaciones encuentran que un incremento de un dólar en el déficit fiscal conduce a una caída, en promedio, de 33 a 37 centavos en el ahorro nacional y a una disminución de 30 centavos en la cuenta corriente, por lo que un menor ahorro público en economías desarrolladas sigue estando asociado a un mayor consumo privado y por lo tanto a un ahorro nacional reducido.

Finalmente, Bussiere, Fratzscher y Müller (2010), analizan conjuntamente el papel de los cambios en el equilibrio presupuestario del gobierno (no el gasto público) y los shocks de productividad como determinantes clave de la cuenta corriente para un total de 21 países de la OCDE usando datos anuales que cubren el periodo 1960-2003. Se valen del modelo intertemporal de la cuenta corriente de Glick y Rogoff (1995) para sacar conclusiones correctas sobre la cuenta corriente y su variación a la baja en respuesta a las innovaciones

mundiales en materia de productividad, pero no en las específicas de cada país; por el contrario encuentran que la inversión aumenta en respuesta a ambas innovaciones. En cuanto a la interpretación cuantitativa, hallan que un aumento de un punto porcentual del PIB en el déficit presupuestario, reduce en promedio la cuenta corriente en 0,14 puntos porcentuales del PIB.

Contribuciones adicionales importantes son las desarrolladas por Rosenweigh y Tallman (1993), Kasa (1994) y Dibooglu (1997), todos ellos para los Estados Unidos; Zengin (2000), Akbostancı y Tunç (2002) y Utkulu (2003) para Turquía, Vamvoukas (1997) en Grecia; Baharumshah, Lau y Khalid (2006) para Tailandia.

No obstante, el enfoque clásico tradicional supone implícitamente que la relación entre los déficits presupuestarios y el consumo privado es positiva, por lo que un aumento en el déficit genera un mayor consumo privado. Esto no necesariamente tiene que cumplirse, ya que en los modelos teóricos la correspondencia entre la política fiscal y el consumo privado depende en gran medida de si se asume la equivalencia ricardiana².

La Teoría de la Equivalencia Ricardiana (REH) se basa en la presunción de que los déficits gemelos no están relacionados. Establece que para una determinada trayectoria del gasto público, la programación de los impuestos (calendario tributario) no debe afectar la decisión de consumo tomada por los individuos que pagan gravámenes. Es entonces cuando los agentes racionales se dan cuenta que sustituir impuestos hoy por impuestos (más intereses) mañana, a través del financiamiento de la deuda pública, es lo mismo; por

² En su investigación sobre la “Teoría de equivalencia” (Equivalence Theory, 1817), David Ricardo sugiere que los déficits presupuestarios del gobierno no tienen por qué alterar la formación de capital o el crecimiento económico, ni el nivel de demanda agregada, incluyendo la demanda de importaciones, debido a que los individuos con visión de futuro, capitalizan plenamente los impuestos futuros implícitos asociados con los déficits presupuestarios, por consiguiente, las medidas fiscales diseñadas para influir en la demanda agregada resultarán ineficaces ya que los individuos reducirán el consumo anticipándose a las obligaciones impositivas futuras (Magazzino, 2012).

lo tanto la financiación del gasto público por medio de deuda o impuestos tampoco debería afectar la cuenta corriente (Barro, 1974)³.

Los partidarios de esta postura se abstienen completamente del enfoque de gasto e ingreso (income-expenditure approach) y en cambio se basan en el enfoque intertemporal propuesto en principio por Buitier (1981) y Sachs (1981) y extendido por Obstfeld y Rogoff (1995)⁴. En estos modelos, la cuenta corriente actúa como amortiguador de las variaciones temporales en el flujo de efectivo nacional (o en la población neta) para suavizar el consumo y maximizar el bienestar. En respuesta a una crisis temporal de la relación de los términos de intercambio o de la productividad, una economía abierta preferiría tener un déficit en cuenta corriente y obtener préstamos del exterior en lugar de permitir que el consumo disminuya (Obstfeld & Rogoff, 1995).

En general, dado que los medios de financiación de un gobierno no alteran las restricciones presupuestarias intertemporales de los agentes privados, la tasa de interés real, la cantidad de inversión o el saldo de la cuenta corriente; en consecuencia, los déficits presupuestarios no causan ninguna variación de las tasas de interés ni de los tipos de cambio, por lo que no tienen ningún efecto en los desequilibrios de cuenta corriente. De ahí que bajo la REH, los déficits presupuestarios y de cuenta corriente son causalmente independientes.

De acuerdo con esta hipótesis, sobresalen las contribuciones de Miller y Russek (1989) los cuales examinan si los datos posteriores a la Segunda Guerra Mundial para los Estados

³ La literatura sobre la Equivalencia Ricardiana se remonta a 1974, año en el que Robert Barro publicó uno de sus artículos magistrales sobre este aspecto. El tema adquirió un mayor interés a mediados de la década de los ochenta, cuando países como Dinamarca (1983-1986) e Irlanda (1987-1989) incorporaron fuertes programas de consolidación fiscal que produjeron un crecimiento económico más elevado y no más bajo como lo proponía la teoría keynesiana.

⁴ Considerando el enfoque intertemporal más allá del modelo del agente representativo, dentro de un marco de generaciones traslapadas, las variaciones a más largo plazo en los saldos de las cuentas corrientes también pueden ser explicadas por el modelo del ciclo de vida; los cambios sistemáticos en la estructura de la población afectarían el comportamiento del ahorro nacional. Conforme las relaciones capital-trabajo se vean afectadas, las variaciones en la demografía también pueden afectar la inversión (Luhman, 2003; Kim & Lee, 2007).

Unidos, registran una relación a largo plazo entre el déficit presupuestario y el déficit comercial. El tiempo en el cual se basa su análisis se divide en dos subperiodos: el primero, durante los años que abarcan los tipos de cambio fijos (1946:I-1971:II) y el segundo corresponde a las tasas de cambio flexibles (1971:III-1987:II). Utilizando técnicas econométricas alternativas, los resultados basados en cálculos determinísticos de los déficits seculares y la prueba de descomposición estocástica de Beveridge-Nelson (1981), encuentran que existe una relación no espuria durante el periodo de tipo de cambio flexible; efectivamente el déficit fiscal tiene aproximadamente un efecto acumulativo (uno a uno) sobre el déficit comercial después de 12 trimestres. Por otro lado, el análisis de cointegración no proporciona la suficiente evidencia para la existencia de una relación secular, mientras que para el periodo de tipo de cambio fijo, las regresiones basadas en medidas estocásticamente derivadas de los déficits no implican ninguna relación.

Enders y Lee (1990) desarrollan un modelo de equilibrio general para los Estados Unidos en el que los individuos con una vida finita ven la deuda pública como una obligación tributaria futura. La implicación directa es que la sustitución de los impuestos por la emisión de deuda pública no da como resultado un déficit en la cuenta corriente. Usando datos trimestrales para el periodo 1947:III-1987:I implementan un VAR para examinar las interrelaciones entre las compras del gobierno federal, las políticas de impuestos/deuda, el consumo real, la cuenta corriente, los tipos de cambio y la tasa de interés real. En síntesis, el análisis VAR sin restricciones es consistente con el resultado teórico de que una innovación en el gasto gubernamental genera un déficit persistente en la cuenta corriente; sin embargo, las innovaciones en materia de deuda parecen ser inconsistentes con la REH: una innovación positiva en la deuda pública se asocia con un aumento en el gasto de consumo y un déficit en cuenta corriente. El modelo teórico implica un conjunto de restricciones para ciertos grupos de variables en el sistema VAR, por lo que no se hace posible rechazar el modelo a niveles de significancia convencionales, resultando ser los datos consistentes con la hipótesis.

Otra contribución al tema es el trabajo de Kearney y Monadjemi (1990), los cuales examinan la evidencia internacional para ocho países de la OCDE, con datos trimestrales

que cubren el periodo 1972:I-1987:IV. Emplean un VAR y sus hallazgos, producto del análisis empírico, registran la existencia de una relación temporal entre la orientación de la política fiscal y el desempeño de la cuenta corriente de la balanza de pagos, que no persiste en el tiempo. En general, la relación de los déficits gemelos varía internacionalmente en magnitud y duración y no es independiente de la decisión de financiación del gobierno.

Winner (1993) lleva a cabo un análisis de regresión para identificar la dirección de causalidad entre el saldo de la cuenta corriente y el saldo presupuestario en Australia, basándose para ello en una versión simplificada de la metodología propuesta por Darrat (1988). Como periodo de análisis, centra su atención en el intervalo que va desde 1984 a 1989, ya que en este tiempo el déficit presupuestario se movió en una dirección positiva hacia el superávit. Como determinantes para su investigación considera, además del saldo presupuestario, a las tasas de interés reales, los tipos de cambio reales, el producto real (PIB), la base monetaria, la inflación y el ingreso real del extranjero. Recurre al uso de dos versiones para el saldo de cuenta corriente: el saldo presupuestario y la oferta monetaria; el primero lo obtiene dividiendo los tipos nominales por el PIB, mientras que el segundo es el resultado de dividir la tasa nominal por el IPC. Adicional considera la identidad de inversión para demostrar cómo el ahorro y la inversión (privada) pueden llegar a afectar la cuenta corriente. El análisis de regresión demuestra que el déficit presupuestario no tiene un impacto significativo en la cuenta corriente, en cambio la identidad ahorro-inversión prueba que tanto el ahorro como la inversión han tenido un gran impacto en la cuenta corriente y han contrarrestado los movimientos positivos del saldo presupuestario en el periodo de estudio.

Por otra parte, Kim (1995) desarrolla una revisión del trabajo propuesto por Bahmani-Oskooee (1995) y refuta los resultados allí registrados, ya que considera que las pruebas para determinar la estacionariedad de las series de tiempo (Dickey-Fuller Aumentada) no son las indicadas. En vez de ello, toma en cuenta la metodología aplicada por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) para probar la estacionariedad, bajo el supuesto de que una serie de tiempo es estacionaria en su forma de nivel y alternativamente, alrededor de su tendencia determinista. Dentro del conjunto de variables

incorporadas se encuentran la cuenta corriente y la balanza comercial, la oferta monetaria (M2), los términos de intercambio, el tipo de cambio nominal y una variable que precisa el balance de pleno empleo. Del mismo modo para probar las relaciones de cointegración entre factores, usa el procedimiento de Johansen-Juselius (1990) del cual concluye que la balanza comercial no está cointegrada con el balance de pleno empleo y que tanto la cuenta corriente como la balanza comercial tienen una relación de largo plazo con el agregado monetario (M2) y los términos de intercambio respectivamente.

Otras investigaciones que no detectan una asociación estable a largo plazo entre los dos déficits, acudiendo a diferentes muestras, incluyen las realizadas por Dewald y Ulan (1990), Boucher (1991), Alse y Bahmani-Oskooee (1992), Laney (1984), Barlett (1999) y Kautmann, Scharler y Winkler (2002) entre otras más.

Además de las posturas anteriores, un tercer enfoque con estudios empíricos de apoyo respalda una causalidad unidireccional que va desde la cuenta corriente a los déficits presupuestarios. Esta situación puede presentarse cuando el deterioro de la cuenta corriente conduce a un ritmo de crecimiento más lento, y por lo tanto a un aumento del déficit presupuestario. Un país que enfrenta una crisis financiera de solvencia como consecuencia de un déficit de cuenta corriente de gran magnitud, puede enfrentar una situación en la que se requieran grandes inyecciones de recursos públicos para ayudar a los sectores financieros con problemas, al tiempo que se mejora el sistema de gobierno y se disminuye el impacto de una recesión.

Esta causalidad inversa ha sido denominada por Summers (1988) como “orientación por cuenta corriente” (current account targeting), en la cual el ajuste externo puede alcanzarse a través de la política fiscal. Según Reisen (1998) y Khalid y Guan (1999), tal patrón causal puede ser más relevante para los países en desarrollo que han acumulado grandes deudas externas (e.g. los países latinoamericanos en la década del ochenta y noventa, los cuales tenían recursos internos limitados y una fuerte dependencia de fondos externos).

Algunos de los estudios que respaldan la causalidad inversa desde la cuenta corriente hacia el déficit presupuestario son los propuestos por Khalid y Guan (1999) donde utilizan datos de series de tiempo para una muestra seleccionada de cinco países desarrollados y cinco en desarrollo, con déficits relativamente altos, en los cuales examinan la relación a largo plazo y cualquier tipo de causalidad existente. Los datos de los países desarrollados comprenden los años que van desde 1950 a 1994, mientras que los países en desarrollo consideran el intervalo de tiempo entre 1955-1993. Las variables estimadas corresponden al déficit en cuenta corriente, el déficit presupuestario, el tipo de cambio ponderado en función del comercio y el PNB nominal; utilizando un enfoque similar al de Miller y Russek (1989) encuentran que los resultados no apoyan ninguna relación a largo plazo entre déficits para los países desarrollados, mientras que la dirección de causalidad es variada en el caso de los países en desarrollo (cuatro de los cinco países muestran que tal relación secular existe) con pruebas que apoyan la hipótesis que los déficits en cuenta corriente causan déficits presupuestarios en el caso de Indonesia y Pakistán.

Otra participación la hace Anoruo y Ramchander (1998) los cuales utilizan un análisis de series de tiempo para cinco economías en desarrollo del sudeste asiático. El periodo de muestra elegido varía de acuerdo a cada país, según la disponibilidad de datos: India y Filipinas (1957-1993), Malasia (1960-1993), Corea del Sur (1967-1993) e Indonesia (1970-1993) y emplea un marco multivariable con el fin de evitar la distorsión de las inferencias de causalidad debido a la omisión de factores relevantes. Además de las observaciones del déficit fiscal y el déficit comercial, el estudio incluye las tasas de interés del gobierno a corto plazo, la tasa de cambio ponderada por el comercio en moneda local, el PIB y la inflación; también aprovechan un VAR para averiguar la dirección de causalidad (en el sentido de Granger) entre los déficits. Debido a que las pruebas Dickey-Fuller aumentadas registran raíces unitarias en la dos series, estiman los modelos VAR con datos expresados en primeras diferencias; la hipótesis de que los déficits comerciales causan los déficits presupuestarios no es rechazada para todos los países excepto para Malasia (en este último se observa una causalidad bidireccional). Tal evidencia aparentemente anómala puede atribuirse al hecho de que los gobiernos centrales de algunos países en desarrollo aumentan sus propios gastos en un intento de atenuar las

consecuencias económicas y financieras perjudiciales del desequilibrio comercial, sostienen los autores.

De igual manera, Kim y Kim (2006) examinan si los mayores déficits presupuestarios conducen a mayores déficits en cuenta corriente para la economía de Corea del Sur. Apelando a un conjunto de datos que alcanza casi tres décadas (1970 a 2003), efectúan el procedimiento de no causalidad de Toda y Yamamoto para explorar la posibilidad de vínculos causales entre déficits, adicional a la cuenta corriente y el presupuesto público, consideran como variable extra el tipo de cambio y excluyen la tasa de interés del estudio, puesto que el gobierno coreano generalmente la considera como una variable de política importante, determinada exógenamente, por lo tanto se implementa un VAR multivariable. Los resultados sugieren que no existe evidencia de un vínculo causal entre el saldo presupuestario y el saldo de la cuenta corriente; más sin embargo existe una fuerte evidencia de la causalidad de Granger que va desde el saldo de la cuenta corriente al presupuestario.

En este mismo marco, entre los trabajos que comprueban la causalidad inversa para los déficits se encuentran los cometidos por Alkswani (2000) el cual analiza la relación para una economía como la de Arabia Saudita donde las exportaciones, los ingresos del gobierno y en general, gran parte de la actividad productiva se encuentra estrechamente relacionada con la renta derivada del petróleo. Empleando datos anuales que abarcan el periodo comprendido entre 1970 y 1999, evalúa la relación tanto a corto como a largo plazo utilizando un VECM, la cointegración de Johansen y la causalidad bivariable de Granger. El autor sostiene que tal vínculo causal se mantiene incluso en países con un modelo primario exportador basado en la extracción de materias primas y bienes básicos, cuya actividad se convierte en una fuente básica de ingresos, mejorando el panorama fiscal. Kouassi et al. (2004) encuentra resultados similares para Corea, mientras que Baharumshah et al. (2006) hace lo mismo para Indonesia y Marinheiro (2008) para Egipto.

El cuarto y último enfoque plantea la existencia de una causalidad bidireccional entre el déficit presupuestario y el déficit de cuenta corriente. Este marco sugiere que los déficits

fiscales empeoran la cuenta corriente y que el deterioro de la cuenta corriente empeora el balance fiscal. Si bien los déficits presupuestarios pueden causar déficits en cuenta corriente, la existencia de una retroalimentación significativa puede originar que la causalidad entre las dos variables se extienda en ambas direcciones⁵.

Entre los estudios que respaldan este vínculo causal se encuentra la investigación adelantada por Darrat (1988) el cual reexamina empíricamente el argumento convencional sobre la relación entre déficits. Utiliza datos trimestrales de los Estados Unidos para el periodo 1960:I-1986:IV, incorporando además del déficit presupuestario federal y el déficit comercial, variables adicionales como la base monetaria, el producto real, la inflación, el costo de la mano de obra, el tipo de cambio, las tasas de interés a corto y a largo plazo y el ingreso real extranjero, todo ello dentro de un marco multivariable con el propósito de evitar sesgos provocados por el fenómeno de variables omitidas. Emplea pruebas de causalidad de Granger, junto con el criterio de error de predicción final de Akaike para determinar la longitud de rezagos más apropiada. Los resultados empíricos demuestran causalidad entre el déficit presupuestario y comercial en ambos sentidos, por lo que tal vínculo de enlace bidireccional apunta a una determinación simultánea de estas dos variables.

Normandin (1999) mide la relación causal entre los dos déficits para la economía de Estados Unidos y Canadá haciendo uso de una versión simple del modelo de generaciones traslapadas de Blanchard (1985) para las respuestas del déficit externo a un aumento del déficit presupuestario debido a una reducción de los impuestos; dichas respuestas generalmente se encuentran determinadas por la tasa de natalidad así como por las propiedades estocásticas del déficit presupuestario. Para el periodo de análisis utiliza datos trimestrales desestacionalizados y comprende el lapso entre 1950:I a 1992:III. Los resultados empíricos indican que las tasas de natalidad relevantes son positivas, tal

⁵ Feldstein & Horioka (1980) encontraron que los ahorros y la inversión están altamente correlacionados, lo que hace que el déficit presupuestario y el déficit en cuenta corriente se muevan juntos, lo cual sugiere que la validez de la hipótesis de los déficits gemelos llegue a estar vinculada con el grado de movilidad internacional del capital.

hallazgo es confirmado realizando estimaciones por el método generalizado de momentos (GMM), pruebas de raíz unitaria, pruebas de cointegración y ejercicios de pronóstico.

En otra investigación, Hatemi y Shukur (2002) examinan la relación de causalidad entre déficits para la economía de los Estados Unidos, recurren al uso de datos trimestrales correspondientes al periodo 1975:I-1998:II. Para su trabajo proporcionan una metodología alternativa consistente en la prueba del coeficiente de probabilidad (LR), la prueba F multivariante de RAO, que combinada con la técnica de simulación multivariable de bootstrap permite determinar si los déficits se causan mutuamente de forma simultánea. Asimismo a través de la aplicación de pruebas ANOVA para la estabilidad de los parámetros, detectan cambios estructurales en la muestra, posteriores al año 1989, por lo que dividen el tiempo de análisis en dos subperiodos. Encuentran que durante el primer subperiodo (1975-1989) la causalidad va del déficit presupuestario al déficit en cuenta corriente, mientras que para el segundo subperiodo (1990-1998) dicha dirección se invierte.

Lau y Baharumshah (2004) investigan la relación causal entre ambos déficits para Malasia. En su examen emplean datos trimestrales que van desde 1976:I-2000:III; las variables adoptadas en el estudio son la cuenta corriente y variables presupuestarias, expresadas como relación entre el PIB y el crecimiento de la economía. Aprovechando la prueba de no causalidad de Toda y Yamamoto, encuentra pruebas suficientes para demostrar que las relaciones causales entre déficits se transmite a través de la tasa de interés y el tipo de cambio.

Estudios adicionales favorecen la causalidad bidireccional entre déficits, tal es el caso de Kearney y Nonadjemi (1990), Kouassi et al. (2004) para Tailandia, Baharumshah et al. (2006) para Malasia y Filipinas y Lau y Tang (2009) para Camboya.

En comparación con el amplio conjunto de estudios empíricos que se han elaborado alrededor de la relación entre el saldo de la cuenta corriente y el saldo presupuestario del gobierno para los Estados Unidos, la mayoría de las investigaciones sobre este tema se han

enfocado en países desarrollados (en su colectividad miembros de la OCDE) y otros tantos de Asia y África. Algunos trabajos han estudiado el vínculo entre déficits en países desarrollados y no muchos han analizado empíricamente el nexo existente para América Latina, donde los hallazgos son más concluyentes y probablemente agreguen información que contenga implicaciones que pueden afectar la política fiscal.

En el plano regional se destacan las contribuciones de Islam (1998) el cual analiza empíricamente la relación causal entre los déficits presupuestarios y los déficits comerciales para Brasil desde el primer trimestre de 1973 hasta el cuarto trimestre de 1991. Con base en la prueba de causalidad de Granger, los resultados empíricos sugieren que existe una causalidad en ambas direcciones entre los desequilibrios comerciales y presupuestarios; esto se debe en parte a que durante los últimos años del periodo en estudio y a partir de 1990, en el país se introdujeron una serie de reformas estructurales que incluyeron la liberalización del comercio, desregulaciones y privatizaciones de empresas estatales, sostiene el autor.

Siguiendo la misma línea, Brian Ng (2011) estudia la relación causal entre el déficit presupuestario y el déficit comercial de la cuenta corriente para Argentina. El trabajo propuesto utiliza datos trimestrales que van desde 1976(I) hasta el año 2010(III) y realiza pruebas para determinar la presencia de autocorrelación (Durbin-Watson), además de la prueba Dickey-Fuller para comprobar la estacionariedad de los datos. Con respecto a esta última encuentra que la serie correspondiente al balance presupuestario es estacionaria en su forma de nivel, mientras que la balanza comercial no lo es; además implementa la prueba de Chow para verificar la presencia de rupturas estructurales en las series. Finalmente para probar la causalidad utiliza un VAR suponiendo que no existe una correlación serial en los datos y en el marco de la prueba de causalidad (Wald) de Granger encuentra que no existe una relación entre las variables consideradas; esto quizás debido a la presencia de rupturas estructurales, lo que dificulta en parte estimar la relación de causalidad entre las series.

El trabajo de Sobrino (2013) examina la causalidad entre la cuenta corriente y el gasto fiscal para el Perú. Utilizando datos trimestrales que comprende el periodo desde 1990:III a 2012:I, incorpora variables como la cuenta corriente, el excedente fiscal, el gasto fiscal y el PIB real en su análisis. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria le permiten demostrar que las series de tiempo son estacionarias en su forma de nivel, del mismo modo lleva a cabo un VAR estructural para identificar posibles relaciones entre variables en el largo plazo y emplea la prueba de Wald modificada para determinar la dirección del nexo entre balances así como funciones de impulso respuesta y descomposición de varianza que permiten apoyar la dirección de la relación para las variables en estudio. La evidencia revela la existencia de una causalidad inversa que va desde la cuenta corriente al balance presupuestario; esto se debe en gran parte a los efectos que generan los términos de intercambio sobre el equilibrio fiscal a través de la cuenta corriente, por lo tanto, en el corto plazo la política fiscal no afecta a la cuenta corriente, pero mejoras en la cuenta corriente aumentan la probabilidad de alcanzar un déficit fiscal limitado más bajo.

En otro estudio, Pastor (1989) indirectamente aborda la relación entre los balances presupuestarios y en cuenta corriente. Siguiendo la metodología propuesta por Khan y Knight (1983) evalúa los determinantes de los déficits en cuenta corriente y la acumulación de deuda en América Latina para un total de 19 países en el periodo que contiene los años entre 1973 y 1984. Usando un análisis de regresión, incorpora un conjunto de variables divididas en dos grupos; el primero de ellos comprende factores externos dentro de los cuales se encuentran la relación de los términos de intercambio, la tasa de interés real (la tasa preferencial de Estados Unidos menos la tasa de inflación de las exportaciones) y la tasa de crecimiento del PNB de Estados Unidos. Entre tanto para el segundo grupo se ubican factores internos como un índice de tipo de cambio real (se calcula como el IPC de cada país dividido por el producto entre el IPC de los Estados Unidos y el tipo de cambio nominal promedio para el dólar) y el superávit presupuestario (como porcentaje del PNB), además de una medida de disponibilidad de capital (calculada como la relación entre las entradas netas de capital a largo plazo y el PNB, ambas rezagadas un periodo). Dentro del ejercicio empírico desarrolla seis regresiones donde incorpora de manera gradual cada uno de los factores internos y externos, hasta finalmente

considerar todas las variables más el valor rezagado de la cuenta corriente como porcentaje del PIB.

Los resultados conseguidos para la regresión con solo factores internos arrojan que tanto el tipo de cambio real como la variable asociada al superávit presupuestario tienen los signos correctos y son significativos a niveles del 1 y 5 por ciento respectivamente. Lo anterior refleja que un mayor recaudo fiscal junto a políticas encaminadas a la austeridad presupuestaria, conducen a un mejoramiento de la cuenta corriente en el total de la muestra de países seleccionados, demostrando una relación directa entre balances. No obstante, cuando se introducen factores externos, esta misma variable deja de ser significativa (pierde importancia) pese a tener el signo esperado.

Por otra parte, un número relativamente menor de investigaciones ha comprobado la HDG en el ámbito nacional, mientras que otro grupo de estudios comparativos han incorporado a Colombia dentro de un conjunto más amplio de países que involucran tanto a naciones desarrolladas como en desarrollo (Chinn y Prasad, 2003; Kouassi et al, 2004 y Celik y Deniz, 2009). Hasta el momento estos trabajos han proporcionado evidencia variada frente a la relación entre déficits.

De manera indirecta Ocampo (1988) y Herrera (1997) en dos trabajos distintos abordan el tema de la relación entre balances. Ocampo (1988) examina la relación entre financiamiento externo e inversión, diferenciando dos etapas distintas del desarrollo económico del país, utiliza el intervalo que abarca los años entre 1950 y 1969 (escasez de divisas) y otro que va desde 1970 a 1985 (sin restricción de divisas). La relación más fuerte entre financiamiento externo e inversión pública se presenta para el periodo 1950-1969, conforme a los resultados econométricos obtenidos, un incremento del 1% en el financiamiento público externo generó un aumento menos que proporcional del 0,6% en el largo plazo en la inversión pública. Mientras que para el periodo 1970-1985, la relación se mantiene en una menor proporción (0,4%) aunque el coeficiente no es estadísticamente significativo.

En cambio Herrera (1997) lleva a cabo un extenso trabajo con el propósito de comprobar, por una parte, si la tasa de cambio real es sostenible en el largo plazo y precisar si la balanza de pagos es financiable o no. Al examinar los determinantes de la cuenta corriente de la balanza de pagos con base en datos anuales durante el intervalo 1950-1996, utilizando el enfoque intertemporal y la metodología de Beveridge-Nelson (1981) encuentra evidencia que le permite afirmar que la recuperación del PIB a sus niveles permanentes, asociados con disminuciones en el gasto público son esenciales para reducir los déficits observados en la cuenta corriente para el tiempo en estudio.

Un estudio más reciente que trata el tema de forma directa es el que desarrolla Ramos y Rincón (2000) donde identifican y evalúan empíricamente los posibles canales de transmisión entre el balance fiscal y el balance en cuenta corriente. Para su evaluación utilizan datos anuales para el intervalo 1950-1998, e incorporan un conjunto de variables macroeconómicas relevantes dentro de las cuales se encuentran el balance fiscal y en cuenta corriente (ambas como proporciones del PIB), la utilización de M1 como agregado monetario, una tasa de interés real, la inflación, la tasa de cambio nominal y el producto real; además incluyen los términos de intercambio para capturar posibles choques externos que afectan tanto al balance en cuenta corriente como los demás determinantes, y finalmente una variable cualitativa que recoge el comportamiento atípico y extremo de los balances en 1982. Las series se consideran en su forma de logaritmos, salvo por la inflación y la tasa de interés.

Implementan pruebas univariadas de estacionariedad (Dickey-Fuller) sobre cada una de las series, las cuales contienen, en su conjunto, una raíz unitaria. Del mismo modo para identificar posibles relaciones de equilibrio en el largo plazo entre balances, realizan un análisis de cointegración usando la prueba de Johansen y Juselius; los resultados obtenidos demuestran que no existe una relación de equilibrio “estable” ni entre los dos balances ni entre estos últimos con las demás variables consideradas. Ya que no se encuentra evidencia de relaciones de cointegración, los autores proceden a estimar un sistema VAR estándar reducido con el propósito de efectuar pruebas de causalidad y presentan funciones de impulso respuesta. Los resultados indican que la causalidad (en el

sentido de Granger) se da de la inflación a la tasa de cambio, del balance fiscal a la tasa de cambio; de la tasa de interés al balance en cuenta corriente; de la tasa de interés y el balance en cuenta corriente al balance fiscal, por lo que el nexo entre balances es inverso. Tal hallazgo resulta robusto tanto al cambio de las restricciones del sistema VAR especificado como al ordenamiento del mismo.

Teniendo en cuenta esta breve revisión acerca de los principales aportes que se derivan de la HDG, es claro que la evidencia sobre la dirección de la causalidad entre el déficit presupuestario y el déficit en cuenta corriente de la balanza de pagos es heterogénea. Tal producto es el resultado de emplear distintos periodos de análisis, incorporar un conjunto variado de determinantes, así como la implementación de diversos métodos econométricos y diferentes características propias que envuelven a cada país, entre muchos más factores.

2. MARCO ANALÍTICO

2.1 La identidad del ingreso nacional y el vínculo entre la cuenta corriente y el presupuesto del gobierno en los estudios de series de tiempo.

La base del vínculo entre el déficit presupuestario y el déficit comercial de la cuenta corriente se construye matemáticamente a partir de la identidad del ingreso nacional para una economía abierta:

$$Y = C + I + G + NX + NFI \quad (2.1)$$

Donde el producto nacional bruto (Y) es igual a la suma del gasto en consumo privado (C), los gastos en inversión interna privada (I), el gasto público (G), las exportaciones netas (NX) y los ingresos netos de factores procedentes del exterior (ingreso primario) junto a las transferencias unilaterales (ingreso secundario) (NFI).

Teniendo en cuenta que las exportaciones netas corresponden a la diferencia entre las exportaciones y las importaciones, los dos últimos términos de la ecuación (2.1) definen el saldo de la cuenta corriente (CA) como:

$$CA = (X - M) + NFI \quad (2.2)$$

La cuenta corriente presenta el tamaño y dirección del endeudamiento internacional. Cuando un país importa más de lo que exporta, obtiene un déficit en cuenta corriente que generalmente se financia con préstamos procedentes del exterior. Estos préstamos pueden ser realizados por el gobierno (por medio de organizaciones financieras internacionales, otros gobiernos o prestamistas privados) o por el sector privado de la economía (las empresas privadas pueden pedir prestado vendiendo capital, bienes inmuebles o activos financieros). Un país con déficit en cuenta corriente está importando consumo y/o

inversión presente (en caso de importar bienes de inversión) y exporta el gasto futuro en consumo y/o inversión.

De acuerdo con la identidad del ingreso nacional, el ahorro nacional (S) en una economía abierta equivale a:

$$S = Y - C - G \quad (2.3)$$

Reemplazando esta expresión en la identidad del ingreso nacional se tiene que:

$$S = I + CA \quad (2.4)$$

Es preciso analizar el ahorro nacional con más detalle; se encuentra conformado por las decisiones de ahorro tomadas por el sector privado (S_P) y las decisiones de ahorro del gobierno (S_G). De acuerdo con esto, se puede expresar como:

$$S = S_P + S_G \quad (2.5)$$

El ahorro privado es la parte del ingreso (personal) disponible que queda, una vez se hayan pagado los impuestos (T)- y deducido las transferencias del gobierno (R)- que no es gastada en consumo (C).

$$S_P = Y_d - C = Y - T - C \quad (2.6)$$

De manera similar, el ahorro público se define como la diferencia entre los ingresos del gobierno recaudados en forma de impuestos (T) y los gastos que se realizan en forma de compras del gobierno (G) (y transferencias (R)⁶).

$$S_G = T - G \quad (2.7)$$

Escribiendo la expresión (5) en forma de identidad y reemplazándola en la ecuación (2.4) se obtiene:

⁶ Por simplicidad, para efectos de notación no se considera la expresión de las transferencias del Estado (pensiones, subsidios, servicio nacional de salud, prestaciones por desempleo, entre otros) dentro de las ecuaciones, sin embargo esto no quiere decir que no sean tenidas en cuenta ya que dentro del ingreso disponible estas se descuentan junto a los impuestos $Y_d = Y - (T - R)$, mientras que para el ahorro público toman un carácter aditivo al reunirlos con las compras que realiza el Estado $S_G = T - (G + R)$.

$$(Y - T - C) + (T - G) = I + CA \quad (2.8)$$

En una economía abierta, como se ha considerado, para analizar los efectos de las decisiones de ahorro del gobierno, la identidad anterior puede ser expresada como:

$$S_p = I + CA - (T - G) \quad (2.9)$$

Lo cual establece que el ahorro privado de un país puede adoptar tres formas: inversión en capital inicial (I), compras de riqueza a extranjeros (CA) y compras de deuda emitida recientemente por el gobierno nacional ($G - T$).

Finalmente, una forma alternativa de presentar la ecuación anterior es:

$$CA = S_p - I + (T - G) \quad (2.10)$$

La identidad (10) proporciona un marco adecuado para examinar la relación entre la cuenta corriente y el déficit presupuestario, por lo que dos casos extremos son posibles. En primer lugar, suponiendo que la diferencia entre el ahorro privado y la inversión permanece estable a lo largo del tiempo ($S_p = I$), las fluctuaciones en el déficit del sector público se trasladarán por completo a la cuenta corriente, manteniéndose la HDG (tanto el déficit en cuenta corriente como el presupuestario se moverán en la misma dirección⁷). El sector público contempla el gobierno general (regional y central) y el sector público no financiero (los establecimientos públicos nacionales, las empresas municipales y departamentales, las entidades de la seguridad social, el sector eléctrico entre otras entidades).

El segundo caso corresponde a la HER, la cual asume que el cambio en el déficit presupuestario será completamente compensado por el cambio en el ahorro. Es así como un recorte de impuestos no afecta la riqueza vitalicia de los hogares puesto que los impuestos futuros subirán para compensar la actual reducción de impuestos. Entonces, el ahorro privado actual (S_p) aumenta cuando los impuestos bajan (o aumenta el déficit

⁷ Suponiendo un presupuesto fiscal equilibrado ($T = G$) y un comercio exterior balanceado ($X = M$), el ahorro interno equivale a la inversión doméstica privada. Tal situación correspondería al caso de una economía cerrada donde la inversión interna se encuentra limitada por el ahorro interno.

presupuestario) puesto que los hogares ahorran los ingresos recibidos del recorte de impuestos para pagar el aumento de la carga tributaria en el futuro, por consiguiente un déficit presupuestario no genera un déficit en cuenta corriente negando así el vínculo causal que origina la relación de los déficits gemelos.

3. UN RÁPIDO PANORAMA SOBRE EL BALANCE FISCAL Y EL SALDO DE LA CUENTA CORRIENTE DE LA BALANZA DE PAGOS EN LAS ÚLTIMAS TRES DÉCADAS.

3.1 Contexto de los balances durante los años ochenta.

Durante las últimas décadas, la economía de Colombia ha registrado episodios de expansión económica, los cuales han estado asociados a ciclos de bonanzas donde los precios de sus principales productos básicos de exportación (café, petróleo, carbón y ferroníquel) en el mercado internacional le han permitido obtener considerables ingresos. El aumento en el flujo de capitales que se presenta bajo estas circunstancias han originado fuertes apreciaciones de la moneda doméstica y estimulado el incremento del gasto tanto público como privado, por lo que frente a eventuales choques externos, que conducen al final del ciclo, se han generado agudos ajustes que suelen ir acompañados por caídas de la producción, acumulación de deuda y pérdida de reservas internacionales (Echeverry, 2001).

Preocupados por la fuerte dependencia de los ingresos generados por las exportaciones, principalmente las de café, en 1963 el gobierno de turno emprendió una serie de reformas destinadas a contrarrestar este efecto. Fue así como en 1965 y 1969 contrato dos misiones económicas a fin de obtener asesoramiento necesario que le permitiera implementar una reforma fiscal que pudiera incrementar la base de sus ingresos (Misión Taylor y Misión Musgrave). Como resultado, los ingresos conseguidos por impuestos sobre la renta crecieron en estos años; no obstante, paralelo a este aumento se dio el del gasto público, así como el déficit fiscal. Una de las razones que provocó tal situación fue el establecimiento de una ley en 1968 que comprometía al gobierno a transferir recursos destinados a la educación primaria y la salud (García y Bromberg, 1998).

En 1967, el gobierno aprobó una nueva ley: la 444, la cual estuvo vigente hasta 1991. Esta ley se desarrolló bajo un régimen relativamente rígido y establecía que el banco central⁸ era el encargado de determinar el tipo de cambio por medio de un sistema consistente en minidevaluaciones diarias o gota a gota (crawling-peg) cuya principal finalidad se encontraba dirigida a mantener un tipo de cambio competitivo con el fin de estimular las exportaciones. Antes de este tiempo, el tipo de cambio tenía un precio fijo (Cárdenas, 2007).

Hacia finales de los años setenta, el país experimentó una bonanza cafetera que generó significativos ingresos, convirtiéndose en un factor importante en la expansión económica para este período producto de una helada que en 1975 perjudicó los cultivos de café en Brasil disminuyendo la producción mundial, por lo que el precio internacional de la libra se incrementó en más de un 100% en tan solo un año pasando de costar US\$ 0,67 a valer US\$ 1,45 en 1976 y US\$ 2,36 en 1977; bajo estas condiciones el incremento de la producción y el volumen exportado aumentó de 5,3 millones de sacos en 1977 a 11,1 millones en 1980, representando así cerca del 50% del valor de los productos vendidos al extranjero (Junguito, 1996).

El café se convirtió en el principal generador de divisas, en consecuencia el flujo de recursos significó un aumento del gasto público, la apreciación del peso e incrementos en los niveles de inflación. Durante la mayor parte de los años ochenta el precio se mantuvo por arriba de los US\$ 1,30 dólares, no obstante en 1989 el colapso del Acuerdo Internacional del Café forjó cambios estructurales presionando así a la disminución de su precio suscitando una fuerte crisis dentro del sector a nivel nacional.

A comienzos de los años ochenta los países de América Latina mantenían un elevado endeudamiento externo, además la desaceleración de la actividad económica en la mayoría de naciones industrializadas había generado una contracción en la demanda por productos básicos forjando un fuerte impacto en el precio de las exportaciones y por ende en los

⁸ Banco Central, Banco de la República y autoridad monetaria son términos que se refieren a la misma institución y son utilizados de forma indistinta a lo largo del documento.

términos de intercambio de estas naciones, sumado a las condiciones adversas que llevaron a México a la renegociación del pago de la deuda, se generó una masiva salida de capitales que desencadenó la crisis económica de 1982.

Esta recesión tiene sus orígenes en los años setenta cuando los mercados financieros internacionales experimentaron un incremento sustancial en la oferta de capital producto de la primera gran crisis del petróleo que tuvo lugar entre 1973-1975 y que condujo a que los países del medio oriente recortaran abruptamente la producción de este recurso, causando incrementos radicales en los precios del crudo.

Los países productores de petróleo registraron grandes excedentes de recursos monetarios generados por el alto valor de sus exportaciones, los cuales fueron canalizados a través de la banca internacional. Fue así como los países de América Latina se vieron beneficiados del exceso de préstamos, los cuales fueron ofrecidos sin mayores contratiempos y durante los años setenta incrementaron sus niveles de endeudamiento externo de forma acelerada (Restrepo, 1986).

El problema no fue los montos contraídos sino más bien el destino que se les dio a los créditos, ya que estos no siempre se direccionaron hacia la inversión rentable. Colombia no fue indiferente a esta situación y aprovechó las oportunidades de financiamiento externo, sin embargo a diferencia de otros países de la región, el auge de los préstamos no llegó sino hasta principios de los años ochenta, justo antes de que los flujos crediticios hacia las naciones latinoamericanas comenzaran a restringirse. Fue así como en 1974 el monto de la deuda externa pública contraída con los bancos extranjeros sólo representaba el 13% del total de la deuda externa, y la mayor parte se encontraba en forma de bonos o préstamos de entidades multilaterales como el Banco de Desarrollo de América Latina (CAF) y el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) (Avella, 2007).

Entre 1977 y 1982 los gastos del gobierno aumentaron apresuradamente de 5,32% a 7,72% del PIB, esto coincidió con la caída de los ingresos tributarios por lo que en 1984 el déficit presupuestario alcanzaría el 2,6% del PIB. Además durante 1977-1984 el gobierno dependió de la emisión de dinero del banco central como su principal fuente de

financiamiento; este medio se intensificó cuando después de 1981 los mercados internacionales de capitales se limitaron como consecuencia de la crisis de la deuda latinoamericana. Para este mismo año, la financiación monetaria alcanzó el 2,46% del PIB, mientras que el déficit primario ascendió al 2,36% del PIB (Pérez-Reyna & Osorio-Rodríguez, 2016).

La emisión en este periodo se llevó a cabo de dos formas. La primera cuando el banco central consiguió mayores beneficios producto de sus operaciones en el mercado de divisas el cual era controlado por el Estado, como resultado tales ganancias fueron transferidas al gobierno por Ley. La segunda cobró importancia durante la crisis financiera de 1982 lo que acarreó entre otras cosas, la nacionalización de instituciones financieras claves para el gobierno y en donde el banco central concedió préstamos directos a este financiado por medio de emisiones primarias; por lo que el acuerdo institucional vigente por aquel entonces lo permitía, ya que la toma de decisiones de la Junta Monetaria no era independiente de las decisiones del gobierno central (Pérez-Reyna & Osorio-Rodríguez, 2016).

Después de la crisis financiera, el gobierno llevó a cabo políticas de ajuste presupuestal donde aumentó los ingresos y redujo los gastos, disminuyendo así los déficits primarios a cerca de cero entre los años 1987 y 1991.

Dentro de este contexto, a inicios de los años noventa el país da inicio a un programa de modernización económica, encaminado a mejorar la asignación de los recursos, incrementar la competitividad y alcanzar una reducción significativa de la tasa de inflación a través de un conjunto de reformas estructurales y políticas macroeconómicas que permitieran consolidar un crecimiento sostenido de la producción.

Como primera medida se desarrolló una reforma fundamental sobre el régimen cambiario existente por aquel entonces, cuando se introdujo la Ley 9 de 1991, consiguiendo la descentralización de las transacciones de divisas, las cuales ya no tenían que pasar a través del banco central, suprimiendo de cierto modo el monopolio que sostenía en la realización de este tipo de operaciones dentro del mercado cambiario. Por otra parte, en junio de ese mismo año se expiden las resoluciones 55 y 57 donde se materializan las condiciones para

el desarrollo de un mercado de divisas, este reglamento sustituiría al Decreto 444 de 1967. Esto causó que el Banco de la República no efectuara la compra de divisas con pesos sino con bonos denominados en dólares los cuales tenían un vencimiento determinado: Los Certificados de Cambio (Ocampo & Tovar, Cap. II, 1999). Los vencimientos de estos certificados se fijaron inicialmente a 90 días, esto conllevó a una apreciación nominal del tipo de cambio, marcando así una alteración importante en la estrategia de política que se venía implementando desde mediados de los años sesenta.

Esto sería el preámbulo de un mayor conjunto de cambios estructurales que se materializaron con la promulgación de la Constitución de 1991 y continuarían fortaleciendo las bases para establecer programas cambiarios, financieros y comerciales que permitirían implementar una economía más abierta.

3.2 El balance fiscal a partir de la reforma constitucional de 1991.

El inicio de la última década del siglo XX trajo consigo reformas institucionales importantes que marcaron un punto de inflexión dentro de la economía colombiana. Desde este tiempo el ciclo se caracterizó por una senda de expansión entre 1991 y 1995 y una posterior desaceleración entre 1995 y 1998 que culminaría con la peor contracción de la producción desde la década de 1930, produciendo que la actividad económica para 1999 cayera 4,2% y permaneciera con muy bajas tasas de crecimiento en los tres años siguientes.

A principio de los noventa, la mayoría de las restricciones a los flujos internacionales de capital se redujeron significativamente dentro de un conjunto de programas más amplio, la Ley 9 de 1991 hizo posible estos cambios estableciendo los principios cambiarios los cuales tendrían un efecto positivo sobre la inversión extranjera en diferentes sectores de la economía. Mientras tanto la Ley 45 de 1990 (y más adelante la Ley 35 de 1993) redefinió la estructura del sistema financiero, simplificando las normas de entrada y salida de instituciones, estableciendo un esquema próximo a la banca universal con el propósito de reducir la especialización dentro de un marco de regulación prudencial más estricta; todo

esto bajo la premisa de fomentar una mayor competencia entre los intermediarios financieros permitiendo mejorar la eficiencia (Uribe & Vargas, 2002).

Con la promulgación de la nueva Constitución Política en 1991, se incorporaron modificaciones sustanciales sobre el conjunto de instituciones encargadas del diseño y dirección de las políticas monetarias y fiscales. Fue así como el banco central pasó a ser un órgano autónomo e independiente al cual se le fijó funciones sobre la actividad monetaria, crediticia y cambiaria, y se le encargó como principal objetivo el control de la inflación; a su vez se le retiró la responsabilidad de otorgar créditos de fomento e inversiones forzosas. Tal mandato constitucional se haría efectivo a través de la Ley 31 de 1992 (Uribe, 2005).

Además la Constitución estableció un nuevo acuerdo entre el gobierno central y los gobiernos regionales y se comprometió a transferir recursos cada vez mayores, incrementando el gasto en salud, educación y seguridad social.

Tan solo en el caso del gobierno central, el gasto total representaba cerca del 10% del PIB entre 1990 y 1991, mientras que para 1999 esta cifra había aumentado a algo más del 15%. Entre 1992 y 1995 el sector público pudo financiar el aumento en sus gastos debido a un incremento de los ingresos corrientes producto de una mayor carga tributaria; este aumento estuvo asociado al auge del gasto del sector privado, el cual se vio impulsado por el acceso a financiación externa relativamente barata. Con la expedición de la Resolución 7 de 1992, el Banco de la República inicia oficialmente el proceso de liberalización del crédito externo, donde se autoriza al sector privado no financiero a contraer préstamos con instituciones financieras extranjeras, siempre y cuando tuvieran un vencimiento superior a un año (Uribe & Vargas, 2002).

Autores como Villar & Rincón (2000) señalan que el aumento de los impuestos pudo haber estado asociado con el crecimiento de la deuda privada durante este periodo al menos a través de dos canales diferentes. De una parte la reducción del ingreso disponible del sector privado como proporción del PIB pudo generar un descenso del ahorro privado interno, mientras que por otro lado, el aumento de los ingresos tributarios suele estar correlacionado con el mayor gasto del sector privado.

Con respecto a la primera afirmación es claro que el ahorro privado registró una tendencia negativa que se sostendría a lo largo de la década de los noventa. De acuerdo con el Sistema de Cuentas Nacionales (base 1975), el ahorro privado pasó de cerca del 14% del PIB en 1990 al 6% en 1998; como consecuencia de esta tendencia y tras un aumento de la inversión privada, entre 1992 y 1994 (particularmente dirigida al sector de la construcción), el sector se vio obligado a aumentar su nivel de endeudamiento no solo con acreedores extranjeros, sino también recurrió al sistema financiero nacional.

Como hecho particular se destaca que entre 1992 y 1997 se registraron grandes entradas de capital, las cuales financiaron desequilibrios tanto públicos como privados. Esto fue el resultado de la bonanza petrolera que experimentó el país liderada por el aumento en la producción de este recurso tras los descubrimientos de importantes reservas como Caño Limón (1983), Cusiana (1988) y Cupiagua (1993) (Echeverry, Navas, Navas y Gómez, 2008).

Este suceso causaría un periodo de expansión económica a cargo de las expectativas de un auge de los ingresos petroleros, provocando una apreciación del peso y fomentando el aumento del gasto público y privado⁹. Tan solo entre 1991 y 1997 el sistema financiero en el país exhibió un auge crediticio sin precedentes donde el crédito total aumento del 29,1% a 43,9% del PIB, junto a los depósitos que pasaron de un 25% del PIB en 1991 al 39,8% en 1997 (Uribe & Vargas, 2002).

La deuda privada externa presentó un crecimiento muy rápido en 1991-1997 y posteriormente una disminución, años antes de la crisis. Este valor a principios de la década representaba cerca de los US\$ 3,9 mil millones y para 1991 había descendido a los US\$ 3,4 mil millones, pero aumentaría en los años siguientes alcanzando un monto promedio de US\$ 17,6 mil millones para 1997 (ver Apéndice A). La reducción se haría evidente a partir de esta fecha cuando los recursos canalizados a través del sistema

⁹ Asimismo durante este intervalo se registraron dos periodos de mini bonanzas en los precios del café para los años 1994 y 1997.

financiero doméstico pasaron de un monto de \$ 5,5 mil millones a finales de 1997 a 3,2 mil millones en 1999 (ver Tabla 1) (Villar & Rincón, 2000).

Durante 1998 y 1999 el proceso de endeudamiento se detuvo, tal reducción fue motivada por la disminución de las importaciones que se daría en esos años; no obstante el flujo neto de préstamos directos de los acreedores extranjeros mantendrían un saldo positivo e incluso para 1999, el volumen de la deuda privada se mantuvo sobre los US\$ 16,0 mil millones. Pese a esta reducción, el valor de la deuda como proporción del PIB siguió aumentando a causa de la devaluación del peso, a pesar de que su monto se redujo en dólares (Villar & Rincón, 2000).

Tabla 1: Deuda privada en Colombia. 1990-1999

A. PORCENTAJE DEL PIB	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999 pr
1. Deuda doméstica (denominada en pesos)	24,2	21,8	24	29,4	27,4	27,5	32,7	29,1	29,9	29,7
2. Deuda externa (denominada en dólares)	9,6	7,9	8,2	10,4	10,5	12,1	15,4	16,2	17,3	19
a. A través del sistema financiero nacional	5	3,9	4,2	5	4,1	4,5	4,8	5,1	4,9	3,8
b. Préstamos extranjeros directos	4,7	4,1	4	5,4	6,4	7,7	10,6	11,1	12,4	15,1
3. Total Deuda privada (1+2)	33,8	29,7	32,2	39,8	37,9	39,6	48,1	45,4	47,2	48,6
B. MILLONES DE DÓLARES										
Total Deuda externa privada	3.876	3.369	4.042	5.799	8.551	11.233	14.998	17.319	17.191	16.063
a. A través del sistema financiero nacional	1.995	1.646	2.071	2.784	3.354	4.143	4.664	5.485	4.825	3.234
b. Préstamos extranjeros directos	1.881	1.722	1.971	3.015	5.196	7.090	10.334	11.835	12.366	12.830

Fuente: Banco de la República, Subgerencia de Estudios Económicos.

Nota: pr: preliminar. Tomada de Villar, L., & Rincón, H. (2000). The Colombian Economy in the nineties: Capital Flows and Foreign Exchange Regimes. *Borradores de economía*, No. 149. "Table 2.5 Colombia: Private Debt", p 22.

Ahora bien, los ingresos corrientes del sector público consolidado (SPC) después de 1995 no fueron proporcionales al aumento del gasto, tan solo el déficit consolidado del sector

público no financiero (SPNF) pasó de representar un 1,7% del PIB en 1996 a 2,8% en 1997; sin embargo este desbalance fue financiado principalmente a través de recursos originados por la enajenación de activos estatales en sectores como el bancario y el eléctrico. Para 1994 bajo la administración de César Gaviria se decretó la normatividad que hizo posible la participación de agentes privados en la oferta y prestación de servicios públicos hasta entonces bajo propiedad y control del Estado (Ley 142 y 143).

Los procesos de privatización de los establecimientos de crédito se llevaron a cabo entre 1991 y 1997, bancos como el de los Trabajadores (Mercantil), Banco de Comercio (Banco de Bogotá), CORPAVI (Colpatria), Banco de Colombia (Bancolombia), Banco Popular y Banco Tequendama fueron privatizados durante esta fase. Igual ocurrió con algunas centrales hidroeléctricas como Betania y Chivor, y termoeléctricas en el caso de Termo Cartagena, todas ellas pasaron a manos de particulares en 1996, mientras que en 1997 se consolidó la venta de activos con participación de la nación por más del 50% en la Empresa de Energía del Pacífico (56,7%) y la Empresa de Energía de Bogotá (48,5%) (Pombo & Ramírez, 2005). Al mismo tiempo, en 1997 se promulgó la Ley 358 la cual impuso límites a la contratación de deuda a los gobiernos regionales.

Esta capacidad de financiamiento del SPNF por medio de privatizaciones de entidades públicas y a través de deuda interna le permitió mantener un nivel relativamente bajo de deuda externa durante la década del noventa. Tal nivel se redujo para los tres primeros años del decenio y entre 1994 y 1997 se registró un aumento gradual, donde la deuda alcanzó un valor de US\$ 14,7 mil millones. Solamente en 1998 y 1999 el nivel aumentó rápidamente ubicándose en los US\$ 18,5 mil millones (Villar & Rincón, 2000).

Tabla 2: Colombia. Sector Público No financiero. 1990-1999, porcentaje del PIB.

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999 pr
Total de gastos (netos de transferencias)	20,35	21,64	23,1	24,12	26,06	28,11	32,65	34,13	33,9	36,6
Gobierno Central	5,15	5,07	6,95	7,59	7,54	7,98	9,03	9,97	10,05	
Sistema Nacional de Seguridad Social	2,58	2,66	2,66	3,28	3,89	4,67	5,57	6,13	6,84	

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999 pr
Entidades Nacionales Descentralizadas y Empresas Públicas No Financieras	4,38	5,32	4,72	4,94	3,97	4,61	4,86	4,92	3,6	
Departamentos y Municipios **	8,24	8,59	8,76	8,31	10,66	10,85	13,2	13,1	13,41	
Sector público no financiero Superávit (+) o déficit (-)	-0,51	0,03	-0,19	0,22	0,11	-0,31	-1,7	-2,81	-3,64	-4,54
Gobierno Central	-0,76	-0,22	-1,67	-0,74	-1,37	-2,3	-3,71	-3,7	-4,9	-5,78
Sistema Nacional de Seguridad Social	-0,12	-0,05	0,12	0,52	1,06	1,92	2,04	1,15	1,2	0,62
Entidades Nacionales Descentralizadas y Empresas Públicas No Financieras				-0,08	0,75	-0,2	0,17	-0,13	0,33	
Departamentos y municipios **				0,51	-0,34	0,27	-0,2	-0,13	-0,27	
Privatizaciones	0	0	0	0	2,24	0,25	0,83	3,26	0,53	0
Sector Público No Financiero Superávit (+) o Déficit (-) neto de Privatizaciones	-0,51	0,03	-0,19	0,22	2,35	-0,06	-0,86	0,44	-3,11	-4,54

Fuente: DNP - UMACRO

Nota: ** Incluido: Gobierno local y empresas locales. pr: preliminar. Tomada de Villar & Rincón (2000). " TABLE 2.4 Colombia: Non Financial Public Sector Indicators", p 18.

A diferencia del SPNF, el gobierno nacional central (GNC) requirió de cantidades considerables de recursos, los cuales se reflejaron en el valor de la deuda antes de 1998. Fue así como el déficit de gobierno central comenzó a crecer rápidamente desde 1993 cuando representaba cerca del 0,7% del PIB a alcanzar el 4,1% en 1996. Para 1997 el déficit registró niveles similares a los obtenidos un año antes (3,8%) pero en 1998 y 1999 se reanudó el proceso de deterioro alcanzando el 4,5% y 6,5% del PIB respectivamente (ver Tabla 3). En consecuencia, el saldo de la deuda (bruta) del gobierno central que para 1990 era del 17% del PIB, logró una reducción significativa al pasar a ser del 12,3% en 1994, pero volvería a aumentar muy rápidamente consiguiendo un nivel del 29,3% del PIB en 1999.

Tabla 3: Balance Gobierno Nacional Central. 1990-1999, porcentaje del PIB.

Concepto	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Ingresos Totales	8,9	10,4	10,8	11,6	9,7	9,7	10,1	10,6	10,1	10,6
Ingresos corrientes de la nación	-	-	-	-	8,7	8,5	9,0	9,6	9,2	9,2
Ingresos tributarios	8,0	9,1	9,6	9,9	8,5	8,3	8,6	9,2	9,0	9,0
Ingresos no tributarios					0,2	0,3	0,4	0,3	0,2	0,2
Fondos especiales	0,9	1,3	1,2	1,7	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2
Otros recursos de capital	-	-	-	-	0,8	0,9	0,8	0,8	0,7	1,2
Pagos totales	9,6	10,6	12,4	12,3	10,7	11,4	13,0	13,7	14,3	15,8
Pagos totales sin intereses	-	-	-	-	9,7	10,4	11,4	12,0	11,8	13,0
Pagos corrientes de la nación	-	-	-	-	9,0	9,6	11,0	11,5	12,9	14,6
Intereses	1,1	1,2	1,0	1,1	1,0	1,0	1,6	1,7	2,5	2,8
Funcionamiento	-	-	-	-	8,1	8,6	9,5	9,8	10,4	11,7
Servicios especiales	1,6	1,9	2,0	2,3	2,1	2,1	1,9	2,0	2,2	2,3
Transferencias	4,2	4,2	4,9	5,7	5,2	5,8	6,8	6,8	7,4	8,7
Gastos Generales y otros	-	-	-	-	0,8	0,7	0,7	0,9	0,8	0,7
Inversión	1,7	2,0	2,0	1,9	1,7	1,8	2,0	2,2	1,4	1,3
Superávit (+) o Déficit (-) Efectivo	-	-	-	-	-1,0	-1,7	-2,9	-3,1	-4,1	-5,2
Otros pagos	0,9	1,3	2,4	1,3	0,0	0,9	1,2	0,7	0,4	1,4
Superávit (Déficit) Total	-0,8	-0,2	-1,7	-0,7	-1,0	-2,6	-4,1	-3,8	-4,5	-6,5
Deuda Bruta	16,9	15,2	16,6	14,6	12,3	13,8	13,9	17,1	20,7	29,3
Interna	4,2	3,5	5,8	5,7	5,1	6,4	7,8	9,9	11,3	16,6
Externa	12,7	11,7	10,8	8,9	7,2	7,4	6,1	7,3	9,4	12,6

Fuente: 1990-1993; Lozano (2001), en adelante DGPM - Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

Nota: (pr): Cifras preliminares

La mayor parte de este aumento se concentró en la deuda interna y no en la externa, para esta última entre 1990 y 1996 su valor cayó de casi el 13% al 6,1% pero volvería a subir en 1999 año en el que alcanzó el 12,6% del PIB. Mientras que para la deuda interna, el gobierno decidió recurrir al mercado financiero doméstico con el fin de costear su creciente déficit mediante el uso de títulos de deuda (TES), por lo que el valor de esta pasó de ser algo menos del 4,2% del PIB a principio de la década, a más del 16% en 1999 (Pérez-Reyna & Osorio-Rodríguez, 2016). El uso de estos bonos negociables impulsó el desarrollo de los mercados monetarios nacionales y pasarían a constituirse en la fuente predominante de financiación pública; con el desarrollo del mercado de deuda interna, la

recomposición gradual del endeudamiento pasaría a estar a favor del crédito local a partir del año 1996.

Dentro del contexto internacional dos hechos contribuyeron a acelerar la recesión de la economía como finalmente ocurriría en 1999. Para 1994, la crisis mexicana sería el preludio de un evento de mayor intensidad de tal forma que afectaría directamente los mercados mundiales y el cual tuvo como origen a las economías del sudeste asiático. Los países del este de Asia eran grandes receptores de capitales extranjeros resultado de su buen desempeño y rápido crecimiento exhibido desde los años ochenta. A cambio de esto, los mercados financieros nacionales gozaron de una considerable cantidad de recursos, por lo que la oferta de créditos creció en gran magnitud; los programas del gobierno dirigidos a contener la inflación, consistentes en sistemas rígidos de tipos de cambio, provocaron una sobrevaloración de sus monedas. En 1997, Tailandia continuó defendiendo su moneda frente a la especulación financiera que se venía registrando lo cual provocó una rápida pérdida de reservas internacionales, todo esto condujo a que el gobierno decidiera devaluar la moneda local (Bath) provocando desconfianza dentro de los inversores por lo que los capitales extranjeros comenzaron a salir del país a un ritmo acelerado. Además, el déficit en cuenta corriente se encontraba financiado en su mayoría por deuda externa de corto plazo, sensible a la fuga frente a escenarios de incertidumbre como finalmente terminó ocurriendo. Rápidamente las reservas internacionales continuaron descendiendo por lo que el gobierno se vio obligado a abandonar el control de tipo de cambio (De Lombaerde, 2001).

Bajo un entorno de elevados déficits en cuenta corriente, acumulación de capital de riesgo y un escenario de sobrevaluación de las monedas, el grado de incertidumbre para los inversionistas en la región se incrementó, llevando a salidas masivas de los flujos de capital, acción que se replicaría en países como Corea del Sur, Indonesia, Malasia y Singapur (efecto contagio), debido a su alta vulnerabilidad frente a choques externos y más adelante en el resto de economías emergentes (Cárdenas, 2007).

Tras la crisis asiática, los flujos de financiamiento externo disminuyeron drásticamente y para 1998 estos efectos se harían sentir dentro de la cuenta corriente de Colombia al no ser

suficientes para cubrir el déficit. Desde el Banco de la República se elevarían las tasas de interés bajo la premisa de evitar una depreciación del peso, la cual venía ocurriendo.

Figura 1: Índice de precio de la vivienda nueva en Bogotá.



Fuente: DNP y Banco de la República. Adaptada de Villar & Rincón (2000). "Graph 2.6 Relative Price of New Housing in Bogotá", p. 24.

El rápido endeudamiento del sector privado se vio reflejado durante los primeros años por el incremento en el precio de los activos. Tan solo el precio relativo de la vivienda nueva en Bogotá subió alrededor de un 60% entre 1992 y 1994; no obstante, a partir de 1996 empezaría su disminución hasta 1999. Lo mismo ocurriría en ciudades como Cali y Medellín que vieron caer sus precios entre enero de 1995 y marzo de 1999 un 43% y 24% respectivamente, en general, los precios inmobiliarios cayeron más del 27% en términos reales entre 1995 y 1999 (Banco de la República, 1999).

La fuerte caída en los precios de los activos, sumado a los desbalances fiscales, la intensificación del conflicto armado interno, además del elevado crecimiento de la deuda que acumuló el sector privado y un panorama de incertidumbre que existía alrededor de las

políticas gubernamentales, crearían las condiciones necesarias para que se desatara la crisis que dio lugar entre 1998 y 1999, debido a que el sector privado era vulnerable a cambios en las tasas de interés o variaciones frente al tipo de cambio, hechos que finalmente sucederían afectando la magnitud de la contracción (Ocampo, 2002).

Como resultado directo se observó un fuerte descenso de la demanda privada y para el segundo semestre de 1998 era claro que el sector financiero estaba entrando en crisis por lo que varias instituciones tuvieron que ser cerradas o intervenidas por el gobierno. Esto generó la caída de las expectativas generales de los agentes, así como una pérdida de confianza del público en las instituciones financieras causando restricciones en la oferta de crédito, sintiéndose con mayor fuerza en los bancos públicos. A su vez tal situación redujo los ingresos fiscales del gobierno y aceleró el proceso de deterioro de sus cuentas.

Con la firme intención de corregir la tendencia negativa de las cuentas fiscales y recuperar la confianza dentro de la comunidad internacional, para obtener nuevamente acceso al financiamiento externo, el gobierno negoció un acuerdo con el Fondo Monetario Internacional (FMI) durante el tercer trimestre de 1999, persuadiéndolo de llevar a cabo un ajuste macroeconómico a través de la reducción gradual del déficit primario (Pérez-Reyna & Osorio-Rodríguez, 2016). Esto se conseguiría por medio de modificaciones de los acuerdos de transferencias a los gobiernos regionales y un conjunto de reformas tributarias que arrancarían a partir del 2000, con el propósito de incrementar gradualmente los ingresos fiscales. Además el gobierno, como encargado de la política fiscal tendría que elaborar estrategias que permitieran subsanar y mantener las fuentes de ingresos de la nación, así como efectuar programas de recorte de gasto.

Este ajuste de las finanzas le permitió al GNC reducir su déficit de 6,5% del PIB en 1999 a cerca de 4,2% para 2003. Como primera medida, en el año 2000 se implementó una reforma tributaria (Ley 633) donde se incorporó el Gravamen a los Movimientos

Financieros (GMF) como impuesto permanente dentro de la estructura impositiva del país¹⁰.

Para los años siguientes se consideraron recursos adicionales provenientes de dos nuevas reformas tributarias: Ley 788 de 2002 y la Ley 863 de 2003 (se aumentó el GMF de 3 a 4 por mil como medida temporal durante el cuatrienio 2004-2007 y se creó el impuesto al patrimonio). Igualmente en 2003 se introduce un nuevo acuerdo institucional (Ley 819) que creó el Marco Fiscal de Mediano Plazo (MFMP) con el objetivo de promover la transparencia y credibilidad de las finanzas públicas, restringiendo el ejercicio de la política fiscal en un horizonte de diez años.

Tras los buenos resultados conseguidos en la reducción del déficit fiscal, una aceptable apertura de los mercados financieros, la percepción de una mejora en las condiciones de seguridad y una mayor confianza inversionista hacia el país, los flujos de Inversión Extranjera Directa (IED) registraron un crecimiento significativo, sobre todo a partir de 2004, entre otras cosas por el ciclo de bonanza que registraron las exportaciones de commodities, particularmente el petróleo el cual presentó un incremento destacado en su precio internacional entre 2003 y 2008.

Durante los primeros años del siglo XXI, el crecimiento de la economía colombiana presentó una fase expansiva entre 2002 y 2007, tendencia sólo interrumpida en 2008 y 2009 por los efectos de la crisis financiera internacional.

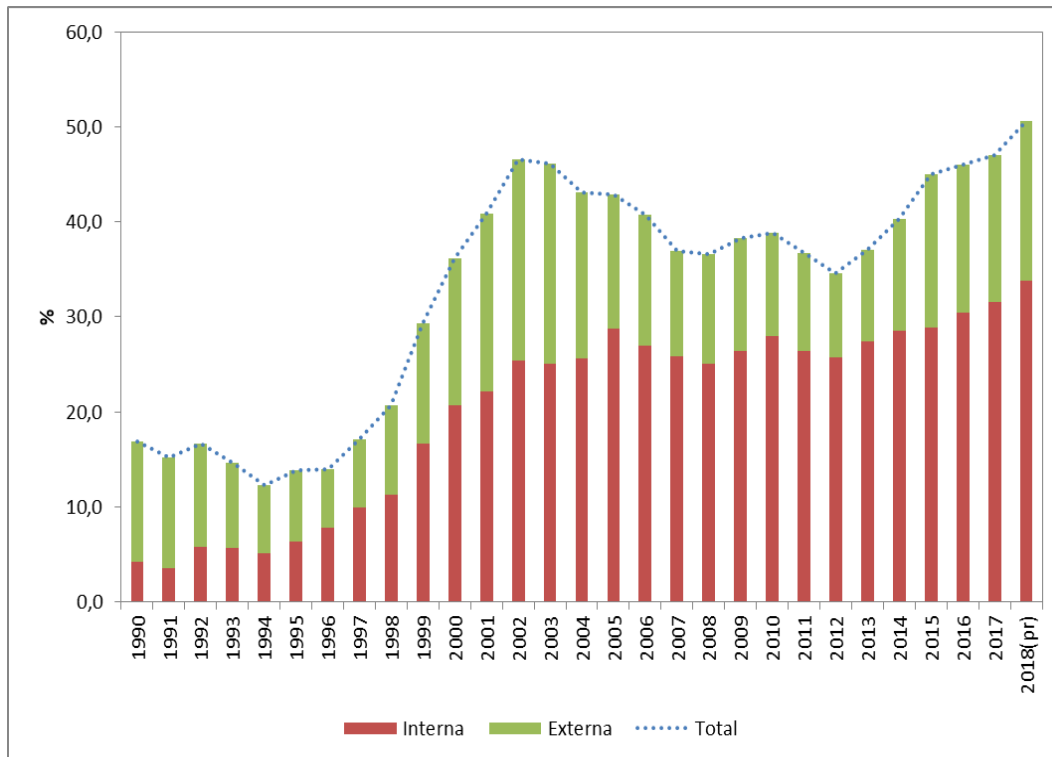
Para este tiempo, los drásticos aumentos en los precios del petróleo y los alimentos, le permitieron al GNC disponer de unos mayores ingresos. Tanto el déficit como la deuda (bruta) se redujeron gradualmente desde 2004 hasta 2007, pasando de 4,5% y 43,1% del PIB a 2,7% y 37% respectivamente, además en 2006 se llevó a cabo una nueva reforma tributaria (Ley 1111) donde se ratificó la condición de impuesto permanente al GMF. No

¹⁰ Para el segundo semestre de 1998, tras ser declarado el estado de emergencia, se introdujo un impuesto especial sobre las transacciones financieras bajo la premisa de cubrir la intervención de varias instituciones oficiales del sistema financiero y cooperativo (Decreto 2331). Aunque inicialmente la medida tenía una vigencia temporal por un año (Ley 488), tras el terremoto que afectó a la región cafetera del país, el gobierno decidió prolongar por un año más el gravamen modificando el destino de sus recursos.

obstante para la segunda mitad de 2007, se empezó a observar un desmejoramiento de las condiciones dentro del contexto financiero internacional a causa de la crisis hipotecaria en Estados Unidos. En ese mismo año, la tasa de inflación superó la meta establecida y se ubicó en 5,69%, razón que llevó al Banco de la República a incrementar su tasa de interés en ocho oportunidades, conduciéndola de 7,75% en enero a 9,50% al cierre del periodo para frenar la tendencia alcista de los precios domésticos (Banco de la República, 2008). Al tiempo, estas mayores tasas alentaron el proceso de apreciación en el tipo de cambio.

Ocampo y Malagón (2015) señalan que particularmente entre 2006 y 2007 el Banco de la República llevó a cabo una política monetaria contracíclica, cuando empezó a elevar las tasas de interés mientras que otros bancos centrales de la región mantenían sus tasas sin grandes alteraciones. Esto como respuesta a las presiones inflacionarias que se venían acumulando desde principios de 2006 y que perdurarían hasta mediados de 2008 producto de un fuerte crecimiento del consumo interno y un auge de la inversión (crecimiento del crédito interno); esto iría acompañado por choques temporales de la oferta como variaciones al alza en los precios internacionales de los bienes básicos, que junto a condiciones climatológicas internas desfavorables provocarían una aceleración de los precios domésticos de los alimentos, además con el aumento en los precios de los combustibles afectarían los insumos y a través de ellos a toda la estructura de precios.

Figura 2: Deuda bruta del Gobierno Nacional Central. Porcentaje del PIB.



Fuente: 1990-1993; Lozano (2001), en adelante DGPM - Ministerio de Hacienda y Crédito Público. pr: preliminar.

En 2008 el crecimiento de la economía fue de 3,3%, cifra inferior a la registrada un año atrás como consecuencia de la desaceleración de la economía mundial por cuenta de la crisis financiera de 2008-2009. Esta ocurrencia interrumpió transitoriamente el ajuste fiscal el cual venía consolidando una reducción continua desde 2004, además el saldo de la deuda presentó una variación al alza (de 36,6% a 38,3%). Para 2009 se generó una reducción en los ingresos tributarios lo que condujo al gobierno a ejecutar una política fiscal contracíclica bajo el propósito de estimular la demanda interna por medio del gasto público, resultando en un déficit equivalente al 4,1% del PIB (Uribe, 2011).

Ya en 2010, la economía mostró señales de recuperación y registró un crecimiento anual de 4,3%, tendencia reflejada a partir del último trimestre de 2009. En ese año la temporada invernal que se extendió desde el mes de junio provocó grandes daños, por lo que fue necesario destinar recursos adicionales que coadyuvaran a mitigar los percances originados

por el mal clima. Esto llevó a que el presidente de turno declarara la emergencia económica y la situación de desastre (Decreto 4580), lo que permitiría afrontar la grave emergencia ocasionada por inundaciones y deslizamientos, producto de las lluvias. Como resultado se destinaron cerca de \$ 850 mil millones de gasto extraordinario en proyectos de atención y ayuda a damnificados, por lo que se incrementaría el déficit aproximadamente 0,1% del PIB (tanto del GNC como del SPNF) (Uribe, 2011).

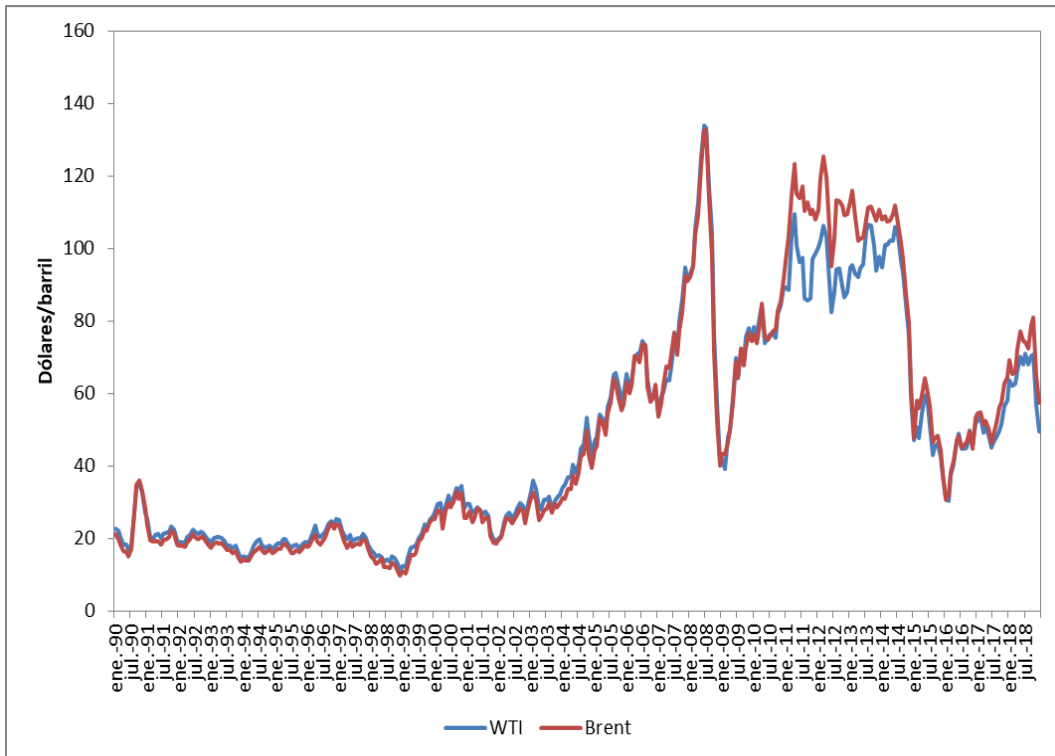
En 2011 el crecimiento de la economía se destacó por alcanzar su tasa más alta durante los últimos 20 años, cerrando el periodo con un registro de 7,4% impulsado principalmente por el crecimiento de la demanda interna y por los precios favorables de materias primas como el petróleo y el carbón. Además de estos efectos, los ingresos de la nación mejoraron como resultado de un aumento del recaudo tributario basado en las sucesivas reformas implementadas en años anteriores. Incluso para ese año se creó la Ley 1473 o regla fiscal donde se compromete al gobierno a reducir la diferencia entre los gastos e ingresos de la nación, por lo que el déficit del saldo fiscal debe ir disminuyendo hasta 2022 y a partir de esa fecha no deberá superar el 1% del PIB. Bajo esta dinámica en 2011 y 2012 el déficit y la deuda retornaron a una senda decreciente tras el incremento presentado por el precio del petróleo especialmente.

En general, entre 2009 y 2012 el déficit del GNC como proporción del PIB mantuvo una tendencia decreciente, en razón al incremento de los ingresos derivados del comportamiento económico, de los altos precios de las materias primas, además de las reformas dirigidas a fortalecer las fuentes de recursos (en 2010 se implementó una nueva reforma tributaria, Ley 1430, que supuso una “simplificación” del sistema impositivo) (Contraloría General de la República - CGR, 2014).

En 2013 el déficit permaneció estable pero la deuda aumentó del 34,6% al 37,1% en parte por la emisión de TES de control monetario por 1,1% del PIB con el objetivo de “esterilizar el efecto monetario de las intervenciones del Banco en el mercado cambiario” (Banco de la República, 2019). Tales colocaciones ascendieron a los \$ 7,9 billones en 2013 y \$ 3,1 billones en 2014; estos recursos no hacían parte del presupuesto general de la nación.

Sin embargo, durante el segundo semestre de 2014 el precio internacional del petróleo sufrió un desplome, hecho que afectaría muy seriamente el comportamiento de las finanzas públicas. La cotización de la referencia Western Texas Intermediate (WTI) pasó de reportar un valor de US\$ 94,62 por barril en enero, a caer a los US\$ 59,29 por barril al cierre del año; mientras que la referencia Brent sufrió una contracción similar al pasar de US\$ 108,12 por barril a US\$ 62,34 por barril durante ese mismo periodo.

Figura 3: Precios del petróleo crudo: West Texas Intermediate (WTI) y Europa Brent.



Fuente: US Energy Information Administration

Esta caída afectó la renta petrolera nacional, los ingresos percibidos por Ecopetrol, los impuestos asociados a la actividad desarrollada dentro del sector y las proyecciones de regalías, además significó un deterioro en los términos de intercambio (CGR, 2014). Pese a esto, el déficit aumentó 0,1 puntos porcentuales con relación al registrado en 2013 y representó un 2,4% del PIB.

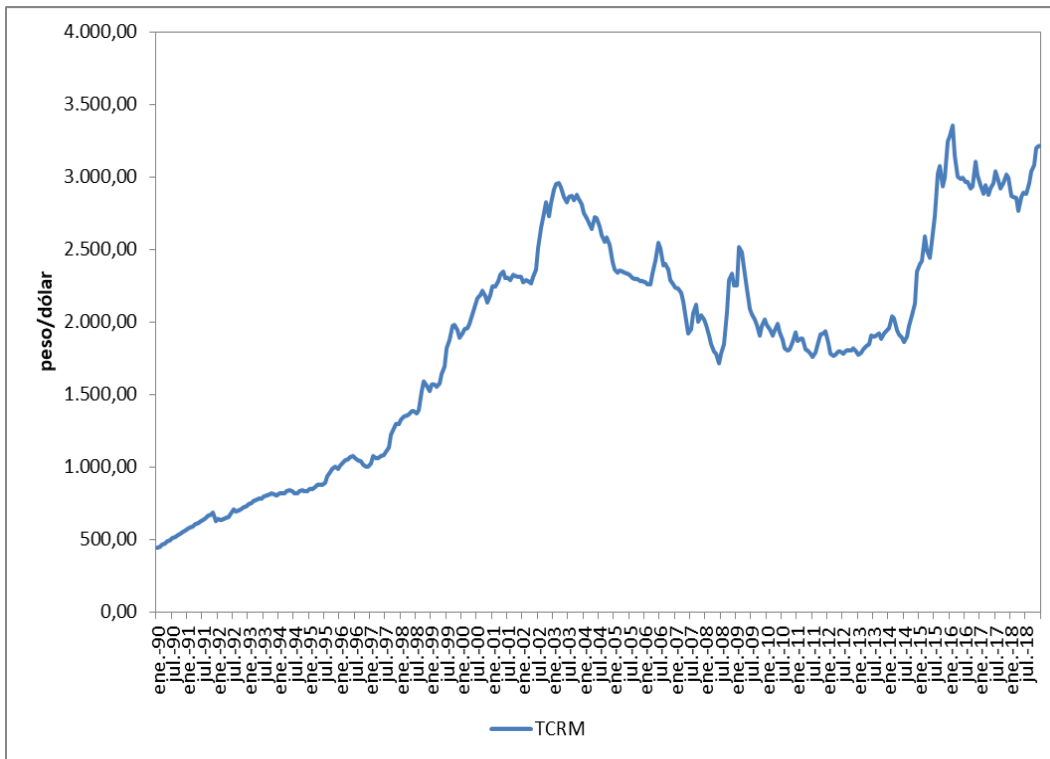
Simultáneamente el tipo de cambio experimentó una depreciación generada en parte por las mejores condiciones económicas en Estados Unidos durante el año (disminución del

desempleo, aumento del ingreso y el consumo interno), las cuales propiciaron un entorno favorable razón que provocó la salida de capitales en busca de ese mercado; de igual manera la cotización internacional del crudo siguió disminuyendo, reduciendo las exportaciones de este recurso, por lo que el flujo de divisas menguó en gran medida. A pesar de esto, el comportamiento de la economía no fue del todo malo y cerró este periodo con una tasa de crecimiento del 4,7%.

En 2015 el precio del petróleo siguió a la baja, esta reducción estuvo asociada con el crecimiento de la producción de crudo (de esquisto) y gas no convencional por parte de Estados Unidos, impulsado por tecnologías de extracción que permiten liberar este recurso, además del incremento en la cuota de países como Arabia Saudita, Libia e Irak, y la entrada al mercado nuevamente de Irán tras el levantamiento de las sanciones económicas impuestas dentro del Acuerdo Nuclear con occidente, así como por una menor demanda por parte de Europa y China, este último afectado por su menor crecimiento.

Por otra parte, en este mismo año el país registró una de las devaluaciones más altas de los últimos tiempos, después de presentar prolongados períodos de apreciación producto del incremento en el precio de los commodities a nivel internacional. La pérdida de valor del peso frente al dólar se dio en menos de un año, al pasar la cotización promedio de \$ 2001,1 por dólar en 2014 a \$ 2741,8 por dólar en 2015.

Figura 4: Tasa de cambio Representativa del Mercado. Promedio por mes 1990-2018.



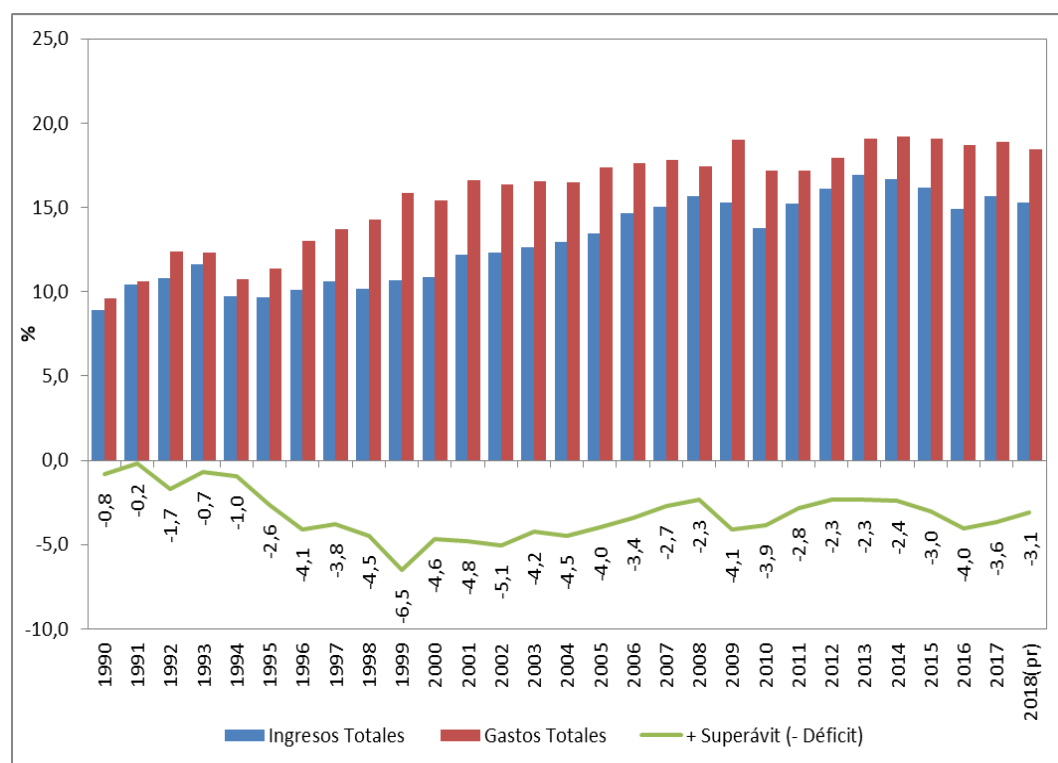
Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia

Esto resintió aún más las finanzas públicas incrementado el saldo y el valor del servicio de la deuda pública externa, además de aumentar las tasas de los TES y reducir los rendimientos del portafolio en el cual se encuentran invertidas las reservas internacionales en divisas diferentes al dólar estadounidense (CGR, 2015). Igualmente a causa de las condiciones climatológicas provocadas por el fenómeno del Niño, la variación en el precio de los alimentos tendió al alza, suceso que junto con el incremento de los precios de productos importados y nacionales elaborados con insumos externos, suscitaría un incremento de la inflación en 2015 (6,77%). Frente a este panorama, el Banco de la República tomo medidas de política monetaria para controlar la inflación por medio de incrementos sucesivos en la tasa de intervención; a lo largo del año la tasa presentó cuatro variaciones al pasar de 4,5% en agosto a ser de 5,75% para fin de año.

Con el propósito de aliviar el impacto ocasionado por la reducción del precio del petróleo sobre los ingresos nacionales, entre 2014 y 2016 se llevaron a cabo dos reformas

tributarias (Ley 1739 y Ley 1819), las cuales permitieron suavizar los efectos de una menor dinámica de los ingresos por renta petrolera, así como la disminución de las transferencias de utilidades de empresas estatales de este sector, permitiendo recuperar el proceso de ajuste fiscal y reduciendo el déficit a niveles de 3,6% y 3,1% del PIB en 2017 y 2018.

Figura 5: Balance Fiscal del Gobierno Nacional Central. Porcentaje del PIB.



Fuente: 1990-1993; Lozano (2001), en adelante DGPM - Ministerio de Hacienda y Crédito Público. (pr): Cifras preliminares.

3.3 La dirección en la cuenta corriente de la balanza de pagos.

A finales de la década de 1980 el país dio inicio a un proceso gradual de apertura basada en el desmonte de una parte considerable de las restricciones cuantitativas que existían por aquel entonces sobre el comercio exterior. A partir de 1990 el sistema tradicional de requisitos de licencias previas implementado para las importaciones fue desmantelado en su gran mayoría y se puso en marcha un programa para la reducción escalonada de los aranceles, donde el arancel nominal medio pasó de ser del 49,4% a inicios de 1990 al

36,8% a finales de 1991 y del 11,7% en 1992 (Ocampo & Villar, 1992). Bajo estas condiciones, el precio relativo de las importaciones en términos de bienes nacionales disminuyó en 1990 y 1991, sin embargo estas no reaccionaron como se esperaba frente a un escenario de apertura, dado que su demanda siguió siendo muy baja para los dos primeros años de la década.

Para finales de 1990 y principios de 1991, el tipo de cambio real registró uno de los niveles más altos que se han observado en la historia reciente del país. En estos dos primeros años tuvo lugar un aumento de la tasa de interés resultado de una política monetaria y crediticia restrictiva, focalizada a contener la tendencia alcista de la inflación que se observó en los últimos años de la década de 1980. Fue así como durante los tres primeros trimestres de 1991, se elevaron los tipos de interés y se introdujo un requerimiento de reservas de un margen del 100% dentro del sistema bancario, lo cual en la práctica suponía una prohibición de cualquier creación de crédito por parte del sistema financiero nacional. (Villar & Rincón, 2000). Simultáneamente estos efectos contractivos se vieron contrarrestados por los efectos monetarios producto de la rápida acumulación que se venía produciendo en las reservas internacionales; posteriormente estas medidas crearían varias dificultades para el régimen cambiario, puesto que aumentaron las entradas de capital.

El elevado tipo de cambio real asociado al crecimiento satisfactorio de las exportaciones contribuirían a que la balanza comercial registrara un superávit para los primeros años, esto condujo a que el Banco Central acumulara reservas internacionales a un ritmo muy rápido, de hecho tan solo en dos años registraron un aumento de más de un 40% pasando de 4.500 millones de dólares en 1990 a 6.500 millones a finales de 1991.

Justo después de la entrada en vigencia de la nueva Constitución la cual le otorgó autonomía e independencia al Banco de la República, intranquilo por los peligros de una mayor apreciación del peso y la acumulación de reservas internacionales deciden aplicar una política monetaria expansiva, por lo que a partir del último trimestre de 1991 las tasas de interés nominales (y las reales) disminuirían permaneciendo así hasta el primer trimestre de 1994. En general, durante 1993 y gran parte de 1994 las tasas de interés se mantendrían en niveles históricamente bajos, en torno al 2% en términos reales, pero a

partir del último trimestre de 1994 estas subirían rápidamente (en promedio por encima del 10% en términos reales) siguiendo así hasta el segundo trimestre de 1996 (Villar & Rincón, 2000).

Como parte del fenómeno que se venía presentando en la región, Colombia registró un aumento de las entradas de capital lo que continuaría contribuyendo a la apreciación del peso. La mayoría de estos flujos se materializaron en forma de préstamos a largo plazo del sector privado, ingresos por privatizaciones, y más adelante, en préstamos externos al sector público.

Para 1992 y 1993 las importaciones reaccionaron a la disminución de los aranceles que se venía registrando, así como a la reducción del tipo de cambio real y a un notorio aumento de la demanda agregada. No obstante, las exportaciones vieron disminuir su valor y cayeron como porcentaje del PIB. El resultado inmediato se reflejó a través del deterioro de la balanza comercial, la cual pasó de tener un superávit del 4,8% del PIB en 1991 a un déficit del 3,2% en 1993, el cual se consolidaría hasta finales de 1998.

Tabla 4 Colombia. Balanza de Pagos 1990-1999, Millones de dólares.

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Saldo en cuenta corriente	542,0	2.348,8	900,7	-2.102,4	-3.667,0	-4.515,9	-4.641,2	-5.750,5	-4.857,6	671,0
Saldo en cuenta corriente (% del PIB)	1,10%	4,80%	1,50%	-3,20%	-4,50%	-4,90%	-4,80%	-5,40%	-4,90%	0,80%
Balanza Comercial	1.821,0	2.740,0	1.188,7	-1.458,0	-3.277,5	-3.718,5	-3.284,7	-4.138,1	-3.911,3	571,6
Exportaciones de bienes y servicios (balanza de pagos, US\$ a precios actuales)	8.679,0	9.100,0	9.246,1	9.948,4	10.600,9	12.269,6	13.140,7	14.211,0	13.400,2	13.940,4
Importaciones de bienes y servicios (balanza de pagos, US\$ a precios actuales)	6.858,0	6.360,0	8.057,4	11.406,4	13.878,4	15.988,1	16.425,4	18.349,1	17.311,5	13.368,8
Ingreso primario (Renta Factorial)	-2.305,0	-2.089,2	-2.021,8	-1.782,4	-1.458,2	-1.596,2	-2.062,4	-2.325,8	-1.696,7	-1.355,2
Ingreso secundario	1.026,0	1.698,0	1.733,8	1.138,0	1.068,7	798,8	705,9	713,3	750,4	1.454,6

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
(Transferencias Corrientes)										

Fuente: Banco de la República - Gerencia Técnica.

El deterioro de la balanza comercial sirve para comprender en parte la pérdida de participación que venía registrando desde hace dos décadas los renglones de agricultura e industria dentro del aparato productivo nacional, incluso tal comportamiento resulta contradictorio para un periodo en el que se dio inicio a un proceso de apertura de la economía (Villar, 2000).

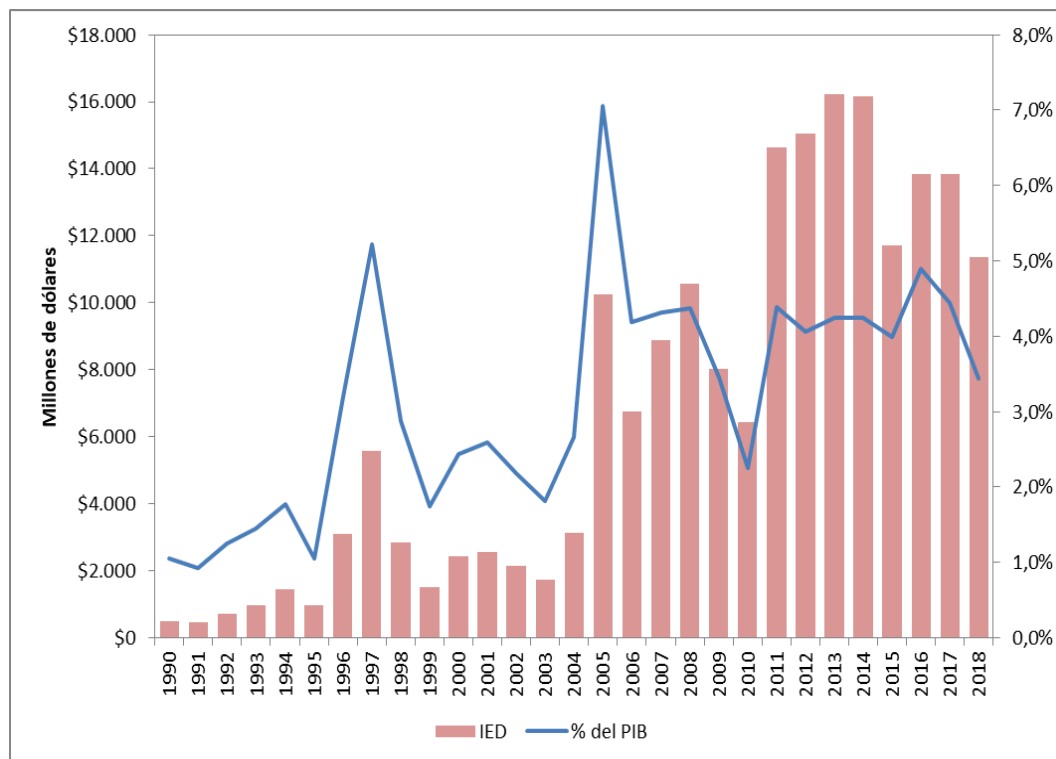
Tras el abandono del sistema de minidevaluaciones y la entrada en vigencia de los Certificados de Cambio, inicialmente estos permitieron retrasar los efectos de la expansión monetaria creada por la acumulación de reservas internacionales (Villar & Rincón, 2000).

Para enero de 1994, momento en el que la economía doméstica se encontraba en pleno auge, el Banco de la República decide aumentar las tasas de interés con el fin de tener el control sobre las variables monetarias como objetivo importante de su política y pone en marcha un nuevo programa cambiario donde discontinúa los certificados de cambio e introduce el sistema de bandas cambiarias, permitiendo al tipo de cambio fluctuar dentro de unos rangos previamente establecidos denominados límites (superior e inferior) los cuales en un principio se fijaron dentro de un margen de $\pm 7\%$ (Villar, 1999). La flexibilidad del nuevo régimen se traduce en el hecho de que los límites de la banda se modificaron en varias oportunidades, la primera de ellas se presentó en diciembre de 1994 como resultado del aumento de las entradas de capital extranjero y la expectativa generada por el impacto que podría tener el desarrollo y puesta en funcionamiento de los campos petroleros de Cusiana y Cupiagua (Villar & Rincón, 2000).

Además del aumento de la deuda privada externa, el déficit en cuenta corriente registrado durante buena parte de los noventa fue financiado por fuertes entradas de inversión extranjera. En los primeros años este flujo anual no alcanzaba el monto de los 500 millones de dólares en el país, pero entre 1993 y 1995 esta cifra ascendió y se ubicó en promedio alrededor de los 1.125 millones de dólares, y para 1996 ya era del orden de los

3.110 millones de dólares, cifra superada solo por el monto que se obtuvo un año después cuando llegó a representar algo más de 5.560 millones de dólares.

Figura 6: Inversión extranjera directa, entrada neta de capital (Balanza de Pagos). Millones de dólares.



Fuente: Banco de la República, Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica - Balanza de Pagos. US\$ a precios corrientes.

Es así como las entradas de capital privado y la correspondiente apreciación del peso pueden estar en cierta medida asociadas con las expectativas de un auge en los ingresos petroleros, debido al descubrimiento de importantes reservas del crudo en los campos de Cusiana y Cupiagua, así como de las exportaciones de este recurso una vez iniciaran producción (1997), las cuales finalmente no se presentaron a causa de una fuerte caída de los precios del petróleo en el año 1998.

Además, el rápido deterioro fiscal combinado con el exceso de gasto privado se vieron favorecidos en gran parte por las enormes entradas de capital de origen extranjero al país, permitiendo mantener un amplio y creciente déficit por cuenta corriente desde 1992 hasta

1997, incluso los flujos de crédito fueron lo suficientemente necesarios para financiar el creciente déficit de la balanza por cuenta corriente durante este tiempo (Pérez-Reyna & Osorio-Rodríguez, 2016). Esto provocó una mayor oferta de dólares con la subsiguiente apreciación del peso colombiano y la continua acumulación de reservas internacionales por parte del Banco Central, las cuales llegaron a ser de US\$ 9.900 millones en 1997; además de promover nuevos aumentos del gasto tras el aparente abaratamiento del crédito externo. Para 1995 la balanza por cuenta corriente siguió estando en déficit con cifras anuales en torno al 5% hasta 1998.

En 1997 como resultado de la crisis financiera que se originó en las economías del sudeste asiático y un año después tras la declaratoria de cesación de pagos por parte de Rusia de su deuda externa con los consecuentes efectos negativos sobre las economías de países emergentes, como lo fue el caso de Brasil en la región, inducirían a una contracción de los flujos de financiamiento externo.

Esta reversión de los flujos redujo aún más el acceso del país a recursos financieros internacionales por lo que no fue posible contar con nuevas fuentes que permitieran cubrir el gran déficit en cuenta corriente que se había acumulado, hecho que provocó una reducción de la liquidez dentro del sistema financiero nacional y un aumento en el costo de los fondos.

Después de la crisis asiática, el tipo de cambio se depreció y en septiembre de 1998, el peso colombiano fue víctima de un ataque especulativo lo que llevo al Banco de la República a desplazar al alza el sistema de bandas cambiarias y vender reservas internacionales, acción que resultó ser insuficiente, por lo que fue necesario elevar las tasas de interés (Ocampo, Malagón y Betancur, 2015). Debido a esto, el sector privado en Colombia experimentó un incremento en la carga real de sus obligaciones pendientes, además de sufrir los efectos de la devaluación real sobre los costos de su deuda externa.

A continuación, en junio de 1999 el deterioro de las cuentas fiscales, la desaceleración de la economía y la crisis financiera generaron nuevas presiones hacia una devaluación por lo

que nuevamente la banda soportó un desplazamiento ampliando su margen de operación y la distancia entre bandas se incrementaría pasando del 7% al 10%.

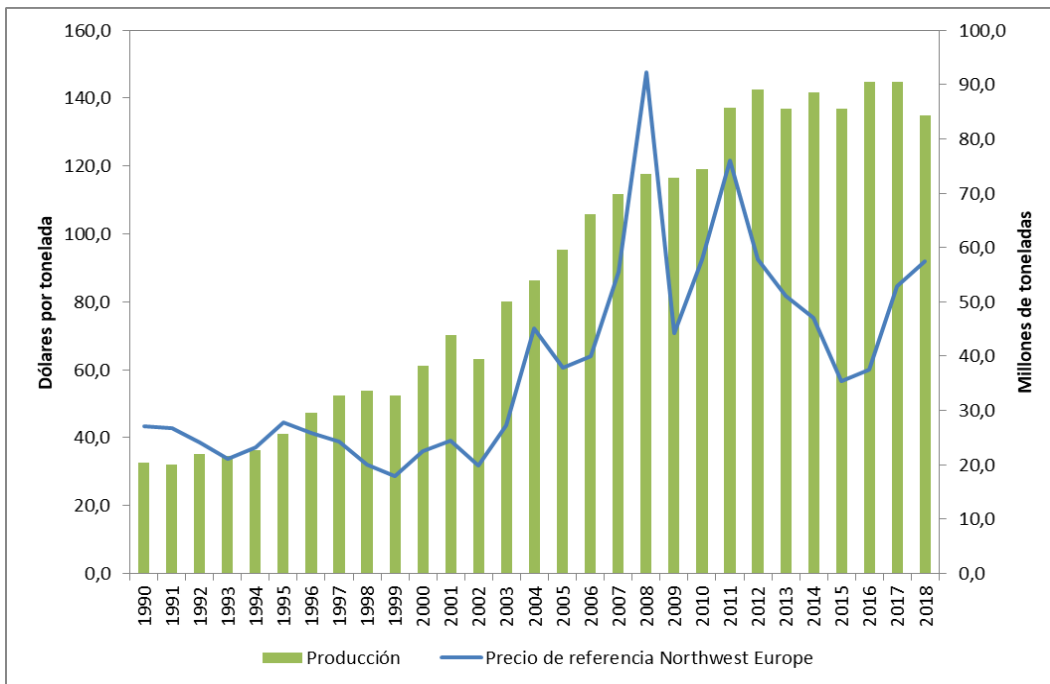
Para septiembre de 1999 el Banco de la República había perdido ya más de 700 millones de dólares de sus reservas internacionales. Bajo este panorama, junto al gobierno resolvieron celebrar un acuerdo con el FMI con el fin de lograr un proceso de ajuste estructural que permitiera consolidar el déficit fiscal y corregir las cuentas presupuestarias. Acto seguido se decidió la abolición del sistema de bandas cambiarias y se implementó un régimen cambiario flexible muy cercano al de libre flotación.

Tras la transición del régimen cambiario y la rápida deflación que permitió alcanzar niveles de un dígito como resultado de la contracción de la demanda agregada sufrida en 1999, la Junta Directiva del Banco de la República decide utilizar los agregados monetarios como indicadores importantes para alcanzar la meta de inflación (López, E., Vargas, H. y Rodríguez, N., 2016). En octubre de 2000 se aplica un ajuste a las medidas monetarias donde la inflación de la nueva política corresponde a un esquema monetario cercano al de metas de inflación utilizado por varios países de la OCDE y América Latina. Para 2001 se anuncian metas de inflación multianuales adoptadas con el fin de dirigir la formación de expectativas de inflación y considerando la existencia de rezagos en los efectos de la política monetaria, implementando así oficialmente el esquema de inflación objetivo, el cual rige las acciones de política monetaria en la actualidad.

Para la primera década del siglo XXI, luego de un viraje en la política interna con el ascenso de un nuevo gobierno, los buenos resultados conseguidos por medio del programa de ajuste que contaba con la supervisión del FMI, recortes del gasto (que involucraron reducciones del tamaño del gobierno y privatizaciones), un sobresaliente entorno macroeconómico y una mejora en la percepción de las condiciones de seguridad, el país realizó grandes esfuerzos para atraer flujos de inversión de capital. La crisis de finales de los noventa dejó valiosas lecciones para el nuevo milenio y gracias al incremento en las entradas de capital, el déficit en cuenta corriente pasó a estar financiado por IED que a diferencia del déficit de los noventa lo hizo en su gran mayoría por deuda externa.

Entre 2003 y 2008, el precio internacional de las materias primas principalmente el petróleo y el carbón registraron un incremento debido al aumento de la demanda por parte de países como China e India, las cuales experimentaron rápidos y notables crecimientos en sus economías. Lo anterior condujo (sumado al flujo de IED y la mayor oferta de divisas) a una fuerte expansión de la actividad minera con el consecuente crecimiento de las exportaciones para estos productos.

Figura 7: Carbón. Producción y precio de referencia Northwest Europe.



Fuente: BP Statistical Review of World Energy

Durante los años noventa el café, como tradicional producto de exportación que lideró la canasta de bienes vendidos al exterior, fue perdiendo participación y cedió su lugar al petróleo (junto con sus derivados) el cual logró consolidarse como el principal producto dentro de las ventas externas del país, afianzando su posición tras los descubrimientos de nuevos yacimientos de recursos mineros a finales de los ochenta, permitiendo al país incrementar su producción con el pasar de los años, aunque las reservas actuales del crudo empiezan a agotarse (Cárdenas, 2007).

Como bien se dijo, el aumento del precio internacional de las materias primas permitió la expansión del ingreso proveniente de la actividad petrolera. Esto fomentó a que durante este periodo los términos de intercambio presentaran condiciones favorables para los exportadores nacionales, además la recuperación económica de algunos socios comerciales del país (particularmente China, Estados Unidos y Venezuela) permitió aumentar los volúmenes exportados. Todos estos buenos resultados, junto a otros factores crearían presiones inflacionarias aunque siempre permaneciendo dentro de las cifras de un dígito; además la apreciación del tipo de cambio motivo a una mayor demanda por bienes de capital, liderando el crecimiento de las importaciones, al menos durante los primeros diez años del nuevo siglo.

Debido al rápido crecimiento de la IED, la balanza de pagos se fue deteriorando a causa del aumento en el pago de intereses (créditos en el exterior) y principalmente por el incremento en el desembolso de utilidades y dividendos girados al exterior por parte de residentes extranjeros.

La crisis financiera internacional en 2008-2009 produjo un efecto transitorio sobre la economía colombiana. La desaceleración de la actividad mundial se hizo evidente en una reducción del crecimiento del país. Este escenario de incertidumbre ocasionó una crisis de confianza sobre las economías emergentes, llevando a los inversionistas a buscar activos con menores grados de riesgo, lo cual provocó a nivel doméstico una rápida depreciación del peso que se intensificaría entre el último trimestre de 2008 y el primer trimestre de 2009.

Al mismo tiempo, el deterioro de las relaciones diplomáticas con Venezuela llevó a interrumpir los flujos comerciales bilaterales, además la inestabilidad política provocó una menor certeza hacia este mercado. Producto de esto fue que en 2009 las ventas al país fronterizo se redujeron considerablemente, pasando en tan solo un año de US\$ 6.092 millones a US\$ 4.050 millones, situación que afectó a sectores como alimentos y bebidas, productos farmacéuticos, químicos, papel y cartón, junto a los textiles y confecciones y la venta de vehículos y autopartes principalmente. Esto condujo a que Venezuela pasara de ser uno de los principales destinos de exportación de los productos nacionales a reducir su

participación, hecho que impulsó a diversificar el destino de colocación de los bienes y servicios que allí se vendían, con el fin de reponer la importante cuota de mercado que se había perdido.

Tabla 5: Exportaciones a Venezuela (Millones de Dólares). 2008-2009.

2008	Valor Fob (US\$)	Peso Neto (Ton)	2009	Valor Fob (US\$)	Peso Neto (Ton)
ENE	436,9	130.339,9	ENE	416,1	223.103,8
FEB	491,2	151.225,3	FEB	488,8	192.983,4
MAR	385,7	115.344,9	MAR	492,5	142.816,4
ABR	472,2	235.579,8	ABR	415,0	118.844,8
MAY	478,6	231.452,7	MAY	464,2	126.646,5
JUN	425,5	204.257,2	JUN	409,1	130.417,2
JUL	484,6	209.418,3	JUL	344,8	180.938,5
AGO	465,4	217.559,5	AGO	252,8	106.217,4
SEP	457,8	196.993,3	SEP	231,0	86.494,8
OCT	660,2	191.039,3	OCT	195,5	85.937,1
NOV	671,9	254.610,6	NOV	191,7	69.659,7
DIC	661,5	264.270,6	DIC	147,9	49.906,9

Fuente: Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales – DIAN.

Para 2011 se generó un superávit en la balanza comercial por un valor de US 636 millones lo cual representó una mejora frente a años anteriores, la principal razón de esta variación fue un aumento de las exportaciones debido principalmente a las mayores ventas de petróleo y sus derivados. Para este año, la economía colombiana se encontraba en una fase de recuperación iniciada desde finales de 2009, propiciada por un mejoramiento relativo marcado por la lenta recuperación de Estados Unidos, pese a los problemas fiscales que afectaban a buena parte de los países de la Unión Europea.

Asimismo, la combinación de un crecimiento económico sostenido con baja inflación resultado de una política macroeconómica prudente, una tendencia moderada en las tasas de endeudamiento externo y las mejores condiciones de seguridad llevaron a que en 2011 el país recuperara nuevamente el grado de inversión en los mercados internacionales de

capitales, ratificándose como destino seguro, distinción con la que no contaba desde hacía 12 años¹¹.

Sin embargo, a partir del segundo semestre del 2014, el mercado del petróleo experimentó un cambio significativo al reducirse sus precios. La referencia Brent que para junio del mismo año había presentado un precio promedio de US\$ 112 por barril, había disminuido cerrando el año con un valor de US\$ 62. Esta contracción en los precios estuvo asociada principalmente a la mayor producción del hidrocarburo y a una menor demanda generada por el bajo crecimiento, en especial, de las economías emergentes.

Además, desde el 2014 la economía de los Estados Unidos mostraba ya señales de recuperación tras una mejora de sus principales indicadores que reflejan la actividad, mientras que las economías más grandes de la Unión Europea resultaban favorecidas por los menores precios del petróleo y el aumento de sus exportaciones (CGR, 2014). Las mejores condiciones de Norteamérica motivaron a que las inversiones de capital buscarán nuevamente estos destinos, por lo que al igual que otros países de la región, el peso colombiano vio afectado su valor frente al dólar estadounidense en este mismo lapso.

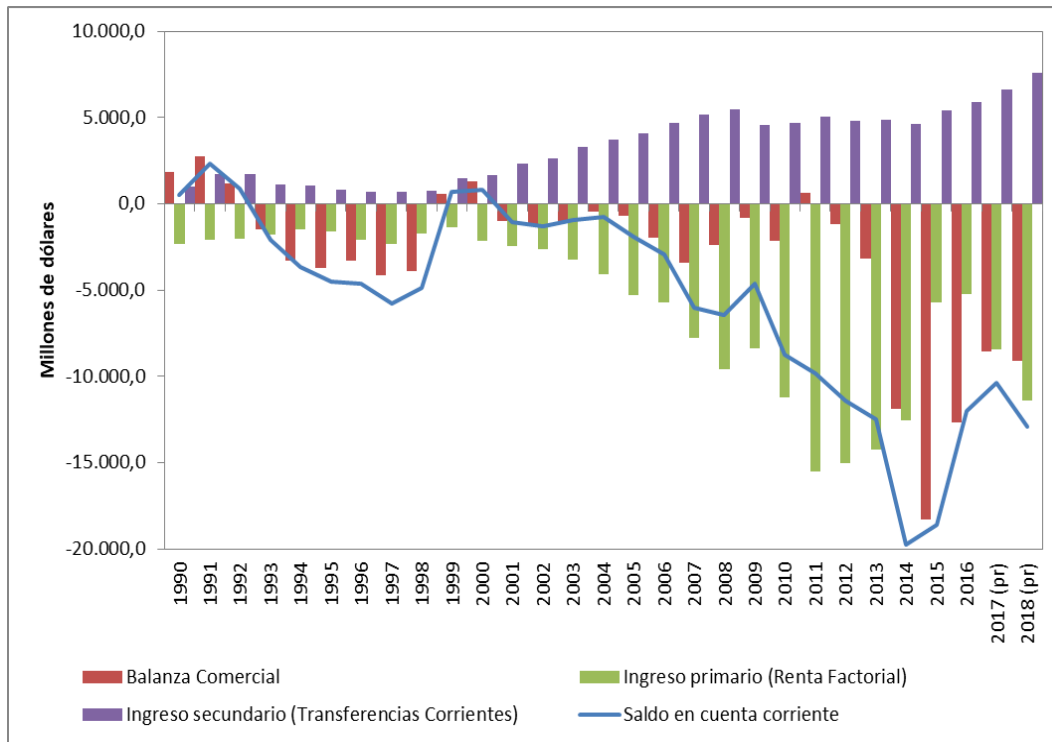
El deterioro en los términos de intercambio provocados por el choque petrolero terminaría afectando el ingreso disponible de las economías exportadoras de este recurso, hecho que resulta evidente en el menor crecimiento de la economía nacional al pasar de tasas de 4,7% y 3,0% en 2014 y 2015 a 2,1% y 1,4% en 2016 y 2017 respectivamente.

El resultado de la cuenta corriente ha permitido disminuir su déficit, en parte por la reducción de los bienes importados pese a la difícil situación que enfrentan las exportaciones. La fuerte caída que han presentado a causa del desplome del precio internacional del petróleo no solo provocó un descenso en el valor del monto vendido al extranjero, sino que al mismo tiempo afectó tanto el ingreso nacional como el de los principales socios comerciales de la región, desacelerando su crecimiento. En

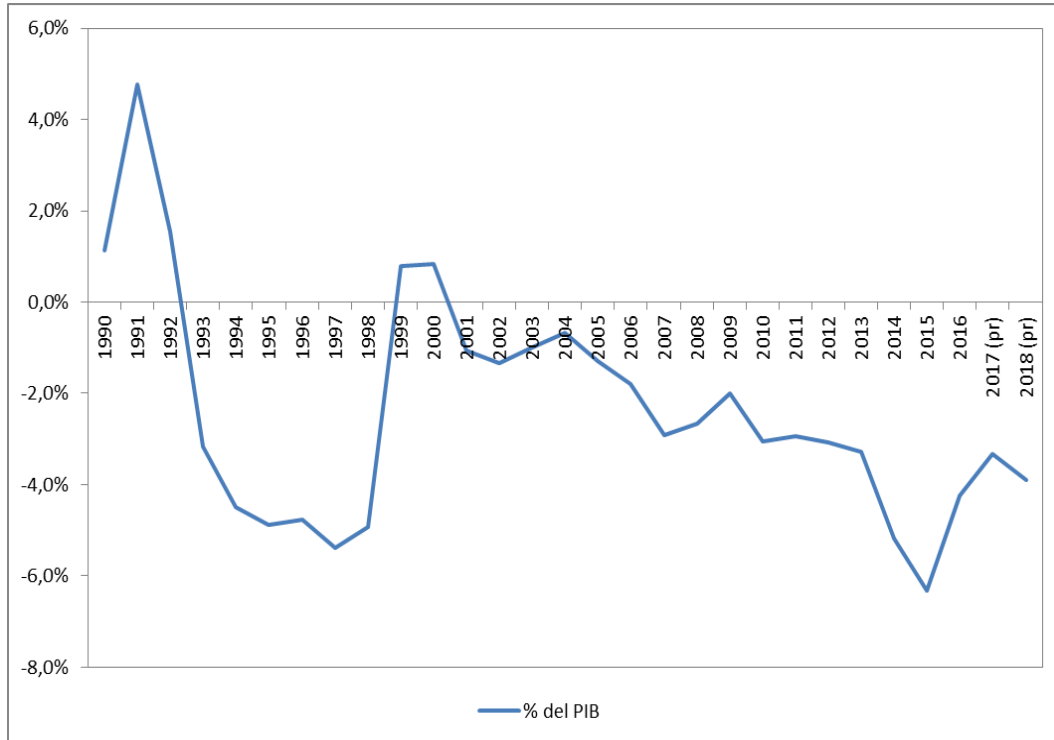
¹¹ Fue primero Standard & Poor's que en marzo de 2011 otorgó la calificación favorable, posteriormente en mayo Moody's haría lo mismo y finalmente en junio Fitch Ratings completaría el proceso que le permitiría al país obtener el grado de inversión por parte de tres agencias calificadoras, que a diferencia del logrado en 1999, sólo obtuvo la calificación de dos de estas.

consecuencia entre 2014 y 2015 el déficit en cuenta corriente alcanzó niveles récords históricos, ubicándose en 5,2% y 6,3% como porcentaje del PIB.

Figura 8: Cuenta corriente de la balanza de pagos (a) Millones de dólares. (b) % del PIB.



(a)



(b)

Fuente: Banco de la República - Gerencia Técnica.

En general, la evolución de la balanza de pagos ha estado marcada por los buenos resultados de la cuenta de capital y financiera que han ayudado a mitigar los déficits por cuenta corriente, registrando superávits impulsados en gran medida por la entrada de IED, permitiendo aumentar el saldo de las reservas internacionales y generado, en ciertos períodos, una mayor presión sobre la oferta de divisas.

4. MARCO METODOLÓGICO

4.1 Datos y variables

Para comprobar la existencia de relaciones a corto y largo plazo entre balances se implementan datos trimestrales de series de tiempo que abarcan el periodo comprendido a partir del primer trimestre de 1991 hasta el cuarto trimestre de 2018, para un total de 112 observaciones.

Como variables se consideran al saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos (BCABOP). La información es recopilada de las estadísticas del Banco de la República y se encuentra expresada en millones de dólares. Para el valor en pesos se utiliza el promedio trimestral del tipo de cambio mensual de la tasa representativa del mercado (TRM).

En el caso del balance presupuestario se contempla el balance fiscal del Gobierno Nacional Central (BGNC), puesto que en él se congregan distintas entidades que proporcionan bienes y servicios públicos financiados principalmente mediante impuestos, además es el encargado de redistribuir los ingresos a través de pagos por transferencias, y en general satisfacer colectivamente las necesidades de la sociedad (e.g. defensa, orden público y seguridad). Los datos corresponden a los registrados por la Dirección General de Política Macroeconómica (DGPM) del Ministerio de Hacienda y Crédito Público reunidos por el Banco de la República y siguen la metodología relativa a la medición de operaciones efectivas de caja, la cual no contempla algunos ajustes de causación (variación de las cuentas por pagar e indexaciones). Las cifras vienen dadas en miles de millones de pesos.

En ambos balances se consideran los ajustes por factores estacionales para que los crecimientos entre trimestres sean comparables en el tiempo. Para desestacionalizar las

series se utiliza el método no paramétrico basado en promedios móviles X12-ARIMA de la Oficina de Censos de los Estados Unidos, recurriendo a un modelo de tipo aditivo debido a que los ajustes multiplicativos y log-aditivos no permiten valores cero o negativos, presentes a lo largo de las variables en diferentes periodos.

Siguiendo a Bachman (1992), en lugar de utilizar los niveles en bruto para ambas series, las variables son expresadas como porcentaje del PIB real desestacionalizado, con cifras provenientes del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Para el intervalo de tiempo considerado se han realizado cambios en cinco oportunidades del año base, de acuerdo a las recomendaciones y metodología propuesta por el Sistema de Cuentas Nacionales (SCN) de las Naciones Unidas, por lo tanto con el ánimo de construir una serie más larga y comparable que mantenga las características temporales con respecto a las originales, se llevó a cabo un empalme de series a precios constantes, seleccionando como año base 2015, implementando el método de tasa de variación¹².

Uno de los principales obstáculos en el estudio fue la falta de un conjunto de datos que abarcara el tiempo propuesto en la investigación, ya que la validez de los resultados depende en gran medida de la existencia de cifras adecuadas y suficientes para en análisis consecuente. Los datos trimestrales oficiales para el PIB solo están disponibles a partir de 1994, mientras que para el balance presupuestario se encuentran desde 1995 y el balance en cuenta corriente comenzando en 1996. Para completar la serie, en todos los casos, se aplicaron métodos estadísticos (y matemáticos) que permitieran desagregar la información anual a una frecuencia trimestral. Para el caso del PIB se utilizó el método de Boot, Ferbes y Lisman (1967) el cual permite generar cuatro datos trimestrales a partir del correspondiente dato anual, mientras que en el caso de los balances se adoptó el método de Fernández (1981) donde a partir de información adicional proporcionada por el PIB

¹² Para más detalles acerca de este procedimiento ver: Correa, V., Escandón, A., Luengo, R., y Venegas, J. (2003). Empalme de series anuales y trimestrales del PIB. *Notas de Investigación Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 6(1), 77-86. y Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2013). Documento metodológico y resultados de la retropolación 1975-2005. Base 2005. Recuperado de https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/pib/especiales/doc_met_retropolacion_base2005_1975_2005_05_13.pdf

trimestral se logró obtener la agregación de los trimestres de cada año, los cuales coinciden con el valor anual previo¹³.

De otra parte, como posibles canales de transmisión se tuvo en cuenta por un lado a la tasa promedio mensual de los Certificados de Depósito a Término a 90 días (CDT90) para bancos y corporaciones como variable de tasa de interés. Puesto que la mayoría de préstamos utiliza tasas de interés variables que se ajustan con el DTF, su comportamiento también refleja el de las tasas de interés de colocación, resultando ser una buena aproximación del precio del dinero en el sistema financiero (Abell, 1990; Ibrahim & Kumah, 1996; Villar & Rincón, 2000). Sus valores se representan en porcentaje y fueron obtenidos del Banco de la República con información procedente de la Superintendencia Financiera.

Por otra parte, como variable de tipo de cambio se utiliza la variación porcentual mensual del Índice de Tasa de Cambio Real del comercio total basada en el IPC (ITCR_IPC), como medida comparativa del poder adquisitivo de una moneda frente a otra, por lo que el índice es el resultado de multiplicar el tipo de cambio nominal del peso colombiano respecto a una media geométrica ponderada de los tipos de cambio de las monedas de los 22 principales socios comerciales del país, por el cociente entre la ponderación del IPC de los mismos 22 países y el IPC nacional. La información proviene de las series estadísticas sobre tasas de cambio y sector externo del Banco de la República y se expresa en porcentaje.

En el caso de estas series para las cuales se dispuso de información mensual, se trabajó sobre una base con promedios trimestrales ya que estos permiten reducir los posibles errores de medición y los componentes estrictamente irregulares propios de las series de

¹³ Para una explicación en detalle acerca de los diferentes métodos existentes ver: Hurtado, J. L., y Melo, L. F. (2010). Una metodología multivariada de desagregación temporal. *Borradores de Economía*; No. 586. ; y Fanals, E. P., y Suriñach, J. (2002). Desagregación de Magnitudes Anuales con restricciones: Una aplicación a la trimestralización de la contabilidad regional de Cataluña. *RAE: Revista Asturiana de Economía*, (23), 69-90.

tiempo, además resultan ser un buen instrumento para el análisis económico en el corto plazo y presentan consistencia con las cuentas anuales.

4.2 Metodología.

4.2.1 Orden de integración de las series y pruebas de raíz unitaria.

Un supuesto implícito para el análisis de regresión que utiliza series de tiempo es que estas son estacionarias. Una serie de tiempo es estacionaria si su media, varianza y covarianza no cambian en relación al tiempo. En la práctica, la mayoría de series son no estacionarias, por lo que al hacer la regresión de una serie de tiempo no estacionaria sobre una o más series de tiempo con esta misma propiedad, con frecuencia se conseguirán resultados que indican que el modelo es “bueno” (un R^2 superior a 0,9) aun cuando no exista una relación significativa entre las variables, además el procedimiento de prueba de hipótesis basado en los estadísticos t y F , y otras pruebas similares son de dudosa aceptación, y puede que se lleguen a presentar problemas de correlación serial en los residuos (estadístico Durbin-Watson cercano a cero), al igual que estos no pueden seguir una distribución normal¹⁴.

Así las cosas, las técnicas de regresión convencionales basadas en series de tiempo no estacionarias presentan problemas de regresión espuria, por lo que los resultados no serán confiables en caso de asumir estacionariedad, cuando esta resulte ser falsa, el modelo se encontrará mal especificado y las estadísticas pueden simplemente señalar tendencias correlacionadas en lugar de una relación verdadera (Granger & Newbold, 1974).

Con el propósito de aplicar una herramienta descriptiva que permita conocer el orden de integración de las series, se usa la prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) la cual puede ser estimada de tres diferentes formas dependiendo de lo que se quiera comprobar con la hipótesis alternativa.

¹⁴ Si el objetivo solamente es la estimación (más no el pronóstico), el supuesto de normalidad en los residuos no es esencial. La prueba para esta afirmación está basada en el Teorema del Límite Central, la cual explica que conforme el tamaño de la muestra se incrementa indefinidamente, los estimadores MCO generalmente tienden a estar normalmente distribuidos (así como la distribución binomial converge a la distribución normal). Para más detalles ver Malinvaud, E. (1966). *Statistical Methods of Econometrics*. Amsterdam, Holland: Publishing Company, 195-197.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (i)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (ii)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (iii)$$

Donde Δ es el operador de primera diferencia ($Y_t - Y_{t-1}$), $\delta = (\rho - 1)$ y ε_t es el término de error puro con ruido blanco $\sim i.i.d(0, \sigma^2)$. En cada caso, la hipótesis nula es que existe una raíz unitaria, es decir, la serie de tiempo es no estacionaria ($\delta = 0$). Mientras que la hipótesis alternativa ($\delta < 0$) es que la serie de tiempo es estacionaria con media cero (i), es estacionaria con una media distinta de cero (α/δ) (ii) y es estacionaria alrededor de una tendencia determinista (iii).

Dickey-Fuller probaron que bajo la hipótesis nula, el valor estimado del coeficiente Y_{t-1} sigue el estadístico τ (tau), por lo tanto si el valor absoluto del estadístico excede los valores críticos tau (calculado por Mackinnon), al nivel de significancia seleccionado (generalmente al nivel del 5%) se puede rechazar el nulo, por lo que la serie de tiempo es estacionaria (integrada de orden cero $Y_t \sim I(0)$). Si se encuentra que la serie de tiempo es no estacionaria, se debe determinar si es estacionaria en las primeras diferencias, esto es $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) \sim I(0)$, en cuyo caso puede concluirse que la serie es integrada de orden uno $Y_t \sim I(1)$.

Para cualquier forma, se incluyen tan sólo el número de términos de diferencia rezagados suficientes para que ε_t no se encuentre serialmente correlacionado. Asimismo, el test puede realizarse en cualquiera de sus tres formas, no obstante para efectos prácticos aquí se tiene en cuenta el intercepto y la tendencia para corregir este efecto en caso de que se presente.

Con la consigna de estudiar las propiedades estacionarias de cada serie, se aplican otras pruebas de raíz unitaria como la de Phillips-Perron (1988), PP, los cuales utilizan métodos

estadísticos no paramétricos para eludir la correlación serial en los residuos, sin la necesidad de añadir términos de diferencia rezagados. La distribución asintótica es la misma que la prueba ADF por lo tanto la hipótesis nula sostiene que una serie de tiempo se encuentra integrada de orden 1.

Bajo esta misma línea se utiliza la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), KPSS, pero esta vez la hipótesis nula sostiene que la serie de tiempo es estacionaria $I(0)$ en tendencia. Los valores críticos registrados para la estadística de la prueba (LM) se basan en los resultados asintóticos presentados por KPSS. Al aplicar otras pruebas se pueden comprobar diferentes resultados que permitan sacar conclusiones acerca del orden de integración de las variables en estudio; además, como ninguna de las pruebas de raíces aplicadas es relativamente mejor para detectar el orden de integración, es necesario emplear más de una para comprobar valores y derivar así conclusiones sobre la estacionariedad.

No obstante dentro de la literatura sobre las series de tiempo existe un consenso acerca de la elevada sensibilidad de los test que prueban raíces unitarias cuando estos se enfrentan a la presencia de cambios estructurales. Perron (1989) argumentó que pruebas frecuentes como la ADF o PP podrían estar inclinadas hacia el no rechazo de la raíz unitaria en presencia de un cambio permanente en los datos. La alta probabilidad de aceptar la hipótesis nula aun cuando esta resulte falsa (Error tipo II) se debe a que los test habituales prueban modelos lineales, cuando en realidad las series registran procesos de orden superior.

Debido a que las series de tiempo económicas pueden enfrentarse a cambios estructurales en su tendencia por circunstancias tan diversas como episodios de crisis, cambios en la dirección de la política o de régimen, conflictos internos o choques externos, es extremadamente importante probar la (hipótesis de) estabilidad estructural frente a la alternativa de una ruptura estructural única, ya que si estas posibles variaciones estructurales no se registran dentro de la especificación de un modelo econométrico, aunque de hecho estén presentes, los resultados pueden ser espurios y estar sesgados hacia el no rechazo erróneo de la hipótesis de no estacionariedad (Perron, 1997).

Zivot y Andrews (1992), Perron y Vogelsang (1992) y Perron (1997) entre otros, han desarrollado métodos de prueba de raíz unitaria que incorporan una ruptura estructural determinada endógenamente. Zivot y Andrews (ZA) elaboraron una prueba que identifica la presencia de raíz unitaria, independiente de la existencia de un cambio estructural representando la ruptura de manera secuencial, ya sea en intercepto, en tendencia o en ambos. Demuestran que se puede reducir el sesgo en las pruebas de raíz unitaria corrientes determinando endógenamente el periodo de ruptura estructural; para ello proponen un procedimiento de prueba en el que se estima el momento de la ruptura, en lugar de suponer que se trata de un fenómeno exógeno.

ZA transforman la prueba desarrollada por Perron (1989), la cual se basa en una fecha de ruptura determinada exógenamente, y proceden con tres modelos para probar una raíz unitaria:

Modelo A

$$Y_t = \beta_0 + \theta DU_t(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

el cual permite un cambio único en el intercepto de la serie (tendencia lineal); donde DU_t es la variable ficticia que toma el valor de 1 después del quiebre y 0 antes de este tiempo, además captura el cambio estructural en el intercepto, con T_B como el periodo en que ocurre tal ruptura

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & \text{si } t > T_B \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

Modelo B

$$Y_t = \beta_0 + \gamma DT_t^*(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

permite un cambio único en la pendiente de la función de tendencia; con DT_t^* como la variable que captura la ruptura estructural en tendencia y es igual que antes, toma el valor de 1 después del quiebre

$$DU_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T_B & \text{si } t > T_B \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

Modelo C

$$Y_t = \beta_0 + \theta DU_t(\lambda) + \gamma DT_t^*(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

combina cambios únicos tanto en el intercepto como en la pendiente de la función de tendencia de la serie.

Los tres modelos pueden ser estimados por OLS de manera secuencial para los valores $T_B = 2, \dots, T - 1$, con T como el número de observaciones. La hipótesis nula ($\alpha = 0$) implica que la serie (Y_t) contiene una raíz unitaria con un intercepto que excluye cualquier quiebre estructural; mientras que la hipótesis alternativa ($\alpha < 0$) supone que la serie es un proceso estacionario de tendencia con una ruptura (de una sola vez) que ocurre en un punto desconocido del tiempo.

Para cada punto considerado como posible periodo de ruptura (T_B), el número de rezagos k se selecciona teniendo en cuenta el criterio de Perron; es decir, el último rezago para el cual su respectivo valor del estadístico t resulta significativo. El procedimiento selecciona como punto de quiebre aquel que corresponde al mínimo valor t unilateral para cada modelo, con el propósito de probar $\alpha = 0$ contra $\gamma < 0$ [o $(\alpha - 1) < 0$] (Waheed, Alam & Ghauri, 2006).

Sen (2003) demostró que en caso de seleccionar el modelo A y la ruptura ocurre de acuerdo con el modelo C, se presentará una pérdida considerable en el poder de la prueba. No obstante, si la ruptura se presenta con el modelo A, pero se utiliza el modelo C, la pérdida de potencia será insignificante, lo que sugiere una superioridad del modelo C sobre el A.

Sin embargo, dado que la prueba ZA solo captura la ruptura más significativa de la serie, es razonable suponer que los datos pueden exhibir más de un quiebre y ocurrir gradualmente. Una manera de enmendar este contratiempo es usar pruebas que permitan múltiples rupturas (Glynn, Perera & Verma, 2007). Por ello, para comprobar posibles cambios estructurales en el saldo fiscal y el de cuenta corriente de la balanza de pagos se implementa el método de optimización global desarrollado por Bai-Perron (2003) el cual

estima el número de rupturas estructurales así como sus ubicaciones de forma endógena. Para esto consideran un modelo estándar de regresión lineal múltiple con T periodos y m rupturas potenciales, produciendo $m + 1$ regímenes (fechas de ruptura), de la forma

$$Y_t = X_t'\beta + Z_t'\delta_j + \varepsilon_j, \quad t = \Gamma_j, T_{j+1}, \dots, T_{j+1} - 1, \quad j = 1, \dots, m + 1$$

donde Y_t es la variable dependiente observada, X son aquellas variables cuyos parámetros no varían entre los regímenes, mientras que las variables Z tienen coeficientes específicos para cada régimen. Los autores describen el enfoque modificado de Bai (1997) en el que los ℓ puntos de ruptura, bajo la hipótesis nula de ausencia de ruptura estructural, se obtienen por minimización global de la suma de los residuos al cuadrado. Por lo tanto este enfoque sigue un procedimiento de prueba $\ell + 1$ vs ℓ que combina los enfoques de prueba global y secuencial.

Cada prueba empieza con el conjunto de ℓ puntos de ruptura de optimización global y realiza una sola prueba de constancia de parámetros utilizando la ruptura de submuestra que más reduce la suma de los residuos al cuadrado. Siguiendo a Bai-Perron, para determinar el número de rupturas dentro del conjunto de datos se aplica las pruebas de doble máximo (UD_{max} y WD_{max}), para establecer la existencia de al menos una ruptura estructural, seguido de las pruebas secuenciales $SupF_t(\ell + 1|\ell)$ las cuales son elaboradas usando las estimaciones de la fecha de ruptura obtenidas a partir de la minimización global de la suma de los residuos al cuadrado (seleccionando m rupturas de tal manera que las pruebas no son significativas para ningún $\ell \geq m$) con el fin de decidir el número de rupturas presente en cada serie.

4.2.2 Prueba de límites para la cointegración.

Una vez identificado el orden de integración de las variables para analizar empíricamente las interacciones dinámicas de largo y corto plazo entre las series de tiempo consideradas se emplea el enfoque de prueba de límites para la cointegración desarrollado por Pesaran & Shin (1998) y Pesaran, et al. (2001).

Puesto que los métodos de cointegración basados en Engle & Granger (1987), Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990) requieren que todas las variables tengan el mismo orden de integración ($I(1)$) pueden resultar ser inapropiadas si al menos una de las series es estacionaria ($I(0)$).

En comparación con otros métodos, el enfoque de prueba de límites no necesita que todas las variables sean integradas del mismo orden, por lo tanto puede ser aplicada cuando las series sean integradas de orden cero, orden uno o mutuamente integradas¹⁵. Además permite que la relación de cointegración sea estimada a través de OLS una vez se haya identificado el orden de rezago del modelo y resulta ser relativamente más eficiente para muestras pequeñas o finitas, aparte de obtener estimaciones imparciales del modelo de largo plazo (Harris & Sollis, Cap. 5, 2003).

Cuando existe una única relación a largo plazo, el enfoque de prueba de límites permite distinguir entre variables dependientes y explicativas, asumiendo que solo existe una relación de ecuación de forma reducida entre la variable dependiente y las exógenas (Pesaran et al., 2001).

Es así como para determinar la existencia de relaciones a largo plazo entre variables se aplica la técnica de cointegración siguiendo un modelo ARDL el cual puede expresarse como un VAR de orden p , en Z_t :

$$Z_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^p A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.1)$$

donde c_0 es un vector ($N \times 1$) de términos de intersección, β es un vector ($N \times 1$) de coeficientes de tendencia, A_j son matrices de coeficientes fijos ($N \times N$), $Z_t = [Z_{1t}, \dots, Z_{Kt}]'$ es un vector ($N \times 1$) de series de tiempo y $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Kt})'$ es un vector ($N \times 1$) de innovaciones (proceso de ruido blanco $\varepsilon \sim iid(0, \sigma^2)$), además p es el número de rezagos de cada variable en el sistema.

¹⁵ Si la variables son $I(2)$, las estadísticas del test F calculadas en la prueba de límites se invalidan, puesto que se basan en supuestos de que las variables son $I(0)$ o $I(1)$ o se encuentran mutuamente cointegradas.

Antes de efectuar cualquier tipo de estimación, es necesario determinar la longitud óptima del rezago (k) para cada una de las variables utilizando los criterios de selección de orden del modelo apropiado. La importancia de encontrar la longitud de rezago apropiada para cada una de las series radica en que los términos de error deben ser independientes e idénticamente distribuidos normalmente, evitando así problemas de correlación serial y heteroscedasticidad. Aquí se utiliza el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio bayesiano de Schwarz (SBC), teniendo en cuenta para todos los casos eludir el problema de correlación serial en los residuos, utilizando por lo tanto las estadísticas de prueba del multiplicador de Lagrange (LM) para probar la hipótesis nula de no autocorrelación del término de perturbación.

Siguiendo el enfoque de prueba de límites para la cointegración, se estima el modelo ARDL por OLS, logrando así un modelo de corrección de errores no restringido¹⁶ cuya forma viene dada por:

$$\Delta Y_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Z_{t-1} + \gamma_{YX} Z_{t-1} + \Psi W_t + u_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n \quad (4.2)$$

donde Y_t es un vector ($N \times 1$) de variables endógenas $I(1)$, Δ es el operador de primeras diferencias, c_0 es el término constante, Z_t representa el vector de variables Y_t y X_t ; $(X'_t, Y'_t)'$ con X_t como la matriz de variables explicativas $I(0)$ e $I(1)$ y W_t es el vector ($N \times 1$) de variables determinísticas que incluyen otras variables exógenas con rezagos fijos (dummies).

Reescribiendo la expresión (4.2) en términos de los niveles rezagados y la primera diferencia para Y_t, X_t, \dots, X_{Kt} , el modelo UECM queda expresado de la forma:

$$\Delta Y_t = c_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta X_{t-i} + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 X_{t-1} + \Psi W_t + u_{1t} \quad (4.3)$$

¹⁶ Bårdsen (1989) afirma que el UECM es una simple reparametrización del modelo ARDL general.

donde p y q es el orden de rezago máximo del modelo para la(s) variable(s) dependiente y explicativa(s) respectivamente, ϕ_i son los coeficientes que representan la dinámica de corto plazo, mientras que γ_i son los coeficientes asociados a la relación de largo plazo.

En el caso de este trabajo, la forma del modelo UECM viene definido de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta BCABOP_t = & \alpha_{01} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta BCABOP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{2i} \Delta BGNC_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{3i} \Delta CDT90_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^q \phi_{4i} \Delta ITCR_IPC_{t-i} + \gamma_{11} BCABOP_{t-1} + \gamma_{21} BGNC_{t-1} \\ & + \gamma_{31} CDT90_{t-1} + \gamma_{41} ITCR_IPC_{t-1} + \Psi D + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (4.4)$$

$$\begin{aligned} \Delta BGNC_t = & \alpha_{02} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta BGNC_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{2i} \Delta BCABOP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{3i} \Delta CDT90_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^q \phi_{4i} \Delta ITCR_IPC_{t-i} + \gamma_{12} BCABOP_{t-1} + \gamma_{22} BGNC_{t-1} \\ & + \gamma_{32} CDT90_{t-1} + \gamma_{42} ITCR_IPC_{t-1} + \Psi D + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (4.5)$$

$$\begin{aligned} \Delta CDT90_t = & \alpha_{03} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta CDT90_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{2i} \Delta BCABOP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{3i} \Delta BGNC_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^q \phi_{4i} \Delta ITCR_IPC_{t-i} + \gamma_{13} BCABOP_{t-1} + \gamma_{23} BGNC_{t-1} \\ & + \gamma_{33} CDT90_{t-1} + \gamma_{43} ITCR_IPC_{t-1} + \Psi D + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (4.6)$$

$$\begin{aligned} \Delta ITCR_IPC_t = & \alpha_{04} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta ITCR_IPC_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{2i} \Delta BCABOP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{3i} \Delta BGNC_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^q \phi_{4i} \Delta CDT90_{t-i} + \gamma_{14} BCABOP_{t-1} + \gamma_{24} BGNC_{t-1} + \gamma_{34} CDT90_{t-1} \\ & + \gamma_{44} ITCR_IPC_{t-1} + \Psi D + \varepsilon_{4t} \end{aligned} \quad (4.7)$$

Donde al igual que antes, Δ es el operador de primera diferencia, ε_t son los términos de error con ruido blanco y las variables corresponden con la definición previa.

Estimando las ecuaciones (4.4-4.7) por OLS, se puede probar la existencia de una relación a largo plazo entre las variables, por medio del estadístico F que evalúa la significancia conjunta de los coeficientes de los niveles rezagados de las series. Es decir, se debe probar la hipótesis de que los coeficientes de las variables de nivel rezagado son cero:

$$H_0: \gamma_{1i} = \gamma_{2i} = \gamma_{3i} = \gamma_{4i} = 0; \text{ (No existe ninguna relación a largo plazo),}$$

Frente a la alternativa

$$H_A: \gamma_{1i} \neq \gamma_{2i} \neq \gamma_{3i} \neq \gamma_{4i} \neq 0. \text{ Para } i = 1,2,3,4.$$

Pesaran et al. (2001) proporciona dos conjuntos de valores críticos para un nivel de significancia dado. El primer nivel (Límite crítico inferior) asume que todas las variables incorporadas en el modelo ARDL están integradas de orden cero, demostrando que no hay cointegración entre las variables subyacentes; mientras que el segundo nivel (Límite crítico superior) supone que todas las variables dentro del modelo están integradas de orden uno, lo que significa que hay cointegración entre las variables.

Si la estadística F calculada se encuentra por encima del valor crítico superior, la hipótesis nula de no cointegración puede rechazarse, por el contrario, si el estadístico de la prueba cae por debajo del valor crítico inferior, la hipótesis nula no puede ser rechazada. Mientras que si la estadística calculada se encuentra entre los valores críticos, el resultado de la inferencia no es concluyente, por lo tanto lo más aconsejable es aplicar otros enfoques de prueba de cointegración.

4.2.3 Prueba Modificada de Wald para la causalidad

La prueba modificada de Wald es una versión mejorada para identificar la causalidad en el sentido de Granger desarrollada por Toda y Yamamoto (1995).

La prueba de causalidad de Granger (1969) ha sido ampliamente utilizada en el análisis de modelos VAR al ser un método intuitivamente más fácil de explicar en condiciones adecuadas. Según Granger, una serie temporal X_t causa a otra serie temporal Y_t , si los valores pasados de X , junto con los valores pasados de Y , pueden usarse para predecir valores futuros de Y con mayor precisión que si solamente fueran usados los valores pasados de Y ¹⁷ (Abell, 1990). Por lo tanto la prueba utiliza la hipótesis del test de Wald de restricciones cero (estadística F) para evaluar la importancia de los valores rezagados de X_t y Y_t una vez que se determina y estima el modelo VAR (Lütkepohl, Krätzig & Phillips, 2004).

No obstante el procedimiento de análisis de la prueba es muy sensible a las especificaciones del modelo como la longitud de rezago elegida y las propiedades estacionarias. La estimación del modelo VAR requiere que todas las variables sean integradas de orden $I(1)$, y en caso de estar cointegradas, la prueba de causalidad puede realizarse en el entorno del Modelo de Corrección de Errores Vectoriales (VECM), por lo que en caso de no presentarse cointegración el análisis se efectúa bajo el modelo VAR estándar de primera diferencia. Adicionalmente y en caso de que las series no sean estacionarias, la estadística de prueba no sigue su distribución asintótica habitual χ^2 bajo la hipótesis nula. Por consiguiente, la formulación tiene sus inconvenientes ya que dependen implícitamente de pruebas previas de integración y cointegración (Lütkepohl et al., 2004).

Toda y Yamamoto (1995) proponen una prueba que es aplicable independientemente de las propiedades de integración y cointegración del sistema. El método implica entonces el uso de una estadística de Wald modificada para probar la significancia de los parámetros de un modelo VAR. Así, la prueba se basa en la estimación de un modelo VAR aumentado ($k + d_{max}$), donde k es la longitud de rezago óptima, la cual puede ser establecida de acuerdo con algún criterio de información como Akaike, Schwarz, Hannan y Quinn, la

¹⁷ La causalidad de Granger implica causalidad en el sentido estricto de predicción (pronóstico) más que en un sentido estructural. Por lo que “el futuro no puede causar el pasado”, si el evento A ocurre después del evento B, entonces A no puede causar B (Granger, 1969).

prueba de razón de verosimilitud de Sim o Hatemi, entre otros; y d_{max} corresponde al orden máximo de integración de las respectivas variables. La determinación de la longitud de rezago óptima (k) resulta importante debido a que niveles mayores (o menores) pueden conducir a estimaciones sesgadas e ineficientes (Wolde-Rufael, 2010).

Una vez identificado adecuadamente la longitud del rezago y la integración de las series y estimado el VAR, se lleva a cabo una prueba de restricciones cero sobre los coeficientes de las variables incorporadas dentro del sistema hasta el rezago k . Este proceso garantiza que las estadísticas de la prueba de Wald tengan una distribución asintótica χ^2 con k grados de libertad (Toda & Yamamoto, 1995).

El modelo VAR para dos variables compuesto por las series Y_t y X_t tiene la siguiente forma:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \lambda_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4.8)$$

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \varphi_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4.9)$$

La hipótesis nula para la ecuación (8) de no causalidad (a modo Granger) de X hacia Y ($\lambda_i = 0$) es rechazada si el valor chi-cuadrado es significativo ($\lambda_i \neq 0$). Si dos o más series de tiempo están cointegradas, entonces debe haber una causalidad de Granger entre ellas, en al menos una dirección; sin embargo lo contrario no resulta ser cierto, ya que la causalidad puede estar presente sin cointegración.

De acuerdo con esto, para el presente trabajo la prueba MWALD se aplica bajo el siguiente sistema VAR de cuatro ecuaciones de la forma:

$$\begin{aligned} BCABOP_t = & \alpha_{01} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} BCABOP_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \pi_{1i} BGNC_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \phi_{1i} CDT90_{t-j} \\ & + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{1i} ITCR_IPC_{t-j} + \lambda_{1t} \end{aligned} \quad (4.10)$$

$$\begin{aligned}
BGNC_t = & \alpha_{02} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2i} BGNC_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \pi_{2i} BCABOP_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \phi_{2i} CDT90_{t-j} \\
& + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{2i} ITCR_IPC_{t-j} + \lambda_{2t}
\end{aligned} \tag{4.11}$$

$$\begin{aligned}
CDT90_t = & \alpha_{03} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{3i} CDT90_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \pi_{3i} BCABOP_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \phi_{3i} BGNC_{t-j} \\
& + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{3i} ITCR_IPC_{t-j} + \lambda_{3t}
\end{aligned} \tag{4.12}$$

$$\begin{aligned}
ITCR_IPC_t = & \alpha_{04} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{4i} ITCR_IPC_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \pi_{4i} BCABOP_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \phi_{4i} BGNC_{t-j} \\
& + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{4i} CDT90_{t-j} + \lambda_{4t}
\end{aligned} \tag{4.13}$$

Donde la hipótesis nula de no causalidad viene dada por $H_0: \beta_i = \pi_i = \phi_i = \delta_i = 0$, frente a la hipótesis alternativa que confirma la existencia de causalidad $H_A: \beta_i \neq \pi_i \neq \phi_i \neq \delta_i \neq 0$. La prueba de Wald sigue una distribución asintótica χ^2 , para este último si el valor es significativo (al nivel de significancia seleccionado) se rechaza la hipótesis nula en favor de la alternativa; de lo contrario no se rechaza la nula.

5. RESULTADOS

5.1 Pruebas de raíz unitaria

Las conclusiones Al examinar la estacionariedad y el orden de integración de las series de tiempo utilizadas en el análisis, los resultados de la prueba ADF en niveles y primera diferencia se presentan en la tabla 6. Los datos demuestran que ambos balances no son estacionarios en su forma de nivel pero sí lo son en primeras diferencias, por consiguiente tienen un orden de integración de $I(1)$; igual ocurre con la variable que representa a la tasa de interés, mientras que el tipo de cambio es estacionaria en niveles por lo que resulta ser integradas de orden $I(0)$.

Al aplicar la prueba PP sobre el mismo conjunto de variables, el balance fiscal es estacionario en su forma de nivel $I(0)$, mientras que los resultados conseguidos con la prueba KPSS confirman los obtenidos en la prueba ADF (Apéndice B). Conforme a estos hallazgos, se concluye que las variables no son integradas del mismo orden.

Tabla 6: Resultados de la prueba de raíz unitaria ADF.

Variable	ADF					
	# de rezagos	Nivel		# de rezagos	Primera Diferencia	
		Intercepto	Con tendencia		Intercepto	Con tendencia
BCABOP	9	-0,4102 (-2,8900) [-0,9023]	-1,9108 (-3,4545) [0,6417]	8	-4,6428 (-2,8900) [0,0002]	-4,6349 (-3,4545) [0,0016]
BGNC	7	-1,7158 (-2,8895) [0,4204]	-2,8082 (-3,4536) [0,1978]	9	-4,9552 (-2,8903) [0,0001]	-4,9225 (-3,4549) [0,0006]
CDT90	1	-2,1535	-2,9792	0	-7,2277	-7,2544

			(-2,8879)	(-3,4512)		(-2,8879)	(-3,4512)
			[0,2246]	[0,1428]		[0,0000]	[0,0000]
ITCR_IPC	1		-8,9165	-9,0137	7	-7,4059	-7,3663
			(-2,8879)	(-3,4512)		(-2,8898)	(-3,4540)
			[0,0000]	[0,0000]		[0,0000]	[0,0000]

Nota: La longitud de rezagos óptimos han sido seleccionados de acuerdo al criterio de información de Akaike (AIC); sin embargo se ha realizado la misma prueba definiendo un rezago máximo igual a dos y los resultados derivados conllevan a la misma conclusión. Se ha utilizado el programa Eviews 10 para realizar los respectivos cálculos, el cual ha seleccionado de manera automática la longitud de rezago óptima en base al criterio AIC. Los valores críticos (de Mackinnon) para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel del 5% se informan entre paréntesis. La probabilidad basada en valores p unilaterales (de Mackinnon) se presenta entre corchetes.

Cuando se someten las series a la prueba de raíz unitaria con ruptura estructural, los resultados se mantienen, con excepción de la variable CDT90, donde se comprobó que la serie es estacionaria cuando se permite una ruptura, tanto en intercepto como en la tendencia (Modelo C).

Tabla 7: Prueba de raíz unitaria en presencia de una ruptura estructural (endógena única)

Variable	# de rezagos	Nivel			# de rezagos	Primera diferencia		
		Modelo A	Modelo B	Modelo C		Modelo A	Modelo B	Modelo C
BCABOP	1	-4,4256 1998:IV	-3,4884 2003:IV	-4,3875 1998:IV	0	-13,6754 1998:II	-13,6232 1999:I	-13,7029 1999:IV
BGNC	1	-3,9515 2006:III	-3,1982 1999:IV	-3,9781 2011:I	4	-9,2253 2012:III	-8,7350 2007:I	-9,2524 2012:IV
CDT90	1	-6,9620 1999:I	-4,4031 2006:IV	-7,1010 1999:I	-	-	-	-
ITCR_IPC	1	-9,8042 2003:IV	-9,1418 1998:IV	-9,8868 2003:II	-	-	-	-

Valores críticos	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%
	-5,34	-4,93	-4,80	-4,42	-5,57	-5,08	-5,34	-4,93	-4,80	-4,42	-5,57	-5,08

Nota: La longitud de rezagos óptimos han sido seleccionados de acuerdo al criterio de información de Akaike (AIC). Los valores críticos se obtienen de Zivot & Andrews (1992).

Una vez establecido el orden de integración de las series, se recurre a la prueba Bai-Perron con el propósito de identificar si se registran múltiples rupturas estructurales durante el periodo de estudio.

Siguiendo la metodología Bai-Perron (2003), se estima el número de rupturas estructurales así como sus ubicaciones. El modelo de regresión consiste en un regresor y una constante permitiendo la correlación serial y las varianzas heterogéneas de los residuos. El número máximo permitido de rupturas se establece en 5 y se emplea un porcentaje de recorte del 15% ($c = 0,15$), puesto que hay 112 observaciones (T) en la muestra, el valor de recorte implica que los regímenes están restringidos para tener al menos 16 observaciones (h)¹⁸.

Tabla 8: Pruebas de múltiples puntos de ruptura estructural para el Balance de la cuenta corriente.

Estadísticas de Prueba				
UDmax	160,4470***		Valor crítico:	8,88
WDmax	201,7662***		Valor crítico:	9,91
$SupF_t(1)$	$SupF_t(2)$	$SupF_t(3)$	$SupF_t(4)$	$SupF_t(5)$
160,4470***	150,1911***	121,8013***	93,0908***	91,9471***
(8,58)	(7,22)	(5,96)	(4,99)	(3,91)
$SupF_t(2 1)$		$SupF_t(3 2)$		$SupF_t(4 3)$
66,03188***		13,46369**		11,18498
(10,13)		(11,14)		(11,83)

¹⁸ El numero óptimo de rupturas estructurales se fija en base al Criterio bayesiano de Schwarz. Tal rango se establece de acuerdo con la expresión utilizada para hallar el porcentaje de recorte $c = 100(h/T)$, donde T corresponde al número de observaciones y h es la longitud mínima del segmento permitido al construir una prueba.

Número de rupturas seleccionado	
Rupturas determinadas según la estadística F (secuencial)	3
No de Rupturas significativas (estadística F)	3

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a los valores críticos del estadístico F calculados por Bai-Perron (2003). ** y *** indican significancia estadística al nivel del 5% y 1% respectivamente.

Los resultados de la prueba para estadísticas de doble máximo ($UDmax$ y $WDmax$) demuestran que al menos una ruptura está presente dentro de la serie, ya que en ambos casos el valor maximizado excede el valor crítico al nivel de significancia del 5%. De otro lado el número máximo de rupturas se determina en función de la prueba de procedimiento de rupturas globales $SupF_t(\ell)$ la cual indica que todos los puntos de ruptura elegidos (5) son significativos confirmando así su presencia. Las pruebas secuenciales $SupF_t(\ell + 1|\ell)$ rechazan la presencia de una ruptura en favor de dos, así como la de dos en favor de tres, pero no rechazan la de tres en favor de cuatro, por lo tanto se deduce que la cantidad óptima de rupturas es de tres identificadas para los periodos: 2006:II, 2010:III y 2014:III.

Tabla 9: Prueba de múltiples puntos de ruptura estructural para el balance presupuestario.

Estadísticas de Prueba				
UDmax	139,6793***		Valor crítico:	8,88
WDmax	206,9736***		Valor crítico:	9,91
SupFt (1)	SupFt (2)	SupFt (3)	SupFt (4)	SupFt (5)
139,6793***	82,7146***	92,1030***	120,3728***	90,8246***
(8,58)	(7,22)	(5,96)	(4,99)	(3,91)
	SupFt(2 1)		SupFt(3 2)	
	13,45247**		0,75944	
	(10,13)		(11,14)	
Número de rupturas seleccionado				
Rupturas determinadas según la estadística F (secuencial)				2
No de Rupturas significativas (estadística-F)				2

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a los valores críticos del estadístico F calculados por Bai-Perron (2003). ** y *** indican significancia estadística al nivel del 5% y 1% respectivamente.

Con relación al saldo presupuestario, se encuentra la presencia de al menos una ruptura estructural dentro de la serie conforme a las pruebas de doble máximo. Igualmente, los puntos de ruptura considerados resultan ser significativos al nivel del 1% validando la existencia de por lo menos una ruptura. Finalmente, confirmada la presencia de rupturas se procede a establecer su número y periodo de ocurrencia para lo cual la prueba secuencial $SupF_t(\ell + 1|\ell)$ rechaza la presencia de una ruptura en favor de dos pero no lo hace para dos en favor de tres, lo que lleva a concluir que solo hay dos rupturas en la serie analizada. Estas se registran en los periodos: 1998:I y 2013:III.

Un examen rápido para los dos balances permite determinar que las rupturas presentes en las series ocurren en distintos periodos, por lo que es probable que no tengan una relación cercana a lo largo del tiempo en estudio. De acuerdo con la HDG, variaciones en el déficit presupuestario conducen a movimientos en la misma dirección del déficit por cuenta corriente, por lo que se esperaría que tal relación se presente de forma conjunta o al menos aproximada, coincidiendo en las fechas de ocurrencia de las rupturas, o siquiera bastante cerca, situación que no sucede en ninguno de los casos.

5.2 Prueba de Cointegración

Una vez identificado el orden de integración de las variables, la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre las series se determina empleando el enfoque de prueba de límites para la cointegración. Puesto que los modelos ARDL son regresiones que utilizan rezagos de las variables dependientes e independientes como regresores, pueden estimarse utilizando el método OLS. Así, estimando las ecuaciones (4.4), (4.5), (4.6) y (4.7) se prueba la existencia (o no) de una relación a largo plazo entre las variables mediante la aplicación de una prueba F para la significancia conjunta de los coeficientes (en niveles) rezagados de las variables. En cada caso se eligió un orden de rezago máximo utilizando el criterio de información AIC.

La información acerca de las rupturas estructurales para el caso de los dos balances es primordial al momento de especificar correctamente el modelo; por ende, en base a la información de las fechas de ruptura en el saldo de la cuenta corriente se incorporan tres variables ficticias (*D0602*, *D1003* y *D1403*) las cuales representan la ruptura estructural en la cuenta corriente y toman el valor de 0 hasta la fecha del quiebre y 1 en adelante, además de dos variables ficticias más de impulso que recogen el comportamiento atípico de la serie correspondiente a los años 2014:IV y 2017:III.

Del mismo modo, para la ecuación del balance fiscal se introducen dos variables ficticias relativas a las rupturas estructurales que presenta la serie en el tiempo de análisis (*D9801* y *D1303*) donde toman el valor de 0 hasta el momento del quiebre y 1 en adelante, mientras que las variables ficticias de impulso corresponden al segundo trimestre de 2002, 2010 y 2012 respectivamente.

Entre tanto, para las dos ecuaciones restantes dentro del sistema, en el caso de la tasa de interés (como variable endógena) se incluyen cuatro ficticias de impulso que recogen movimientos infrecuentes en el tiempo de estudio relativos a los períodos 1992:I, 1994:IV, 1995:III y 1998:II, mientras que para el tipo de cambio (variable dependiente) los datos anormales son capturados por variables ficticias para el tercer trimestre de los años 2002 y 2008.

En la Tabla 10 se informan los resultados de las estadísticas F cuando cada variable del sistema es considerada como una variable dependiente (normalizada) en la regresión del modelo ARDL por OLS. Para todos los casos se consideró la especificación de un modelo con constante sin restricciones y sin tendencia para la relación de cointegración.

Tabla 10: Resultados prueba de límites.

Variable Dependiente	Rezagos AIC	Especificación ARDL	Estadístico F	Valores críticos al 5%		Decisión
				Lim Inf I(0)	Lim Sup I(0)	
$F_{BCABOP}(Y X_2, X_3, X_4)$	2	(2,3,1,0) ¹⁹	5,013383**	3,23	4,35	Cointegración
$F_{BGNC}(Y X_1, X_3, X_4)$	2	(2,0,0,0)	33,57627***	3,23	4,35	Cointegración
$F_{CDT90}(Y X_1, X_2, X_4)$	3	(3,0,2,2)	2,813238	3,23	4,35	No hay Cointegración
$F_{ITCR_IPC}(Y X_1, X_2, X_3)$	2	(1,0,2,2)	31,62633***	3,23	4,35	Cointegración

Nota: Los valores críticos de los límites superior e inferior han sido tomados de Pesaran et al. (2001), Tabla CI (iii) caso III, p. 300. *** y ** indican significancia estadística al nivel del 1% y 5%.

En base a los resultados queda clara la presencia de una relación a largo plazo entre las series cuando las variables que representan al balance en cuenta corriente, balance fiscal y el tipo de cambio actúan como variables dependientes; mientras que para el tipo de interés no se rechaza la hipótesis nula de no cointegración.

No obstante y de acuerdo con los postulados básicos de la teoría de la HDG, lo importante aquí es comprobar si efectivamente se presenta una relación entre el saldo fiscal y el de cuenta corriente, tomando a este último como variable dependiente, encontrando el posible efecto derivado a través de los canales de transmisión (tasa de interés y tipo de cambio) incorporados dentro del sistema, por lo tanto se toma en cuenta la ecuación (4.4).

Al determinar la bondad del ajuste para esta expresión, la representación resulta ser buena observando algunas características generales de los resultados como el coeficiente de determinación R^2 y la significancia global (Estadística F); además las pruebas de diagnóstico reportadas en la tabla 11 confirman la validez del modelo estimado.

¹⁹ De hecho el rezago apropiado de acuerdo con el criterio AIC era de 1 (1,1,1,0).sin embargo con base en la prueba LM de Breusch-Godfrey, el modelo presenta problemas de correlación serial en los residuos con dicha longitud.

Tabla 11: Pruebas de diagnóstico.

Variable Dependiente	Prueba F			χ^2
	LM ¹	BGP ²	RESET ³	NORM ⁴
BCABOP	1,222418 (0,2993)	1,737788 (0,0607)	0,020009 (0,8878)	2,11456 (0,3474)
BGNC*	0,997495 (0,3726)	3,128602 (0,0016)	3,370155 (0,0694)	4,857949 (0,0881)
CDT90*	0,152606 (0,9278)	2,651109 (0,0013)	2,180349 (0,1433)	69,11989 (0,0000)
ITCR_IPC	2,307303 (0,1050)	0,501474 (0,8853)	3,343907 (0,0394)	4,669113 (0,0969)

Nota: Las cifras entre paréntesis corresponden a los valores de probabilidad de las respectivas pruebas. El estadístico JB sigue una distribución χ^2 . * estimadores ajustados según la matriz de varianza consistente con heteroscedasticidad y autocorrelación (HAC). ¹ Prueba del Multiplicador de Lagrange para la correlación serial de Breusch-Godfrey. ² Prueba de Heteroscedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey basado en la regresión de los residuos al cuadrado sobre los regresores originales. ³ Prueba RESET de Ramsey para la forma funcional correcta utilizando el cuadrado de los valores ajustados. ⁴ Normalidad del estadístico JB en base a una prueba de asimetría y curtosis (apuntalamiento) de los residuos.

Para identificar la presencia de correlación serial en los residuos se utiliza la prueba del Multiplicador de Lagrange, la cual indica la ausencia de este problema, mientras que para evaluar una probable forma funcional errónea del mismo se utiliza la prueba RESET cuyo resultado confirma la adecuada especificación de la ecuación y la prueba de Jarque-Bera se ejecutó para validar la distribución normal de los residuos. De otro lado, para constatar la heteroscedasticidad se emplea la prueba de Breusch-Pagan-Godfrey, dado que la hipótesis nula señala que la varianza de los residuos es la misma (homoscedástica), el valor p del estadístico F indica que no podemos rechazarla para un nivel de significancia del 5% pero no ocurre lo mismo al nivel del 10% donde claramente la heteroscedasticidad ocurre. Debido a que las series de tiempo que conforman la ecuación contienen diferente orden de

integración ($I(0)$ y $I(1)$) es normal que se presenten estos inconvenientes (Shrestha & Chowdhury, 2005).

Una forma de enmendar este problema es utilizar el ajuste de los estimadores de la matriz de varianza-covarianza consistente con la heteroscedasticidad y la autocorrelación (HAC)²⁰ que corrigen el valor de cualquier estadística de prueba que se calcule en la estimación. Si bien la correlación serial puede conducir a resultados sesgados, la heteroscedasticidad no destruye las propiedades de insesgamiento y consistencia de los estimadores, simplemente conlleva a una estimación ineficiente.

Para evaluar la estabilidad estructural de los parámetros en la ecuación (4.4) se aplican las pruebas de Suma Acumulativa de Residuos Recursivos (CUSUM) y sumas de cuadrados (CUSUMSQ); la primera se usa para verificar si se presenta un cambio sistemático en los coeficientes estimados y la segunda resulta útil cuando se registra una desviación inesperada y aleatoria de la estabilidad en los parámetros. Bajo la hipótesis nula de estabilidad (constancia) del coeficiente, los valores de la serie que se encuentran por fuera de un rango esperado, sugieren un cambio estructural en el modelo a lo largo del tiempo.

²⁰ Newey y West (1987) proporcionan una estimación de la matriz de varianza-covarianza de los parámetros de un modelo que es consistente en presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad. Otro método para remediar el problema de heteroscedasticidad consiste en utilizar errores estándar robustos bajo la prueba de varianzas y errores estándar consistentes con heteroscedasticidad (de White), la cual calcula errores estándar más grandes que los obtenidos habitualmente por OLS. Por consiguiente, los valores t estimados resultan ser más bajos, sin embargo el procedimiento Newey-West aborda ambos casos resultando ser más eficiente para estas situaciones.

Figura 9: Suma acumulada de residuos recursivos (CUSUM)

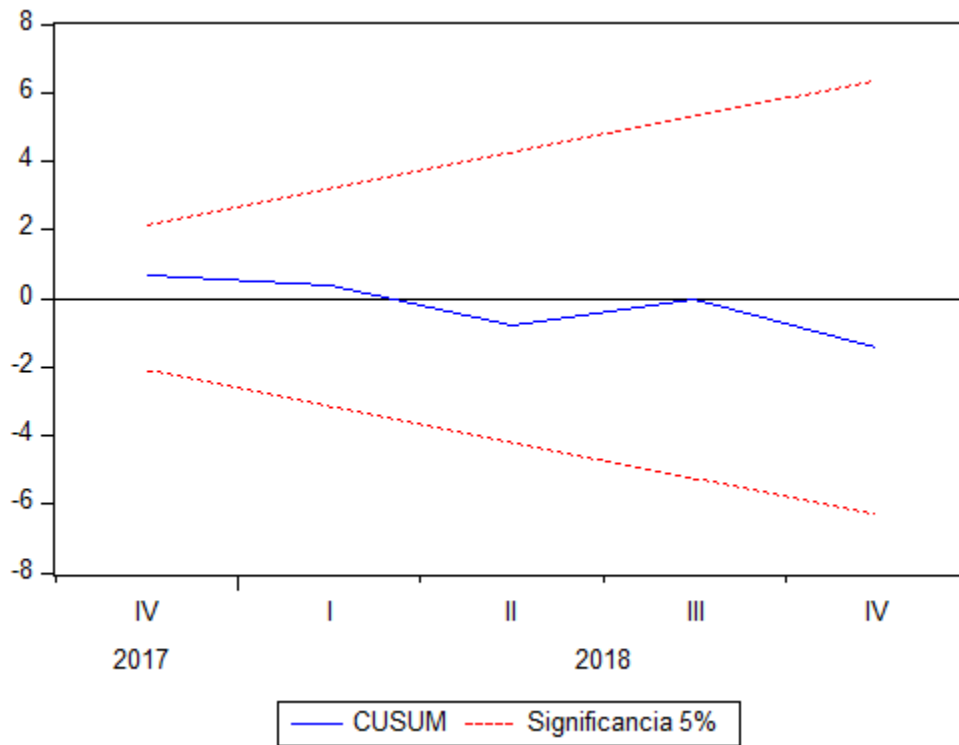
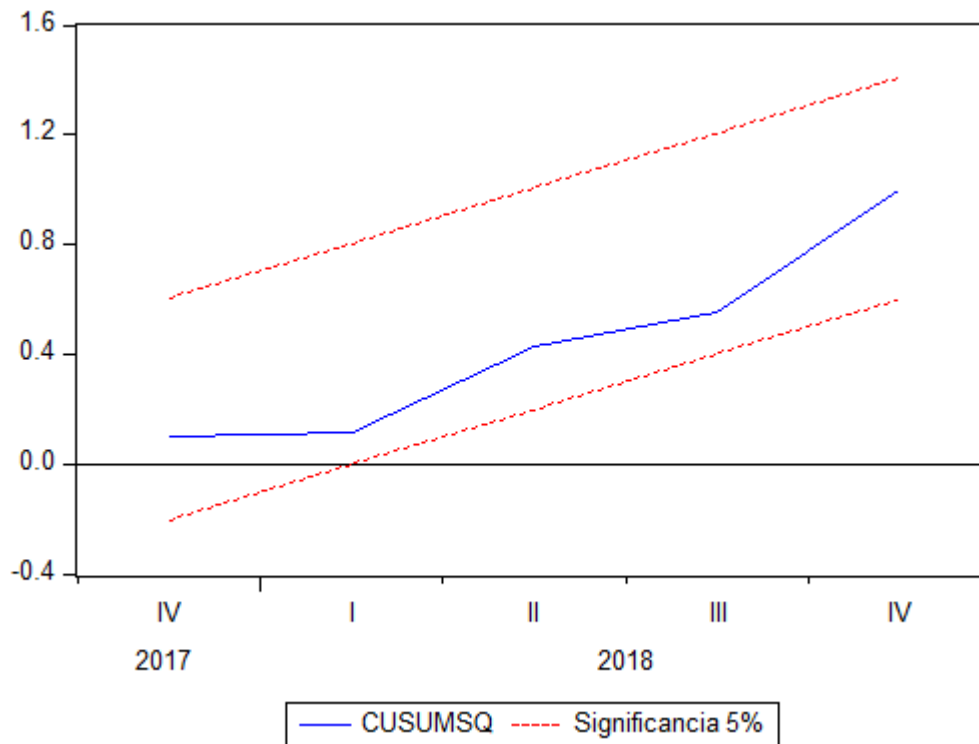


Figura 10: Suma de cuadrados de residuos recursivos (CUSUMSQ)



Las figuras 9 y 10 indican que ambas pruebas se encuentran dentro de los límites críticos (bandas) del intervalo de confianza del 5% de estabilidad de los parámetros, por ende, de acuerdo a los resultados se puede argumentar la ausencia de inestabilidad en los parámetros, en consecuencia los coeficientes estimados son estables.

Entre tanto cuando se toma el balance presupuestario como variable endógena, la ecuación (4.5) no registra problemas de correlación serial y los residuos se encuentran normalmente distribuidos, de igual manera la forma funcional no presenta inconvenientes pero si demuestra problemas de heteroscedasticidad. De otra parte, cuando se asume la serie que representa la tasa de interés como variable dependiente (ecuación 4.6), aun cuando se incorporan variables ficticias que interpretan variaciones irregulares, la ecuación registra problemas de heteroscedasticidad y los residuos no se encuentran normalmente distribuidos; igualmente al examinar la estabilidad estructural de los parámetros estimados, los resultados indican la presencia de inestabilidad en los coeficientes. Por último, al ser el tipo de cambio la variable regresada (ecuación 4.7), salvo por la mala especificación de la forma funcional, los demás resultados se ajustan a lo esperado.

Ahora, para la expresión (4.4) hay que tener cautela acerca de los resultados conseguidos. Si bien existe cointegración en el conjunto de variables, esta se encuentra presente hasta el nivel de significancia del 2,5% de acuerdo con los valores críticos F calculados bajo un tamaño de muestra asintótico (1000) estimados por Pesaran et al. (2001).

Tabla 12: Relación de cointegración: constante sin restricciones y sin tendencia.

Prueba de Límites F		H_0 : No existe relación a Largo Plazo		
Estadística de prueba	Valor	Signif.	Lim Inf. I(0)	Lim Sup. I(1)
Estadística F	5,013383	5%	3,23	4,35
		2,5%	3,69	4,89
K	3	1%	4,29	5,61
Prueba de Límites t		H_0 : No existe relación a Largo Plazo		
			Lim Inf.	Lim Sup.

Estadística de prueba	Valor	Signif.	I(0)	I(1)
Estadística t	-4,066682	5%	-2,86	-3,78
		2,5%	-3,13	-4,05
		1%	-3,43	-4,37

Nota: Los valores críticos de los límites superior e inferior para la prueba F han sido tomados de Pesaran et al. (2001), Tabla CI (iii) caso III, p. 300. Los valores críticos de los límites superior e inferior para la prueba t han sido tomados de Pesaran et al. (2001), Tabla CII (iii) caso I, p. 303.

El valor del estadístico F (5,0134) es aceptable para rechazar la hipótesis nula en el nivel de significancia del 5% pero no es lo suficientemente grande para rechazarla al nivel del 1%. Como en la relación de cointegración que se ha considerado no se ha incluido una tendencia, es posible recurrir a los valores críticos de la prueba de límites bajo el estadístico t para determinar qué alternativa sigue²¹.

Esta se realiza una vez se haya comprobado la relación de cointegración dentro del modelo de acuerdo con la prueba de límite F . La hipótesis nula aborda una relación de cointegración sin sentido; esta puede ser rechazada si el valor absoluto del estadístico t es mayor que el valor absoluto del límite superior $I(1)$, al nivel de significancia seleccionado. Una vez rechazada la hipótesis nula, solo queda saber si se trata de una relación de cointegración aparentemente estable en el corto plazo, pero que se disipa a largo plazo (degenerada) o por el contrario es una relación válida.

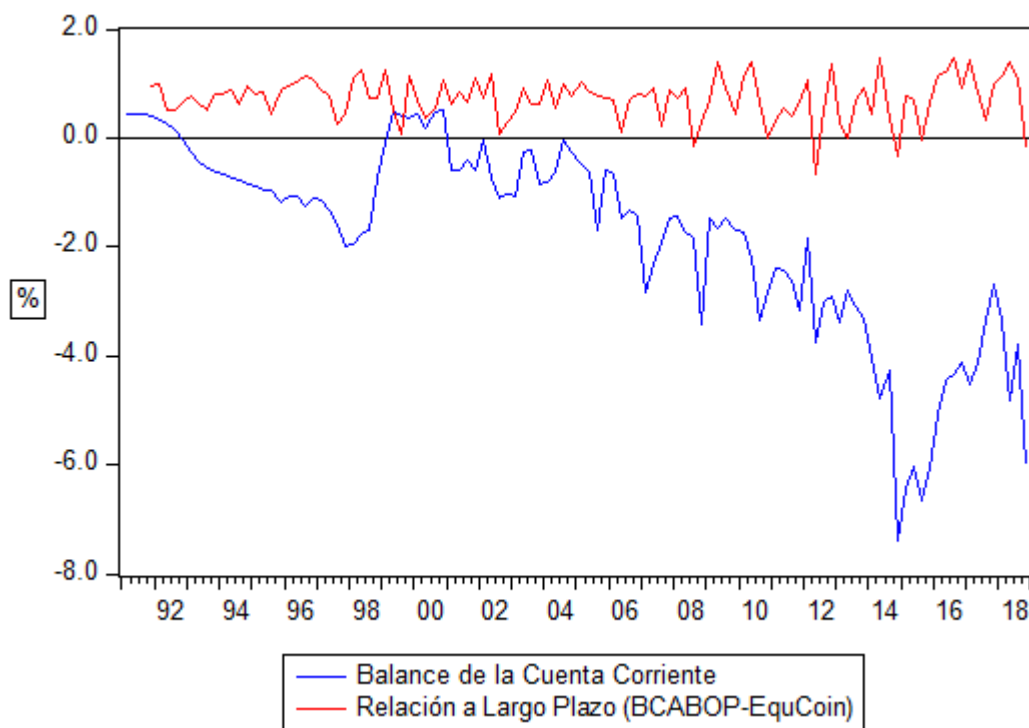
En este orden de ideas, el valor absoluto del estadístico t al nivel del 5% (-4,0667) es mayor que el valor crítico superior, inclusive al nivel del 2,5%, pero no lo es así para el nivel del 1% donde la estadística calculada se encuentra entre los valores críticos de los límites inferior y superior, por lo que no es posible sacar ningún tipo de conjetura. Al 5% (2,5%) se puede rechazar la hipótesis nula y concluir que la relación de cointegración es

²¹ La prueba de límites t es una prueba de significancia de parámetros sobre el valor rezagado de la variable dependiente. Como la distribución de esta prueba no es estándar, cualquier inferencia debe realizarse utilizando los valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001, p. 303-304).

del tipo habitual o es válida pero degenerada; lo que se expone aquí es que la estimación puede no estar siempre definida o ser adecuada, y aunque lo esté, puede ser aparentemente estable en el corto plazo y desvanecerse para el largo plazo.

Para tener una opinión acerca de su validez se puede visualizar el ajuste de la variable dependiente y la ecuación a largo plazo obteniendo de esta última la ecuación de cointegración (*EquCoin*), la cual será restada de la variable dependiente

Figura 11: Ajuste de la relación a largo plazo



Queda claro que la relación a largo plazo no se ajusta a la tendencia de la variable dependiente por lo que resultaría innecesario entonces establecer el modelo ARDL condicional (p_i, q_i) para obtener los parámetros dinámicos de corto plazo por medio de la regresión de un ECM (asociado a la estimación de largo plazo) para estudiar la velocidad de ajuste. En síntesis, no se detecta una relación de cointegración entre las series.

5.3 Prueba de causalidad de Granger

Con el propósito de realizar una inferencia causal entre las variables consideradas se lleva a cabo la prueba modificada de Wald propuesta por Toda y Yamamoto (1995). Para examinar la causalidad dinámica entre las series, se formula un modelo VAR, donde cada una de las variables ingresa al sistema como dependiente realizando las pruebas de restricción cero en cada uno de los coeficientes de los regresores considerados.

Como ya se mencionó anteriormente, el método implica el uso de una estadística de Wald modificada que sigue una distribución asintótica χ^2 , en cuyo caso sí resulta significativa se rechaza la hipótesis nula de no causalidad.

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria señalan que el orden máximo de integración es igual a uno ($d_{max} = 1$), mientras que la longitud de rezago óptima del sistema es dos ($k = 2$) y se ha establecido de acuerdo con el criterio AIC, considerando para todos los casos la no presencia de correlación serial en los residuos. De acuerdo con esto, los $(2 + 1)$ rezagos son incorporados al modelo VAR, además de la intersección (término constante) y las variables dummies que representan las rupturas estructurales identificadas para las series, garantizando su presencia dentro del sistema al cual ingresan como variables exógenas.

Tabla 13: Criterio de selección del orden del rezago.

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1074,38	-	1.98e-14	-20,19962	-19,58937	-19,95239
1	1253,923	3245,574	8,56E-16	-23,34466	-22,32759*	-22,93262*
2	1273,875	3453,341	7,97e-16*	-23,42068*	-21,99677	-22,84381
3	1284,352	1732,772	8,93E-16	-23,31447	-21,48374	-22,57279
4	1294,707	1632,908	1,01E-15	-23,20591	-20,96835	-22,29941
5	1308,8	2113,835	1,06E-15	-23,16923	-20,52483	-22,0979
6	1319,082	1463,229	1,22E-15	-23,05927	-20,00805	-21,82313
7	1326,608	1013,103	1,48E-15	-22,8963	-19,43825	-21,49535
8	1348,926	28,32657*	1,36E-15	-23,0178	-19,15292	-21,45203

Nota: * indica el orden de rezago óptimo seleccionado de acuerdo al criterio respectivo.

LR: Prueba modificada de razón logarítmica de verosimilitud de Sim. FPE: Error de

predicción final. AIC: Criterio de información de Akaike. SC: Criterio de información de Schwarz. HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn.

En cuanto a la solidez estadística del modelo, se verificó la correlación serial, la heteroscedasticidad y la normalidad de los residuos. Para la autocorrelación se recurre a la prueba del Multiplicador de Lagrange, cuyos resultados se presentan en la Tabla 14. En todos los rezagos, del 1 al 10, la probabilidad del estadístico de prueba es mayor al 5% por lo que no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula; en conclusión la correlación en serie está ausente en los residuos del modelo.

Tabla 14: Prueba LM para la correlación serial del modelo VAR.

Rezago	LM	Prob
1	20,2306	0,21
2	17,9887	0,3246
3	18,7225	0,2833
4	19,4235	0,2473
5	17,8009	0,3357
6	15,2605	0,5057
7	19,3367	0,2516
8	21,0484	0,1767
9	22,0727	0,1409
10	93,5070	0,8983

Los resultados de la prueba de White (en niveles y cuadrados) para verificar la heteroscedasticidad muestran que la varianza de los errores es constante, ya que la probabilidad del estadístico ($\chi^2 = 234,7478$) es superior incluso al nivel de significancia del 10% (11,60%).

A pesar de esto, al comprobar la normalidad de los residuos, se confirma que estos no siguen una distribución normal. Las pruebas se aplican bajo la ortogonalización de Cholesky bajo la hipótesis conjunta de asimetría cero y curtosis igual a tres; el valor obtenido para la probabilidad de la estadística Jarque-Bera resulta ser inferior al valor crítico del 5%, por lo que se rechaza la hipótesis nula de normalidad conjunta de los residuos.

La normalidad de los residuos dentro del sistema es altamente deseable, por lo que las pruebas y estimaciones basadas en errores no normales pueden ser poco confiables; mas sin embargo los estimadores obtenidos por OLS siguen siendo MELI²² sin importar si los residuos se encuentran normalmente distribuidos o no (Gujarati, 2004, p. 324).

El supuesto de normalidad cobra importancia en las pruebas de hipótesis y predicción ya que las pruebas t y F requieren que los residuos sigan una distribución normal, salvo que se cuente con una muestra grande (donde aún son válidas asintóticamente), no es posible aplicar una medida correctiva puesto que no se dispone de información suficiente.

Tabla 15: Prueba de normalidad múltiple de los residuos.

Componente	Asimetría	Chi-sq	gl	Prob.
1	-0,3473	2,2109	1	0,1370
2	-0,0796	0,1162	1	0,7332
3	0,0232	0,0098	1	0,9210
4	0,8437	13,0495	1	0,0003
Conjunto		15,3865	4	0,0040
Componente	Curtosis	Chi-sq	gl	Prob.
1	3,5934	1,6137	1	0,2040
2	6,3320	50,8855	1	0,0000
3	6,6919	62,4726	1	0,0000
4	4,3181	7,9633	1	0,0048
Conjunto		122,9351	4	0,0000
Componente	Jarque-Bera		gl	Prob.
1	3,8246		2	0,1477
2	51,0017		2	0,0000
3	62,4824		2	0,0000
4	21,0128		2	0,0000
Conjunto	138,3216		8	0,0000

²² Dado los supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal, los valores estimados por mínimos cuadrados siguen la propiedad del mejor estimador lineal insesgado cuando son lineales (estrictamente en parámetros más no en variables), insesgados [$E(\hat{\beta}_i) = \beta_i$], eficientes (varianza mínima) y consistentes ($\hat{\beta}_i \xrightarrow{p} \beta_i$), propiedades contenidas en el famoso teorema de Gauss-Markov.

En general, el modelo VAR estándar en su forma de nivel parece estar bien especificado; tan solo tres de las variables ficticias que representan las rupturas estructurales resultan ser estadísticamente significativas al nivel del 5% de acuerdo al test de Wald (DUM0602, DUM9801 y DUM13003), por lo tanto solo estas serán tenidas en cuenta dentro del sistema. Al aplicar las pruebas de restricciones de parámetros cero en los coeficientes de las variables endógenas rezagadas en el modelo VAR, se obtienen los siguientes resultados

Tabla 16: Prueba modificada de Wald de causalidad de Granger.

	Variable dependiente			
	BCABOP	BGNC	CDT90	ITCR_IPC
BCABOP	-	4,228422 (0,1207)	2,424589 (0,2975)	5,890784 (0,0526)*
BGNC	4,104019 (0,1285)	-	0,477786 (0,7875)	1,888753 (0,3889)
CDT90	0,196372 (0,9065)	2,119695 (0,3465)	-	5,883017 (0,0528)*
ITCR_IPC	7,907681 (0,0192)**	2,09749 (0,3504)	6,613828 (0,0366)**	-
Conjunta	12,1042 (0,1285)	8,913562 (0,1785)	9,388135 (0,1529)	11,73138 (0,0682)*

Nota: Las cifras entre paréntesis representan la probabilidad del estadístico de prueba. * y ** indican significancia estadística al nivel del 10% y 5%.

Los resultados de la prueba de Wald para la no causalidad de Granger cuando el balance de la cuenta corriente es la variable dependiente demuestran que solo el tipo de cambio es significativo al 5%. De otro lado cuando la tasa de interés representa la variable endógena, la variable de tipo de cambio permite rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia del 5% y para el tipo de cambio como regresada, tanto el balance por cuenta corriente como la tasa de interés son significativas al 10%. De acuerdo con esto, se observa una causalidad bidireccional en el sentido de Granger, entre el balance por cuenta corriente y el tipo de cambio, así como entre la tasa de interés y el tipo de cambio.

Lo importante aquí es notar que no se presenta ningún tipo de causalidad entre balances, como lo proponen los postulados teóricos de la HDG bajo la proposición tradicional la cual establece un vínculo positivo entre estos, cuya dirección de causalidad va desde el déficit presupuestario al déficit en cuenta corriente. Por el contrario los resultados demuestran la ausencia de cualquier causalidad entre balances, respaldando así la HER donde un aumento del déficit presupuestario derivado de una reducción de impuestos (o aumento del gasto público) conlleva a que los individuos no aumenten su consumo actual, dado que tienen expectativas racionales, las cuales los llevan a considerar que el recorte de impuestos en el presente, vendrá acompañado por aumentos en el futuro.

Con respecto a la causalidad en ambas direcciones entre el tipo de cambio y el balance por cuenta corriente, es claro que a lo largo del periodo en estudio uno de los factores que más influyó en el deterioro de la balanza comercial fue la apreciación del peso, que en un principio respondió a los fuertes flujos de entrada de IED asociados con el aumento en la producción de petróleo, tras el descubrimiento y puesta en funcionamiento de yacimientos como Cusiana y Cupiagua. Para la primera década del siglo XXI, el aumento del flujo de recursos se relacionó con el efecto positivo del mercado de commodities, particularmente del petróleo y el carbón, cuyos precios se incrementaron notablemente entre 2003 y 2008 a causa de una mayor demanda por parte de economías emergentes, y en general por el buen ambiente y crecimiento económico a nivel mundial durante ese periodo.

En ambos casos, el aumento de flujos financieros se revirtió bruscamente tras posteriores episodios de recesión (crisis asiática: 1997; crisis interna: 1998-1999 y crisis financiera internacional: 2008-2009) donde las inversiones de capital salieron del país en búsqueda de mercados con menor incertidumbre y menor riesgo, presionando al alza sobre la tasa de cambio. Dentro de este contexto, la disminución en los precios de los commodities no favorecen las exportaciones, por lo que la oferta de divisas disminuye. La depreciación de la moneda colombiana afecta las finanzas públicas en cuanto provoca un incremento de la deuda medida en dólares, generalmente aumentando el valor de la deuda externa como proporción del PIB, pese a que su monto puede permanecer igual o incluso ser inferior.

La causalidad en ambas direcciones presente en la tasa de interés y el tipo de cambio probablemente puede generarse debido al control que ejerce el Banco Central para conducir la inflación a través del manejo de sus tasas de intereses de referencia como principal instrumento de política monetaria bajo un esquema de inflación objetivo. Tras los periodos de expansión económica generados por los buenos resultados del aumento en los precios de los commodities, los flujos de capital incrementan su entrada al país con el consecuente exceso de oferta divisas y los efectos que conllevan a una apreciación de la moneda doméstica.

Como ya se ha comentado, estos mayores recursos aumentan los ingresos recaudados por la nación, fomentan un mayor gasto y alientan la demanda agregada. Un mayor consumo, sumado a un aumento de la inversión generan una tendencia al alza en los precios nacionales, por lo que el Banco Central en su función de mantener tasas de inflación bajas y estables, aplica medidas de política consistentes en aumentos de las tasas de interés. Sin embargo, mayores tasas de interés pueden alentar el proceso de apreciación del tipo de cambio y en algunas ocasiones estos aumentos no controlan del todo el incremento en los precios debido a que tales variaciones se encuentran asociadas a choques externos, como lo son la reducción en la oferta de algunos productos (en la mayoría alimentos) y a factores internos como lo es el clima (fenómeno del Niño y la Niña), aunque estos últimos a diferencia de los primeros, tienen un efecto transitorio y por lo general suelen revertirse rápidamente.

Finalmente, la inexistencia de una relación entre los dos balances posiblemente se deba por un lado a la correlación negativa entre la inflación (depreciación) y el PIB, característico de las economías emergentes y sobre todo de países exportadores de materias primas (Végh, Morano, Friedheim & Rojas, 2017). Esto hace que la respuesta de los Bancos Centrales ante choques negativos sea la de restringir la política monetaria, aumentando las tasas de interés para evitar una aceleración de la inflación y al mismo tiempo generar medidas que le permitan defender el tipo de cambio (política procíclica). Frente a esta situación, el tipo de cambio continúa siendo una variable clave para una economía pequeña y abierta como lo es Colombia, donde fuertes depreciaciones prolongadas tienen impactos nocivos, principalmente por los efectos sobre el valor de la deuda denominada en moneda

extranjera (pasivos dolarizados) y la transmisión que puedan tener el tipo de cambio sobre los precios internos (Pass-Through) generando presión sobre una mayor inflación, además de que le resta credibilidad al marco de política monetaria (Végh et al., 2017).

De otro lado se encuentra el papel que desempeña la política fiscal, donde en épocas de contracción de la actividad económica, tiende a aumentar el gasto para suavizar la caída de la demanda interna y externa (política contracíclica) (Ramos y Rincón, 2000). Lo anterior cobra mayor sentido si se considera lo que Ocampo (2011) ha denominado como la “dominancia de la balanza de pagos” la cual corresponde a una condición macroeconómica en la que la dinámica a corto plazo está determinada por los choques externos, tanto positivos como negativos, que afectan periódicamente el crecimiento de una economía, y resulta más valioso aún si se tiene en cuenta, de acuerdo con el autor, que este es el régimen predominante de la mayoría de países emergentes y en desarrollo, como lo es el caso de Colombia.

Continuando con este argumento, los choques provienen en mayor medida de dos fuentes: los ciclos de precios de los bienes básicos (materias primas) y los flujos de capital y financiamiento externo procíclicos, con las respectivas fluctuaciones sobre el tipo de cambio y los términos de intercambio asociados con este comportamiento. Durante los auge (fase ascendente del ciclo económico), los flujos de capital inducen a una apreciación de la moneda doméstica, lo cual puede contribuir a diezmar los efectos expansivos sobre la demanda interna, pero con el consecuente deterioro de la cuenta corriente. El riesgo es aún mayor si seguido del auge se genera una caída (o reversión) en el flujo de financiamiento externo (sudden stop) lo cual puede terminar en una crisis de la cuenta corriente y en general de la balanza de pagos.

Estos ciclos afectan el margen de operación para una política monetaria y cambiaria contracíclica, por lo que además de generar déficits en la cuenta corriente (durante los auge), generan presiones para aceptar el comportamiento procíclico de la tasa de interés o el tipo de cambio durante periodos de crisis (Ocampo, 2011).

6. Conclusiones

Con el propósito de verificar si la hipótesis de los déficits gemelos resulta válida para Colombia durante el periodo 1991-2018, se identificó empíricamente la dirección de causalidad entre el balance fiscal y por cuenta corriente de la balanza de pagos utilizando información trimestral. Para evitar la posible distorsión en la inferencia de causalidad y la omisión de variables relevantes, se incorporan dentro del análisis un conjunto de series que representan a la tasa de interés y al tipo de cambio como posibles canales de transmisión entre balances.

Para hacer esto posible se lleva a cabo un análisis econométrico de series de tiempo donde se identifican las propiedades de raíz unitaria de las variables aplicando varias pruebas para conocer el orden de integración de cada una de estas. Además se realizó este mismo análisis teniendo en cuenta la presencia de rupturas estructurales en las series, con el fin de obtener resultados más consistentes.

Dado que las variables no tienen el mismo orden de integración, para determinar su relación a largo plazo, los métodos de cointegración tradicionales resultan ser inadecuados y pueden conducir a resultados erróneos, por lo tanto aquí se ha empleado el enfoque de prueba de límites desarrollado por Pesaran et al. (2001) en el cual se estima un modelo de rezago distribuido autorregresivo por medio de mínimos cuadrados para comprobar la existencia de una relación a largo plazo entre las series examinadas. Esto se hace construyendo un modelo de corrección de errores sin restricciones y luego comprobando si los coeficientes de las variables rezagadas (en niveles) resultan ser estadísticamente significativos con base en un test de prueba F. En caso de establecerse una relación de

cointegración, el segundo paso consiste en estimar los coeficientes de largo plazo y luego estimar un modelo de corrección de errores, con el objetivo de calcular los coeficientes de ajuste del término de corrección de errores.

Los resultados señalan que no existe ninguna relación de cointegración en las variables, incluso cuando se lleva a cabo la misma prueba excluyendo el tipo de cambio y la tasa de interés del sistema. Estos resultados concuerdan con los obtenidos por Ramos y Rincón (2000) en su estudio. Al realizar la prueba de raíz unitaria con múltiples rupturas estructurales, se puede observar que las series que representan a los balances presentan quiebres en distintas fechas, lo cual refleja que al menos a lo largo del periodo en estudio, estas variables no se movieron de forma conjunta.

Con la intención de corroborar la inexistencia de la relación a largo plazo derivada del modelo, se lleva a cabo una serie de pruebas de diagnóstico con el fin de determinar su validez empírica. Las pruebas sobre los residuos permiten demostrar que no existe una correlación serial, la forma funcional es la indicada y se distribuyen de forma normal. No obstante al corroborar la heteroscedasticidad, la prueba rechaza la hipótesis al nivel de significancia del 10%; probablemente debido a que las series empleadas tienen diferente grado de integración, este problema se encuentre presente en el modelo.

Una forma de enmendarlo fue implementar el ajuste de los estimadores de la matriz de varianza-covarianza consistente con la heteroscedasticidad y autocorrelación elaborada por Newey-West (1987), la cual corrige el valor de cualquier estadística de prueba que se calcule en la estimación. Además se aplicaron pruebas para evaluar la estabilidad estructural de los parámetros para asegurar que el modelo estimado es estadísticamente robusto.

Finalmente, para examinar la dirección de causalidad entre variables se utiliza el enfoque de la prueba modificada de Wald propuesta por Toda y Yamamoto (1995), el cual resulta útil ya que puede aplicarse independientemente de si las variables son estacionarias o contienen raíz unitaria, además de ajustarse a un modelo VAR estándar con variables en niveles en lugar de primeras diferencias. A partir de los datos obtenidos se puede inferir

que no existe una relación de causalidad, a modo Granger, entre los balances considerados, por lo tanto la HER se cumple en este caso.

Es evidente que en los años noventa tras la reforma constitucional de 1991, el gasto público registró un rápido aumento. En los primeros años estuvo acompañado de un incremento similar en los ingresos tributarios, pero con el transcurso del tiempo esta tendencia se revirtió generando así un creciente déficit primario. El proceso de deterioro fiscal junto con el aumento del gasto privado fueron facilitados en parte por el importante flujo de entrada de capital extranjero, probablemente en respuesta a un auge de los ingresos petroleros originado por el descubrimiento de nuevos yacimientos de crudo en el país. Estos recursos permitieron financiar el creciente déficit de la balanza por cuenta corriente antes de 1998, y a su vez, el exceso de oferta de dólares generó una apreciación del tipo de cambio; tal proceso promovió un nuevo aumento en el gasto público e incentivo a un mayor endeudamiento externo debido al aparente abaratamiento del mismo.

El elevado nivel de endeudamiento del sector privado, la limitación de la oferta de crédito doméstico, un recrudecimiento del conflicto armado interno, junto a la incertidumbre política y el deterioro de las finanzas públicas, sumado a los choques externos que provocaron una restricción de los flujos de financiamiento internacional y un deterioro en los términos de intercambio llevaron a una pérdida de confianza de los agentes y a una significativa caída en la demanda agregada provocando la mayor recesión registrada de la economía colombiana, lo que implicó que la actividad se contrajera en un 4,2%.

En el nuevo milenio tras un programa de ajuste que contó con la supervisión del FMI se inició un proceso que permitió reducir el déficit del GNC continuamente desde el 6,5% del PIB en 1999 a 2,3% del PIB para 2008, tendencia interrumpida solo por la crisis financiera global. Este panorama le concedió al país enfrentar de una mejor manera la desaceleración de la actividad económica mundial, debido no solamente a un menor déficit fiscal, sino también al menor déficit en cuenta corriente, que a diferencia de los años noventa contó con un grado de endeudamiento externo más bajo y pasó a estar financiado por mayores flujos de inversión extranjera directa.

Además de las reformas en materia tributaria dirigidas a fortalecer las fuentes de recursos de la nación, debido al buen comportamiento del mercado de las materias primas entre 2003 y 2008, el gobierno pudo disponer de una mayor fuente de ingresos. En este mismo intervalo, a causa del incremento en el flujo de capitales por la mayor actividad del sector minero-energético, se generó una oferta de divisas con la consecuente apreciación del tipo de cambio. En general, el país al igual que otras economías emergentes gozo de un periodo de condiciones externas muy favorables con altos precios de los principales productos de exportación y un acceso a bajo costo sobre la financiación externa.

El periodo de crisis 2008-2009 tuvo un efecto transitorio dentro de la economía colombiana con una desaceleración de su crecimiento para estos años. Entre 2010 y 2014, resultado de las políticas monetarias expansivas implementadas por Estados Unidos y la Unión Europea, la abundancia de liquidez era evidente, reflejándose en un aumento de la oferta de crédito externo y la fuerte entrada de capitales fruto de los buenos rendimientos generados por los precios de los principales productos de exportación, en especial el petróleo, dinamizaron la oferta de crédito interno, acción que estuvo acompañada de una reducción en las tasas de interés domésticas.

Los estímulos monetarios provocaron una recuperación en la economía norteamericana y de la zona euro, además a partir del segundo semestre de 2014 el mercado del petróleo iba a sufrir un fuerte embate que llevaría a una caída drástica en los precios internacionales del crudo a causa de un aumento en la producción a nivel mundial y la menor demanda originada por las bajas tasas de crecimiento de las economías emergentes. Esto condujo a que muchas de las inversiones de capital salieran del país en busca de mercados más fuertes y con menor riesgo, por lo que después de un prolongado periodo de apreciación, la tendencia declinó hacia una devaluación del peso colombiano.

Finalmente de 2015 a 2018, los precios del petróleo continuaron en descenso mientras que el aumento gradual de las tasas de interés mundial, a causa de una normalización de la política monetaria en los Estados Unidos afectó de cierto modo la liquidez global así como las primas de riesgo pagadas por las economías emergentes.

El deterioro de los términos de intercambio tras el choque petrolero afectaron seriamente los ingresos de la nación, además la disminución de los flujos de capital externo conllevaron a un fuerte repunte del precio del dólar razón por la cual la deuda denominada en esa moneda (como proporción del PIB) ha aumentado su valor en pesos durante este intervalo.

Los datos demuestran que a lo largo del periodo en análisis, las finanzas del gobierno siempre han reflejado una deuda que se sostiene a través del tiempo. Si bien a partir de la Constitución de 1991 los gastos totales incrementaron su participación dentro del PIB, los ingresos no han sido suficientes para cubrir esa brecha. Los esfuerzos del gobierno por obtener un mayor nivel de recaudo se han enfocado en sacar adelante sucesivas reformas tributarias que le permitan estabilizar en parte este desequilibrio.

A principios de los noventa, las reformas buscaban reducir la dependencia de los impuestos a la actividad externa reemplazando esta carga por impuestos internos, más adelante en el tiempo las mismas medidas impositivas querían lograr la estabilidad en las finanzas, no obstante a que los gastos corrientes crecieron más rápido que los ingresos tributarios pese a que se llevaron dos reformas en 1995 y 1998; mientras que después de la crisis de fin de siglo, los programas se diseñaron para cumplir el cronograma de ajuste propuesto por el FMI y empezar a financiar el nuevo gasto en seguridad, lo que condujo a tres nuevas reformas consecutivas en 2000, 2002 y 2003. A partir de estos años las nuevas medidas han sido una amalgama donde se ha pretendido promover la competitividad, la generación de empleo y mitigar los efectos originados por la reducción en el precio de las materias primas. En total desde la última década del siglo XX hasta la actualidad se han llevado a cabo 13 reformas tributarias sin lograr que estos nuevos recursos sean suficientes para financiar la totalidad de los gastos y por el contrario parecen transmitir un mensaje en el que por cada nuevo gobierno se debe desarrollar un programa de ajuste sin alcanzar los resultados esperados.

De acuerdo con Rincón, Ramos y Lozano (2004), es necesario diseñar una reforma estructural al sistema impositivo que esté en concordancia con la política de gasto, de tal manera que se mejoren los recaudos, se reduzca la complejidad y a la vez aumente la

eficiencia y la equidad del sistema, todo dentro de un marco de compatibilidad con una deuda más sostenible en el mediano y largo plazo.

Considerando lo anterior, en los últimos años queda claro que la mayor vulnerabilidad de las finanzas públicas ha estado sujeta a la volatilidad de los ingresos provenientes de la producción de un bien primario, incrementando así la exposición de la economía doméstica frente a eventuales choques externos que, entre otras cosas, conducen a una reducción de los recursos, una desaceleración de la actividad económica, una caída en la entrada neta de capitales, junto a una depreciación de la moneda y un aumento de la inflación.

Solo queda reflexionar sobre cuál debe ser el papel que deben desempeñar las autoridades fiscales y monetarias frente a este tipo de situaciones. En un escenario de movilidad de capital elevado, un exceso de demanda agregada y un tipo de cambio apreciado (como sucedió en la década del noventa) si se utiliza la política monetaria para subir las tasas de interés bajo la intención de controlar el nivel de precios, esto podría estimular aún más las entradas de capital con la respectiva tensión sobre una mayor apreciación del peso y el correspondiente deterioro de la cuenta corriente de la balanza de pagos. A su vez, puede aumentar el endeudamiento externo por las razones ya mencionadas.

Por el contrario, si lo que sucede es un fuerte choque que deteriora los términos de intercambio (tal y como ocurrió con la caída en el precio del petróleo en 2014), si se reducen las tasas de política monetaria para dinamizar la economía, podría generarse una mayor depreciación, como efecto se aceleraría la salida de capitales, incrementando aún más la pérdida de valor de la moneda doméstica, por lo que la actividad económica podría responder de manera negativa.

Probablemente una de las medidas que permita mitigar los efectos negativos se encuentre en fortalecer los instrumentos de política macroeconomía orientados a aumentar las tasas de interés internas en épocas de auge, con el fin de controlar aumentos de la demanda doméstica y evitar así presiones sobre la inflación garantizando el cumplimiento de la meta a largo plazo; a su vez, estos incrementos deben estar dentro de un margen que no genere presiones adicionales sobre el tipo de cambio, ya que esto causaría un deterioro continuo

en el balance de la cuenta corriente, y a su vez programas enfocados a evitar el exceso de entrada de capitales son altamente deseables bajo estas circunstancias.

No obstante en períodos de auge resulta difícil, en términos políticos, justificar la austeridad fiscal para compensar la prodigalidad del gasto del sector privado (Marfan, 2005). La política fiscal siempre puede desempeñar un papel contracíclico útil, pero se enfrenta a grandes contratiempos para operar en este sentido, debido a las presiones de los mercados financieros y a consideraciones en el manejo de la política económica, las cuales exhortan (en épocas de crisis) a implementar programas de austeridad que permitan reflejar credibilidad frente a mercados externos. La no implementación de políticas contracíclicas durante el auge, muy probablemente conduzcan a que la adopción de políticas procíclicas en época de crisis sean inevitables (Ocampo, 2011).

De otra parte, los esfuerzos del gobierno deben centrarse en más que cumplir los compromisos adquiridos con programas como la Regla Fiscal, en modificar algunas normas de su funcionamiento, abandonando criterios desenfocados como las brechas del producto y de precios del petróleo para fijar la meta del déficit, y en su lugar considerar variables como la posición del déficit primario y la relación deuda pública/PIB para anclar las expectativas fiscales, permitiendo llevar un seguimiento más serio y efectivo. Si bien es cierto con la descentralización se logró un avance importante en el aumento de la cobertura de servicios sociales al igual que la dotación de servicios básicos e infraestructura, también se forjaron incrementos del gasto que llevaron a un aumento en el nivel de deuda pública así como a un desequilibrio en las propias finanzas de la nación, por lo que para este tipo de reformas debe debatirse su eficiencia, ser revisadas en mayor detalle y si es necesario plantearse un rediseño de las mismas.

Tras la aprobación de la Ley 1473 de 2011, Colombia adoptó la Regla Fiscal, un conjunto de normas y directrices encaminadas a alcanzar unas metas de reducción del déficit presupuestario, así como la disminución del valor de la deuda pública, todo en un plazo de diez años. Su objetivo es garantizar la estabilidad de las finanzas públicas a largo plazo, logrando que el nivel de gastos sea consistente con los ingresos estructurales de la nación,

de acuerdo a los compromisos adoptados por recomendaciones de un Comité Consultivo independiente, conformado por nueve miembros.

En un principio, las metas iniciales fueron excesivamente estrictas (o demasiado ambiciosas), fue así como se propuso alcanzar un déficit de 1% del PIB y un nivel de deuda pública del 20% del PIB para el año 2022. Dentro de la costumbre histórica, el manejo prudente de las finanzas públicas ha sido vital al momento de adquirir credibilidad frente a los mercados internacionales, por ello una medida de tal orden fue “necesaria” en sintonía con las políticas gubernamentales para ratificar al país como destino atractivo para las inversiones y no perder así la calificación crediticia.

Desde su divulgación, varios analistas han destacado la presencia de serias inconsistencias en el contenido y funcionamiento de la misma regla. Las restricciones que trae consigo están enfocadas a conseguir una reducción del tamaño del déficit público, al igual que una rebaja de la deuda pública. Las metas propuestas se guían por el diferencial del precio del petróleo (spot) frente a su precio de largo plazo y por la brecha del producto; estos parámetros no tienen en cuenta ni el déficit primario ni la relación deuda pública/PIB, por lo que resultan ser un instrumento poco adecuado para anclar las expectativas fiscales de mediano plazo, especialmente en periodos de desaceleración económica. Todo parece indicar que tales directrices no ofrecen mayor información acerca de la dinámica intertemporal del servicio de la deuda, ni de su sostenibilidad (ni la magnitud de la política fiscal contracíclica).

Igualmente, el déficit en cuenta corriente tampoco es una variable relevante para la estimación de la meta del déficit conforme con la Regla Fiscal. Esto parece tener sentido, al menos en el papel, tras comprobar que no existe ningún tipo de relación a corto (ni largo) plazo entre el balance fiscal del GNC y por cuenta corriente durante el periodo sometido a estudio.

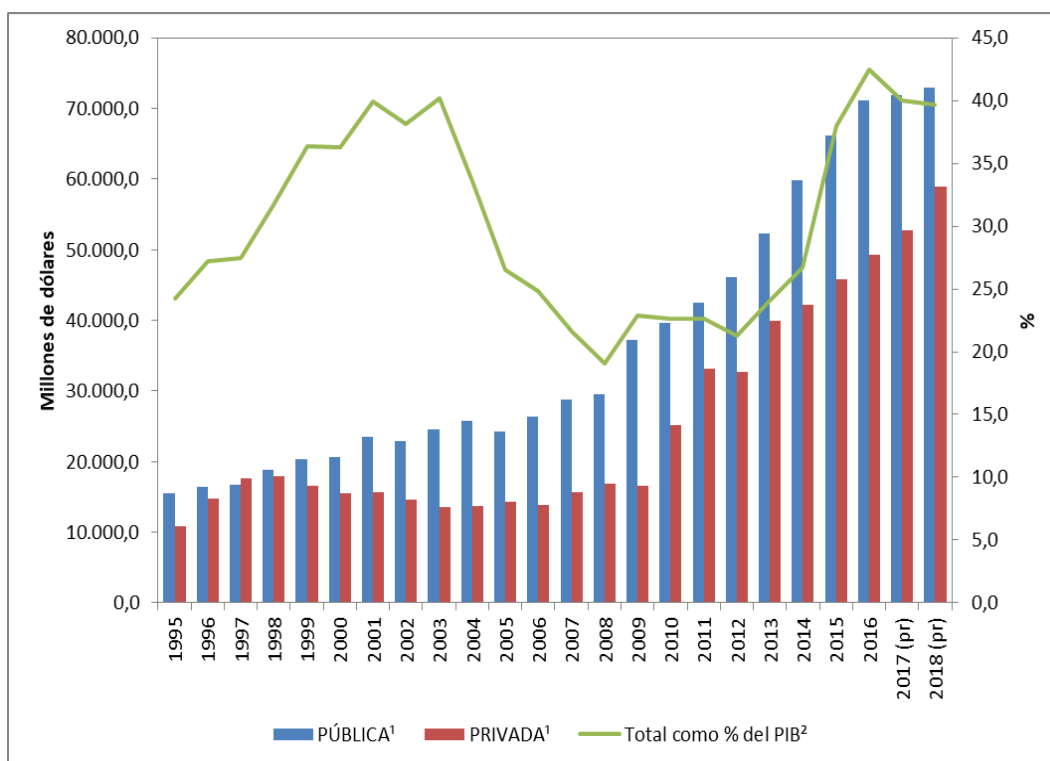
No obstante, resulta inconsistente que desde la adopción de la regla, la deuda bruta del GNC (como % del PIB) ha aumentado sustancialmente, alcanzando máximos históricos, que para 2018 la ubicaron en un nivel de 50,6%. A pesar de que la regla fiscal ha venido cumpliéndose, ha resultado ser una forma costosa de adquirir credibilidad frente a los

mercados internacionales. Los constantes procesos de flexibilización de la regla, han generado malestar e incertidumbre dentro de los inversionistas extranjeros (los mayores tenedores de deuda pública doméstica) y las calificadoras de riesgo que no ven con buenos ojos este tipo de prácticas. Por sugerencias del propio Comité (2017), el relajamiento de la regla solo debería ocurrir frente a un escenario donde reformas en el plano tributario, pensional y laboral, estuvieran en marcha, por lo que semejantes medidas estructurales, en opinión de algunos expertos, son indispensables para evitar que la relación deuda pública/PIB siga incrementándose en el corto plazo.

En síntesis, el ejercicio empírico desarrollado aquí deja la puerta abierta para futuros trabajos que decidan continuar analizando las relaciones a corto y largo plazo entre balances, variando el periodo de estudio, incorporando un conjunto más amplio de determinantes (e.g. agregados monetarios, medidas de inflación o crecimiento económico, primas de riesgo, índices de apertura comercial, ahorro e inversión privados, inversión pública, tendencias demográficas, entre muchas más), así como identificando previamente posibles fechas que representen comportamientos atípicos de las variables macroeconómicas consideradas (quiebres estructurales), o simplemente utilizando métodos alternativos de estimación como el uso de modelos dinámicos para datos de panel, sistemas de modelos vectoriales con variable endógena (VAR-X), en su forma estructural (VAR-S) o con heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH y GARCH) que conduzcan a resultados alternativos. También es posible abordar representaciones opcionales dentro de la literatura contemporánea sobre la determinación de la cuenta corriente como por ejemplo el enfoque intertemporal incluso extendiéndolo más allá del modelo de agente representativo a un marco de generaciones traslapadas o introduciendo consideraciones del ciclo de vida en el análisis.

A. Anexo: Colombia: Saldo vigente de la deuda externa.

Figura 12: Saldo de la deuda externa total por sectores. Fuente: Banco de la República, Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica.



Nota: pr= preliminar. ¹ El flujo neto de la deuda externa no necesariamente corresponde a la variación del saldo, ya que este último incluye el efecto por tasa de cambio. ² Estimación con base en el PIB nominal en pesos publicado por el DANE.

B. Anexo: Pruebas de raíz unitaria PP y KPSS

Tabla 17: Resultados de la prueba de raíz unitaria PP.

Variable	Phillips-Perron					
	Ancho de Banda	Nivel		Ancho de Banda	Primera Diferencia	
		Intercepto	Con tendencia		Intercepto	Con tendencia
BCABOP	4	-1,1502 (-2,8877) [0,6937]	-3,0803 (-3,4508) [0,1162]	5	-13,8097 (-2,8879) [0,0000]	-13,7547 (-3,4512) [0,0000]
BGNC	7	-7,4734 (-2,8877) [0,0000]	-9,5114 (-3,4508) [0,0000]	38	-36,5000 (-2,8879) [0,0001]	-39,1001 (-3,4512) [0,0001]
TIREAL	8	-1,8143 (-2,8877) [0,3719]	-2,0984 (-3,4508) [0,5407]	11	-6,7490 (-2,8879) [0,0000]	-6,8033 (-3,4512) [0,0000]
ITCR_IPC	4	-10,1266 (-2,8877) [0,0000]	-10,1987 (-3,4508) [0,0000]	2	-19,2233 (-2,8879) [0,0000]	-19,1151 (-3,4512) [0,0000]

Nota: El ancho de banda se ha elegido considerando el método Newey-West (usando el método de Barlett-Kernel). Se ha contemplado los valores de prueba que por defecto fija el programa estadístico implementado para llevar a cabo las diferentes pruebas y estimaciones (EViews 10). Los valores críticos (de Mackinnon) para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel del 5% se informan entre paréntesis. La probabilidad basada en valores p unilaterales (de Mackinnon) se presenta entre corchetes.

Tabla 18: Resultados de la prueba de raíz unitaria KPSS.

Variable	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin					
	Nivel			Primera Diferencia		
	Ancho de Banda	Intercepto	Con tendencia	Ancho de Banda	Intercepto	Con tendencia
BCABOP	9	0,9590 (0,4630)	0,2025 (0,1460)	9	0,0939 (0,4630)	0,0433 (0,1460)
BGNC	6	0,9558 (0,4630)	0,1580 (0,1460)	37	0,3049 (0,4630)	0,1681 (0,1460)
TIREAL	9	1,0381 (0,4630)	0,2496 (0,1460)	9	0,1593 (0,4630)	0,0498 (0,1460)
ITCR_IPC	5	0,1936 (0,4630)	0,0782 (0,1460)	4	0,0245 (0,4630)	0,0245 (0,1460)

Nota: El ancho de banda se ha elegido considerando el método Newey-West (usando el método de Barlett-Kernel). Se ha contemplado los valores de prueba que por defecto fija el programa estadístico implementado para llevar a cabo las diferentes pruebas y estimaciones (EViews 10). Los valores críticos asintóticos al nivel del 5% para el rechazo de la hipótesis de estacionariedad en la serie se informan entre paréntesis.

Bibliografía

Abell, J. D. (1990). Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation. *Journal of macroeconomics*, 12(1), 81-96.

Akbostanci, E., & Tunç, G. I. (2001). *Turkish Twin Effects: An Error Correction Model of Trade Balance (No. 0106)*. ERC-Economic Research Center, Middle East Technical University.

Alkswani, M. A. (2000, October). *The twin deficits phenomenon in petroleum economy: evidence from Saudi Arabia*. In Seventh Annual Conference, Economic Research Forum (ERF), 26-29.

Also, J., & Bahmani-Oskooee, M. (1992). ARE THE TWIN DEFICITS REALLY RELATED? A COMMENT. *Contemporary Economic Policy*, 10(1), 108–111.

Anoruo, E., & Ramchander, S. (1998). Current account and fiscal deficits: Evidence from five developing economies of Asia. *Journal of Asian Economics*, 9(3), 487-501.

Avella, M. (2007). El acceso de Colombia al financiamiento externo durante el siglo XX. En J. Robinson y M. Urrutia (eds.), *Economía colombiana del siglo XX: Un análisis cuantitativo*, Banco de la República y Fondo de Cultura Económica, Bogotá, 517-584.

Bachman, D. D. (1992). Why is the US current account deficit so large? Evidence from vector autoregressions. *Southern Economic Journal*, 59(2), 232-240.

Baharumshah, A. Z., Lau, E., & Khalid, A. M. (2006). Testing twin deficits hypothesis using VARs and variance decomposition. *Journal of the Asia Pacific economy*, 11(3), 331-354.

- Bai, J. (1997). Estimating multiple breaks one at a time. *Econometric Theory*, 13(3), 315–352.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.
- Banco de la República. (1999). *Revista del Banco de la República: Nota Editorial*, 72(859), 5-18.
- Banco de la República. (2008). Informe sobre inflación. Diciembre de 2007. Recuperado de http://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/7224/diciembre_13.pdf?sequence=2&isAllowed=y
- Banco de la República. (Marzo de 2019). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República. Recuperado de http://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/9669/ijd_mar_2019.pdf?sequence=18
- Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095–1117.
- Bartlett, B. (1999). *Current Account Deficit Unrelated to Budget Surplus*. National Center for Policy Analysis.
- Bartolini, L. & Lahiri, A. (2006). Twin Deficits: Twenty Years Later. *Current Issues in Economics and Finance*, 12(7), 123-146.
- Berben, R. P., & Brosens, T. (2007). The impact of government debt on private consumption in OECD countries. *Economics Letters*, 94(2), 220–225.
- Bernheim, B. D. (1988). Budget deficits and the balance of trade. *Tax policy and the Economy*, 2, 1-31.

Blanchard, O. J. (1985). Debt, Deficits, and Finite Horizons. *Journal of Political Economy*, 93(2), 223-247.

Boucher, J. L. (1991). The U. S. Current Account: A Long and Short Run Empirical Perspective. *Southern Economic Journal*, 58(1), 93-111.

Brian Ng (2011). *Twin Deficits: An Empirical Analysis on the Relationship between Budget Deficits and Trade Deficits in Argentina*. The College of New Jersey, 1-12.

Buiter, W. H. (1981). Time preference and international lending and borrowing in an overlapping-generations model. *Journal of political economy*, 89(4), 769-797.

Bussière, M., Fratzscher, M., & Müller, G. J. (2010). Productivity shocks, budget deficits and the current account. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1562-1579.

Cárdenas, M. (2007). *Introducción a la economía colombiana*. Bogotá, Colombia: Alfa omega.

Celik, S., & Deniz, P. (2009). *An empirical investigation of twin deficits hypothesis for six emerging countries*. SSRN Working Paper Series.

Chinn, M. D., & Prasad, E. S. (2003). Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: an empirical exploration. *Journal of International Economics*, 59(1), 47-76.

Contraloría General de la República. (2014). Informe sobre la situación de las Finanzas del Estado. Recuperado de <https://www.contraloria.gov.co/documents/463406/475525/Situaci%C3%B3n+de+las+Finanzas+del+Estado+2014.pdf/f5752d83-e18b-46d2-97aa-e78614b3711c?version=1.0>

Contraloría General de la República. (2015). Informe sobre la situación de las Finanzas del Estado. Recuperado de <https://www.contraloria.gov.co/documents/463406/475525/Situaci%C3%B3n+de+las+Finanzas+del+Estado+2015.pdf/00f303ef-3901-4f28-9c5b-69abd0beae15?version=1.0>

Darrat, A. F. (1988). Have large budget deficits caused rising trade deficits? *Southern Economic Journal*, 54(4), 879-887.

De Lombaerde, P. (2001). *Aspectos de la Economía Política de las Finanzas Públicas del Sudeste Asiático*. Crisis Económica y Finanzas Públicas. Universidad del Rosario.

Dewald, W. G., & Ulan, M. (1990). The Twin-Deficit Illusion. *Cato Journal*, 9(3), 689-707.

Dibooglu, S. (1997). Accounting for US current account deficits: an empirical investigation. *Applied Economics*, 29(6), 787-793.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366), 427-431.

Echeverry, J. C. (2001). *Memorias de la recesión de fin de siglo en Colombia: flujos, balances y política anticíclica*. Economía Colombiana. Boletines de Divulgación Económica, 7.

Echeverry, J. C., Navas, J., Navas, V., & Gómez, M. P. (2008). Oil in Colombia: history, regulation and macroeconomic impact. *Documento CEDE*, (10), Universidad de los Andes.

Enders, W., & Lee, B. S. (1990). Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins? *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 373-381.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Feldstein, M. (1985). American Economic Policy and the World Economy. *Foreign Affairs*, 63(5), 995.

- García, J. G., & Bromberg, L. G. (1988). Medición del déficit del sector público colombiano y su financiación: 1950-1986. *Ensayos Sobre Política Económica*, 7(14), 115–133.
- Glynn, J., Perera, N., & Verma, R. (2007). Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications. *Revista de Métodos Cuantitativos Para La Economía y La Empresa*, 3(1), 63–79.
- Gordon, R. J. (1986). The American business cycle: Continuity and change. *NBER* (Vol. 25). University of Chicago Press.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.
- Gujarati, D. (2004). *Econometría*. México, DF: McGraw-Hill interamericana.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied time series modelling and forecasting*. Chichester, West Sussex, England: J. Wiley.
- Hatemi-j, A., & Shukur, G. (2002). Multivariate-based causality tests of twin deficits in the US. *Journal of Applied Statistics*, 29(6), 817-824.
- Herrera, S. (1997). El tipo de cambio real y la cuenta corriente de la balanza de pagos de largo plazo en Colombia. *Coyuntura económica*, 89-128.
- Ibrahim, S. B., & Kumah, F. Y. (1996). Comovements in budget deficits, money, interest rates, exchange rates and the current account balance: some empirical evidence. *Applied Economics*, 28(1), 117-130.

- Islam, M. F. (1998). Brazil's twin deficits: An empirical examination. *Atlantic Economic Journal*, 26(2), 121-128.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Junguito, R. (1996). The management of coffee: bonanzas and crisis: political economy issues. *Borradores de Economía; No. 53*.
- Kasa, K. (1994). Finite horizons and the twin deficits. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, (3), 19-28.
- Kaufmann, S., Scharler, J., & Winckler, G. (2002). The Austrian current account deficit: Driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation? *Empirical Economics*, 27(3), 529-542.
- Kearney, C., & Monadjemi, M. (1990). Fiscal policy and current account performance: International evidence on the twin deficits. *Journal of Macroeconomics*, 12(2), 197-219.
- Khalid, A. M., & Guan, T. W. (1999). Causality tests of budget and current account deficits: Cross-country comparisons. *Empirical Economics*, 24(3), 389-402.
- Kim, K. H. (1995). On the Long-Run Determinants of the U.S. Trade Balance: A Comment. *Journal of Post Keynesian Economics*, 17(3), 447-455.
- Kim, C. H., & Kim, D. (2006). Does Korea have twin deficits? *Applied Economics Letters*, 13(10), 675-680.
- Kouassi, E., Mougoue, M., & Kymn, K. O. (2004). Causality tests of the relationship between the twin deficits. *Empirical Economics*, 29(3), 503-525.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159-178.

Laney, L. O. (1984). The strong dollar, the current account, and federal deficits: Cause and effect. *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 1(1), 1-14.

Laney, L. O. (1986). Twin Deficits in the 1980s; What are the Linkages? *Business Economics*, 21(2) 40-45.

Lau, E., & Baharumshah, A. Z. (2004). On the Twin Deficits Hypothesis: Is Malaysia Different? *Pertanika Journal of Social Sciences and Humanities*, 12(2), 87-100.

Lau, E., & Tang, T. C. (2009). Twin deficits in Cambodia: Are there reasons for concern? An empirical study. Monash University, Department of Economics, *Discussion Papers*, 11(09), 1-9.

Leachman, L. L., & Francis, B. (2002). Twin deficits: apparition or reality? *Applied Economics*, 34(9), 1121-1132.

López, E. A., Vargas, H., & Rodríguez, N. (2016). La estrategia de inflación objetivo en Colombia: una visión histórica. *Borradores de Economía; No. 952*.

Lütkepohl, H., Krätzig, M., & Phillips, P. C. (Eds.). (2004). *Applied time series econometrics*. Cambridge university press.

Magazzino, C. (2012). The twin deficits phenomenon: evidence from Italy. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 33(3), 65-80.

Marfán, M. (2005). La eficacia de la política fiscal y los déficits privados: un enfoque macroeconómico. En J.A. Ocampo (Comp), *Más allá de las reformas: dinámica estructural y vulnerabilidad macroeconómica*. Bogotá, Colombia: Alfaomega, CEPAL, y Banco Mundial. 183-213.

McKinnon, R. I. (1981). The exchange rate and macroeconomic policy: Changing postwar perceptions. *Journal of Economic Literature*, 19(2), 531-557.

McKinnon, R. I. (1990). The Exchange Rate and the Trade Balance: Insular Versus Open Economies. *Open Economies Review*, 1(1), 78-98.

Miller, S. M., & Russek, F. S. (1989). Are the twin deficits really related? *Contemporary Economic Policy*, 7(4), 91-115.

Mukhtar, T., Zakaria, M. & Ahmed, M. (2007). AN EMPIRICAL INVESTIGATION FOR THE TWIN DEFICITS HYPOTHESIS IN PAKISTAN. *Journal of Economic Cooperation Among Islamic Countries*, 28(4), 63-80.

Newey, W., & West, K. (2014). A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Applied Econometrics*, 33(1), 125-132.

Normandin, M. (1999). Budget deficit persistence and the twin deficits hypothesis. *Journal of International Economics*, 49(1), 171-193.

Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). The Intertemporal Approach to the Current Account. In Grossman G. and K. Rogoff, *Handbook of International Economics*, 3, 1731-1799.

Ocampo, J. A. (1988). Una nota sobre la relación entre financiamiento externo, ahorro e inversión. *Revista Ensayos Sobre Política Económica*, 7(13), 87-96.

Ocampo, J. A. (2002). "Las lecciones de los años noventa". En *Ensayos sobre Colombia y América Latina*. Banco Bilbao Vizcaya.

Ocampo, J. A. (2011). Balance of payments dominance: its implications for macroeconomic policy. Recuperado de https://eesp.fgv.br/sites/eesp.fgv.br/files/file/Panel%203_Jose%20Antonio%20Ocampo.pdf

Ocampo, J. A., & Villar, L. (1992). Trayectoria y vicisitudes de la apertura económica colombiana. *Pensamiento iberoamericano*, 21, 165-186.

Ocampo, J. A., & Tovar, C. E. (1999). *Price-based capital account regulations: the Colombian experience*. CEPAL, Santiago de Chile.

Ocampo, J. A., & Malagón, J. (2015). Colombian monetary and exchange rate policy over the past decade. *Comparative Economic Studies*, 57(3), 454-482.

Ocampo, J. A., Malagón, J., y Betancur, J. S. (2015). *La banca central colombiana en una década de expansión, 2003-2013*. Universidad Externado.

Pastor Jr, M. (1989). Current account deficits and debt accumulation in Latin America: debate and evidence. *Journal of Development Economics*, 31(1), 77-97.

Perez-Reyna, D., & Osorio-Rodríguez, D. (2016). *The Fiscal and Monetary History of Colombia: 1963-2012*. Working paper, Chicago University.

Perotti, R. (1999). Fiscal Policy in Good Times and Bad. *Quarterly Journal of Economics*, 114(4), 1399–1436.

Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock And The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.

Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80(2), 355–385.

Perron, P., & Vogelsang, T. J. (1992). Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean: Corrections and Extensions. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(4), 467–470.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

- Pombo, C., & Ramírez, M. (2005). Privatization in Colombia: A plant performance analysis. In Alberto Chong, Florencio Lopez-de-Silanes (Eds.), *PRIVATIZATION IN LATIN AMERICA: MYTHS AND REALITY*, World Bank.
- Ramos, J. E., & Rincón, H. (2000). El balance fiscal y el balance en la cuenta corriente en Colombia: canales de transmisión y causalidad. *Borradores de Economía*; No. 166.
- Reisen, H. (1998). Sustainable and excessive current account deficits. *Empirica*, 25(2), 111-131.
- Restrepo, J. L. (1986). América Latina: ¿De dónde viene y hacia dónde va? *Lecturas de Economía*, 20(20), 67-93.
- Rincón, H., Ramos, J., & Lozano, I. (2004). Crisis Fiscal Actual: Diagnóstico y Recomendaciones. *Revista Del Banco de La República*, 77(923), 30-135.
- Rosensweig, J. A., & Tallman, E. W. (1993). Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins? *Economic Inquiry*, 31(4), 580-594.
- Sachs, J. D. (1981). The Current Account and macroeconomic Adjustment in the 1970s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 12(1), 201-282.
- Sen, A. (2003). On Unit-Root Tests When the Alternative Is a Trend-Break Stationary Process. *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(1), 174-184.
- Shrestha, M., & Chowdhury, K. (2005). *ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalisation Hypothesis*. School of Economics, University of Wollongong, NSW, Australia.
- Sobrino, C. (2013). The twin deficits hypothesis and reverse causality: A short-run analysis of Peru. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 18(34), 9-15.
- Summers, L. H. (1988). *Tax policy and international competitiveness*. In International aspects of fiscal policies. University of Chicago Press, 349-386.

- Sutherland, A. (1997). Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy? *Journal of Public Economics*, 65(2), 147–162.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Uribe, A. (2011). *Ciclos económicos en Colombia: bonanzas y recesión*. Notas fiscales, 10, 1-26.
- Uribe, J. D. (2005). El esquema de inflación objetivo. Experiencia en países emergentes y en Colombia. *Revista del Banco de la República*, 78(932), 5-36.
- Uribe, J. D., & Vargas, H. (2002). Financial reform, crisis and consolidation in Colombia. *Borradores de Economía; No. 204*.
- Vamvoukas, G. A. (1997). Have large budget deficits caused increasing trade deficits? Evidence from a developing country. *Atlantic Economic Journal*, 25(1), 80-90.
- Végh, C., Morano, L., Friedheim, D., y Rojas, D. (2017). *Entre la espada y la pared: El dilema de la política monetaria en América Latina y el Caribe*. Informe Semestral de LAC. Banco Mundial: Washington D.C.
- Vélez, J. L. R. (1986). América Latina: ¿De dónde viene y hacia dónde va? *Lecturas de Economía*, (20), 67-93.
- Villar, L. (1999). Política cambiaria en un proceso de ajuste ordenado. *Revista Del Banco de La República*, 72(864), 53–65.
- Villar, L., & Rincón, H. (2000). The Colombian Economy in the nineties: Capital Flows and Foreign Exchange Regimes. *Borradores de Economía; No. 149*.
- Waheed, M., Alam, T., & Ghauri, S. P. (2006). Structural Breaks and Unit Root: Evidence from Pakistani Macroeconomic Time Series. *MPRA No 1797*.
- Winner, L. E. (1993). The Relationship of the Current Account Balance and the Budget Balance. *The American Economist*, 37(2), 78–84.

Wolde-Rufael, Y. (2010). Bounds test approach to cointegration and causality between nuclear energy consumption and economic growth in India. *Energy Policy*, 38(1), 52–58.

Zengin, A. (2000). *The Twin Deficits Hypothesis (The Turkish Case)*. Zonguldak Karaelmas University, Zonguldak, Turkey.

Zietz, J., & Pemberton, D. K. (1991). The US budget and trade deficits: a simultaneous equation model. *Southern Economic Journal*, 57(1), 23-34.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270.