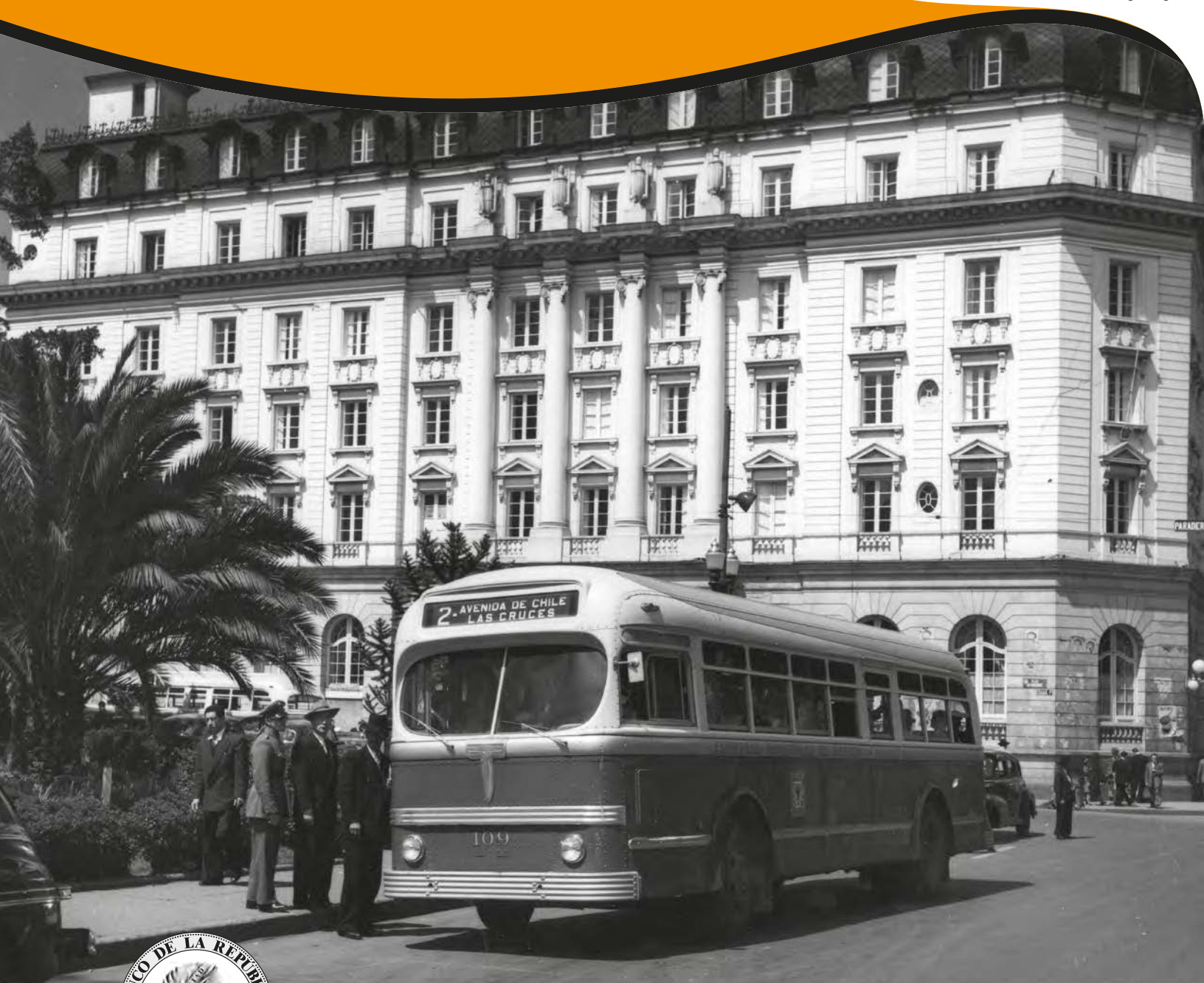


# Borradores de ECONOMÍA

Multiplicadores de los impuestos y  
del gasto público en Colombia:  
aproximaciones SVAR y  
proyecciones locales

Por: Sergio Restrepo-Ángel  
Hernán Rincón-Castro  
Juan J. Ospina-Tejero

Núm. 1114  
2020



Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia

# Multipliers of taxes and public spending in Colombia: SVAR and Local Projections approaches

Sergio Restrepo-Ángel, Hernán Rincón-Castro and Juan J. Ospina-Tejeiro\*

The opinions, statements, findings and interpretations contained in this document are the sole responsibility of the authors and do not represent the position of Banco de la República or its Board of Directors. All errors and omissions in this work are our responsibility.

## Abstract

This paper estimates multipliers of taxes and public spending for Colombia with techniques of structural autoregressive vectors and both standard and smooth local projections. Quarterly series of the central national government are used from 2000 to 2018. We estimate fiscal multipliers that are less than unity, except when the economy experiences a contraction phase, when that of spending is greater than unity. The results are generally maintained for different identification schemes and estimation methodologies.

*JEL codes:* C32, C51, C53, E62

*Key words:* fiscal shocks, Blanchard and Perotti, standard and smooth local projections, fiscal multipliers

---

\*The authors give special thanks to Fredy Castañeda for outstanding support as research assistant and to Néstor Espinosa, Yurani Hernández and Víctor Méndez for their invaluable work in the construction of fiscal variables. Also, to Jorge Restrepo and Hernán Rincón for facilitating the codes used in the estimation of the multipliers with Blanchard and Perrotti methodology. Authors are, respectively: Expert Economist, Monetary Policy and Economic Information, Banco de la República, Carrera 7 No. 14 -78 piso 12, Bogotá, Colombia, e-mail: srestran@banrep.gov.co; Senior Researcher, Research Unit, Banco de la República, Carrera 7 No. 14 -78 piso 11, Bogotá, Colombia, e-mail: hrincoca@banrep.gov.co; and Chief Officer, Monetary Policy and Economic Information, Banco de la República, Carrera 7 No. 14 -78 piso 10, Bogotá, Colombia, e-mail: jospinte@banrep.gov.co.

# Multiplicadores de los impuestos y del gasto público en Colombia: aproximaciones SVAR y proyecciones locales

Sergio Restrepo-Ángel, Hernán Rincón-Castro and Juan J. Ospina-Tejeiro\*

Las opiniones contenidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los errores y omisiones en este trabajo son responsabilidad de los autores.

## Resumen

En el artículo se estiman multiplicadores de los impuestos y del gasto público para Colombia con técnicas de vectores autorregresivos estructurales y proyecciones locales estándar y suavizadas. Se utilizan series trimestrales del gobierno nacional central para el período 2000 a 2018. Los multiplicadores fiscales estimados son menores que la unidad, excepto cuando la economía experimenta una fase de contracción, cuando el del gasto resulta mayor. Los resultados en general se mantienen para diferentes esquemas de identificación y metodologías de estimación.

*Clasificación JEL:* C32, C51, C53, E62

*Palabras clave:* choques fiscales, Blanchard y Perotti, proyecciones locales estándar y suavizadas, multiplicadores

---

\*Los autores agradecen especialmente a Fredy Castañeda por su excelente apoyo como asistente de investigación y a Néstor Espinosa, Yurani Hernández y Víctor Méndez por su invaluable trabajo en la construcción de variables fiscales. Asimismo, a Jorge Restrepo y Hernán Rincón por facilitar los códigos utilizados en la estimación de los multiplicadores con la metodología Blanchard y Perotti. Los autores son, respectivamente: Profesional Experto, Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica, Banco de la República, Carrera 7 No. 14 -78 piso 12, Bogotá, Colombia, e-mail: srestran@banrep.gov.co; Investigador Principal, Unidad de investigaciones, Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República, Carrera 7 No. 14 -78 piso 11, Bogotá, Colombia, e-mail: hrincoca@banrep.gov.co; y Subgerente, Subgerencia de Política Monetaria e Información Económica, Banco de la República, Carrera 7 No. 14 -78 piso 10, Bogotá, Colombia, e-mail: jospinte@banrep.gov.co

# 1. Introducción

Generalmente, tanto las autoridades de economías avanzadas como de países emergentes aumentan el gasto público o reducen los impuestos cuando enfrentan períodos de desaceleración económica o recesiones. Ante esta reacción, emergen preguntas sobre el signo y la magnitud de los efectos, si los hay, y los canales a través de los cuales los movimientos de éstos impactan el producto, el empleo y la inversión. Teóricamente, no hay un acuerdo al respecto, pero la visión keynesiana ilustra bien el concepto de multiplicador: un incremento del gasto público aumenta la demanda agregada, lo que conduce a una mayor demanda de trabajo y, por tanto, a mayores salarios y empleo. Los mayores ingresos laborales estimulan el consumo, lo que conduce a una demanda agregada aún mayor y, en consecuencia, a un mayor nivel de inversión y empleo, mayores ingresos, más consumo y así a una espiral virtuosa que se multiplica. El impacto final sobre la economía del choque inicial del gasto o los impuestos, denominado en la literatura como multiplicadores fiscales, es la sumatoria de los impactos del choque inicial sobre la demanda agregada y el PIB. La tarea de este artículo es estimar los multiplicadores para Colombia, que servirá tanto para alimentar los modelos de análisis económico como para contar con elementos de juicio en la toma de decisiones de política fiscal y macroeconómica.

En los últimos años, la literatura internacional ha explorado si las estimaciones de los multiplicadores del gasto o los impuestos del gobierno varían según el estado en que se encuentre la economía. Una rama de esta literatura analiza la posibilidad de que los multiplicadores sean diferentes durante las partes bajas del ciclo económico y recesiones (por ejemplo, Auerbach & Gorodnichenko, 2012; Bachmann & Sims, 2012; Baum et al., 2012; Auerbach & Gorodnichenko, 2013; Fazzari et al., 2013; Riera-Crichton et al., 2014; López-Vera et al., 2018). Otra considera que la política monetaria afecta el tamaño de los multiplicadores. En esta dirección, modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos (DSGE, por sus siglas en inglés) neokeynesianos muestran que cuando las tasas de interés se mantienen cerca al zero lower bound (ZLB), los multiplicadores pueden ser más altos que en tiempos normales (Cogan et al., 2010; Christiano et al., 2011; Coenen et al., 2012).

Para el caso colombiano, el estudio de Rincón, Rodríguez, Toro, & Téllez (2014) utiliza un modelo DSGE y muestra que el multiplicador de los impuestos del GNC es pequeño y negativo (-0,02, al impacto) y para el gasto distinguen dos canales: si el recorte es vía reducción del gasto de funcionamiento o de inversión. Para el primer caso el multiplicador es 0,3 y para el segundo es de -0,1. El estudio concluye que “los choques a la política fiscal son contrarrestados en cierto grado por la política monetaria, pero choques a esta última son refrendados por la política fiscal” (Rincón, Rodríguez, Toro, & Téllez, 2014, página 1).

En el artículo se estiman los multiplicadores fiscales de los impuestos y del gasto los impuestos puntuales y acumulados a uno y dos años para Colombia y se analiza su dinámica mediante funciones de impulso-respuesta. Se utilizan series fiscales trimestrales del Gobierno Nacional Central (GNC) para el período 2000 a 2018. Las metodologías econométricas utilizadas son un SVAR que se identifica de acuerdo con Blanchard and Perotti (2002), denominado de ahora en adelante como BP, y proyecciones locales estándar y suavizadas, denominadas respectivamente como PLE y PSE, con y sin variable de transición. Los multiplicadores acumulados se calculan de acuerdo con Ramey and Zubairy (2018).

La metodología de proyecciones locales fue desarrollada inicialmente por Jordà (2005) y ha sido utilizadas por la literatura internacional y colombiana que estima multiplicadores fiscales (ver Auerbach & Gorodnichenko, 2012; Ramey & Zubairy, 2018; Vargas-Herrera, González, & Lozano-Espitia, 2015), como en estudios que evalúan los impactos macroeconómicos de choques a precios de commodities como el petróleo (ver Francis & Restrepo, 2018). En el caso del documento de Vargas-Herrera, González, & Lozano-Espitia, 2015, se estima una serie de multiplicadores de gasto público tomando como valor el máximo de la respuesta del producto y el choque inicial de gasto público, siguiendo a Blanchard and Perotti (2002).

En este artículo seguimos a Blanchard and Perotti (2002), a Mountford & Uhlig (2009), Uhlig (2010), Fisher & Peters (2010) y más recientemente Ramey & Zubairy, 2018, los cuales aseveran que los multiplicadores deben calcularse como la integral de la respuesta del producto dividida por la integral de la respuesta del gasto público. Los multiplicadores medidos de esta forma resuelven de manera efectiva la pregunta relevante de política fiscal, como lo hacemos más adelante, porque miden la ganancia acumulada del PIB en relación con el gasto público acumulado durante un período determinado. Las proyecciones locales suavizadas fueron desarrolladas recientemente por Barnichon and Brownlees (2019), quienes utilizan funciones base B-spline para suavizar las funciones de impulso respuesta generadas por la metodología de proyecciones locales estándar, generando mejoras en eficiencia de los estimadores y en la interpretación de los mismos.

Como la metodología de proyecciones locales permite incluir de manera directa y explícita los choques fiscales, realizamos dos ejercicios: en el primero utilizamos la serie de los choques estructurales del gasto y los impuestos extraídos del SVAR según la metodología de BP. Como veremos enseguida, este método de identificación está basado en el supuesto de que el gasto y los impuestos en el trimestre no responden de manera contemporánea a los movimientos del PIB. En el segundo, la serie de choque estructurales utiliza un enfoque narrativo del comportamiento del gasto primario del GNC para derivarlo. En este último caso seguimos la metodología utilizada por Vargas-Herrera, González, and Lozano-Espitia (2015) en la que el choque de gasto se identifica como la diferencia entre el gasto primario proyectado en los planes financieros del GNC y el efectivamente ejecutado. Los resultados de ambos ejercicios son cualitativamente similares, aunque cuantitativamente presentan algunas diferencias, como se constatará más adelante.

Adicionalmente, el artículo realiza una extensión de la metodología de las proyecciones locales estándar para calcular multiplicadores que dependen de si la economía se encuentra en un estado expansivo o recesivo. Para esto, se siguen los cambios introducidos por Auerbach & Gorodnichenko (2012). Los resultados de este ejercicio mostraron que la política fiscal en Colombia tiene mayor efecto multiplicador en fases recesivas que expansivas.

La metodología de BP fue primero aplicada para analizar el caso colombiano por Restrepo y Rincón (2006), quienes utilizan estadísticas trimestrales del sector público no financiero entre 1990 y 2005. Luego, por Campo Robledo (2007), quien encuentra que la respuesta del PIB al choque del gasto es positiva aunque cercana a cero, y al choque de los impuestos también es positiva, al igual que Lozano

and Rodríguez (2011), lo que resulta contraintuitivo. Por último, por Restrepo (2020), quien utiliza estadísticas trimestrales del GNC entre 1995 y 2017. En cuanto a la metodología de proyecciones locales, que los autores sepan, el único artículo que la utiliza para estimar los multiplicadores fiscales en Colombia es el de Vargas et al. (2015), aunque con las diferencias anotadas anteriormente. Cuando se describan nuestros resultados los compararemos con los de la literatura mencionada.

Los principales aportes del artículo consisten en la identificación de los choques de impuestos y gastos mediante dos métodos (BP y enfoque narrativo), la utilización de la misma base de datos, en cuanto a cobertura del sector público y período de estudio, la estimación de los multiplicadores mediante tres técnicas econométricas alternativas (SVAR, proyecciones locales estándar y proyecciones locales suavizadas) y la robustez de las técnicas y resultados. La literatura referenciada utiliza uno u otro método de identificación o estimación y no evalúa la robustez de los multiplicadores ante cambios en ellas.

Luego de esta introducción, el artículo contiene cuatro secciones. La segunda desarrolla las metodologías de BP y de proyecciones locales estándar y suavizadas y describe los modelos econométricos que serán utilizados para las estimaciones de los multiplicadores. La tercera explica las estadísticas fiscales que utilizamos. La cuarta describe y analiza los resultados. La última sección resume los principales hallazgos.

## 2. Metodología econométrica

### 2.1. Blanchard y Perotti

Esta subsección describe y estudia la metodología propuesta por Blanchard y Perotti (2002) para identificar y estimar los multiplicadores de los impuestos y el gasto del GNC sobre el PIB para Colombia. Las estimaciones utilizan un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). Como una extensión de la metodología de BP se estiman también los multiplicadores “acumulados” propuestos por Ramey y Zubairy (2018). Se utiliza información trimestral del período 2000 a 2018.

Los impuestos y los gastos impactan el PIB, excepto cuando se asume que los agentes son plenamente ricardianos. A la vez, ellos están correlacionados con sí mismos y con el PIB. Por tanto, para analizar los efectos dinámicos individuales de los impuestos y el gasto sobre el PIB se requiere identificar los cambios estructurales de los primeros de manera individualizada. Esta es la primera tarea que emprenden BP.

La metodología de BP consiste en plantear un modelo estructural para los impuestos y el gasto a partir de un modelo VAR de forma reducida:

$$Y_t = A(L, q)Y_{t-1} + U_t \quad (1)$$

Con  $Y_t = [T_t, G_t, PIB_t]'$  el vector de dimensión tres de los logaritmos de los impuestos, gasto y PIB real trimestrales per cápita. Los “impuestos” se refieren a los ingresos totales netos de los intereses sobre la deuda y las transferencias, tanto para el GNC como para el GG. El “gasto” corresponde a la suma de los servicios personales, gastos generales y la inversión del GNC. El vector de dimensión tres

$U_t = [u_t^G, u_t^T, u_t^{PIB}]'$  contiene los respectivos errores de forma reducida.  $A(L, q)$  es un polinomio de rezagos distribuidos de orden  $q = 4$  (cuatro trimestres) de los coeficientes de la forma reducida de las variables endógenas del modelo. Un elemento crucial de esta formulación de BP es que permite que los coeficientes en cada rezago dependan del trimestre particular  $q$  que indexa la variable dependiente. Según los autores, la razón de permitir la “dependencia trimestral” de los coeficientes es la presencia de patrones estacionales en la respuesta de los impuestos al PIB. Así, por ejemplo, los impuestos indirectos como el IVA o la retención en la fuente de renta, para el caso colombiano, se pagan con un rezago mínimo o nulo con relación al momento de la transacción. Sin embargo, otros impuestos, como el de renta o de utilidades de las empresas, se paga con un rezago significativo con respecto al momento en que se genera; más aún, si su pago se realiza en uno o dos trimestres específicos del año, en general, entre el primer y el segundo trimestre del año en Colombia, el rezago varía dependiendo del trimestre. Por ejemplo, revisemos la temporalidad de la causación y el pago del impuesto de renta de las empresas en Colombia: el impuesto se paga en los dos primeros trimestres de cada año por las utilidades que se causaron trimestre a trimestre del año anterior. Así, en los dos primeros trimestres del año, los recaudos de renta de las empresas dependerán del PIB del año anterior, pero en los dos siguientes no existirán recaudos y por tanto no existirá dependencia entre los impuestos y el PIB en tales trimestres.

BP suponen que hay una relación lineal entre los errores de manera reducida y las innovaciones estructurales (no observables) del modelo  $\epsilon_t = [\epsilon_t^T, \epsilon_t^G, \epsilon_t^{PIB}]'$  tal que:

$$u_t^T = a_1 u_t^{PIB} + a_2 \epsilon_t^G + \epsilon_t^T \quad (2)$$

$$u_t^G = b_1 u_t^{PIB} + b_2 \epsilon_t^T + \epsilon_t^G \quad (3)$$

$$u_t^{PIB} = c_1 u_t^T + c_2 u_t^G + \epsilon_t^{PIB} \quad (4)$$

La primera ecuación establece que los errores de pronóstico de los impuestos en el trimestre  $t$  ( $u_t^T$ ) se deben contemporáneamente a los errores de pronóstico del PIB ( $u_t^{PIB}$ ), a las perturbaciones estructurales del gasto ( $\epsilon_t^G$ ) y las perturbaciones estructurales de los impuestos en sí mismos ( $\epsilon_t^T$ ). Una interpretación similar aplica para los errores de pronóstico de los gastos,  $u_t^G$ , en la segunda ecuación. La tercera establece que los errores de pronóstico del PIB en el trimestre  $t$  ( $u_t^{PIB}$ ) se explican contemporáneamente por los errores de pronóstico del gasto ( $u_t^G$ ) y de los impuestos ( $u_t^T$ ) y por las perturbaciones estructurales de sí mismo ( $\epsilon_t^{PIB}$ ). Los coeficientes miden el grado de impacto de los choques sobre los respectivos errores de pronóstico.

El sistema definido por la ecuación (1), junto con la estrategia de identificación definida por las ecuaciones (2) a (4), se pueden expresar de manea matricial como (ver Restrepo y Rincón (2006) y Restrepo (2020), con ligeros cambios en el orden y notación del sistema):

$$\begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^G \\ u_t^{PIB} \end{bmatrix} = \overbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & -a_1 \\ 0 & 1 & -b_1 \\ -c_1 & -c_2 & 1 \end{bmatrix}}^A \overset{-1}{\overbrace{\begin{bmatrix} 1 & a_2 & 0 \\ b_2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}}}^B \begin{bmatrix} \epsilon_t^T \\ \epsilon_t^G \\ \epsilon_t^{PIB} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Nótese que las primeras dos matrices del lado derecho de la ecuación (5) son las que permiten obtener los estimadores de los parámetros estructurales del modelo y son el insumo para construir las funciones de impuesto repuesta ante perturbaciones de los impuestos y el gasto. Nótese que los elementos de la diagonal principal de la matriz B son iguales a 1. Esto significa que se supone que las varianzas de los choques estructurales son iguales a 1, como lo hicieron Restrepo y Rincón (2006).

Ahora, como el sistema SVAR definido por la ecuación (5) contiene más incógnitas (coeficientes) que las que contiene el sistema VAR de forma reducida especificado en la ecuación (1), se requiere imponer restricciones sobre algunos de los parámetros estructurales con el fin de identificar el sistema y estimar los parámetros libres. Así, la pregunta central es, ¿cómo identificar las innovaciones estructurales de los impuestos y el gasto? La respuesta a esta pregunta es la contribución principal de la propuesta de BP. Con el fin de lograr este objetivo, las restricciones que se impondrán provienen de los arreglos de instituciones fiscales particulares del país en estudio. Por tanto, la metodología de identificación del sistema definido por las ecuaciones (1) a (5) y formulado por BP sigue tres pasos.

Primero, se estiman los parámetros  $a_1$  y  $b_1$ , es decir, las elasticidades de los impuestos y el gasto a cambios en la actividad económica (medida por el PIB), mediante regresiones auxiliares. Con respecto a  $a_1$  es claro que el PIB impacta los recaudos tributarios porque la mayoría se mueven a la par de su comportamiento, por medio de los llamados “estabilizadores automáticos”. No ocurre lo mismo con el gasto, ya que no hay, por ejemplo, subsidios de desempleo que se muevan con la actividad económica. La regresión para estimar  $a_1$  especifica como variable dependiente los impuestos y como explicativas el PIB, rezagos del mismo, que controlan por el rezago de la recaudación de algunos impuestos como el de renta de las empresas (el impuesto que pagan en  $t$  se genera, depende, de la actividad económica de trimestres anteriores), rezagos de la variable dependiente, variables cualitativas estacionales que por la estacionalidad del trimestre al cual está indexada la variable dependiente (“dependencia trimestral”) y, para el caso estudiado, una medida de los términos de intercambio, que controla por los efectos de las perturbaciones externas que impactan la actividad económica local. La dependencia del gasto del PIB se descarta de entrada; primero, por lo que se mencionó anteriormente, y, segundo, porque éste se predetermina por los presupuestos aprobados trimestres atrás. Por tanto, se asume que  $b_1 = 0$ . Más aún, las autoridades fiscales lo tratan como “estructural” desde el inicio de la implementación de la regla fiscal en el año 2012, en particular, desde 2014, año en que se requirió el cumplimiento de una meta puntual de déficit.

Hay que advertir que los coeficientes  $a_1$  y  $b_1$  deberían también capturar otro efecto de la actividad económica sobre los impuestos y el gasto y es aquel relacionado con los ajustes discrecionales de la autoridad fiscal ante hechos inesperados ocurridos en el trimestre. Sin embargo, BP, y nosotros, descartamos ese canal de transmisión, dado el funcionamiento de la institucionalidad en Estados Unidos, es país estudiado por BP, y en Colombia, que impide que tanto las autoridades fiscales como el legislativo tengan conocimiento cierto en el mismo trimestre del impacto sobre aquellas variables de choques de la actividad económica y que puedan tomar decisiones e implementarlas en el mismo trimestre en que suceden.

Segundo, se estiman los parámetros  $c_1$  y  $c_2$  en tres pasos. En el primero, se estima el sistema de

forma reducida (1) y se obtienen los errores de pronóstico para cada una de las variables endógenas (los  $\hat{u}_t^s$ ,  $s = T, G, PIB$ ). En este paso se incluye los términos de intercambio como variable exógena. En el segundo, se calculan los errores de pronóstico de los impuestos y del gasto ajustados o ‘corregidos’ por el comportamiento de la actividad económica, es decir,  $u_t^{T'} = \hat{u}_t^{T'} - \hat{a}_1 \hat{u}_t^{PIB}$  y  $u_t^{G'} = \hat{u}_t^G - b_1 \hat{u}_t^{PIB} = \hat{u}_t^G$  (recuérdese que se asume que  $b_1 = 0$ ). En el último paso, y como  $u_t^{T'}$  y  $u_t^{G'}$  podrían estar aún correlacionados entre sí, pero ya no están correlacionados con  $\varepsilon_t^{PIB}$ , se utilizan como instrumentos en la ecuación (4) para estimar los parámetros  $c_1$  y  $c_2$ . En este paso se incluyen otros instrumentos como los rezagos de la variable dependiente y rezagos de los instrumentos de los impuestos y el gasto.

Tercero y último, se requiere conocer los valores de los parámetros  $a_2$  y  $b_2$ . A priori, y como bien lo resaltan BP, no hay claridad sobre la manera de identificarlos, ya que si la autoridad fiscal cambia discretionalmente y de manera simultánea los impuestos y el gasto, la pregunta que emerge es: ¿los gastos están respondiendo al cambio en los impuestos ( $b_2 \neq 0$  y  $a_2 = 0$ ) o lo contrario ( $a_2 \neq 0$  y  $b_2 = 0$ )? Nótese que, si la frecuencia de los datos fuera anual, esta pregunta se podría responder directamente, ya que, por lo menos para Colombia y desde 2012, la regla fiscal estructural para el GNC establece primero la meta de “ingresos estructurales” y luego el presupuesto de gasto consistente con aquella, es decir, estamos restringidos a la situación uno. Claro, si se observa la situación fiscal de las últimas tres décadas, el comportamiento creciente del gasto público y las continuas reformas tributarias, la mayoría de carácter fiscalista, se podría también decir que hemos estado restringidos a la situación dos. Ahora, como la información es trimestral, uno se podría inclinar hacia este último escenario, ya que el gasto podría haberse ajustado en algunos trimestres ante un choque inesperado de la actividad económica, pero los impuestos no, por las rigideces institucionales comentadas anteriormente, que aplican tanto a Colombia como a los Estados Unidos. Frente a estas posibles situaciones, BP identifican el modelo mediante dos supuestos alternativos. En el primero, BP asumen que las decisiones sobre los impuestos se toman primero, tal que  $a_2 = 0$  y  $b_2$  se estima (es libre). Alternativamente, BP asumen que las decisiones sobre el gasto se toman primero, tal que  $b_2 = 0$  y  $a_2$  se estima (es libre). Nuestros ejercicios estiman la primera alternativa, por lo comentado anteriormente.

Antes de proseguir, hay que advertir que la metodología de BP ha sido sujeta a diferentes críticas.

En primer lugar, la metodología asume que los parámetros del modelo son estado y choque independientes, un supuesto que ha sido revaluado por la literatura (Ramey and Shapiro, 1998; Romer and Romer, 2010; Ramey, 2011; Christiano et al., 2011; Auerbach and Gorodnichenko, 2012, 2013; Coenen et al. 2012; Fazzari et al., 2015; Ramey and Zubairy, 2018).

En segundo lugar, Ramey and Zubairy (2018) argumentan y muestran que tomar logaritmos a las variables de interés y utilizar ex post un factor de conversión para transformar la elasticidad en un multiplicador, como lo hacen BP, sesga hacia arriba el valor de este. Por tanto, las autoras proponen la utilización de la transformación de Gordon and Krenn (2010), que consiste en dividir directamente los niveles de las variables endógenas por el PIB tendencial y permite obtener variables en las mismas unidades. Para evitar este sesgo cuando estimemos los multiplicadores con proyecciones locales se incorporarán los ajustes sugeridos por Hall (2009), Barro and Redlick (2011) y Ramey and Zubairy (2018), explicados más adelante.

En tercer lugar, la metodología de BP, lo mismo que el cálculo de los multiplicadores acumulados a la Ramey and Zubairy (2018), asumen un mundo lineal, pero la magnitud y dirección de los choques fiscales también debería importar a la hora de analizar el impacto de la política fiscal sobre la actividad económica.

En cuarto lugar, ni BP ni Ramey and Zubairy (2018) ni la literatura sobre Colombia reportada en la introducción tienen en cuenta que el impacto de las perturbaciones fiscales sobre la actividad económica depende del tipo de impuestos o gasto que está cambiando, como lo muestran Auerbach and Gorodnichenko (2012) para los Estados Unidos y Rincón et al. (2014) para Colombia. En otras palabras, no tienen en cuenta la heterogeneidad de la política fiscal. Por último, tampoco tienen en cuenta los efectos de la incertidumbre acerca de la política fiscal sobre la actividad económica y de ahí sobre los multiplicadores que, como lo muestran Fernandez-Villaverde et al. (2015) para los Estados Unidos y Delgado y Rincón (2017) para Colombia, no es menor.

Dadas las críticas y llamados de atención sobre la metodología de BP mencionados, en la siguiente subsección utilizamos metodologías alternativas que enfrentan algunas de ellas. Esto nos permitirá calcular otros multiplicadores, compararlos con los obtenidos con BP y contrastar las diferencias.

## 2.2. Proyecciones locales

Esta subsección describe y analiza la metodología de proyecciones locales de Jordà (2005) para estimar las funciones de impulso respuesta y los multiplicadores fiscales acumulados, con el propósito de controlar por algunas de las críticas al método de BP mencionadas con anterioridad. Auerbach and Gorodnichenko (2013) fueron los primeros en usar esta técnica para estimar los multiplicadores para los países miembros de la OCDE. Recientemente, Ramey and Zubairy (2018) lo utilizaron para investigar si los multiplicadores del gasto del gobierno de EE. UU. son más altos durante períodos de baja actividad económica o durante períodos en que las tasas de interés están cerca del “zero lower bound”. De acuerdo con Jordà (2005), el modelo de regresión de proyecciones locales estándar, que denominamos como PLE, puede estimarse por mínimos cuadrados ordinarios, proporcionan una inferencia apropiada (individual o conjunta) que no requiere aproximaciones asintóticas o técnicas numéricas para su cálculo, es robusto a una especificación errónea del proceso de generación de datos y se adapta fácilmente a especificaciones no lineales, que a menudo son poco prácticas o inviables en un contexto multivariado. Dado que los modelos de proyecciones locales pueden estimarse mediante métodos de ecuaciones univariadas, pueden calcularse fácilmente con los paquetes de regresión estándar disponibles y, por tanto, convertirse en una alternativa natural para estimar las funciones de impulso respuesta de los modelos VAR. Las PLE requieren la estimación de una serie de regresiones para cada horizonte  $h$  y para cada variable. Siguiendo la notación de Ramey and Zubairy (2018), el modelo lineal es el siguiente:

$$x_{t+h} = \alpha_h + \psi_h(L)z_{t-1} + \beta_h shock_t + \gamma t + \varepsilon_{t+h} \text{ for } h = 0, 1, 2, \dots, 8 \quad (6)$$

$x$  corresponde a la variable de interés entre  $\{Y, G\}$ ,  $z$  es un vector de variables de control,  $\psi_h(L)$  es un polinomio de orden 4 en el operador de rezago, y el choque  $shock_t$  corresponde a los choques fiscales identificados y descritos en el Apéndice 7.2 y por la metodología de BP,  $\varepsilon_t^G$ . Nuestro vector de variables de control,  $z$ , está compuesto por desviaciones con respecto al valor tendencial del PIB real desesta-

cionalizado y ajustado por efectos calendario y de gasto del GNC. Adicionalmente se incluyen rezagos del choque fiscal, con el fin de controlar por cualquier correlación serial en el choque identificado. El coeficiente  $\beta_h$  da la respuesta de  $x$  en el periodo  $t + h$  al choque en  $t$ . De esta forma, construimos las funciones de impulso-respuesta como la secuencia de  $\beta_h$  estimados en una serie de regresiones para cada horizonte. Este método contrasta con el método estándar de estimar los parámetros del VAR para el horizonte  $h = 0$  y luego usarlos para iterar hacia adelante para construir las funciones de impulso-respuesta. La única complicación asociada con el método de Jordà es la correlación serial de los términos de error inducidos por el adelanto sucesivo de la variable dependiente. Por tanto, para controlar por ella, aquí utilizamos la corrección Newey-West (Newey and West, 1987).

Las PLE se adaptan fácilmente a la estimación de un modelo estado-dependiente. Para esto, estimamos un conjunto de regresiones para cada horizonte  $h$  de la siguiente manera:

$$x_{t+h} = G(z_t) [\alpha_{A,h} + \psi_{A,h}(L)z_{t-1} + \beta_{A,h}shock_t] + (1 - G(z_t)) [\alpha_{B,h} + \psi_{B,h}(L)z_{t-1} + \beta_{B,h}shock_t] + \gamma t + \varepsilon_{t+h} \quad (7)$$

$G(z_t)$  es una función de transición que toma valores entre cero y uno e indica en qué estado la economía se encuentra cuando se produce el choque. Permitimos que todos los coeficientes del modelo, excepto la tendencia determinística, varíen de acuerdo con  $G(z_t)$ . La función  $G(z_t)$  corresponde a la variable de transición, definida de acuerdo con Auerbach y Gorodnichenko (2012), que corresponde al promedio centrado normalizado de orden siete (tres trimestres *forward-looking* y cuatro *backward-looking*) del PIB real en desviaciones de su valor tendencial. Por tanto, permitimos que una vez se produce el choque, el pronóstico de  $x_{t+h}$  difiera según el estado de la economía. Además de las ventajas específicas para estimar los multiplicadores en el ejercicio estado-dependiente que analizaremos más adelante, el método de Jordà tiene la ventaja de no restringir la forma de la función de impulso-respuesta, por lo que es menos sensible a una especificación incorrecta, como podría ser el caso de un SVAR. Tampoco requiere que todas las variables ingresen en todas las ecuaciones, por lo que se puede usar una especificación más parsimoniosa. Una tercera ventaja es que las variables del modelo de regresión no tienen que tener el mismo orden de integración (o estar cointegradas) que las variables del lado derecho. Como se explicará más adelante, esta es una ventaja importante sobre un SVAR estándar en este contexto particular.

Es importante resaltar que el método de proyecciones locales no necesariamente domina al método SVAR estándar para calcular las funciones de impulso respuesta. En primer lugar, debido a que las PLE no imponen ninguna restricción que vincule las respuestas de impulso en  $h$  y  $h + 1$ , las respuestas a menudo son erráticas debido a la pérdida de eficiencia estadística. En segundo lugar, a medida que el horizonte aumenta, se pierden las observaciones del final de la muestra. Por último, las respuestas a los impulsos de las PLE a veces muestran oscilaciones abruptas en horizontes muy largos. Ramey (2012) compara las funciones de impulso respuesta estimadas utilizando el método de Jordà versus un VAR estándar y una simulación dinámica, como la utilizada por Romer y Romer (2010) que se basa en choques fiscales originados en las noticias sobre gasto militar en la economía de los Estados Unidos. Los resultados son cualitativamente similares para los primeros 16 trimestres, aunque las respuestas de las PLE tienden a ser más erráticas. Sin embargo, en horizontes más largos, tienden a producir

oscilaciones estadísticamente significativas que no se observan con los otros dos métodos. Ya que el interés del presente artículo reside en respuestas de más corto plazo (ocho trimestres), las estimaciones de largo plazo no representan una preocupación mayor.

### 2.2.1. Proyecciones locales suaves

La naturaleza no-paramétrica de las PLE genera costos en eficiencia y, en la práctica, el estimador de proyecciones locales puede sufrir de una gran variabilidad, que se manifiesta en un comportamiento errático de las funciones de impulso respuesta. Para solucionar estos inconvenientes, se sigue el trabajo de Barnichon & Brownlees (2019), quienes introducen funciones de suavizamiento B-spline para implementar la metodología de proyecciones locales suavizadas, que hacia adelante denominaremos como PLS. Este método preserva la flexibilidad de las proyecciones locales, incrementa sustancialmente la precisión y es sencillo de implementar.

De acuerdo con Barnichon & Brownlees (2019), el coeficiente  $\beta_h$  de la ecuación (1) se aproxima mediante una función de base lineal B-spline para el horizonte de pronóstico  $h$ . De esta forma:

$$\beta_h \approx \sum_{k=1}^K b_k B_k(h) \quad (8)$$

Donde  $B_k : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  para  $k = 1, \dots, K$  es un conjunto de funciones base B-spline y  $b_k$  para  $k = 1, \dots, K$  es un conjunto de parámetros escalares. Generalmente se utiliza un valor de  $K$  relativamente alto para asegurar que se minimiza el sesgo que podría originarse con la aproximación. De manera análoga, se procede a realizar lo mismo con  $\alpha_h$  y  $\psi_h$ , con lo que la ecuación (1) se aproximaría como:

$$x_{t+h} \approx \sum_{k=1}^K \alpha_k B_k(h) + \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^K \psi_{ik} B_k(h) z_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k B_k(h) shock_t + \gamma t + \varepsilon_{(h)t+h} \quad \text{donde } h = 0, 1, 2, \dots, 8 \quad (9)$$

Seguindo la definición de Barnichon & Brownlees (2019), las B-spline son funciones base con forma de “joroba”, indexadas por un conjunto de nudos<sup>1</sup>. Una función base B-spline se compone de  $q + 1$  componentes polinómicos de orden  $q$ . Estos polinomios se unen en un conjunto de  $q + 2$  nudos internos y se calibran de tal manera que las derivadas hasta el orden  $q - 1$  son continuas en los nudos internos. La función base B-spline es distinta de cero sobre el dominio que abarcan los  $q + 2$  nudos internos y cero en otros lugares. El nudo interior más a la izquierda se usa para indexar la función B-spline y el orden de los polinomios determina el orden de la base (si los componentes polinómicos son de orden  $q$ , se dice la base B-spline es de orden  $q$ ). En este trabajo se usan B-splines cúbicas con nudos equidistantes entre -2 y 7, con incrementos unitarios<sup>2</sup>.

La ecuación (4) puede expresarse de forma compacta como el siguiente modelo lineal:<sup>3</sup>

$$\mathcal{Y}_t = \mathcal{X}_t \theta + \mathcal{U}_t \quad (10)$$

<sup>1</sup>Ver Boor (1978) para una presentación de libro de texto sobre B-splines y Eilers y Marx (1996) para un resumen de sus propiedades.

<sup>2</sup>Se deriva de  $h_{min} - 2$  a  $h_{max} - 1$  donde  $h = 0, 1, 2, \dots, 8$

<sup>3</sup> véase Barnichon & Brownlees (2019) para más detalles en la derivación matemática.

Donde  $\mathcal{U}_t$  denota el vector  $d \times 1$  de error de predicción de la regresión. La estimación de proyecciones locales suaves se realiza a través de la estimación ridge generalizada:

$$\begin{aligned}\hat{\theta} &= \arg \min_{\theta} \left\{ \|\mathcal{Y} - \mathcal{X}\theta\|^2 + \lambda\theta' \mathbf{P}\theta \right\} \\ &= (\mathcal{X}'\mathcal{X} + \lambda\mathbf{P})^{-1} \mathcal{X}'\mathcal{Y}\end{aligned}\tag{11}$$

Donde  $\mathbf{P}$  es una matriz de penalización semidefinida positiva y  $\lambda$  es un parámetro de contracción que determina el *trade-off* entre sesgo y varianza del estimador  $\hat{\theta}$ : cuando  $\lambda$  es 0, el estimador coincide con el de mínimos cuadrados (sin sesgo pero varianza potencialmente grande), mientras que cuando  $\lambda > 0$ ,  $\hat{\theta}$  es sesgado pero tiene una varianza menor que el estimador de mínimos cuadrados. Al igual que Barnichon & Brownlees (2019), se selecciona  $\lambda$  usando una validación cruzada k-fold.

### 2.3. Consideraciones en el cálculo de multiplicadores

En esta subsección destacamos dos problemas potenciales que afectan directamente a los multiplicadores calculados no solo a partir de VAR no lineales sino también de todos los SVAR lineales estándar utilizados en la literatura, como el estimado por BP, que comentamos previamente. El primer problema se refiere a la conversión de elasticidades a multiplicadores. La práctica habitual en la literatura es usar el logaritmo de variables tales como el PIB real, el gasto público y los impuestos. Sin embargo, las funciones de impulso respuesta estimadas no revelan directamente el multiplicador porque son elasticidades. Generalmente lo que hace la literatura es convertir las elasticidades estimadas en un equivalente monetario, mediante un factor de conversión ex post basado en el promedio muestral de la relación entre el PIB ( $Y$ ) y el gasto público ( $G$ ) o los impuestos ( $T$ ):  $Y/G$  o  $Y/T$ . El problema con esta metodología es que el multiplicador posiblemente será sesgado y su grado dependerá del comportamiento histórico de la relación  $Y/G$  o  $Y/T$  (Ramey and Zubairy, 2018).

Para evitar este sesgo, cuando estimamos los multiplicadores a la BP también estimamos los acumulados a la Ramey & Zubairy (2018), mientras que cuando se utilizan las PLE y PL incorporamos los ajustes sugeridos por Hall (2009), Barro & Redlick (2011) y, también, los introducidos recientemente por Ramey & Zubairy (2018). En este caso, convertimos los cambios tanto del PIB como del gasto público a las mismas unidades antes de la estimación. En particular, las variables  $x$  en el lado izquierdo de la Ecuación 1 las definimos como  $y_t = \frac{Y_t}{\bar{Y}_t}$  y  $g_t = \frac{G_t}{\bar{Y}_t}$ , donde  $Y_t$  corresponde al PIB real desestacionalizado y ajustado por efectos calendario y  $\bar{Y}_t$  al PIB tendencial, extraído al aplicar un filtro Hodrick-Prescott a  $Y_t$ .

El segundo problema consiste en la definición del multiplicador en un entorno dinámico. El documento original de Blanchard y Perotti (2002) definió el multiplicador como la relación entre el máximo de la respuesta del producto y el choque inicial del gasto público. Varios artículos han utilizado esta misma definición, o variaciones, como el promedio de la respuesta del PIB al choque inicial al gasto del gobierno (Auerbach & Gorodnichenko, 2012; Auerbach & Gorodnichenko, 2013). De acuerdo con Mountford & Uhlig (2009), Uhlig (2010) y Fisher & Peters (2010), los multiplicadores deben calcularse como la integral de la respuesta del producto dividida por la integral de la respuesta del gasto público.

Los multiplicadores medidos de esta forma resuelven de manera efectiva la pregunta relevante de política fiscal, como lo hacemos más adelante, porque miden la ganancia acumulada del PIB en relación con el gasto público acumulado durante un período determinado. Para el caso de las proyecciones locales, el multiplicador acumulativo es fácil de calcular usando variables instrumentales (VI) en un solo paso. En particular para el caso lineal, se estima la siguiente ecuación:

$$\sum_{j=0}^h y_{t+j} = \gamma_h + \phi_h(L)z_{t-1} + m_h \sum_{j=0}^h g_{t+j} + \omega_{t+h} \text{ para } h = 0, 1, 2, \dots, 7 \quad (12)$$

usando  $shock_t$  como instrumento para  $\sum_{j=0}^h g_{t+j}$ . Aquí,  $\sum_{j=0}^h y_{t+j}$  es la suma del PIB de  $t$  a  $t+h$  y  $\sum_{j=0}^h g_{t+j}$  es la suma del gasto del Gobierno de  $t$  a  $t+h$ . Esta estimación es equivalente a (i) estimar la ecuación (6) para el PIB para cada horizonte  $j$  hasta  $h$  y sumar los  $\beta_j$ ; (ii) estimar la ecuación (6) para  $G$  para cada horizonte  $j$  hasta  $h$  y sumar los  $\beta_j$ ; (iii) calcular el multiplicador como la división del resultado en (i) entre el resultado (ii),  $m_h = \frac{\sum_{j=0}^7 \beta_{j,h}^{PIB}}{\sum_{j=0}^7 \beta_{j,h}^G}$ .

Adicionalmente, realizar la estimación por VI de la forma descrita anteriormente conlleva las siguientes ventajas adicionales: en primer lugar, el error estándar para  $m_h$  se estima directamente y en segundo lugar, tanto  $shock_t$  como  $G$  pueden tener error de medida en tanto que estos no estén correlacionados.

De manera similar, para el caso estado-dependiente estimamos la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^h y_{t+j} = & G(z_{t-1}) \left[ \gamma_{A,h} + \phi_{A,h}(L)z_{t-1} + m_{A,h} \sum_{j=0}^h g_{t+j} \right] \\ & + (1 - G(z_{t-1})) \left[ \gamma_{B,h} + \phi_{B,h}(L)z_{t-1} + m_{B,h} \sum_{j=0}^h g_{t+j} \right] + \omega_{t+h} \text{ para } h=0,1,2,\dots,7 \quad (13) \end{aligned}$$

Donde se usan  $G(z_{t-1}) \times shock_t$  y  $(1 - G(z_{t-1})) \times shock_t$  como instrumentos para la respectiva interacción del gasto del Gobierno acumulativo con los dos indicadores de estado. Los multiplicadores  $m_{A,h}$  y  $m_{B,h}$  resultantes son exactamente iguales a los calculados siguiendo los tres pasos descritos anteriormente.

### 3. Datos

El presente estudio utiliza series trimestrales de ingresos y gastos del GNC de Colombia tomadas de Metadatos (Ministerio de Hacienda y Crédito Público y Banco de la República) para el periodo 2000 a 2018, periodo de vigencia de la flexibilidad cambiaria y el régimen monetario de inflación objetivo. Elegimos estimar nuestro modelo con datos trimestrales en lugar de datos anuales porque son los que permiten utilizar la metodología de BP; además, porque permiten capturar de manera expedita la reacción de los agentes económicos ante noticias en el entorno fiscal y macroeconómico. Las series históricas incluyen el PIB real desestacionalizado y ajustado por efectos calendario tomado de las estadísticas internas del Banco de la República, que utilizan como insumo las series trimestrales del

PIB real base 2015 producidas por el DANE, el deflactor del PIB, los gastos e ingresos del gobierno, el diferencial de tasas de interés de política entre Colombia y los Estados Unidos, términos de intercambio y el EMBI. Como se mencionó en la introducción, la variable que usamos para representar el estado de la economía corresponde al promedio centrado normalizado de orden 7 (tres trimestres forward-looking y cuatro backward-looking) del PIB real en desviaciones de su valor tendencial extraído al aplicar un filtro Hodrick-Prescott.

Como se estableció anteriormente, los “impuestos” se refieren a los ingresos totales netos de los intereses sobre la deuda y las transferencias del GNC. Los “gastos” corresponden a los servicios personales, gastos generales y la inversión del GNC.<sup>4</sup> Esta variable fue elegida a partir de los datos disponibles; enfatizando que puede haber limitaciones en el análisis debido a cambios en la base impositiva o a tasas impositivas.

Con el fin de controlar por los efectos de los choques externos sobre la actividad económica interna y las variables fiscales, los sistemas VAR y SVAR de la metodología BP explicados previamente incluirán como variable exógena la medida de términos de intercambio producida por el Banco de la República. Por último, también se incluirán variables cualitativas que controlan por las reformas tributarias durante el período de estudio, que se construyen a partir de la compilación de Delgado y Rincón (2017) reportada en su “Anexo 1”, por observaciones atípicas de las series.

Para los ejercicios econométricos con proyecciones locales convertimos tanto del PIB como del gasto público y los impuestos, antes de las estimaciones, a las mismas unidades antes de las estimaciones. En particular, definimos  $y_t = \frac{Y_t}{\tilde{Y}_t}$  y  $g_t = \frac{G_t}{\tilde{Y}_t}$ , donde  $Y_t$  corresponde al PIB real desestacionalizado y ajustado por efectos calendario y  $\tilde{Y}_t$  al PIB tendencial, extraído al aplicar un filtro Hodrick-Prescott a  $Y_t$ <sup>5</sup>. En el Apéndice 7.1 mostramos los gráficos con las series usadas.

Debido a que tanto las metodologías de PLE y PLS requieren la definición de un choque de gasto público exógeno,  $shock_t$ , que cumpla con los criterios de no anticipación y no correlación contemporánea con el producto, se construye el choque como la diferencia entre los gastos primarios reales ejecutados por el GNC (gastos totales excluyendo pago de intereses sobre la deuda pública) y el pronóstico realizado de esta variable en los Planes financieros anunciados por el Ministerio de Hacienda. Los detalles de su construcción se encuentran en detalle en el en el Apéndice 7.2, el cual sigue la metodología de Vargas et. al, 2015.

Las fuentes de las series utilizadas fueron el Banco de la República (banco central de Colombia), el Ministerio de Hacienda y Crédito Público y el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Las variables fiscales se deflactaron con el deflactor del PIB y, adicionalmente, todas las series se desestacionalizaron usando la metodología Census X-12.

<sup>4</sup>La motivación de construir los “impuestos” de esta manera es poder capturar el ingreso neto que extrae el gobierno de la economía: le extrae impuestos y rentas y le devuelve intereses y transferencias. A diferencia de las estadísticas fiscales de Estados Unidos utilizadas BP, cuyo gobierno no es propietario de empresas y por tanto no recibe dividendos, y consideran sólo los ingresos tributarios en sus cálculos, nosotros incluimos aquí tanto los ingresos tributarios como los no tributarios, entre ellos, los dividendos recibidos de las empresas públicas nacionales. La justificación es que, al final del día, es una renta que se le extrae a la economía que, de otra manera, sería utilizada para financiar gastos propios, digamos la inversión, de tales empresas.

<sup>5</sup>Con  $\lambda = 1600$  correspondiente a series trimestrales

## 4. Resultados

### 4.1. Blanchard y Perotti

Como lo resaltan BP, una de las implicaciones de la dependencia trimestral es que los efectos de la política fiscal varían dependiendo del trimestre en el cual ocurre el choque. Como esto implicaría que se deberían obtener cuatro funciones de impulso respuesta para cada trimestre en donde ocurrió el choque, los autores utilizan un cálculo más sencillo. Este consiste en estimar un VAR “trimestre-dependiente” del sistema de ecuaciones dado por las ecuaciones (2) a (4) y luego obtener la matriz varianza-covarianza y los coeficientes (elasticidades) y los efectos de los choques fiscales. Nótese que, en vez de presentar directamente las elasticidades, BP definen y calculan los multiplicadores contemporáneos como la respuesta en dólares del PIB ante un cambio de 1 dólar en la variable fiscal, evaluada en el valor promedio de las respectivas variables. En otras palabras, para convertir las elasticidades en multiplicadores utilizan ex post el promedio muestral de la razón del PIB a cada una de las variables fiscales:  $P\bar{I}B/\bar{T}$  o  $P\bar{I}B/\bar{G}$  según sea el caso, como factor de conversión, y el multiplicador se expresa en términos de dólares.

Alternativamente, BP realizan el ejercicio anterior, pero sin dependencia trimestral, con el objetivo de caracterizar las respuestas en el tiempo (“dinámicas”) del PIB en términos de dólares ante un choque fiscal de un dólar. El multiplicador respectivo lo definen como la razón de la respuesta más alta del PIB al choque unitario fiscal inicial.

¿Hay algún inconveniente en la manera como se calcula el multiplicador fiscal en la metodología de BP? La respuesta es sí, como lo demuestran Ramey and Zubairy (2018) y explicamos previamente. Estas autoras argumentan, basadas en la evidencia y análisis de Mountford and Uhlig (2009) y Uhlig (2010), que los multiplicadores “dinámicos” deberían, por el contrario, ser calculados como la razón de la integral (sumatoria o valor acumulado) de la respuesta del producto a la integral (sumatoria o valor acumulado) de la respectiva respuesta fiscal, porque, si se calculan como los hacen BP, los multiplicadores serán sesgados hacia arriba. ¿Por qué razón? Porque no tienen en cuenta los efectos acumulados del choque fiscal sino su impacto máximo y, se sabe por los resultados de la literatura teórica y empírica reportada anteriormente, que los impactos de los choques se reducen con el tiempo. Más aún, el multiplicador calculado de esta manera permite medir la respuesta acumulada del PIB con relación al gasto acumulado del gobierno durante un período determinado, que es lo que al final importa desde el punto de vista de política. A partir de las salidas del SVAR se define el multiplicador fiscal a la Ramey y Zubairy (2018) como:

$$m_i^h = \sum_{t=1}^h \frac{\frac{\text{Respuesta del PIB}_t}{\varepsilon_t^i}}{\frac{\text{Respuesta}_t^i}{\varepsilon_t^i}} \frac{P\bar{I}B}{\bar{i}}, \quad i=T,G \quad (14)$$

Enseguida reportamos tanto los multiplicadores a la BP como los acumulados a uno, dos y cinco años a la Ramey and Zubairy (2018).

#### 4.1.1. Parámetros del sistema

El Cuadro 2 muestra los resultados de la elasticidades o parámetros del sistema SVAR estimados. En contraste con nuestros resultados, Restrepo y Rincón (2006) estimaron la elasticidad de los impuestos al PIB en 1,87 y en -0,002 y 0,025 de las elasticidades del PIB a los impuestos netos y del gasto para Colombia, respectivamente. Nótese que la diferencia más importante entre los parámetros estimados por Restrepo y Rincón (2006) y los nuestros se presenta en la elasticidad de los impuestos ante cambios del PIB. ¿Qué explica la diferencia? Difícil precisar, ¿por diferencias en la cobertura del gobierno estudiada, nosotros gobierno nacional central mientras que ellos el sector público no financiero (SPNF), y en las muestras de estudio? Lo que se puede deducir de nuestros estimativos es que los impuestos del GNC son más sensibles a las variaciones del producto que los del SPNF. Este es un resultado esperado, ya que algunos de los impuestos territoriales más importantes, que hacen parte de los ingresos del SPNF, dependen del comportamiento de stocks (predial y vehículos) y no de los flujos (PIB), como si es el caso de los impuestos nacionales (IVA y Renta). Para el caso de Chile, los mismos autores estimaron elasticidades de 3,03, -0,034 y 0,165, en su mismo orden. Los resultados de BP para los Estados Unidos en el período 1947 a 1997 son, respectivamente, 2,08, -0,0014 y 0,0175.

Cuadro 2: Parámetros estimados del modelo SVAR

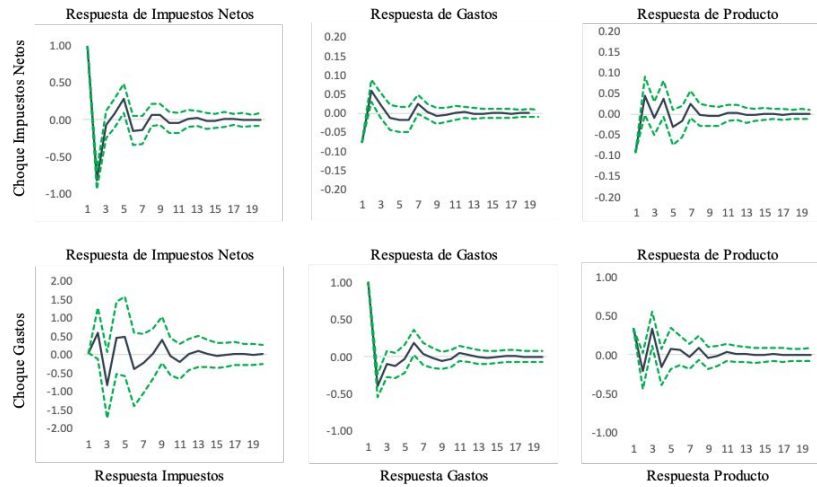
Variable dependiente: $T$	Coefficiente	Muestra: 2001:I-2018:IV
$Y$	$a_1 = 3,5656$	Elasticidad de los impuestos netos a cambios del PIB
$u_t^T$	$c_1 = -0,0014$	Elasticidad del PIB a cambios de los impuestos netos
$u_t^G$	$c_2 = 0,0175$	Elasticidad del PIB a cambios del gasto

Fuente: estimaciones de los autores.

#### 4.1.2. Funciones de impulso respuesta

Las funciones de impulso respuesta, en adelante FIR, se muestran en los gráficos 1 y 2. El primer gráfico representa la respuesta en pesos de las variables del modelo ante un incremento de \$1 en los impuestos netos y del gasto y el segundo las respuestas acumuladas. Las líneas sólidas representan las respuestas y las punteadas los intervalos de confianza al 90%. El Gráfico 1 indica que, ante un choque de los impuestos, el gasto y el producto se reducen al impacto y hasta el segundo trimestre, como lo corroboran los intervalos de confianza. Luego, las respuestas se tornan estadísticamente no significativas. El Gráfico 2 muestra que las respuestas acumuladas del gasto se estabilizan alrededor de cero y del PIB en 5 centavos y ambas se tornan estadísticamente no significativas luego del segundo o tercer trimestre.

Gráfico 1. FIR del SVAR  
Variables en primeras diferencias

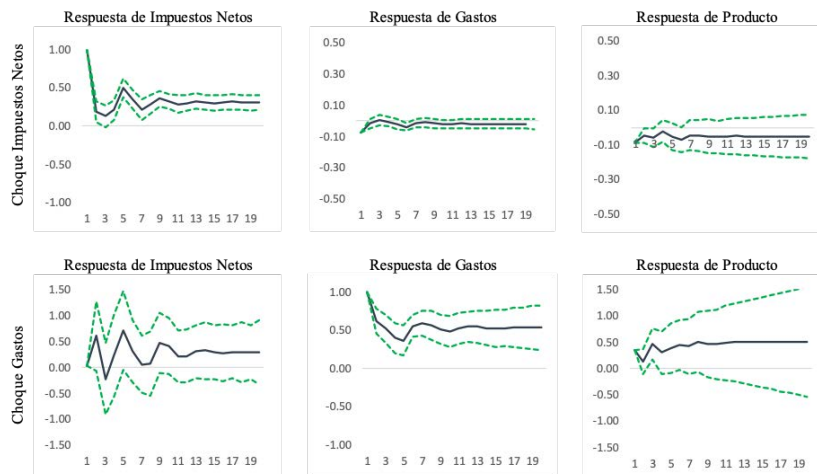


Nota: Las FIR de este gráfico reportan directamente la evolución de los multiplicadores, pues previamente se convirtieron las elasticidades estimadas en un equivalente en pesos, mediante un factor de conversión que consiste en el promedio muestral de la relación entre el PIB y los impuestos o el PIB y el gasto, como en BP. Así, la IRF reportan los multiplicadores en pesos ante un cambio de 1 peso en la variable fiscal, evaluada ésta última en su promedio muestral.

Fuente: cálculos de los autores.

Así, el Gráfico 1 reporta que, ante un choque del gasto de \$1, los impuestos no reaccionan, pero el PIB aumenta de manera significativa al en 45 centavos al impacto y por tres o cuatro trimestres más. Ahora, el Gráfico 2 indica que la respuesta del PIB se estabiliza alrededor de los 45 centavos, pero no es estadísticamente significativa. Esto señalaría que la respuesta del PIB ante el choque en el gasto tiene un carácter temporal.

Gráfico 2. FIR acumuladas del SVAR  
Variables en primeras diferencias



Nota: Las FIR de este gráfico reportan directamente la evolución acumulada de los multiplicadores, pues previamente se convirtieron las elasticidades estimadas en un equivalente en pesos, mediante un factor de conversión que consiste en el promedio

muestral de la relación entre el PIB y los impuestos o el PIB y el gasto, como en BP. Así, la IRF reportan los multiplicadores en pesos ante un cambio de 1 peso en la variable fiscal, evaluada ésta última en su promedio muestral.

Fuente: cálculos de los autores.

Con el objetivo de completar los ejercicios, realizamos dos adicionales. El primero consistió en suponer alternativamente que  $b_2 = 0$  y  $a_2$  es libre, es decir, que las decisiones de gasto se toman primero y luego las de impuestos. Los resultados mostraron que el multiplicador de los impuestos a la BP se reduce 2 centavos y los acumulados 12 centavos en promedio, mientras que el multiplicador del gasto a la BP aumenta alrededor de 10 centavos al impacto y en sus acumulados. El segundo ejercicio consistió en utilizar directamente la definición de los impuestos netos tal y como la hacen BP para los Estados Unidos y Restrepo y Rincón (2006) para Colombia, es decir, sumamos los ingresos tributarios y rendimientos financieros y les restamos los intereses sobre la deuda y las transferencias, y estimar de nuevo los modelos. En este caso, el multiplicador de los impuestos se vuelve menos negativo y a la BP se reduce 8 centavos y los acumulados se reducen 6 centavos en promedio, mientras que el del gasto a la BP aumenta 13 centavos y los acumulados aumentan 40 centavos en promedio.

### 4.1.3. Multiplicadores

Los multiplicadores estimados y expresados en pesos se reportan en el Cuadro 3. La conclusión general que se deriva de las estimaciones es que los multiplicadores son menores que la unidad, en particular, los de los impuestos son modestos.

El multiplicador de los impuestos a la BP es -0,09, es decir, un incremento de los impuestos de \$1 disminuye el PIB en aproximadamente 10 centavos. Restrepo y Rincón (2006) habían encontrado que este multiplicador era igual a cero, mientras que Lozano y Rodríguez (2011) lo estimaron, contrario a lo esperado, positivo e igual a 0,6. Para el caso de Chile, Restrepo y Rincón (2006) estimaron el multiplicador de los impuestos en -0,4. Restrepo (2020) lo estima para Colombia en -0,75. Por su parte, BP estiman el multiplicador para los Estados Unidos en -0,78 y -1,33, según si el modelo SVAR se estima con una tendencia determinística o estocástica. Los multiplicadores acumulados a la Ramey y Zubairy (2018) reportados en el cuadro, y definidos en la ecuación (6), indican que un aumento de \$1 en los impuestos reducen el PIB entre 10 y 16 centavos a los trimestres cuatro y ocho. Por otro lado, Restrepo (2020) estiman el multiplicador acumulado de los impuestos para Colombia en -3,03 al trimestre ocho. Este autor resalta que los multiplicadores para Colombia son los más altos de la muestra de países latinoamericanos en su estudio (Brasil, Chile, Colombia, México, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay).

El multiplicador del gasto a la BP es 0,33, es decir, un aumento del gasto de \$1 aumenta el PIB en 33 centavos. Restrepo y Rincón (2006) lo estimaron en 0,15, Lozano y Rodríguez (2011) en 0,76 y Restrepo (2020) en 1,01. Los multiplicadores acumulados reportados en el Cuadro 3 indican que un incremento de \$1 del gasto aumentan el PIB entre 75 y 89 centavos a los trimestres cuatro y ocho. Restrepo (2020) estima el multiplicador acumulado del gasto para Colombia en 1,89 al trimestre ocho. Debemos resaltar que, contrario a lo argumentado por Ramey y Zubairy (2018) el multiplicador del gasto a la BP, pero en línea con los de Restrepo (2020), el multiplicador a la BP que estimamos es inferior al acumulado. En cuanto a las diferencias de nuestros resultados con los de Restrepo (2020),

consideramos que se explican por las diferencias en las definiciones de las variables “impuestos” y “gastos” que ellos utilizan en comparación con las nuestras. Nosotros seguimos estrictamente las definiciones de BP.

Cuadro 3: Multiplicadores fiscales

Respuesta PIB ante choque de T de \$1			Respuesta PIB ante choque de G de \$1		
BP	Acumulados (ecuación (6))		BP	Acumulados (ecuación (6))	
Más bajo	1 año	2 años	Más alto	1 año	2 años
-0,09	-0,10	-0,16	0,33	0,75	0,89

Nota: El multiplicador “BP” es la respuesta en pesos más “Mas baja” (menor, en valores negativos) del PIB ante un choque de un peso en los impuestos o la respuesta en pesos “Mas alta” (mayor, en valores positivos) del PIB ante un choque de un peso del gasto. Los multiplicadores “Acumulados” corresponden a la definición introducida por Ramey y Zubairy (2018), expresada por la ecuación (14).

Fuente: cálculos de los autores.

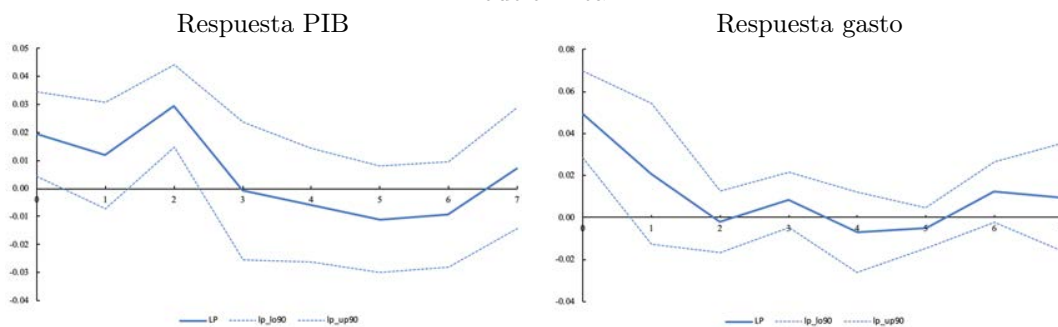
## 4.2. Proyecciones locales

### 4.2.1. Proyecciones locales estándar

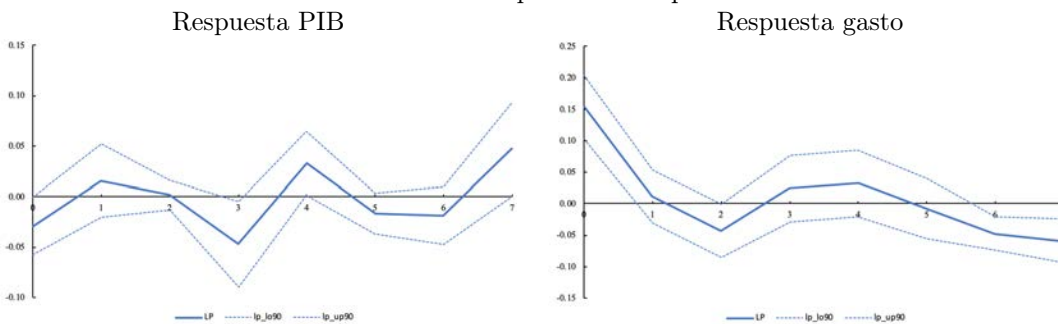
En esta subsección describimos los resultados de las estimaciones de los modelos por PLE. En primer lugar, consideramos los resultados del modelo lineal según se muestra en la ecuación 12, el cual asume que los multiplicadores son invariantes al estado de la economía. Posteriormente mostramos los mismos resultados, pero para el modelo estado-dependiente donde se discrimina si la economía se encuentra en fase expansiva o contractiva. Ambos modelos (lineal y estado-dependiente) se estiman tanto para perturbaciones de los choques estructurales de gasto e impuestos identificados con la metodología de BP (ver ecuación (5)) como para el choque de gasto primario construido por Vargas-Herrera, González, and Lozano-Espitia (2015), denominado como VGL, y actualizado para este artículo. Todos los resultados usan bandas de confianza al 90 por ciento y calculadas con la metodología de Newey-West que corrige por autocorrelaciones seriales. Los estados se definen de acuerdo con la variable de transición propuesta por Auerbach & Gorodnichenko (2012).

En términos generales, tanto el gasto primario del GNC como el PIB reaccionan positiva y significativamente ante una perturbación del 1% del choque de gasto primario del GNC al PIB tendencial, como se puede observar en los gráficos 3 y 4. La primera columna de los gráficos corresponde a la respuesta del PIB y la segunda del gasto del GNC, frente a la perturbación del choque del gasto a la BP (Gráfico 3) y a la VGL (Gráfico 4). Las primeras filas muestran las FIR para el modelo lineal, la segunda para el estado expansivo y la tercera para el contractivo.

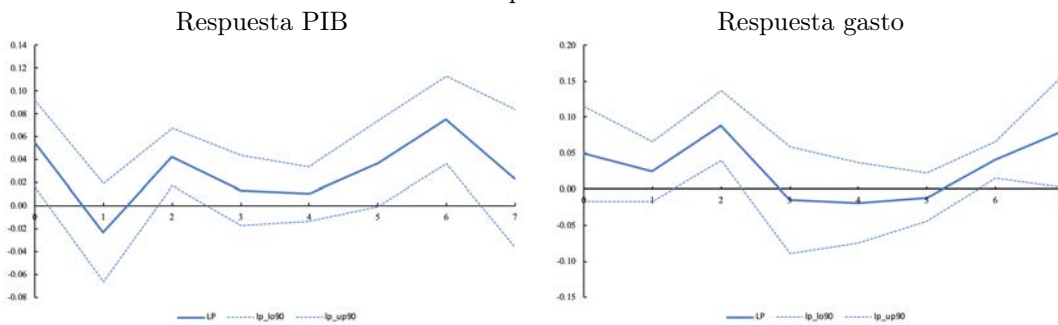
Gráfico 3: FIR ante una perturbación del 1% del choque del gasto a la BP  
Modelo lineal



Modelo estado-dependiente: expansivo



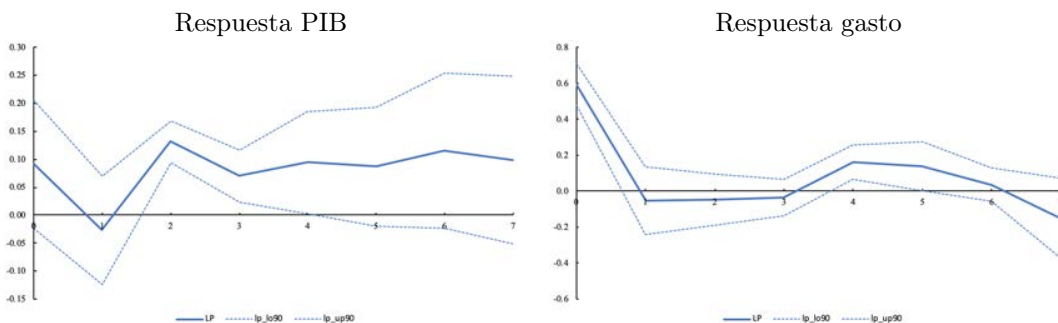
Modelo estado-dependiente: contractivo

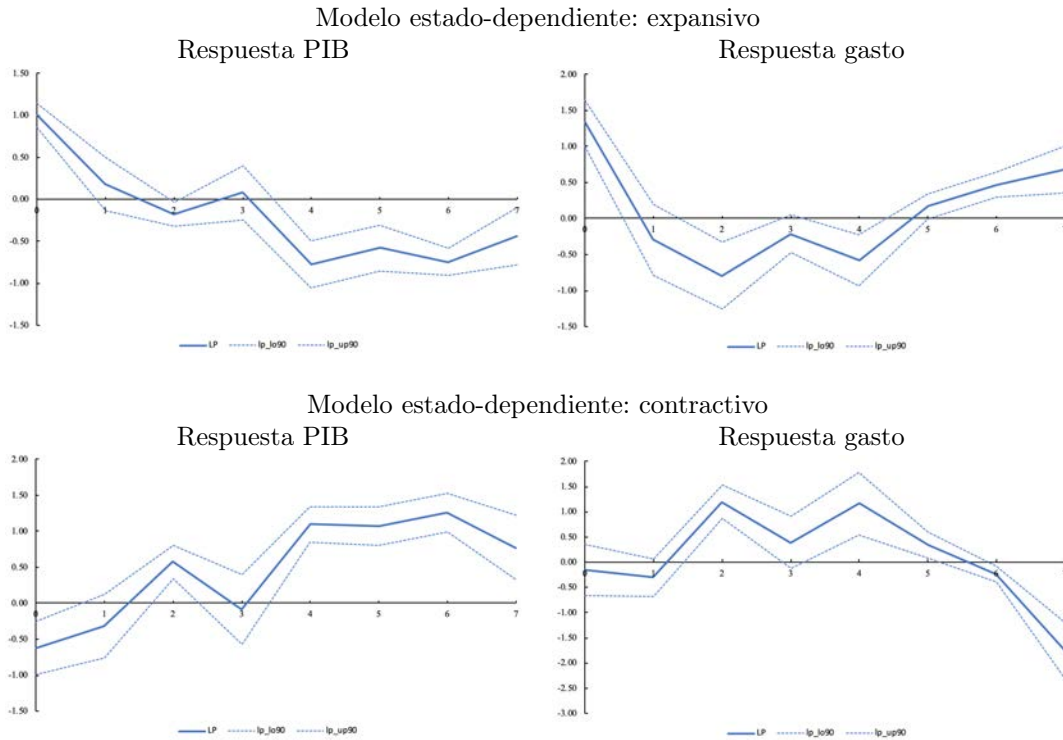


Fuente: Cálculos de los autores

Gráfico 4: FIR ante una perturbación del 1% del choque del gasto a la VGL

Modelo lineal





Fuente: Cálculos de los autores

Las FIR en el modelo estado-dependiente se derivan de los parámetros estimados  $\beta_{A,h}$  y  $\beta_{B,h}$  para  $Y$  y  $G$  en la ecuación (7). En línea con otros estudios (Auerbach & Gorodnichenko, 2012; Ramey & Zubairy, 2018), se encuentra que el PIB responde al impacto en mayor medida durante un estado de bajo desempeño económico, en el caso del choque a la BP. Lo contrario sucede cuando se utiliza el choque calculado a la VGL, ya que el impacto es mayor cuando la fase del ciclo es expansiva, contrario a lo que se espera. Por otro lado, el gasto gubernamental tiene una respuesta menos fuerte durante estos períodos contractivos.

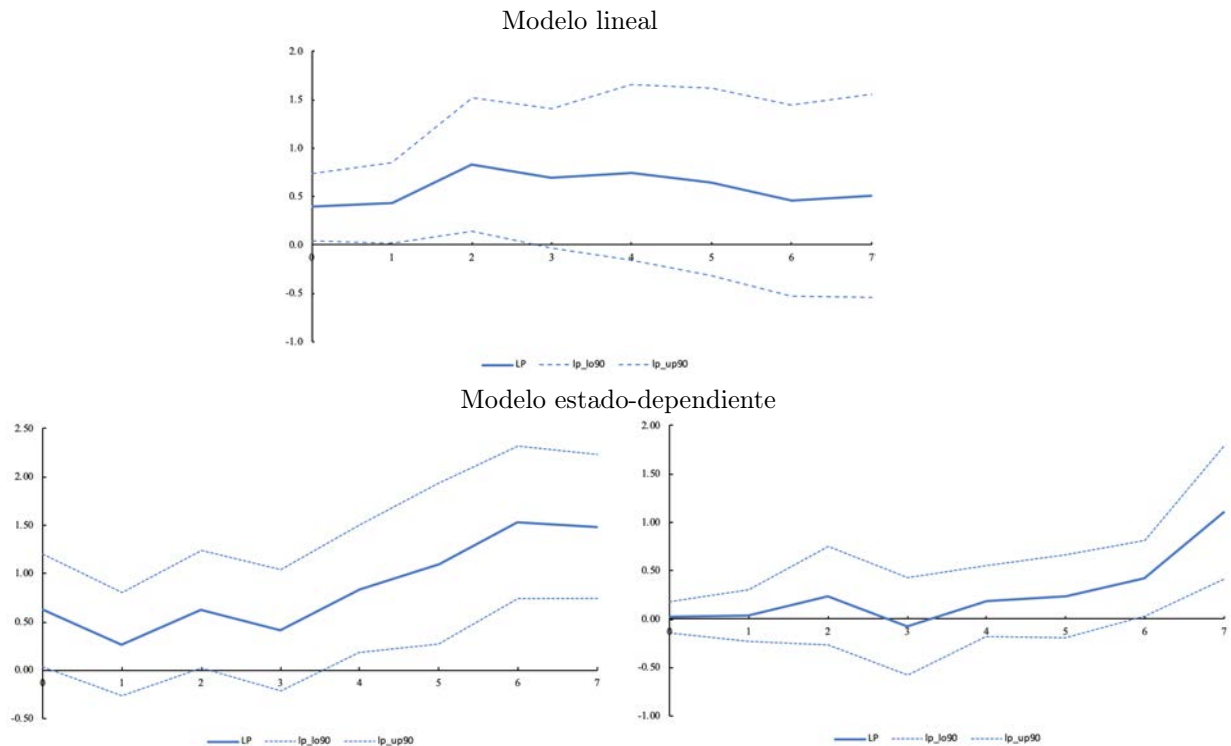
El gráfico 5 muestra la senda estimada del multiplicador del gasto con los dos tipos de choques. Los paneles del gráfico ubicados en la primera y segunda filas reportan la senda en el tiempo de los multiplicadores para los modelos lineal y estado-dependiente con el choque a la BP, mientras los paneles del gráfico ubicados en la tercera y cuarta filas reportan los respectivos multiplicadores con el choque a la VGL. Los paneles del lado izquierdo de la segunda y cuarta filas corresponden al caso en que la economía se encuentra en una fase de expansión y los de la derecha en una fase de contracción. El cuadro 4 resume las estimaciones de los multiplicadores con la metodología de proyecciones locales y choques a la BP y VGL. Recuérdese que deben interpretarse como la respuesta del PIB en pesos ante un choque del gasto público de \$1. Con el primer tipo de choque, el modelo lineal reporta un multiplicador acumulado de 0,74 al primer año y 0,51 al segundo. Ahora, si la economía experimenta una fase de expansión el multiplicador se reduce a 0,18 al primer año y aumenta a 1,1 al segundo. En contraste, si la economía está en contracción el multiplicador aumenta a 0,84 al primer año y a 1,48 al segundo. Para el caso de los multiplicadores estimados con el choque a la BP, con excepción del acumulado a un año en el estado de expansión, son estadísticamente significativos al menos al 5% de confianza. Nótese que estadísticamente no existe una diferencia entre del valor del multiplicador en

ambos estados de la economía, como lo señala el *p-valor* de la diferencia entre los estados (cuadro 4, columna 4, choque a la BP).

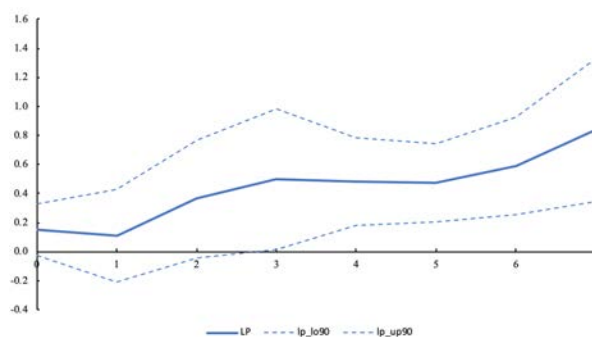
Cuando se utiliza el choque a la VGL, el modelo lineal reporta un multiplicador acumulado de 0,48 al primer año y 0,84 al segundo. Si hay una fase de expansión el multiplicador aumenta a 1,03 al primer año y 1,21 al segundo. Si la economía está en contracción el multiplicador aumenta aún más a 1,16 al primer año y a 2,2 al segundo. Los multiplicadores son estadísticamente significativos y distintos entre estados con el choque a la VGL para el acumulado a dos años. Para el acumulado a un año, son estadísticamente significativos al 5% de confianza. Estadísticamente existe una diferencia entre del valor del multiplicador en ambos estados de la economía, por lo menos en el acumulado a dos años (cuadro 4, columna 4, choque a la VGL). Es importante recordar acá que las diferencias en signos y magnitudes entre las FIR del gráfico 4 y los multiplicadores mostrados en el gráfico 5 corresponden a la forma en que se construyen estos últimos. De esta forma, el multiplicador corresponde al cociente de las sumatorias de las FIR del PIB entre las FIR del gasto primario del Gobierno.

En resumen, y de acuerdo con la mayoría de la literatura (Christiano, Eichenbaum y Rebelo 2011; Canzoneri et al 2016; Ilzetzki ), el multiplicador del gasto es mayor cuando la economía experimenta una fase contractiva. Este resultado difiere, por ejemplo, del de Alloza (2014), quien argumenta que los choques de gasto tienen un mayor impacto en periodos de expansión a causa de la confianza tanto de inversionistas como de los consumidores, y Ramey and Zubairy (2018).

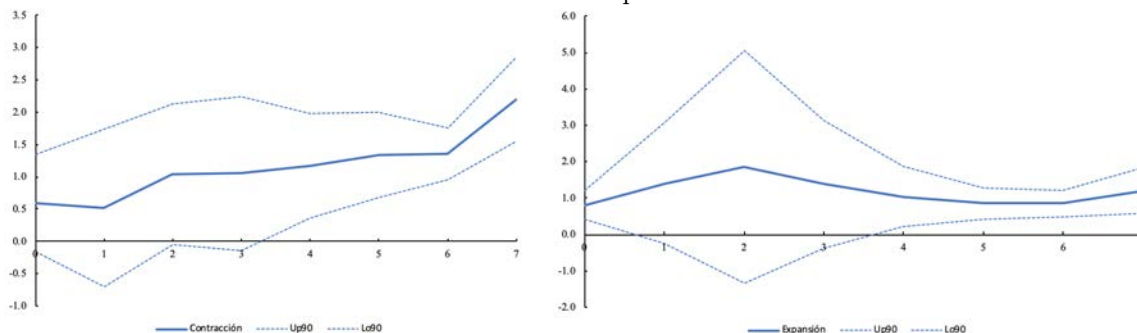
Gráfico 5: Multiplicadores fiscales  
Multiplicadores modelo lineal y estado-dependiente con choque a la BP



Multiplicadores modelo lineal y estado-dependiente con choque a la VGL  
Modelo lineal



Modelo estado-dependiente



Fuente: Cálculos de los autores

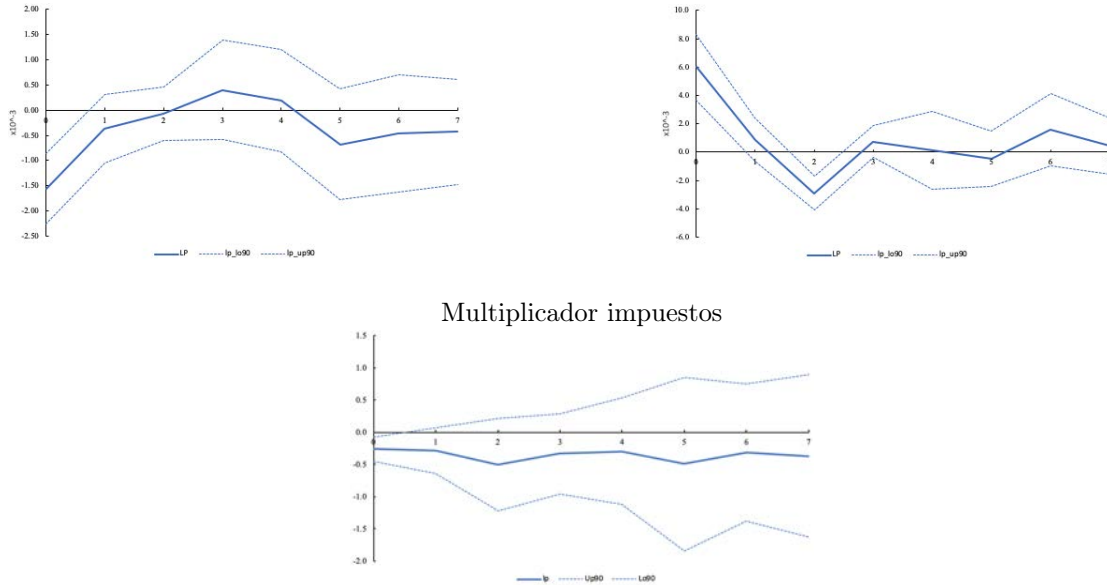
Cuadro 4: Multiplicadores fiscales con PLE y choques a la VGL y BP

Choque a la VGL:	Modelo lineal	Expansión	Contracción	p-valor diferencia entre estados
Acumulado 1 año	0,48*** (0,010)	1,03** (0,041)	1,16** (0,018)	0,191
Acumulado 2 años	0,84*** (0,005)	1,21*** (0,002)	2,20*** (0,000)	0,000
Choque a la BP:				
Acumulado 1 año	0,74 (0,178)	0,18 (0,416)	0,84** (0,036)	0,818
Acumulado 2 años	0,51 (0,428)	1,10*** (0,009)	1,48*** (0,001)	0,338

Nota: los valores entre paréntesis corresponden a los *z-valor*. Los símbolos \*, \*\* y \*\*\* significan niveles de significación estadística del 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.  
Fuente: cálculos de los autores.

Con respecto a la respuesta del PIB ante una perturbación de 1% frente de los impuestos al PIB tendencial, tenemos que el choque tiene un impacto significativo y negativo a nivel contemporáneo pero de una magnitud muy pequeña ( $-1,56 \times 10^{-3}$ ). El multiplicador acumulado es también significativo solo al impacto y su magnitud es de -0,26. Esta magnitud, en valor absoluto, es inferior a los multiplicadores de gasto del Gobierno (ver Cuadro 4) pero mayor a la estimada en la sección 4.1 con la metodología de BP, la cual oscila alrededor de -0,10. A pesar de discrepar en magnitud, con ambas metodologías (BP y PLE) el multiplicador es negativo para todo el horizonte de las FIR y significativo solo a nivel contemporáneo. Estos resultados son esperados y consistentes con la literatura (Zubairy, 2014).

Gráfico 6: FIR y multiplicador por PLE ante una perturbación del 1% del choque de impuestos a la BP  
 FIR impuestos a PIB  
 FIR impuestos a impuestos



Nota: El choque usado corresponde a  $\varepsilon_t^T$  de la ecuación 2. El multiplicador se calculó usando la ecuación

$$m_h = \frac{\sum_{j=0}^7 \beta_{j,h}^{PIB}}{\sum_{j=0}^7 \beta_{j,h}^T}$$

Fuente: Cálculo de los autores

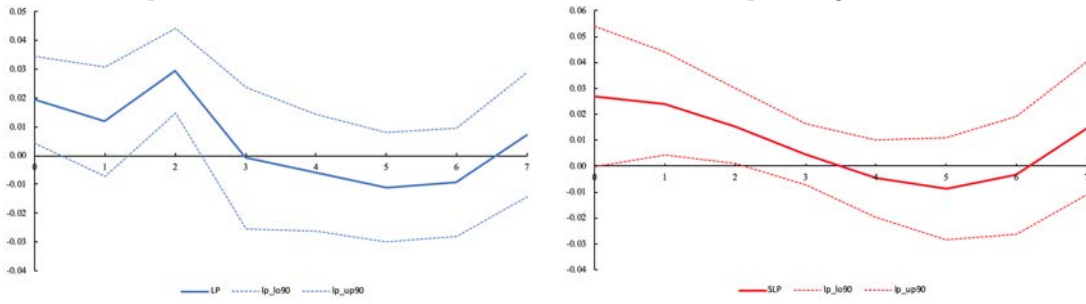
#### 4.2.2. Proyecciones locales suavizadas

En esta subsección describimos los resultados de las estimaciones de los modelos por PLS. En primer lugar utilizamos los choques a la BP y como variables de control el valor contemporáneo de la tendencia de tiempo y cuatro rezagos del PIB, el gasto primario del GNC, el índice de términos de intercambio, el EMBI Colombia y el diferencial entre las tasas de interés de política de Colombia y la tasa de fondos de la Fed. En el segundo caso, utilizamos el choque a la VGL y como controles los mismos que en el ejercicio anterior. El gráfico 7 traza las FIR del PIB y del gasto del GNC ante una perturbación de 1% del choque del gasto a la BP. Los paneles izquierdos trazan las FIR obtenidas de las PLE, mientras que el panel derecho traza las FIR obtenidas de las PLS. Las FIR obtenidas por las PLE son más erráticas, con fluctuaciones ocasionales bruscas de un trimestre a otro, como fue mencionado. Esto se convierte en una dificultad a la hora de interpretarlas. Gracias al suavizamiento, las FIR de las PLS son más fáciles de interpretar.

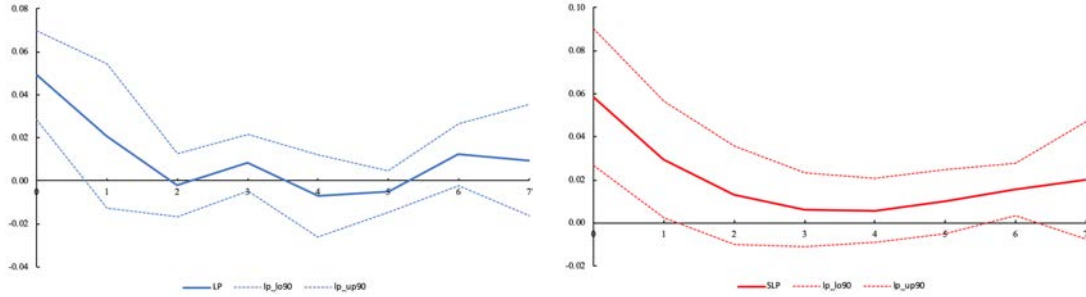
Por ejemplo, el panel derecho de la tercera fila del gráfico 6 muestra que ante una perturbación de 1% del choque a la VGL, el impacto sobre el PIB oscila alrededor de su promedio de 0,07%, aunque es solo estadísticamente significativo para el primero y segundo trimestres. Para el caso de las PLE, el promedio es un poco más alto (0,08%) y es estadísticamente significativo el segundo, tercero y cuarto trimestres.

La cuarta fila del del gráfico 7 muestra las FIR para el gasto del GNC que utiliza el choque a la VGL. Se observa que la FIR con PLS registra su pico más alto al impacto (alrededor de 0,5%) y luego en el quinto y sexto trimestres (0,13% y 0,09%, respectivamente).

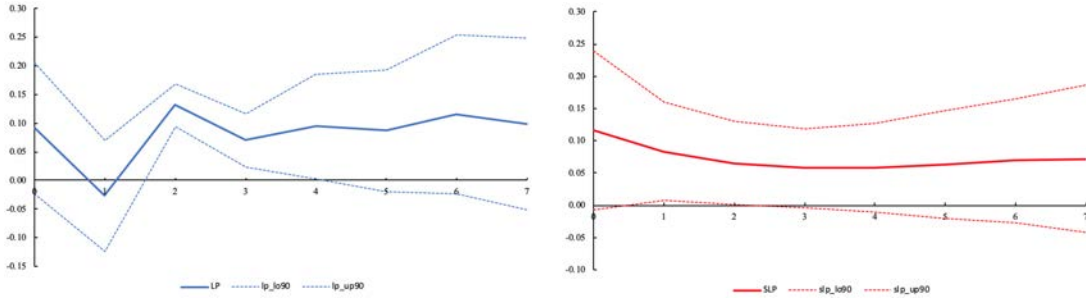
Gráfico 7: Funciones de impulso-respuesta con PLE y PLS  
 Respuesta del PIB frente a un aumento de 1% del choque del gasto a la BP



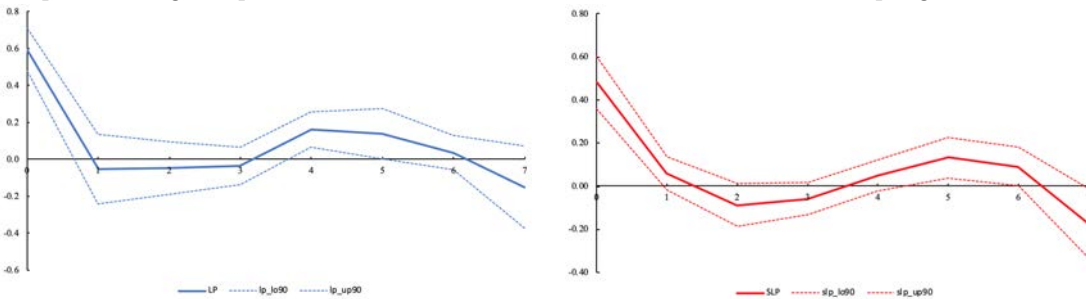
Respuesta del gasto primario del GNC frente a un aumento de 1% del choque gasto a la BP



Respuesta del PIB frente a un aumento de 1% del choque gasto a la VGL



Respuesta del gasto primario del GNC frente a un aumento de 1% del choque gasto a la VGL

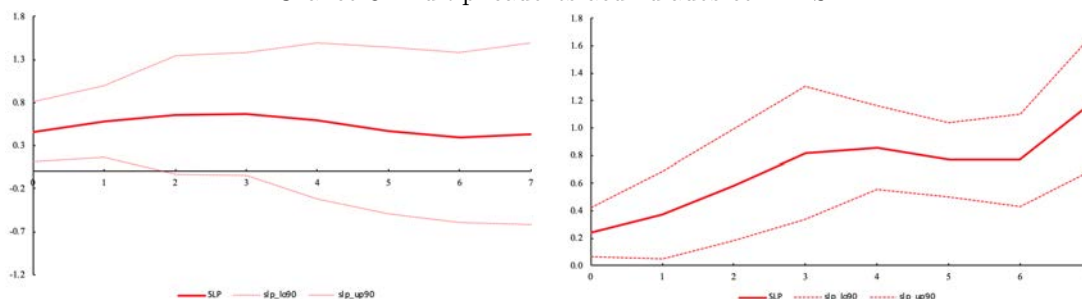


Fuente: Cálculos de los autores

Como se mencionó en la sección 3.3, los multiplicadores acumulados deben calcularse como la integral de la respuesta del PIB dividida por la integral de la respuesta del gasto gubernamental. Los multiplicadores medidos de esta forma resuelven de manera efectiva la pregunta de política relevante porque miden la ganancia acumulada del PIB en relación con el gasto público acumulado durante un período determinado. Por tanto, los multiplicadores reportados en el gráfico 8 resultan de la estimación de la ecuación 12 usando  $shock_t$  como instrumento para  $\sum_{j=0}^h g_{t+j}$ .  $shock_t$  toma dos series: una

proveniente del choque a la BP ( $\varepsilon_t^G$  de la ecuación (3)) y el choque a la VGL. Aquí,  $\sum_{j=0}^h y_{t+j}$  es la suma del PIB de  $t$  a  $t+h$  y  $\sum_{j=0}^h g_{t+j}$  es la suma del gasto primario del GNC de  $t$  a  $t+h$ . Como se mencionó anteriormente, esta estimación es equivalente a estimar la ecuación (6) para el PIB para cada horizonte  $j$  hasta  $h$  y sumar los  $\beta_j^{PIB}$ ; estimar la ecuación (6) para  $G$  para cada horizonte  $j$  hasta  $h$  y sumar los  $\beta_j^G$ , y calcular el multiplicador como la división de la sumatoria acumulada,  $m_h = \frac{\sum_{j=0}^7 \beta_{j,h}^{PIB}}{\sum_{j=0}^7 \beta_{j,h}^G}$ .

Gráfico 8: Multiplicadores acumulados con PLS



Nota: el panel izquierdo corresponde a las estimaciones con el choque a la BP y el derecho a la VGL.

Fuente: Cálculos de los autores

El multiplicador fiscal con el choque a la BP arroja un valor de 0,46 a nivel contemporáneo, 0,67 para el primer año, y baja a 0,44 al terminar el segundo año. El multiplicador con el choque a la VGL arroja valores, en promedio, más altos: 0,24 a nivel contemporáneo, 0,82 al finalizar el primer año, y 1,19 al finalizar el segundo año (Cuadro 5).

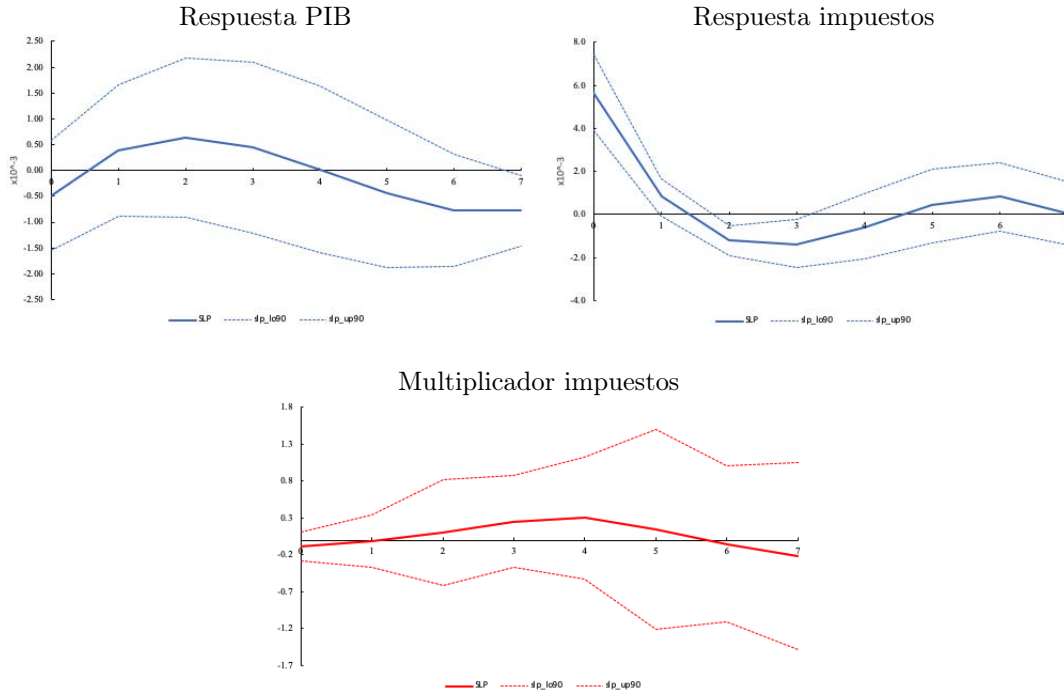
Cuadro 5: Multiplicadores fiscales con PLE y PLS. Choques a la VGL y BP.

Choque a la VGL:	Multiplicadores gasto	
	PLE	PLS
Acumulado 1 año	0,48*** (0,010)	0,82*** (0,294)
Acumulado 2 años	0,84*** (0,005)	1,19*** (0,298)
Choque a la BP:		
Acumulado 1 año	0,74 (0,178)	0,67 (0,436)
Acumulado 2 años	0,51 (0,428)	0,44 (0,642)

Nota: los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar. Los símbolos \*, \*\* y \*\*\* significan niveles de significación estadística del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Con respecto a la respuesta del PIB ante una perturbación de 1% frente de los impuestos al PIB tendencial, tenemos que el choque no tiene impactos significativos sobre el PIB, con excepción del octavo trimestre después del choque, el cual es negativo y muy pequeño en magnitud ( $-0,78 \times 10^{-3}$ ). El multiplicador acumulado es no significativo para todo el horizonte de las FIR.

Gráfico 9: FIR y multiplicador por PLS ante una perturbación del 1% del choque de impuestos a la BP



Nota: El choque usado corresponde a  $\varepsilon_t^T$  de la ecuación 2. El multiplicador se calculó usando la ecuación  $m_h = \frac{\sum_{j=0}^7 \beta_{j,h}^{PIB}}{\sum_{j=0}^7 \beta_{j,h}^T}$ .  
 Fuente: Cálculo de los autores

## 5. Conclusiones

En este artículo se estimaron los multiplicadores fiscales puntuales y acumulados del gasto público y los impuestos para Colombia. También las funciones de impulso respuesta del gasto y el PIB ante choques de las mismas variables. Los datos son series trimestrales para el gobierno nacional central desde el año 2000 hasta 2018. Los multiplicadores se estiman mediante tres metodologías. La primera consiste en un VAR estructural (SVAR) a la Blanchard-Perotti (2002) y se estiman los multiplicadores que siguen fielmente su definición, al igual que los multiplicadores acumulados de acuerdo con la definición de Ramey & Zubairy (2018). La segunda y tercera metodologías corresponden a proyecciones locales estándar y proyecciones locales suavizadas.

Como las metodologías de proyecciones locales permiten incluir de manera explícita los choques fiscales, realizamos dos ejercicios complementarios: en el primero utilizamos los choques estructurales del gasto y los impuestos identificados y derivados a la Blanchard y Perotti (2002). En el segundo ejercicio tomamos el choque de gasto construido por Vargas-Herrera, González, and Lozano-Espitia (2015), quienes utilizan información de los planes financieros del gobierno nacional central e información sobre el gasto efectivamente ejecutado para estimar el choque del gasto primario.

El multiplicador del gasto a la BP es 0,33, mientras que los acumulados a uno y dos años con las

distintas metodologías se ubican entre 0,51 y 0,89. Con las proyecciones locales estándar, condicionadas por el estado de la actividad económica, el multiplicador acumulado del gasto a uno y dos años con las dos medidas alternativas de choques de gasto se estima entre 0,18 y 1,21, cuando la economía está en expansión, y entre 0,84 y 2,20, cuando está en contracción. Ahora, cuando se utilizan las proyecciones locales suavizadas, el multiplicador al impacto con el choque a la BP se estima en 0,46 y el acumulado en 0,67 y 0,44 al primero y segundo años, respectivamente. El multiplicador al impacto con el choque de gasto a la Vargas-Herrera, González, and Lozano-Espitia (2015) arroja valores más altos: 0,24 al impacto, 0,82 al finalizar el primer año y 1,19 al finalizar el segundo.

El multiplicador de los impuestos según BP es -0,09 y los acumulados son -0,10 y -0,16 a uno y dos años, respectivamente. Con proyecciones locales estándar, el multiplicador al impacto es de -0,26 con el choque a la BP. Para uno y dos años, disminuyen ligeramente a -0,29 y -0,36, respectivamente, aunque no son estadísticamente significativos. Con proyecciones locales suavizadas el multiplicador acumulado es no significativo para todo el horizonte.

En resumen, los resultados muestran que la política fiscal en Colombia tiene mayor efecto multiplicador cuando la economía se encuentra en una fase recesiva (o de bajo crecimiento). Este resultado es consistente con la mayoría de la literatura (Christiano, Eichenbaum y Rebelo 2011; Canzoneri et al 2016; Ilzetzki), pero distinto del obtenido por Alloza (2014), quien argumenta que los choques de gasto tienen un mayor impacto en periodos de expansión a causa de la confianza tanto de inversionistas como de los consumidores, y Ramey and Zubairy (2018).

Como mencionamos en el texto, la metodología de BP ha enfrentado distintas críticas, razón que llevó a este artículo a resolver algunas, no todas. Por este motivo, el artículo podría ser extendido para enfrentar las no resueltas. Una posible extensión es utilizar técnicas no lineales para evaluar la dependencia del valor de los multiplicadores de la magnitud y dirección de los choques fiscales (positivos versus negativos). La segunda es tener en cuenta que los multiplicadores dependen del tipo de impuestos o gasto que esté cambiando, como lo muestran Auerbach and Gorodnichenko (2012) para los Estados Unidos y Rincón et al. (2014) para Colombia. La tercera, controlar por los efectos de la incertidumbre acerca de la política fiscal sobre la actividad económica y de ahí sobre los multiplicadores que, como lo muestran Fernandez-Villaverde et al. (2015) para los Estados Unidos y Delgado y Rincón (2017) para Colombia, no es menor.

## 6. Bibliografía

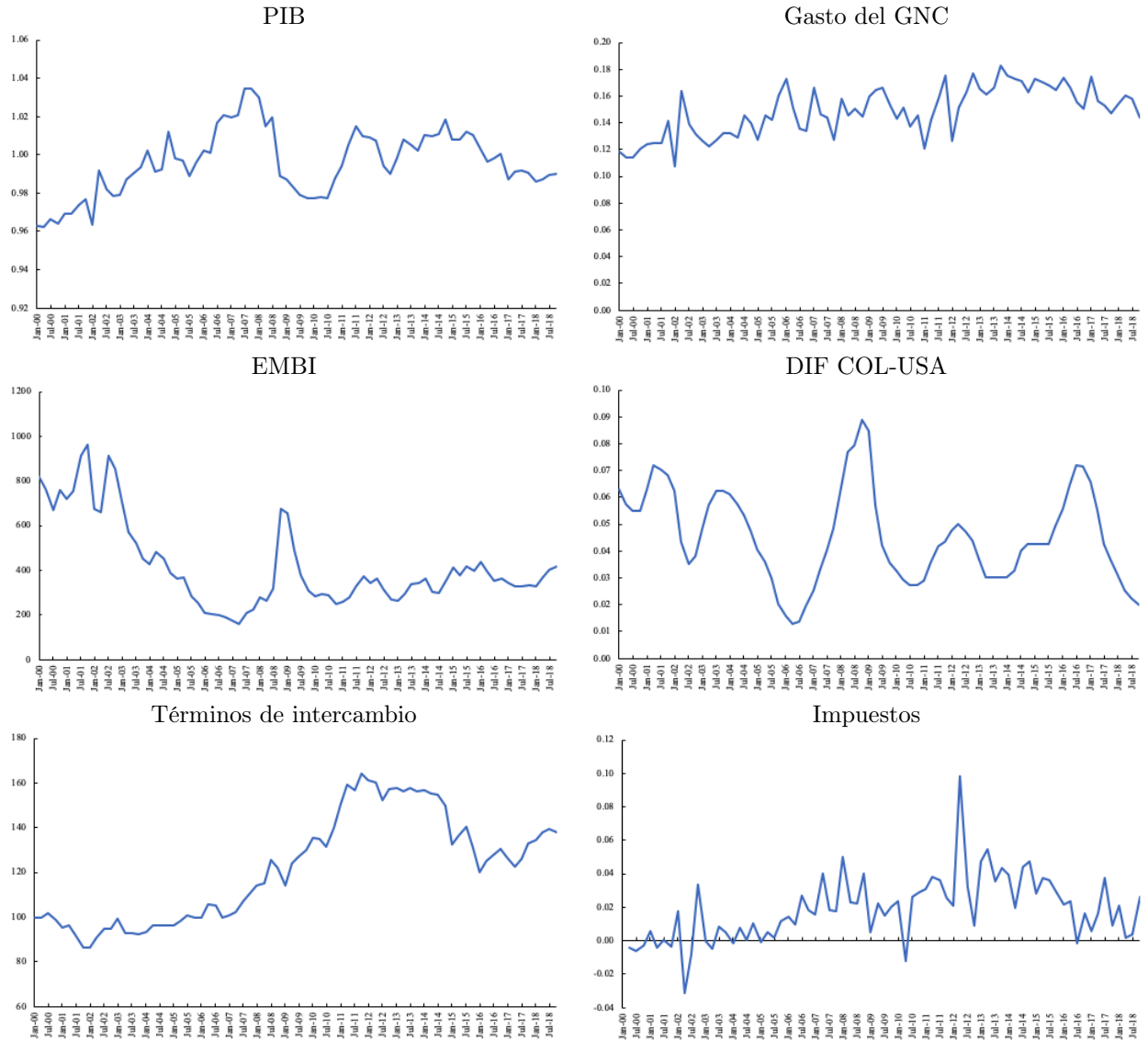
- Alloza, Mario. 2014. "Is Fiscal Policy More Effective in Uncertain Times or during Recessions?" Working paper, Univ. Coll. London.
- Auerbach, Alan, and Yuriy Gorodnichenko. 2012. "Measuring the Output Responses to Fiscal Policy." *American Econ. J.: Econ. Policy* 4 (2): 1–27.
- ———. 2013. "Fiscal Multipliers in Recession and Expansion." In *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, edited by Alberto Alesina and Francesco Giavazzi, 63–98. Chicago: Univ. Chicago Press.
- Bachmann, Rudiger, and Eric R. Sims. 2012. "Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks." *J. Monetary Econ.* 59:235–49.

- Barro, Robert J., and Charles J. Redlick. 2011. "Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes." *Q.J.E.* 126 (1): 51–102.
- Baum, Anja, Marcos Poplawski-Ribeiro, and Anke Weber. 2012. "Fiscal Multipliers and the State of the Economy." Manuscript, Internat. Monetary Fund, Washington, DC.
- Blanchard, Olivier, and Roberto Perotti. 2002. "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output." *Q.J.E.* 117 (4): 1329–68.
- Boor, C. D., *A Practical Guide to Splines* (Berlin: Springer, 1978).
- Campo Robledo, J. (2007). Efecto de los cambios en el gasto y en los ingresos del gobierno sobre el PIB: Una caracterización empírica para Colombia. *Borradores de Economía*, No. 475, Banco de la República.
- Canzoneri, Matthew, Fabrice Collard, Harris Dellas, and Behzad Diba. 2016. "Fiscal Multipliers in Recessions." *Econ. J.* 126 (590): 75–108.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum, and Sergio Rebelo. 2011. "When Is the Government Spending Multiplier Large?" *J.P.E.* 119 (1): 78–121.
- Coenen, Günter, et al. 2012. "Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models." *American Econ. J.: Macroeconomics* 4 (1): 22–68.
- Cogan, John F., Tobias Cwik, John B. Taylor, and Volker Wieland. 2010. "New Keynesian versus Old Keynesian Government Spending Multipliers." *J. Econ. Dynamics and Control* 34:281–95.
- Delgado-Rojas, M. E., & Rincón-Castro, H. (2017). Incertidumbre acerca de la política fiscal y ciclo económico. *Borradores de Economía*, No.1008, Banco de la República.
- Eilers, Paul H. C., and Brian D. Marx, "Flexible Smoothing with B-Splines and Penalties," *Statistical Science* 11 (1996), 89–102.
- Fazzari, Steven M., James Morley, and Irina Panovska. 2015. "State-Dependent Effects of Fiscal Policy." *Studies Nonlinear Dynamics and Econometrics* 19 (3): 285–315.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity. *American Economic Review*, 105(1), 3352-3384.
- Fisher, Jonas D. M., and Ryan Peters. 2010. "Using Stock Returns to Identify Government Spending Shocks." *Econ. J.* 120:414–36.
- Francis, N., Restrepo-Angel, S. 2018. Sectoral and aggregate response to oil price shocks in the Colombian economy: SVAR and Local Projections approach. *Borradores de Economía* 1055, Banco de la Republica de Colombia.
- Gordon, Robert J., and Robert Krenn. 2010. "The End of the Great Depression: VAR Insight on the Roles of Monetary and Fiscal Policy." Working Paper no. 16380, NBER, Cambridge, MA.
- Hall, Robert E. 2009. "By How Much Does GDP Rise if the Government Buys More Output?" *Brookings Papers Econ. Activity* (Fall): 183–236.
- Ilzetzki, Ethan & Mendoza, Enrique G. & Végh, Carlos A., 2013. "How big (small?) are fiscal multipliers?," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 60(2), pages 239-254.
- Jordà, Óscar. 2005. "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections." *A.E.R.* 95 (1): 161–82.
- López-Vera, A., Pinchao-Rosero, A., Rodríguez-Niño, N. Non-Linear Fiscal Multipliers for Public Expenditure and Tax Revenue in Colombia. 2018. *Revista Ensayos Sobre Política Económica*; Vol. 36. No. 85, edición especial. 2018. Pág.: 48-64.

- Lozano, I., & Rodriguez, K. (2011). Assessing the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Colombia. *Journal of Financial Economic Policy*, 3 (3).
- Mountford, Andrew, and Harald Uhlig. 2009. "What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?" *J. Appl. Econometrics* 24:960–92.
- Newey, Whitney K., and Kenneth D. West. 1987. "A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* 55 (3): 703–8.
- ———. 2011. "Identifying Government Spending Shocks: It's All in the Timing." *Q.J.E.* 126 (1): 51–102.
- ———, & Zubairy, S. (2018). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data. *Journal of Political Economy*, 126 (2), 850-901.
- Ramey, V., & Shapiro, M. (1998). Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48(1), 145-94.
- Regis Barnichon & Christian Brownlees, 2019. "Impulse Response Estimation by Smooth Local Projections," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 101(3), pages 522-530, July.
- Restrepo, J. (2020). How Big are Fiscal Multipliers in Latin America?. *IMF Working Papers*, WP No. 20/17.
- Restrepo, J., & Rincón, H. (2006). Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia. *Working Papers*, No. 370, Banco Central de Chile.
- Riera-Crichton, Daniel, Carlos A. Vegh, and Guillermo Vuletin. 2015. "Procyclical and Countercyclical Fiscal Multipliers: Evidence from OECD Countries." *J. Internat. Money and Finance* 52:15–31.
- Rincón, H., Rodríguez, D., Toro, J., & Téllez, S. (2014). *FISCO: Modelo Fiscal para Colombia. Ensayos Sobre Política Económica*, 35 (83), Banco de la República.
- Romer, C., & Romer, D. (2010). The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, 100, 763-801.
- Stock, James H., and Mark Watson. 2007. "Why Has US Inflation Become Harder to Forecast?" *J. Money, Credit, and Banking* 39 (1): 3–33.
- Uhlig, Harald. 2010. "Some Fiscal Calculus." *A.E.R.* 100 (2): 30–34.
- Vargas-Herrera, H., González, A., Lozano-Espitia, L. I., (2015). Macroeconomic Gains from Structural Fiscal Policy Adjustments: The Case of Colombia. *Economia* 15 (2) 39-81.
- Zubairy, Sarah. 2014. "On Fiscal Multipliers: Estimates from a Medium Scale DSGE Model". *International Economic Review*, February 2014. Vol 55, Iss. 1, pp. 169-195.

## 7. Apéndices

### 7.1. Series usadas para las estimaciones



Fuente: Banco de la República, Ministerio de Hacienda, Bloomberg y DIAN-DANE.

### 7.2. Construcción del choque de gasto primario del GNC

Las metodologías de PLE y PLS requieren la definición de un choque de gasto público exógeno,  $shock_t$ , que cumpla con los criterios de no anticipación y no correlación contemporánea con el producto. De esta forma, se define el choque como la diferencia entre los gastos primarios reales ejecutados por el GNC (gastos totales excluyendo pago de intereses sobre la deuda pública) y el pronóstico realizado de esta variable en los Planes financieros anunciados por el Ministerio de Hacienda. En estos se anticipa, con un rezago de medio año, el balance general presupuestado para  $t + 1$  del GNC. De esta forma, se

define el choque como el siguiente error de pronóstico:

$$G_{t+1} - E[G_{t+1} | \Omega_t]$$

Donde  $G_{t+1}$  corresponde al gasto efectivamente ejecutado por el GNC en el periodo  $t+1$  y  $E[G_{t+1} | \Omega_t]$  es su valor esperado condicionado a la información disponible en  $t$ , denotada como  $\Omega_t$ . Los choques fiscales así calculados son no anticipados por construcción, y tampoco están correlacionados con el nivel de *PIB* en  $t$  debido al retraso en la información con la que están disponibles la producción y otros datos de actividad real y el rezago con el que se ejecutan las decisiones de gastos (Gráfico 2).

Para construir el pronóstico de gasto del GNC, replicamos los pasos seguidos por Vargas et. al (2015):

- (a) Los anuncios de gasto anual realizados por el gobierno a mediados de cada año en sus Planes financieros (PF) y, más recientemente, en el Marco fiscal de largo plazo (MFMP), se consideran como el pronóstico de gasto anual.
- (b) La tasa de ejecución de los PF para cada trimestre en un año se obtiene de los datos observados históricos anuales y trimestrales del gasto primario.
- (c) Con base en (a) y (b), se pronostica el gasto primario para cada trimestre de cada año al multiplicar la tasa de ejecución promedio móvil de orden 4 ( $MA(4)$ ) por los anuncios de gasto anual. Se elige un orden 4 para capturar una tendencia trimestral reciente de ejecución del gasto.
- (d) Al final del segundo trimestre, la información sobre el gasto ejecutado en el primer trimestre está disponible. Por tanto, se agrega un ajuste al pronóstico del tercer y cuarto trimestres que resulta del supuesto de cumplimiento del PF anual y que el error de pronóstico del primer trimestre se distribuye uniformemente entre el segundo, tercer y cuarto trimestres. El supuesto de que se cumpla el plan de gastos anual es válido, en promedio, para la muestra. El error de pronóstico anual promedio es COP 372 billones en precios reales de 2015, lo que representa el 0.38 por ciento del gasto público primario.
- (e) Al final del tercer trimestre, la información sobre el gasto ejecutado en el segundo trimestre está disponible. Por tanto, se agrega un ajuste al pronóstico del cuarto trimestre que resulta del supuesto de cumplimiento del PF anual y que el error de pronóstico del segundo trimestre se distribuye uniformemente entre el tercer y el cuarto trimestre.
- (f) La serie de errores de pronóstico (calculados con respecto a los pronósticos ajustados en el caso del tercer y cuarto trimestres) es el choque de gasto para cada trimestre. En el Apéndice 7.2 se muestra el choque fiscal (medido en miles de millones de COP de 2015), y el Cuadro 1 ilustra su construcción. El Gráfico A7.2.2 del Apéndice 7.2 muestra que no existe una correlación significativa entre el choque fiscal y el componente cíclico del PIB, lo cual es esperado porque no hay estabilizadores automáticos relacionados con el gasto público en Colombia.

Cuadro 1: Construcción pronóstico gasto primario

Trim	Pronóstico			
	I	II	III	IV
I	$\delta_1 \cdot AGA$	$\delta_2 \cdot AGA$	$\delta_3 \cdot AGA$	$\delta_4 \cdot AGA$
II	$\delta_1 \cdot AGA$	$\delta_2 \cdot AGA$	$\delta_3 \cdot AGA$	$\delta_4 \cdot AGA$
III	$G_1(obs)$	$(\delta_2 \cdot AGA) - (\frac{EP_1}{3})$	$(\delta_3 \cdot AGA) - (\frac{EP_1}{3})$	$(\delta_4 \cdot AGA) - (\frac{EP_1}{3})$
IV	$G_1(obs)$	$G_2(obs)$	$(\delta_3 \cdot AGA) - (\frac{EP_1}{3}) - (\frac{EP_2}{2})$	$(\delta_4 \cdot AGA) - (\frac{EP_1}{3}) - (\frac{EP_2}{2})$

$\delta_i$ : Tasa de ejecución  $MA(4)$  para el trimestre  $i$ .

$AGA$ : Anuncio de Gasto Anual.

$G_i(obs)$ : Gasto primario observado en el trimestre  $i$ .

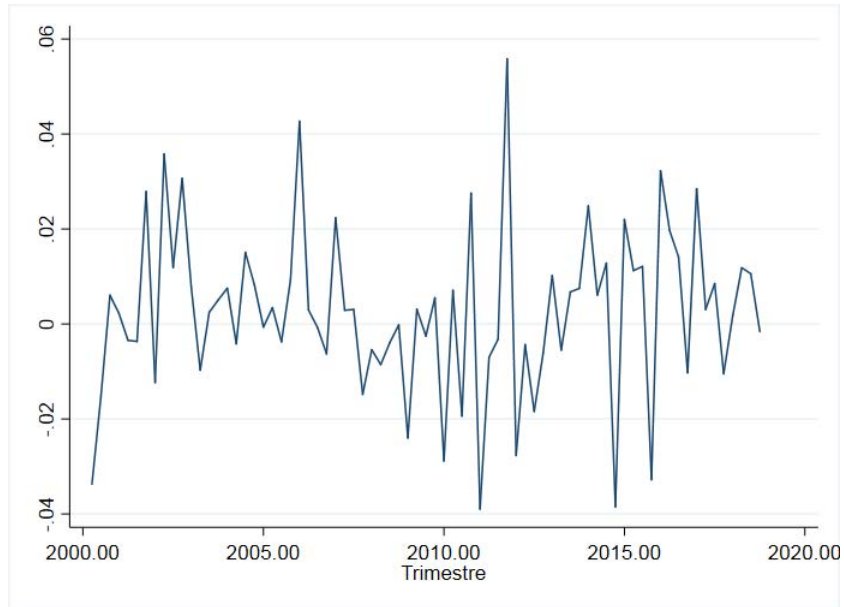
$EP_1$ : Error pronosticado en el primer trimestre,  $EP_1 = G_1(obs) - (\delta_1 \cdot AGA)$ .

$EP_2$ : Error pronosticado en el segundo trimestre,  $EP_2 = G_2(obs) - (\delta_2 \cdot AGA) - (EP_1/3)$ .

Fuente: Cuadro tomado de Vargas et. al (2015).

### 7.3. Choque de gasto primario del GNC y correlación cruzada con la brecha del PIB

Gráfico A7.2.1: Choque de gasto primario como porcentaje del PIB tendencial



Fuente: Ministerio de Hacienda; cálculos de los autores.

Gráfico A7.2.2: Correlación cruzada entre el choque fiscal y la brecha del PIB

GAP_GDP,SHOCK(-i)	GAP_GDP,SHOCK(+i)	i	lag	lead
		0	-0.0558	-0.0558
		1	-0.0605	0.0145
		2	-0.1463	0.0435
		3	-0.0799	0.0849
		4	-0.0383	0.1242
		5	-0.1079	0.0979
		6	-0.1593	0.1722
		7	-0.1111	0.0715
		8	-0.0287	0.0810
		9	-0.0856	-0.0154
		10	-0.0931	0.1165
		11	0.0308	0.0463
		12	0.0442	0.0783

Fuente: Cálculos de los autores

## 7.4. Pruebas de raíz unitaria

El cuadro A.1 reporta las pruebas de estacionariedad o de raíz unitaria de Dickey-Fueller aumentado sobre las series en niveles y en primeras diferencias. Los resultados indican que los impuestos netos son estacionarios en niveles y en primeras diferencias, mientras que el gasto, el PIB y los términos de intercambio, resultan no estacionarios en niveles, pero estacionarios en primeras diferencias. A partir de esta evidencia, el VAR, SVAR y regresiones auxiliares se estiman en primeras diferencias.

Cuadro A7.3.1: Pruebas de raíz unitaria<sup>1</sup>

Serie <sup>2</sup>	$\tau^3$	ADF <sup>4</sup>	
		Niveles	Primeras diferencias
<i>T</i>	$\tau_\mu$	-8,68***	-10,43***
<i>G</i>	$\tau_\mu$	-1,97	-10,05***
<i>PIB</i>	$\tau_\mu$	-0,80	-8,83***
<i>TI</i>	$\tau_\mu$	-1,55	-7,51***

1/ La hipótesis nula es que la serie es no estacionaria y se comporta como un proceso integrado de orden 1 o  $I(1)$ .

2/ *T* son los impuestos netos, *G* el gasto, *PIB* es el producto interno bruto y *TI* la medida de los términos de intercambio. Las series son primero desestacionalizadas y luego se toman logaritmos de sus valores reales.

3/ El test  $\tau_\mu$  es el estadístico  $\tau$  de una regresión que incluye un intercepto y  $\tau_\tau$  un intercepto y una tendencia. Los símbolos “\*”, “\*\*” y “\*\*\*” indican significación estadística al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

4/ El estadístico *Q* se utilizó para evaluar la presencia de correlación serial y el criterio de información de Schwartz and Hannan-Quinn para escoger la estructura óptima de rezagos.

