



Multiplicadores fiscales en Venezuela

María Antonia Moreno

ORCID: 0000-0002-7785-8692

mariantonia13ster@gmail.com

Economista (UCV). Doctora en Economía (Universidad de Notre Dame). Profesora e investigadora del Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales (UCAB).

Resumen

En este trabajo se estiman multiplicadores fiscales para delinear su impacto en un proceso de consolidación fiscal para el caso de Venezuela. La estimación se hizo con base en los enfoques de VAR estructural de Blanchard y Perotti (2002), Favero y Giavazzi (2007) y Estevão y Samake (2013). Los resultados del estudio, que se hizo para el periodo 1976-2013 con frecuencia trimestral, permitieron identificar la existencia de multiplicadores fiscales bajos para Venezuela e inferir que se podría implementar un programa de consolidación fiscal en el país con efectos negativos reducidos sobre la economía en el corto plazo. Estos hallazgos favorecen la evidencia empírica de estimaciones que utilizan técnicas SVAR para el caso de economías emergentes y de bajos ingresos, pero queda abierta la opción para el uso de otras que han encontrado mayores multiplicadores. Se advierte que el trabajo no recoge adecuadamente el aumento importante del gasto público de capital del periodo 2008-2013, y que tampoco controla por la calidad de las políticas públicas y tributarias; factores que deberían identificarse adecuadamente, dada su relevancia en la sostenibilidad en el mediano y largo plazo de los programas de consolidación fiscal.

Palabras clave: Multiplicadores fiscales, VAR estructural, consolidación fiscal.

Fiscal Multipliers in Venezuela

Abstract

This paper presents the estimation of fiscal multiplier to outline the impact of a process of fiscal consolidation in Venezuela. The estimation is based on the structural VAR approaches of Blanchard & Perotti (2002), Favero & Giavazzi (2007) and Estevão & Samake (2013). The results of the study, carried out for the period 1976-2013 on a quarterly basis, made it possible to identify the existence of low fiscal multipliers for Venezuela and to infer that a fiscal consolidation program could be implemented in the country with moderate negative impact on the economy in the short term. The findings of this study are in line of studies that use SVAR models in the emerging and low-income economies, but the option for the use of other techniques that have found higher multipliers remains open. It should be noted, however, that the work does not adequately reflect the significant increase in public capital expenditure of the 2008-13 period and that it does not control the quality of public and tax policies, factors that properly identified should have a positive impact on the medium and long-term sustainability of fiscal consolidation programs.

Keywords: Fiscal multipliers, structural VAR, fiscal consolidation.

INTRODUCCIÓN¹

Después de la crisis financiera global² (CFG) de 2008, los hallazgos de los estudios empíricos sobre los resultados de las políticas fiscales han destacado que, ante multiplicadores fiscales elevados, los niveles más altos de deuda pública relacionados con la implementación de políticas fiscales anticíclicas pueden resultar insostenibles en el mediano y largo plazo, y conducir a la implementación de programas de consolidación fiscal que reviertan los logros de la estabilización anterior y afecten negativamente los rendimientos soberanos (De Mello, 2013; Boussard, de Castro y Salto, 2012; Eyraud y Weber, 2013).

Esa inquietud es relevante en Venezuela en la actualidad, de cuyo desempeño fiscal preocupan: a) los altos niveles de necesidades financieras del sector público, b) la presión del crecimiento de compromisos contingentes –como la seguridad social– sobre los presupuestos futuros, c) el impacto negativo de una posible caída permanente de los precios del petróleo sobre las finanzas públicas, d) la tendencia al crecimiento de la relación deuda pública/PIB y e) la posible necesidad de un plan de consolidación fiscal, como consecuencia de lo anterior.

Los estudios disponibles sobre el impacto de las políticas fiscales en Venezuela no se ocupan específicamente de la identificación de la relación entre multiplicadores fiscales, choques macroeconómicos y deuda pública. Moreno y Shelton (2014)³ y Zambrano (2009) avanzan en esta dirección, aunque sin incorporar la deuda; los primeros con un VAR estructural a la Blanchard y Perotti (2002), y el segundo con una descomposición de Cholesky. Ambos trabajos presentan algunas limitaciones: el de Zambrano no permite distinguir entre choques fiscales anticipados y no anticipados, lo cual conduce a estimaciones sesgadas de los multiplicadores fiscales (gasto e ingreso). Esa limitación no aplica al enfoque de Moreno y Shelton (2014), pero una reestimación del modelo sería conveniente, ya que nuevos cálculos de las elasticidades tributarias muestran que sus valores tendieron a crecer después de 1990 y a ubicarse en niveles que duplican o casi triplican los usados en dicho trabajo (Moreno y Maita, 2015).

En este trabajo proponemos una identificación de los multiplicadores fiscales, con la incorporación de la deuda pública como variable exógena y otras variables del entorno macroeconómico con la intención de delinear su posible impacto en un proceso de consolidación fiscal, para el caso de Venezuela entre 1976 y 2013. Para ello, nos planteamos una extensión del VAR estructural de Blanchard y Perotti (2002), con base en Favero y Giavazzi (2007) y Estevão y Samake (2013), la actualización de las elasticidades tributarias encontradas en Moreno y Maita (2015) y la estimación de elasticidades del gasto público con la técnica de cointegración dinámica. La cobertura institucional de la estimación

¹ Este estudio se llevó a cabo entre 2014 y 2015. Fue aceptado para ser presentado en la XX Reunión Anual de Investigadores de Bancos Centrales del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), República Dominicana, noviembre de 2015.

² La crisis de las hipotecas *subprime* que emerge en EE. UU. hacia fines de 2007 y que da lugar a una crisis sistémica de liquidez internacional, al derrumbe de las bolsas de valores en el mundo y, en general, a una crisis económica en muchos países desarrollados y en desarrollo entre 2008 y 2009, se conoce convencionalmente como crisis financiera global de 2008.

³ Este trabajo fue terminado en 2008, pero la publicación se hizo efectiva en 2014.

incluyó el Gobierno central y el sector público restringido, aunque para diferentes periodos por falta de homogeneidad en la información estadística disponible.

La estimación permitió identificar la existencia de multiplicadores fiscales bajos, en comparación con los obtenidos en otros estudios empíricos (Ilzetzki, Mendoza y Végh, 2012; Petrović, Arsić y Nojković, 2014)⁴, lo cual lleva a concluir de manera preliminar que, ante bajos valores de los multiplicadores fiscales, se podría implementar en Venezuela un programa de consolidación fiscal con efectos negativos reducidos sobre el PIB en el corto plazo. No obstante, se advierte que el trabajo no recoge adecuadamente el aumento importante del gasto público de capital del quinquenio 2010-2014, y que tampoco controla por la calidad de las políticas públicas y tributarias, factores que también inciden de manera importante en la sostenibilidad en el mediano y largo plazo de los programas de consolidación fiscal. Igualmente, debe señalarse que los hallazgos de este trabajo favorecen la evidencia empírica de estimaciones que utilizan este tipo de técnicas para el caso de economías emergentes y de bajos ingresos, pero que queda abierta la opción para el uso de otras que han encontrado mayores multiplicadores.

Aunque este estudio es de 2014, se decidió su publicación porque se considera que con su actualización a la fecha no se conseguirían resultados sustancialmente diferentes a los obtenidos. En efecto, si algo ha quedado claro, es la incapacidad de la política fiscal de Venezuela para reactivar una economía que ha enfrentado choques negativos extraordinarios como el colapso de los precios internacionales del petróleo, la contracción de los ingresos externos por causa de las sanciones de la Oficina de Control de Activos Extranjeros del Departamento del Tesoro de los EE. UU.⁵ y, más recientemente, la implementación de medidas para contener la pandemia por la COVID-19. Inferir un aumento del multiplicador fiscal en Venezuela después de 2013 luce, entonces, contraintuitivo.

Por otra parte, esta conjetura se ve reforzada con los resultados de estudios recientes que han encontrado un impacto moderado de los estímulos fiscales usados en diversos países para contrarrestar el efecto negativo de las medidas de contención de la epidemia en el ingreso y el empleo; así como la existencia de una relación negativa entre multiplicadores fiscales e informalidad, esta última, por cierto, con tendencia a aumentar durante la pandemia por la COVID-19.

En efecto, a la creciente importancia del tamaño del multiplicador fiscal en las reflexiones sobre el impacto de las políticas fiscales, tanto en países avanzados como en países en desarrollo (IMF, 2018), se añaden los debates sobre la efectividad de los programas de estímulo fiscal en el contexto de la pandemia por la COVID-19 (Auerbach *et al.*, 2022; Sherillyn, 2022). En este caso, la preocupación destaca que los incentivos de los Gobiernos para estimular el empleo

⁴ El estudio de Ilzetzki et al cubre una muestra de 44 países (20 de altos ingresos y 24 de economías en desarrollo) y el de Petrović et al trabaja con economías emergentes de Europa.

⁵ Office of Foreign Assets Control (OFAC) del US Department of the Treasury. En 2019, la OFAC añadió Petróleos de Venezuela, S. A. (PDVSA) a la lista de sanciones que ya había implementado desde 2017, mediante las cuales se prohíben las transacciones entre PDVSA y personas y empresas de EE. UU. que no tengan la autorización de dicho organismo.

y el crecimiento serían más efectivos que en situaciones de pandemias, porque las medidas para contener el contagio atenuarían el impacto de dichos estímulos.

A dicha reflexión se le suman las implicaciones de la elevación de los niveles de informalidad (Colombo *et al.*, 2022), que destacan una relación negativa entre dicho fenómeno y el multiplicador fiscal; concretamente, de mayores valores en países con baja informalidad con respecto a los de países en los que la informalidad es más alta. Siendo que esta condición ha tendido a aumentar con la pandemia de la COVID-19, especialmente en países en desarrollo y de bajos ingresos, es de esperar que los multiplicadores fiscales no sean más altos que antes de su aparición y que, además de menores tasas de crecimiento, los Gobiernos terminen más endeudados.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la primera sección se presenta un breve resumen de los hechos estilizados de la gestión fiscal en Venezuela; el estado del arte sobre el tamaño de los multiplicadores fiscales se encuentra en la segunda sección; en la tercera, se muestra el modelo de identificación; en la cuarta, la especificación del modelo para Venezuela; en la quinta, se presentan los resultados encontrados y, luego, se concluye. En secciones finales se presentan gráficos, tablas y anexos.

1. HECHOS ESTILIZADOS DE LA POLÍTICA FISCAL EN VENEZUELA

A pesar de significativos recursos provenientes de las exportaciones petroleras, la política fiscal en Venezuela no parece haber sido utilizada de manera efectiva. En efecto, los indicadores macroeconómicos del país muestran una gran volatilidad, y las finanzas públicas tienen un sesgo deficitario que en la última década se ha traducido en un crecimiento sostenido de la deuda pública (ver Gráficos G1 al G9).

Algunos análisis sobre la conducta fiscal en el país muestran un cierto consenso sobre esa conjetura que descansaría, fundamentalmente, en la ausencia de reglas fiscales y la excesiva discrecionalidad en el manejo de la riqueza petrolera asociada con la búsqueda de rentas (Villafuerte, 2010 y Bjerkholt y Niculescu, 2004) o a una situación de “dominancia petrolera” que operaría de manera muy similar a una de dominancia fiscal (Da Costa y Olivo, 2008).

En general, la intuición sobre los efectos de la política fiscal refiere que, sin un mecanismo automático de amortiguación –regla fiscal o fondo de estabilización–, la volatilidad de la renta petrolera se transmite a la política fiscal y de aquí al PIB en el mismo sentido; así como también le confiere un sesgo procíclico al endeudamiento público que se facilitaría en épocas de auge petrolero, pero que se dificultaría en tiempos de colapso de los precios del crudo.

No obstante, la identificación del impacto macroeconómico de la política fiscal es un ejercicio complejo en Venezuela; no solo deben separarse los efectos del ciclo en las variables fiscales, sino, además, considerar que rezagos de la transmisión de la renta petrolera hacia el gasto del Gobierno pueden significar rezagos en su ejecución y, por tanto, un menor impacto positivo de la acomodación monetaria de la gestión fiscal sobre los multiplicadores fiscales, a diferencia de lo que ocurre en otras economías. De resultar robustos los resultados, este ejercicio permitiría avanzar en la búsqueda de fundamentos del grado de efectividad de la política fiscal; en principio, la identificación de bajos

multiplicadores fiscales permitiría inferir que un programa de consolidación fiscal no tendría costos significativos en términos de pérdida de PIB en el corto plazo. Sin embargo, para que en el largo plazo el impacto del gasto del Gobierno en el PIB garantizase mayores tasas de crecimiento y mejores fundamentos para las finanzas públicas, dicho gasto tendría que estar dirigido hacia políticas públicas eficientes.

Concretamente, sobre estimaciones de multiplicadores fiscales en Venezuela se cuenta con dos antecedentes. Zambrano (2009) realiza su estudio para el periodo 1997q1 a 2009q1 a través de un VAR con descomposición de Cholesky, encontrando un multiplicador del gasto de baja magnitud y de corta duración; específicamente, un aumento de una desviación estándar en el crecimiento del gasto público –que equivale a una variación positiva de 15 % en un trimestre– da lugar a un aumento en el PIB de apenas 1,12 % durante el primer trimestre, volviéndose estadísticamente no significativo en los periodos posteriores. El multiplicador de los impuestos, por su parte, no resulta significativo y, por lo demás, presenta un signo positivo, en contraposición al esperado. El autor atribuye este último resultado al predominio de los impuestos indirectos en el sistema tributario venezolano que, al ser trasladables, podrían afectar transitoriamente y de manera positiva la demanda, aunque con poca incidencia en la oferta.

Por su parte, Moreno y Shelton (2014) estiman los multiplicadores fiscales siguiendo la metodología de Blanchard y Perotti (2002), e incluyen como variable exógena a los ingresos petroleros para el periodo comprendido entre 1976q1 y 1999q4, pero realizan el ejercicio para dos ciclos de la renta petrolera: uno de auge que va de 1976q1 a 1985q4, y el otro de contracción que comienza en 1986q1 y termina en 1999q4. Los autores encuentran, en general, que el gasto público fue menos efectivo durante el auge petrolero (primer periodo) –hecho que atribuyen a una situación de pleno empleo– que después (segundo periodo); en este último caso, a pesar de encontrar un mayor multiplicador del gasto, sus efectos se habrían atenuado debido a los persistentes niveles de inflación y de elevación de la deuda pública que se presentaron en ese lapso. En el caso del multiplicador de los impuestos, los hallazgos indican que el efecto inicial es positivo y se convierte en negativo aproximadamente después de un año; de allí que en ambas muestras se evidencia que un choque en el gasto público es más efectivo para estimular la economía que un recorte en los impuestos netos.

Partiendo de las anteriores consideraciones, y de acuerdo con ambos trabajos, un programa de medidas de consolidación fiscal tendría efectos moderados sobre el producto en el corto plazo, pero nada se podría decir sobre la relación entre la consolidación fiscal y la evolución de la dinámica de la deuda, tema que pasó a ocupar una atención especial luego de la CFG (Boussard, Castro y Salto, 2012 y Estevão y Samake, 2013), por la incertidumbre que los bajos efectos multiplicadores pueden tener en la futura solvencia y sostenibilidad fiscal. Entonces, además de la importancia del tamaño de los multiplicadores fiscales, interesa evaluar el *trade-off* entre consolidar (reducir el gasto o aumentar los tributos) y seguir políticas fiscales contracíclicas que, en periodos de recesión, buscarían no herir las tasas de crecimiento, pero que se traducirían en un aumento inevitable de la deuda/PIB. La relevancia de este planteamiento se evidencia al observar la evolución de este indicador en Venezuela que muestra un crecimiento persistente desde el 2009 en un contexto de caída aguda de la renta petrolera (ver Gráfico G4) y de bajas tasas reales de interés externas;

vale destacar que una tendencia al alza de estas últimas en el futuro inmediato significaría un sacrificio considerable para el uso del crédito externo y el sostenimiento de su servicio.

Sumado a las anteriores consideraciones, el análisis debería superar las limitaciones de la descomposición de Cholesky, en la cual no se separa el impacto del ciclo en las variables fiscales del proveniente de cambios en choques fiscales de naturaleza estructural. Debe advertirse, sin embargo, que en este trabajo no se controla por factores distorsionantes que pueden incidir de manera importante sobre el tamaño de los multiplicadores. Tales factores estarían asociados al grado de apertura de la economía, rigideces en el mercado laboral, el régimen de tipo de cambio y el tamaño de los estabilizadores automáticos (FMI, 2014).

2. LITERATURA SOBRE EL TAMAÑO DE LOS MULTIPLICADORES FISCALES

Después de los trabajos innovadores de Blanchard y Perotti (2002) y Perotti (2004) sobre el impacto macroeconómico de la política fiscal, la orientación y diseño de las políticas fiscales todavía se enfrenta a la ausencia de consensos. Nuevos estudios han venido emergiendo sobre la base de críticas a dichos esfuerzos, así como también para ampliar su alcance. Además de la calidad de la información estadística disponible⁶, la diversidad de trabajos tiene que ver con la puesta a prueba de diferentes técnicas de estimación y con la interpretación de nuevos hallazgos —rasgos keynesianos o neoclásicos, características estructurales, nivel de desarrollo de la economía y su posición en el ciclo, composición del gasto público, entre otros tópicos—. Ambos procesos están estrechamente relacionados, en tanto que el examen del alcance de los hallazgos lleva a intentar diferentes técnicas para incorporar aspectos no satisfactorios o no cubiertos en previos análisis.

En general, se distinguen los modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (*dynamic stochastic general equilibrium* o DSGE) y modelos de vectores autoregresivos (*vector autoregressive* o VAR). Ambos enfoques presentan ventajas y desventajas: los modelos DSGE toman en cuenta las características estructurales de todo el sistema económico, incorporan relaciones no lineales y los multiplicadores estimados se asumen permanentes, en comparación con el alcance más limitado de los modelos VAR que se concentran en determinados choques fiscales, trabajan con relaciones lineales y sus multiplicadores tienen un carácter más bien temporal. Por otra parte, los modelos DSGE no padecen de las limitaciones de los VAR relacionadas con la indeterminación que causa la anticipación de los agentes económicos a las medidas fiscales. No obstante, en comparación con los VAR, los DSGE pueden presentar problemas derivados de calibraciones no adecuadas, producto de una incapacidad para capturar conductas no lineales (Coenen *et al.*, 2010; Boussard, de Castro y Salto, 2012; De Mello, 2013; ECB Montlhy Bulletin, abril de 2014).

Diferentes tamaños del multiplicador del gasto del Gobierno han llevado a la incorporación de variables de control para distinguir casos de economías que responden mejor a la caracterización keynesiana y en donde se espera que los

⁶ Además de la utilización de técnicas de data panel, que permiten superar las limitaciones de información de estimaciones de casos individuales, se han introducido otras innovaciones como el *bucket approach*, mediante el cual se agrupan países por sus características comunes (Batini, Eyraud y Weber, 2014).

multiplicadores del gasto sean mayores que en aquellas que se asimilan mejor con los postulados neoclásicos. Este dilema no se presenta en las estimaciones de multiplicadores tributarios, en cuyo caso el grado de distorsión de los impuestos afecta negativamente su valor en cualquier caso (Woodford, 2010)⁷.

Al considerar algunos rasgos estructurales, se encuentra que las economías cerradas al comercio o que operan bajo tipos de cambio fijos tienen mayores efectos del gasto en el PIB a largo plazo; mientras que una expansión fiscal en economías abiertas al comercio o que operan bajo tipos de cambio flexibles no conduce a aumentos significativos en el producto. Algunos estudios incluso concluyen que el estímulo fiscal puede ser contraproducente en países altamente endeudados; Ilzetzi *et al.* (2013) muestran fuertes efectos negativos en casos de expansión del consumo del Gobierno sobre la producción cuando los niveles de deuda alcanzan el 60 % del PIB.

El grado de desarrollo de la economía también parece incidir en la obtención de diferentes resultados. En las economías avanzadas (EA), los hallazgos han cambiado en el tiempo. En efecto, antes de la CFG el valor de los multiplicadores del primer año, en promedio, se ubicaba en 0,75 para el gasto y 0,25 para los ingresos. No obstante, estos resultados estándares han sido impugnados por la literatura más reciente, en la cual predominan las investigaciones que evalúan la existencia de asimetrías en los multiplicadores fiscales, así como los efectos de la deuda pública. Dichas asimetrías se reflejan en el hallazgo de multiplicadores fiscales superiores a la unidad y mayores en épocas de recesión, en comparación con los más bajos existentes en épocas de bonanza económica; lo que parece estar en consonancia con los argumentos keynesianos en favor de utilizar el gasto público discrecional en periodos de recesión para estimular la demanda agregada.

En el caso de las economías emergentes (EE) y de bajos ingresos (EBI), los hallazgos sugieren que los multiplicadores son menores a los de las EA; sin embargo, estos resultados no son concluyentes debido a la escasa literatura empírica disponible. En cuanto al tamaño de los multiplicadores de estos países, tampoco existe consenso, toda vez que los hallazgos son contrapuestos. En efecto, mientras que Ilzetzi (2011) encuentra que en las EE el multiplicador del gasto varía de 0,1 a 0,3, y el multiplicador de ingresos entre 0,2 y 0,4 en el corto plazo, resultados más recientes de este mismo autor (Ilzetzi, Mendoza y Végh, 2013) refieren que al evaluar la composición del gasto público las conclusiones cambian considerablemente. De hecho, mientras el multiplicador del gasto corriente es negativo y no significativo estadísticamente, el del gasto de inversión es positivo y se ubica en 0,57 en el primer trimestre luego del choque.

Otros trabajos han avanzado hacia la consideración de relaciones no lineales, como modelos TVAR y STVAR, que muestran que los multiplicadores de consumo del Gobierno son más grandes en las recesiones, pero mayores cuando la política monetaria es acomodaticia, como en el caso de la reciente CFG, cuando la tasa de política monetaria llegó

⁷ Este autor plantea que la existencia de precios y salarios rígidos permiten mayores multiplicadores, pero que ello depende crucialmente de las respuestas de la política monetaria. En general, a menor desplazamiento de gasto privado ante incrementos en el gasto fiscal, el multiplicador es mayor, como lo postula el enfoque neokeynesiano.

prácticamente a cero (Baum, Ribeiro y Weber, 2012; Batini, Callegari y Medina, 2012; Auerbach y Gorodnichenko, 2012a, 2012b, entre otros). Por otra parte, en la búsqueda de eliminar problemas de endogeneidad, destacan trabajos que usan información de choques fiscales que no son anticipados y, al mismo tiempo, independientes del estado de la economía⁸ (Ramey y Shapiro, 1997; Ramey, 2011); la poca disponibilidad de información hace que este enfoque sea, sin embargo, de aplicación limitada (Contreras y Battelle, 2014).

El análisis de Favero y Giavazzi (2007) se convirtió en una referencia fundamental en el tema de la relación entre consolidación fiscal y deuda pública, al mostrar la diferencia que hace incluir la deuda en la estimación de los choques fiscales. En esencia, los autores plantean que estos choques afectan el curso futuro de la restricción intertemporal del Gobierno y, consecuentemente, de la deuda pública, la cual no puede aumentar indefinidamente. Su propuesta consiste en tratar como variable externa la deuda pública en un VAR estructural (Blanchard y Perotti, 2002) y añadir al modelo el de la dinámica de la deuda. En trabajos más recientes, se simula esta última, tomando en cuenta el valor de los multiplicadores fiscales, encontrándose que, efectivamente, la relación deuda/PIB puede aumentar luego de la implementación de un programa de consolidación fiscal, que este efecto puede ser temporal, pero que puede afectar los rendimientos soberanos si el ajuste fiscal es persistente a los fines del cumplimiento de metas de deuda/PIB (Eyraud y Weber, 2013; ECB, 2014).

Como una primera aproximación al caso venezolano se siguen los enfoques de Blanchard y Perotti (2002), Favero y Giavazzi (2007) y de Estevao y Samake (2013), dejando abierta la posibilidad de mejorar las estimaciones con el uso de técnicas no lineales o el uso de modelos DSGE. En principio, se busca aportar, fundamentalmente, al conjunto de estudios dedicados a las economías emergentes, para las cuales hay menos consenso sobre los hallazgos.

3. EL MODELO DE IDENTIFICACIÓN

El modelo teórico de VAR estructural (de ahora en adelante SVAR) que sirve de base a los ejercicios para el caso de Venezuela se define de la siguiente manera:

$$A_0 Y_t = A(L) Y_{t-1} + E(L) d + B \varepsilon_t \quad (1)$$

$$d_t = \frac{1+i_t}{(1+p_t)(1+y_t)} d_{t-1} + p d_t \quad (2)$$

En dicha ecuación, $Y_t = [g_t, t_t, y_t, tc_t, i_t]$ representa el vector de variables endógenas, que incluye el gasto primario del Gobierno (g_t), los ingresos tributarios (t_t), el PIB real (y_t), la tasa de cambio real (tc_t) y la tasa de interés real (i_t); A_0 es la matriz de coeficientes contemporáneos; $A(L)$ es la matriz de parámetros del VAR; $E(L)$ es la matriz de coeficientes de las variables exógenas (en nuestro caso, consideramos además de la deuda pública los ingresos fiscales

⁸ A este enfoque se le identifica en la literatura como *narrative approach*.

petroleros); L es el operador de rezago; B es la matriz de coeficientes de los errores estructurales y, finalmente, $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^g, \varepsilon_t^t, \varepsilon_t^y, \varepsilon_t^{tc}, \varepsilon_t^i]$ es el vector de choques estructurales a las variables endógenas del modelo.

La ecuación (2) representa la evolución de la deuda/PIB (d_t), que depende del coeficiente de su propia dinámica y del balance fiscal primario como proporción del PIB (pd_t). La ecuación de la relación entre los choques estructurales y las innovaciones $A_0 e_t = B \varepsilon_t$, en donde $e_t = [e_t^g, e_t^t, e_t^y, e_t^{tc}, e_t^i]$ se representa en el siguiente sistema:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g,y} & -\alpha_{g,tc} & -\alpha_{g,i} \\ 0 & 1 & -\alpha_{t,y} & -\alpha_{t,tc} & -\alpha_{t,i} \\ -\gamma_{y,g} & -\gamma_{y,t} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{p,g} & -\gamma_{p,t} & -\gamma_{p,y} & 1 & 0 \\ -\gamma_{i,g} & -\gamma_{i,t} & -\gamma_{i,y} & -\gamma_{i,tc} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \\ e_t^{tc} \\ e_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{g,g} & \beta_{g,t} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{t,g} & \beta_{t,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{y,y} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{tc,tc} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{i,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^{tc} \\ \varepsilon_t^i \end{bmatrix} \quad (3)$$

En el proceso de identificación, se asume que las decisiones de política fiscal ante variaciones en el ciclo ocurren con rezagos, por lo que las elasticidades tributarias y de gasto $\alpha_{g,y}$ y $\alpha_{t,y}$ se estiman de manera separada (Blanchard y Perotti, 2002). Sobre la elección de cuál de los choques estructurales fiscales conviene restringir ($\beta_{t,g}$ o $\beta_{g,t}$), se adopta el supuesto de Favero y Giavazzi (2007), que consiste en considerar uno de los parámetros como endógeno e imponer una restricción de nulidad sobre el otro, con base en lo que indique la intuición empírica. Esto resultó más conveniente que estimar esos parámetros a través de un VEC como en Estevão y Samake (2013), ya que, al introducirlos en las estimaciones, no resultaron estadísticamente significativos.

Las dos restricciones restantes para una identificación completa⁹ se completan con los supuestos sugeridos por Estevão y Samake (2013), que señalan la inexistencia de efectos contemporáneos del PIB sobre la tasa de interés ($\gamma_{i,y}=0$), y de esta última sobre los gastos e ingresos fiscales ($\alpha_{g,i}=\alpha_{t,i}=0$), en su estudio sobre los efectos de la consolidación fiscal en diferentes grupos de países (de economía avanzada, de economía emergente y de menor nivel de desarrollo).

La elasticidad tributaria/PIB ($\alpha_{t,y}$) se obtuvo de Moreno y Maita (2015), cuya estimación se hizo con base en un modelo de cointegración dinámica; y para la estimación de la elasticidad gasto/PIB ($\alpha_{g,y}$), se usó ese mismo enfoque.

4. ESTIMACIÓN

Las series estadísticas de las variables fiscales (gasto, ingresos tributarios, ingresos fiscales petroleros y deuda pública) provienen del Ministerio de Finanzas, mientras que las restantes (PIB, IPC, tasa de cambio y tasas de interés de la deuda pública) tienen su origen en publicaciones del Banco Central de Venezuela (BCV). Las series de población se obtuvieron de las proyecciones del Instituto Nacional de Estadística (INE).

⁹ La identificación completa de (3) requiere la introducción de 15 restricciones, lo cual supone la adición de 5 restricciones.

La disponibilidad de estadísticas con frecuencia trimestral no es uniforme para todas las variables. Concretamente, la serie de gasto disponible para el Gobierno central es más larga que la del gasto del sector público restringido¹⁰; la serie de PIB no petrolero ha cambiado de base en diversas oportunidades y, en frecuencia trimestral, solo se encuentran en estadísticas oficiales desde 1997; las series trimestrales de deuda pública solo se disponen para cortos periodos.

Esas limitaciones de información llevaron a las siguientes decisiones: primero, en el caso del gasto primario, se decidió hacer estimaciones diferentes para el Gobierno central y para el sector público restringido; segundo, en el caso de la serie del PIB no petrolero, ella se completó con estimaciones realizadas en la unidad de estudios del BCV; y, finalmente, en cuanto a la serie de deuda pública, se utilizaron interpolaciones cúbicas para los años en que no se dispuso de la información trimestral. La tasa de interés real utilizada en el modelo se aproximó por la tasa de interés implícita de la deuda, la cual resultó de dividir el pago de intereses de la deuda del Gobierno central por el saldo de la deuda pública en el momento $t-1$. Tomando en cuenta que no se dispone de información oficial sobre la tasa de cambio nominal promedio ponderada de la economía para la última década, se procedió a utilizar ponderaciones estimadas por otras fuentes¹¹.

La medida de gasto fiscal primario utilizada en las estimaciones incluye sueldos y salarios, compra de bienes y servicios, gasto de inversión, y transferencias a estados, municipios y entidades administrativas, y excluye las transferencias al sector privado. Estas últimas se restan al total de los ingresos fiscales (suma de los ingresos tributarios –impuesto sobre la renta; impuesto al valor agregado; impuesto de importaciones; impuesto al consumo de licores, cigarrillos y derivados del petróleo– y las ganancias del BCV). Ambas series, gastos e ingresos, están en base caja, pues no se disponen en base acordado en frecuencia trimestral; esto último puede afectar la dinámica de corto plazo del modelo, pero con la información disponible no es posible saber la medida de la distorsión. (Gráficos G10 y G11).

El PIB no petrolero real, el IPC y las tasas reales de interés se expresan con base en el año 1997. Excepto la tasa real de interés, que tiene valores negativos en algunos periodos, el resto se corrige por estacionalidad con el método ARIMA-X-13. Las variables de nivel se expresan en logaritmo de su valor real per cápita.

El análisis de las series estadísticas incluyó la realización de la prueba de estacionariedad, la cual reporta que ellas son integradas de orden (1) para todos los casos. También se aplicó la prueba de Bai y Perron (2003) a la relación del gasto y los tributos con el PIB (ver Tabla T1), con la finalidad de detectar posibles cambios estructurales que sugirieran, como en Moreno y Shelton (2014), la necesidad de estimar modelos para distintos subperiodos. Las pruebas permitieron detectar quiebres, de los cuales solo el trimestre 1992q4 resultó significativo, por lo cual se procedió a distinguir estimaciones para los periodos 1976-1992 y 1993-2013, al menos para el caso del Gobierno central, como

¹⁰ Esta definición incluye al Gobierno central, PDVSA, una muestra de empresas públicas no financieras, IVSS y Fogade. De allí que no cubre la totalidad de las entidades del sector público y los fondos de inversión creados desde 2005.

¹¹ Ecoanalítica, Bank of America, Barclays, entre otras.

se explica más adelante. Este resultado podría estar asociado con las reformas tributarias que se dieron a principios de esa década, hecho que se detecta en la estimación de la elasticidad tributaria de Moreno y Maita (2015), y que se percibe en las series de gasto fiscal primario e ingresos fiscales reales per cápita del Gobierno central (ver G1).

En el Cuadro 1 se muestran nuestras estimaciones de las elasticidades producto de los ingresos y gastos fiscales ($\alpha_{t,y}$ y $\alpha_{g,y}$); en el primer caso, provenientes de Moreno y Maita (2015) y en el segundo, de un modelo, también de cointegración dinámica, estimado especialmente para este trabajo (ver Tabla T2). El bajo valor de $\alpha_{g,y}$ (0,2) puede estar asociado al hecho de que en Venezuela la principal partida que se ajusta ante cambios en el ciclo económico son las transferencias a los estados y municipios, las cuales representan aproximadamente entre el 20 % y 30 % de los ingresos del Gobierno central.

Cuadro 1
Elasticidades de los tributos y gastos

| Período | $\alpha_{t,y}$ ^{1/} | $\alpha_{g,y}$ ^{2/} |
|---------------|------------------------------|------------------------------|
| 1976q1-1992q4 | 1,1 | 0,2 |
| 1993q1-2013q4 | 2,2 | 0,2 |
| 1976q1-2013q1 | 1,8 | 0,2 |
| 1991q1-2013q4 | 2,2 | 0,2 |

1/ Elasticidades obtenidas de Moreno y Maita (2014).

2/ Elasticidad estimada por el método de cointegración dinámica (DOLS).

5. RESULTADOS

Los ejercicios incluyeron dos tipos de estimaciones: una versión reducida que solo incluye las variables de gasto e ingresos fiscales y PIB para el Gobierno central, y una versión más amplia que añade a esas variables las tasas reales de cambio y de interés como variables endógenas y la deuda pública como variable exógena.

En el primer caso, el objetivo es ver si la significancia estadística del VAR estructural mejora con la incorporación de nuestras estimaciones de elasticidades tributarias y de gasto (Cuadro 1), y detectar algunas diferencias con las mediciones de Zambrano (2009) y de Moreno y Shelton (2014). La estimación se hace con data del Gobierno central para los subperiodos 1976q1-1992q4 y 1993q1-2013q4, respectivamente. Los resultados no son exactamente comparables, pues en nuestro caso ampliamos el periodo de estimación para aprovechar la mayor cantidad de observaciones (1976q1 a 2013q4), mientras que en el trabajo de esos autores las muestras son diferentes. No obstante, las muestras seleccionadas se corresponden con el *post boom* petrolero de inicio de los años setenta, de 1980-81 (1976q1-1992q4) y del periodo de deterioro de desempeño macroeconómico de Venezuela (1993q1 – 2013q4).

En la versión ampliada, el objetivo es evaluar los impactos fiscales en las variables macroeconómicas y los que ocurran entre ellas, que puedan atenuar o potenciar esos efectos fiscales sobre el PIB. La estimación se hace con data

del sector público restringido, pero en este caso el periodo es más corto, 1991q1-2013q4, porque es para el que se dispone de data trimestral relativamente confiable. A pesar de esta limitación, privó en esta decisión el hecho de que esta cobertura institucional incluye gasto cuasi fiscal que no se registra en la del Gobierno central, cuyos montos tendieron a hacerse importantes desde mediados de la década de los años 2000.

Estimamos tres modelos de la versión reducida, cuya representación matricial se muestra a continuación:

1976q1 – 1992q4

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -0,2 \\ 0 & 1 & -1,2 \\ -\gamma_{y,g} & -\gamma_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{g,g} & 0 & 0 \\ \beta_{t,g} & \beta_{t,t} & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{y,y} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix} \quad (4)$$

1993q1 – 2013q4

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -0,2 \\ 0 & 1 & -2,2 \\ -\gamma_{y,g} & -\gamma_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{g,g} & 0 & 0 \\ \beta_{t,g} & \beta_{t,t} & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{y,y} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix} \quad (5)$$

1976q1 – 2013q4

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -0,2 \\ 0 & 1 & -1,8 \\ -\gamma_{y,g} & -\gamma_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{g,g} & 0 & 0 \\ \beta_{t,g} & \beta_{t,t} & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{y,y} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix} \quad (6)$$

La estimación para todo el periodo (1976q1 – 2013q4) se hizo para determinar la consistencia de los ejercicios realizados con las muestras parciales, en las cuales la elasticidad tributaria va de 1,2 a 2,2, mientras que la del periodo completo es de 1,8.

Se realizaron diversos ensayos, pero los mejores resultados obtenidos se presentan en los cuadros 2 a 5. En lo que respecta a los coeficientes contemporáneos estimados, solo $\beta_{t,g}$ presenta problemas de significancia estadística en la segunda muestra y en el ejercicio estimado para todo el periodo, aunque siempre resulta con signo positivo. Las estimaciones no fueron estadísticamente significativas cuando se intentó endogenizar $\beta_{g,t}$, y los signos en todos los casos también fueron positivos; se infiere que ambos resultados sugieren la existencia de una cierta condición de ajuste en la restricción presupuestaria la que, sin embargo, tiende a relajarse en el tiempo.

Cuadro 2
Coefficientes contemporáneos estimados

| Gobierno Central | | | | |
|-------------------------|----------------------|--------------------|--------------|--------|
| Período | Coefficientes | z-Statistic | Prob. | |
| 1976q1 - 1992q4 | $\gamma_{y,g}$ | 0.1056 | 1.7329 | 0.0831 |
| | $\gamma_{y,t}$ | -0.0806 | -2.5593 | 0.0105 |
| | $\beta_{t,g}$ | 0.0914 | 2.0730 | 0.0382 |
| 1993q1 - 2013q4 | $\gamma_{y,g}$ | 0.0698 | 2.7084 | 0.0068 |
| | $\gamma_{y,t}$ | -0.0602 | -2.4882 | 0.0128 |
| | $\beta_{t,g}$ | 0.0127 | 0.8530 | 0.3936 |
| 1976q1 - 2013q4 | $\gamma_{y,g}$ | 0.0596 | 2.9612 | 0.0031 |
| | $\gamma_{y,t}$ | -0.0328 | -2.5593 | 0.0105 |
| | $\beta_{t,g}$ | 0.0268 | 1.4188 | 0.1560 |

La pérdida de significancia estadística de $\beta_{t,g}$ en el segundo periodo podría estar asociada con otros factores del entorno macroeconómico que habrían comenzado a afectar de manera más intensa a la restricción presupuestaria del Gobierno. Esta misma conjetura podría utilizarse para justificar los hallazgos del modelo estimado para todo el periodo; efectivamente, que el multiplicador del gasto sea ligeramente inferior y que el de los ingresos sea mucho mayor que los obtenidos en 1993-2013, aunque sugiere la existencia de no linealidad del comportamiento macroeconómico del país, recoge los cambios de la primera a la segunda muestra.

Cuadro 3
Multiplicadores fiscales
Gobierno Central

Multiplicador del gasto público

Multiplicador de los impuestos

| Período | Multiplicador de impacto (1 trimestre) | Multiplicador acumulado (4 trimestres) | Multiplicador acumulado (8 trimestres) | Multiplicador de impacto (1 trimestre) | Multiplicador acumulado (4 trimestres) | Multiplicador acumulado (8 trimestres) |
|------------------------|---|---|---|---|---|---|
| | 1976q1 - 1992q4 | 0,04* | 0,24 | 0,68 | -0,46* | -1,92* |
| 1993q1 - 2013q4 | 0,03* | 0,19* | 0,51* | -0,08* | -0,27* | -0,39 |
| 1976q1 - 2013q4 | 0,03* | 0,22* | 0,59* | -0,09* | -0,36* | -0,55 |

El asterisco indica que 0 está afuera de la región entre las dos bandas correspondientes a dos desviaciones estándar.

En términos generales, se evidencia que los multiplicadores fiscales tienen los signos esperados, pero que cambian de valor en el tiempo y que la dirección del cambio es en sentido descendente en el caso en términos absolutos. Concretamente, en el caso del gasto, se observa que el valor del multiplicador de impacto o de corto plazo es bajo en comparación con los valores hallados para EA y algunas EE (ver sección 2), pero que aumenta hacia el mediano plazo (8 trimestres), aunque en el periodo 1976q1-1992q4 pierde significancia estadística desde el cuarto trimestre. En el de los ingresos, la significancia estadística solo se verifica hasta el cuarto trimestre después del choque inicial.

Es significativo pero ciertamente esperado que el multiplicador del gasto de la primera muestra (1976-1992) –que es un periodo de absorción de un monto significativo de renta petrolera después del alza extraordinaria de los precios

del petróleo en 1973-74 y 1980-81— sea más alto que el del segundo (1993-2013). Y también lo es que el multiplicador de los ingresos disminuya en valor absoluto, pues en el segundo periodo se producen importantes reformas tributarias¹², las que pueden haber ocasionado distorsiones en las decisiones de la actividad económica no petrolera, tal y como lo sugieren las teorías tributarias. De hecho, las elasticidades tributarias aumentan significativamente de un periodo a otro, lo que puede haber influido en estos resultados.

No obstante, de acuerdo con las funciones impulso respuesta (ver gráficos G13), se presentan dos situaciones interesantes: en el primer periodo se combinan un mayor multiplicador del gasto con una duración menor de su impacto en el PIB; en cambio, en el segundo periodo el multiplicador es más bajo, pero tiene mayor duración. Esto podría interpretarse como el resultado del deterioro de la composición económica del gasto fiscal de un periodo a otro¹³, empero de una mejora en la calidad del gasto de inversión en el segundo periodo, lo cual explicaría la persistencia de su impacto en el PIB.

Estos resultados no coinciden totalmente con los hallazgos de Zambrano (2009), el cual encuentra un impacto de muy corto plazo del gasto del Gobierno en el PIB. La concentración en el periodo 1997-2009 restringe su interpretación a las características del desempeño macroeconómico que recogemos en la segunda muestra de nuestro trabajo, aunque sin considerar las diferencias que la calidad de la política tributaria hace en el análisis de la conducta fiscal del país.

En relación con el estudio de Moreno y Shelton (2014), nuestros hallazgos también difieren de alguna manera. Estos autores encuentran un impacto más bajo de la política fiscal en el PIB en periodo de auge petrolero que en el posterior, mientras que nuestros resultados sugieren lo opuesto. Compiten, así, las conjeturas de pleno empleo de esos autores con las de una mayor efectividad de la política fiscal de este trabajo que habrá que seguir evaluando en el futuro a fin de alcanzar un consenso.

En la versión ampliada, el sistema base se representa en (7). Hay que advertir que las diversas pruebas realizadas en la versión de identificación completa no convergieron en la mayoría de los casos, por lo que procedimos a normalizar los valores de la diagonal de la matriz B; esto significó la necesidad de obtener resultados favorables en las pruebas de sobreidentificación.

¹² Entre 1990 y 1993 se implementan en el país un conjunto de reformas tributarias las cuales fundamentan el hallazgo en Moreno y Maita (2015) de saltos estructurales en la elasticidad tributaria, hecho que pudiera haber desmejorado en algo la eficiencia de la política tributaria.

¹³ En efecto, es importante considerar que la estructura gasto corriente/gasto de capital aumenta considerablemente a favor del primero a partir de los años noventa. Entre 1976 y 1989, la proporción promedio del gasto corriente en el total fue de 67,7 % (31,1 % la del gasto de capital) y entre 1990 y 2013, la primera sube a 77,3 % (y la de capital baja a 16,5 %). Ver Gráfico G12. No obstante, habría que advertir que desde 2005 la ejecución de algunos programas de inversión financiados con fondos parafiscales no estaría registrada en las estadísticas del gasto del Gobierno central, pero cuya información no se ha divulgado de manera oficial.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -0.2 & -\alpha_{g,tc} & 0 \\ 0 & 1 & -2.2 & -\alpha_{t,tc} & 0 \\ -\gamma_{y,g} & -\gamma_{y,t} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{p,g} & -\gamma_{p,t} & -\gamma_{p,y} & 1 & 0 \\ -\gamma_{i,g} & -\gamma_{i,t} & 0 & -\gamma_{i,tc} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \\ e_t^{tc} \\ e_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{t,g} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^{tc} \\ \varepsilon_t^i \end{bmatrix} \quad (7)$$

Desde un punto de vista heurístico, el objetivo de esta estimación se centra en la diferencia que puede hacer la incorporación o no de la deuda pública en el modelo. Las diversas pruebas mostraron la necesidad de modificar la matriz A de (7), pues en ellas se reveló que en el corto plazo las tasas de interés tienen un efecto en el gasto, pero resultan afectadas por la recaudación de ingresos, quedando el sistema como en (8):

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -0.2 & -\alpha_{g,tc} & -\alpha_{g,i} \\ 0 & 1 & -2.2 & -\alpha_{t,tc} & 0 \\ -\gamma_{y,g} & -\gamma_{y,t} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{p,g} & -\gamma_{p,t} & -\gamma_{p,y} & 1 & 0 \\ 0 & -\gamma_{i,t} & 0 & -\gamma_{i,tc} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \\ e_t^{tc} \\ e_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{t,g} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^{tc} \\ \varepsilon_t^i \end{bmatrix} \quad (8)$$

En este sistema se recoge una característica fundamental de la gestión fiscal de Venezuela que se refiere al alto impacto extendido de la crisis de la deuda externa de los años ochenta, lo cual se debería reflejar en un desplazamiento del gasto primario fiscal real per cápita en favor del pago de los intereses de la deuda. Por su parte, el signo del impacto contemporáneo de los ingresos fiscales en la tasa de interés puede ser positivo o negativo, dependiendo de las expectativas de los agentes económicos sobre el carácter temporal o permanente de un aumento en los ingresos fiscales (proveniente, por ejemplo, de una reforma tributaria) y de que su conducta se fundamente o no en la hipótesis de la equivalencia ricardiana (HER).

Los resultados de las estimaciones se muestran en los cuadros 4 y 5. Se observa que la escala de valores de los parámetros cambia en relación con las de los modelos reducidos estimados, en vista del procedimiento de normalización. En el modelo sin deuda pública, el coeficiente contemporáneo del impacto del gasto en el PIB es negativo y el de los tributos es positivo, contrario a lo que se debería esperar. La significancia estadística de este modelo es más baja (prob. 0,159) que la del modelo con deuda (prob. 0,257), en el cual, en contraste, los coeficientes sí tienen los signos esperados. Por esta razón nos concentramos fundamentalmente en el análisis de los resultados de este último modelo.

Se evidencia que, a diferencia de los modelos reducidos, los impactos de los multiplicadores fiscales tienen una duración muy corta y sus magnitudes son despreciables en comparación con los resultados obtenidos para otros países. En el caso del gasto, el impacto negativo en el PIB dura solo un trimestre y luego pierde significancia estadística; mientras que el de los tributos es negativo en el primer trimestre, luego se torna positivo y significativo hasta el cuarto trimestre.

Cuadro 4
Coefficientes contemporáneos estimados

Sector Público Restringido 1991q1 - 2013q4

| | Coefficientes | | z-Statistic | Prob. |
|-------------------------------|-------------------------------|----------------|-------------|--------|
| SVAR sin Deuda Pública | $\gamma_{y,g}$ | -9.3712 | -13.23 | 0.0000 |
| | $\gamma_{y,t}$ | 1.0305 | 1.24 | 0.2159 |
| | $\alpha_{g,t}$ | -7.2459 | -2.35 | 0.0186 |
| | $\gamma_{i,t}$ | -7.7649 | -13.25 | 0.0000 |
| | $\beta_{t,g}$ | 2.1309 | 1.90 | 0.0578 |
| | Chi-square(6) | 7.9447 | Prob | 0.159 |
| | SVAR con Deuda Pública | $\gamma_{y,g}$ | 9.5780 | 13.35 |
| $\gamma_{y,t}$ | | -1.1389 | -1.41 | 0.1594 |
| $\alpha_{g,i}$ | | -8.2893 | -2.56 | 0.0104 |
| $\gamma_{i,t}$ | | 7.5854 | 13.29 | 0.0000 |
| $\beta_{t,g}$ | | 2.4059 | 2.15 | 0.0317 |
| Chi-square(6) | | 6.5449 | Prob | 0.257 |

Cuadro 5
Multiplicadores fiscales
Sector Público Restringido
VAR con deuda 1991q1-2013-q4

| Multiplicador | Gasto | Impuestos |
|--------------------------|---------|-----------|
| De impacto (1 trimestre) | -0.002* | -0.004* |
| Acumulado (4 trimestres) | -0.04 | 0.21* |
| Acumulado (8 trimestres) | -0.27 | 0.45 |

El asterisco indica que 0 está fuera de la región entre las dos bandas correspondientes a dos desviaciones estándar

Los mayores valores de la elasticidad tributaria que se verifican desde los años noventa en adelante pueden estar incidiendo en el menor multiplicador del gasto en el periodo analizado. Esto no significa necesariamente que la calidad de las políticas públicas sea menor que las ejecutadas en fases anteriores, sino más probablemente un escenario de mayores restricciones presupuestarias, en vista de la caída de la renta petrolera real per cápita que se verifica hasta inicios de los años dos mil (ver G14). Por otra parte, vale destacar que el impacto de las políticas públicas ejecutadas en el contexto del reciente *boom* de precios de petróleo no estaría siendo recogido adecuadamente –en el cual se evidencia una mejor estructura económica del gasto (ver G15)–, porque esta mejoría se corresponde con un periodo más corto en relación con el tamaño de la muestra (2007 a 2013).

Un importante hecho a destacar es que el impacto en el corto plazo de los intereses de la deuda pública en el gasto es positivo y significativo hasta el cuarto trimestre, lo cual probablemente incide sobre el menor valor del multiplicador del gasto/PIB en este modelo.

Estos hallazgos son de primordial importancia para el diseño de un programa de consolidación fiscal, pues menores multiplicadores del gasto facilitan su implementación por su menor efecto en la reducción del PIB en el corto plazo; pero se requiere de estudios adicionales que evalúen el impacto del crecimiento del gasto de capital total en el PIB en el último quinquenio (2010-2014) y también la posibilidad de mejorar el impacto global del gasto del Gobierno sobre el crecimiento en el mediano y largo plazo y, de esa manera, garantizar mejores condiciones de una senda de crecimiento estable y de sostenibilidad de la deuda pública.

Finalmente, debe señalarse que los hallazgos de este trabajo favorecen en términos generales la evidencia empírica de estimaciones que utilizan modelos SVAR para el caso de economías emergentes y de bajos ingresos, pero que queda abierta la opción para el uso de otras que han encontrado mayores multiplicadores (Contreras y Battelle, 2014).

6. CONCLUSIONES

En este trabajo nos planteamos estimar los multiplicadores fiscales y su impacto en un proceso de consolidación fiscal para el caso de Venezuela en el periodo 1976-2013, con base en un VAR estructural que toma en cuenta las interrelaciones entre la política fiscal, los choques del entorno macroeconómico y la deuda pública. Los hallazgos del estudio permitieron encontrar que Venezuela se encuentra en el grupo de EE con multiplicadores fiscales más bajos.

En relación con el uso de nuevas estimaciones de elasticidad tributaria, se puso en evidencia que la conjetura de pleno empleo señalada en Moreno y Shelton (2014) no se verifica en nuestro trabajo y que, por el contrario, en el periodo de auge petrolero el multiplicador del gasto es más alto que el de los años noventa en adelante. Nuestro resultado podría estar ilustrando una mayor eficiencia de los programas de políticas públicas en los setenta y ochenta, con fundamento en una mejor estructura económica del gasto. Sin embargo, ambas conjeturas deben ser objeto de contraste posterior.

Existe una diferencia entre el comportamiento del multiplicador del gasto del Gobierno central con respecto al del sector público restringido, aunque en ambos niveles de administración su valor está en el límite inferior del rango hallado para otras EE. En el caso del Gobierno central es positivo, pero tiende a aumentar en el tiempo. En el caso del sector público restringido es negativo y pierde significancia estadística más rápidamente.

La incorporación de la deuda pública como variable exógena en la estimación permitió evidenciar un multiplicador del gasto cercano a cero, con lo cual la mayor disponibilidad de ingresos provenientes del endeudamiento podría haberse concentrado en el financiamiento de gasto corriente. También el impacto positivo de corto plazo de los intereses de la deuda pública en el gasto fiscal puede haber incidido en esos resultados. Un endeudamiento público, cuyos recursos se dirijan prioritariamente a gasto corriente, termina por erosionar la capacidad de servicio de la deuda y traducirse en efectos marginales sobre la actividad económica.

En general, nuestros resultados permiten reducir el margen de incertidumbre sobre el origen de los problemas estructurales de la política fiscal en Venezuela. La mayor capacidad de recaudación tributaria que se evidencia en

mayores valores de la elasticidad tributaria puede estar incidiendo en el menor multiplicador del gasto, por lo que no se puede inferir que la calidad de las políticas públicas se haya deteriorado en el tiempo. Por eso, queda pendiente determinar el impacto de las políticas públicas ejecutadas en el contexto del reciente *boom* de precios de petróleo (2004-2014) que evidencian una mejor estructura económica del gasto.

En general, el estudio permite inferir de manera preliminar que un programa de consolidación fiscal en Venezuela no se traduciría necesariamente en una caída significativa del PIB en el corto plazo, pero que se requeriría de evaluaciones adicionales de la calidad de las políticas de gasto público y de tributación que permitan identificar zonas de mejora de estas orientadas a fundamentar una dinámica óptima de la deuda/PIB en el mediano y largo plazo.

En lo que se refiere a la técnica de estimación utilizada, será necesario contemplar otras técnicas para superar las limitaciones del estudio que se reflejaron en la baja significancia estadística de algunos coeficientes. Si dichas limitaciones tienen que ver con la linealidad de los parámetros, podría considerarse el uso de un modelo TVAR para la identificación de asimetrías en los multiplicadores, respecto a la posición en el ciclo de la economía.

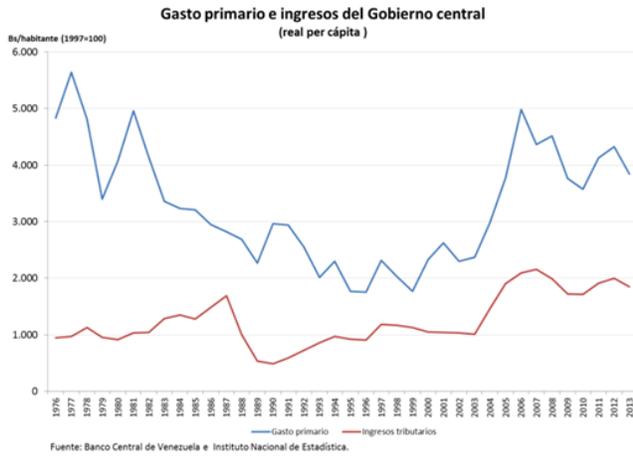
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Auerbach, A. y Gorodnichenko, Y. (2010a). *Measuring the output responses to fiscal policy*. NBER Working Paper 17447.
- Auerbach, A. y Y. Gorodnichenko. (2010b). *Fiscal Multipliers in Recession and Expansion*. NBER Working Paper 17447.
- Auerbach, A.; Gorodnichenko, Y.; McCrory, P. y Murphy, D. (2022). Fiscal multipliers in the COVID19 recession. *Journal of International Money and Finance*, 126:102669.
- Baldacci, E.; Gupta, S. y Mulas-Granados, C. (2014). Debt Reduction, Fiscal Adjustment, and Growth in Credit-Constrained Economies. *Journal of Applied Economics*, 18:1, pp. 71-97.
- Batini, N.; Callegari, G. y Melina, G. (2012). *Successful Austerity in the United States, Europe and Japan*. IMF WP/12/190.
- Batini, N.; Eyraud, L. y Weber, A. (2014). *A simple method to compute fiscal multipliers*. IMF WP/14/93.
- Batini, N.; Eyraud, L. y Weber, A. (2014). *Fiscal Multipliers: Size, Determinants, an Use in Macroeconomic Projections*. IMF.
- Baum, A.; Ribero P. y Weber, A. (2012). *Fiscal Multipliers and the State of the Economy*. IMF WP/12/286.
- Bjerkholt, O. y Niculescu, I. (2004). "Fiscal Rules for Economies with Nonrenewable Resources: Norway and Venezuela" en *Rules Based Fiscal Policy in Emerging Markets*. George Kopits ed. Nueva York: Palgrave, MacMillan.
- Blanchard, O. y Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), pp. 1329-1368.
- Boussard, J.; de Castro, F. y Salto, M. (2012). *Fiscal Multipliers and Public Debt Dynamics in Consolidations*, Economic Papers 460. European Commission.
- Coenen, G. *et al.* (2010). *Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models*, IMF WP/10/73.
- Colombo, E.; Furceri, D.; Pizzuto, P. y Tirelli, P. (2022). *Fiscal Multipliers and Informality*. IMF, WP/22/82.
- Contreras, J. y Battelle, H. (2014). *Fiscal Multipliers in a Panel of Countries*. Working Papers n.º 2014-15, Banco de México.
- Estevão, M. y Samake, I. (2013). *The Economic Effects of Fiscal Consolidation with Debt Feedback*. IMF WP/13/136.
- European Central Bank (2014). *Fiscal multipliers and the timing of consolidation*. Monthly Bulletin n.º 89.
- Eyraud, L. y Weber, A. (2013), *The Challenge of Debt Reduction during Fiscal Consolidation*. IMF WP/13/67.
- Favero, C. y Giavazzi, F. (2007). *Debt and the effects of fiscal policy*. NBER Working Paper 12822.
- Ilzetzki, E. (2011). *Fiscal Policy and Debt Dynamics in Developing Countries*. Policy Research Working Paper Series 5666. The World Bank.
- Ilzetzki, E.; Mendoza, E. G. y Végh, C. A. (2013). How big (small?) Are Fiscal Multipliers? *Journal of Monetary Economics*, vol. 60, pp. 239-254.

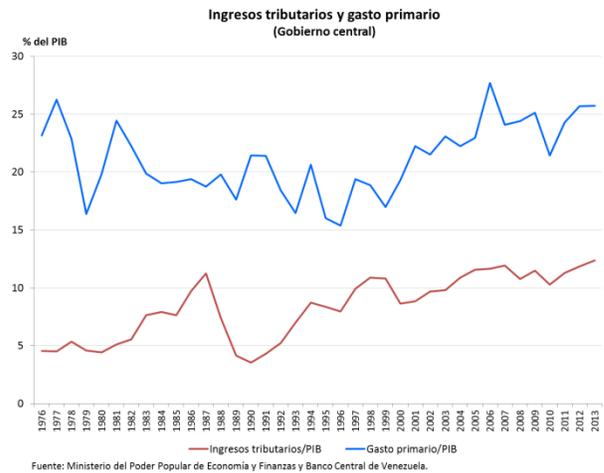
- IMF (2018). “Fiscal Multipliers: How Will Consolidation Affect Latin America and the Caribbean?”. *Regional Economic Outlook: Western Hemisphere. Seizing the momentum*. World Economic and Financial Surveys. Abril.
- Mello, L. (2013). What Can Fiscal Policy Do in the Current Recession? A Review of Recent Literature and Policy Options. *Review of Public Economics* 204-(1/2013), pp. 113-139.
- Monokroussos, P. (2014). *The Challenge of Restoring Debt Sustainability in a Deep Economic Recession: The case of Greece*. Greece Paper n.º 87.
- Moreno, M. y Maita, M. (2015). *Tax elasticity in Venezuela: A dynamic cointegration approach*, Series Documentos de Trabajo n.º 150. Banco Central de Venezuela.
- Moreno, M. y Shelton, C. (2014). “Sleeping in the Bed One Makes: The Venezuelan Fiscal Policy Response to the Oil Boom”. *Venezuela Before Chávez, Anatomy of an Economic Collapse*. The Pennsylvania State University Press.
- Perotti, R. (2004). *Public Investment: Another (Different) Look*. IGIER Working Paper 277.
- Petrović, P.; Arsić, M. y Nojković, A. (2014). *Fiscal Multipliers in Emerging European Economies*, Fiscal Council Research paper 14/01, República de Serbia.
- Qazizada, W. y Stockhammer, E. (2015). Government spending multipliers in contraction and expansion. *International Review of Applied Economics* volume 29, issue 2.
- Raga, S. (2022). *Fiscal Multipliers: a review of fiscal stimulus options and impact on developing countries*. International Development Research Centre (IDRC).
- Ramey, V. A. (2011). Can Government Purchases Stimulate the Economy? *Journal of Economic Literature*, 49 (3), pp. 673-685.
- Ramey, V. A. y Shapiro, M. D. (1998). *Costly Capital Reallocation and the Effects of Government spending*. Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy, 48 (June), pp. 145-194.
- Villafuerte, M. y Murphy, L. (2010). *Fiscal Policy in Oil Producing Countries during the recent oil Price cycle*. IMF WP/10/28.
- Woodford, M. (2010). *Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier*. NBER Working Paper n.º 15714.
- Zambrano, L., 2009. *Estructura e incidencia de la política fiscal en Venezuela*. Trabajo presentado como requisito para la incorporación como individuo de Número de la Academia Nacional de Ciencias Económicas de Venezuela.

GRÁFICOS

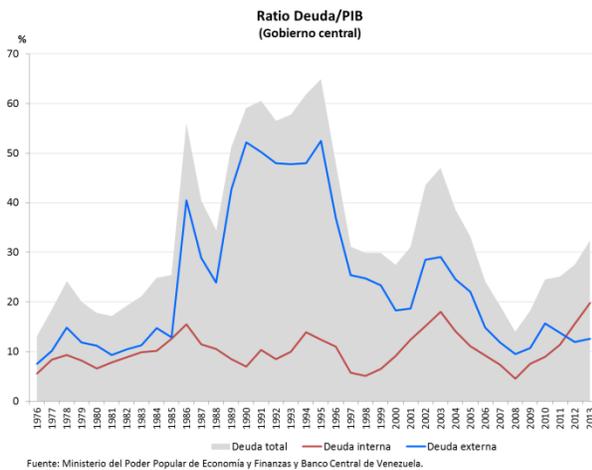
G1



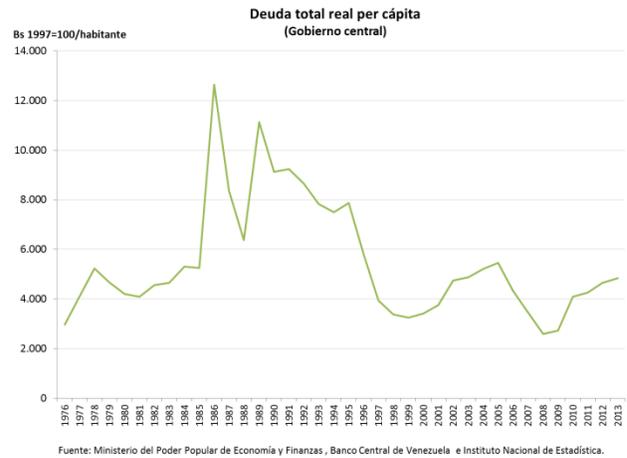
G2



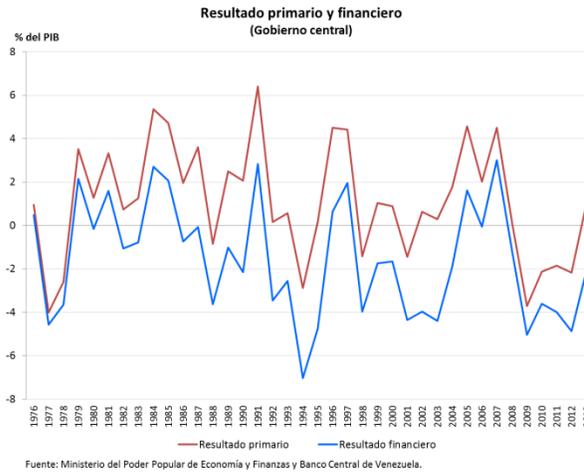
G3



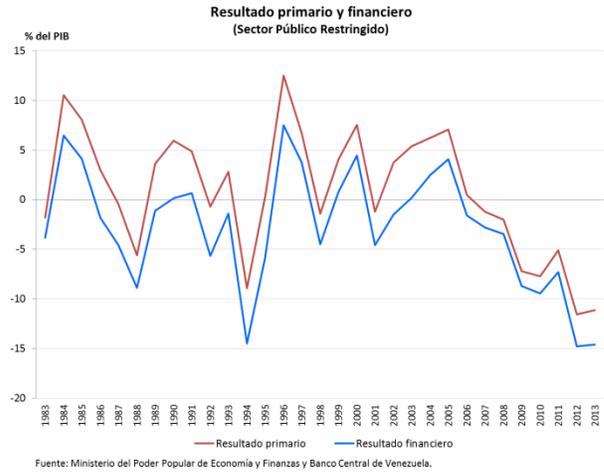
G4



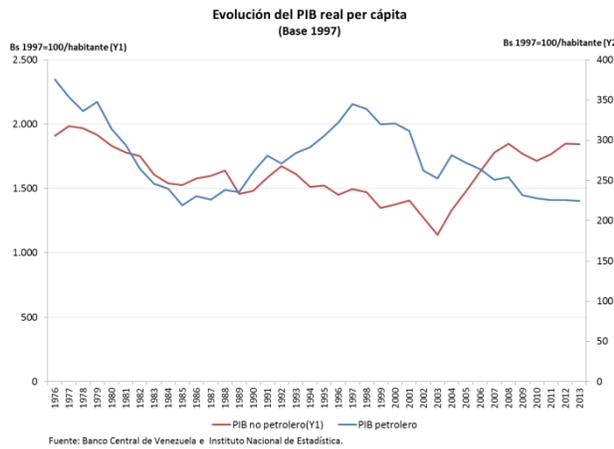
G5



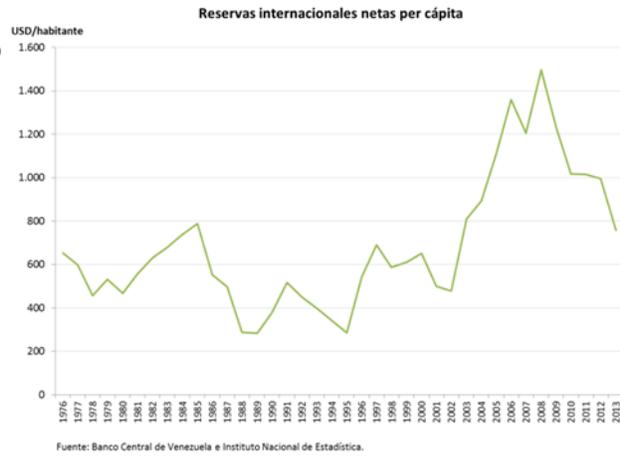
G6



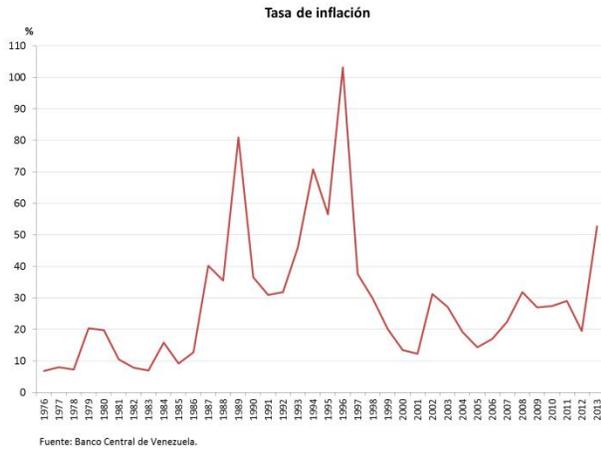
G7



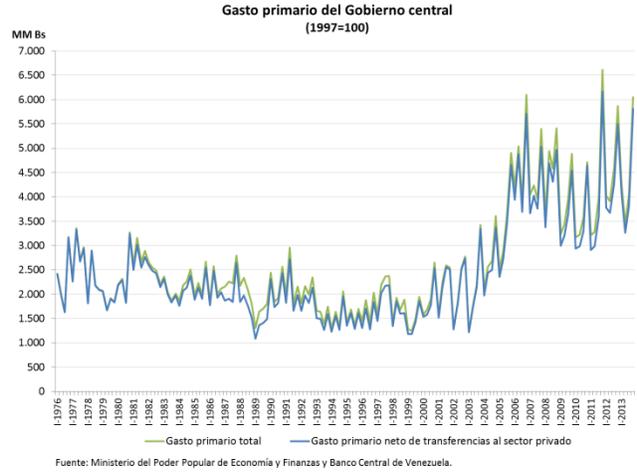
G8



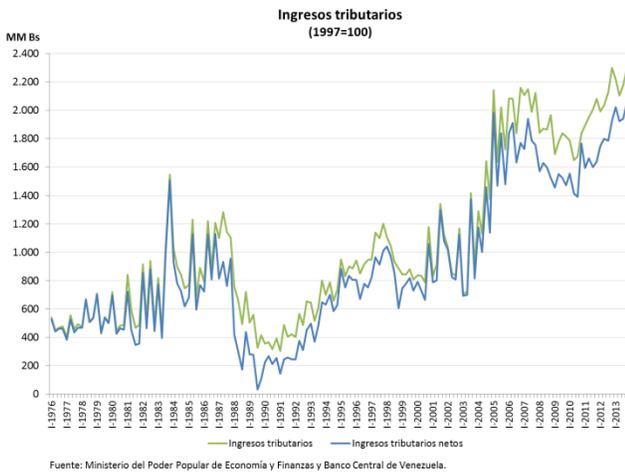
G9



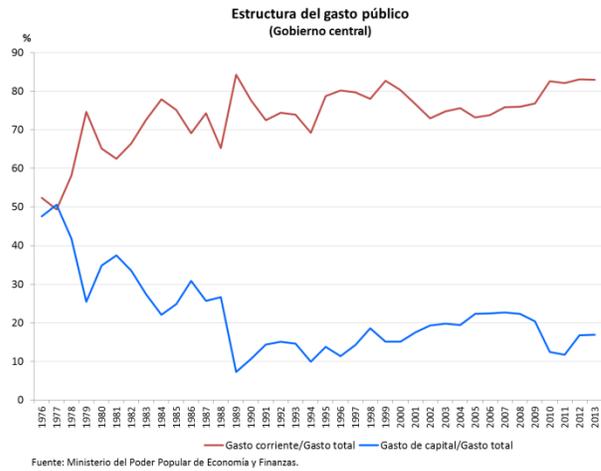
G10



G11

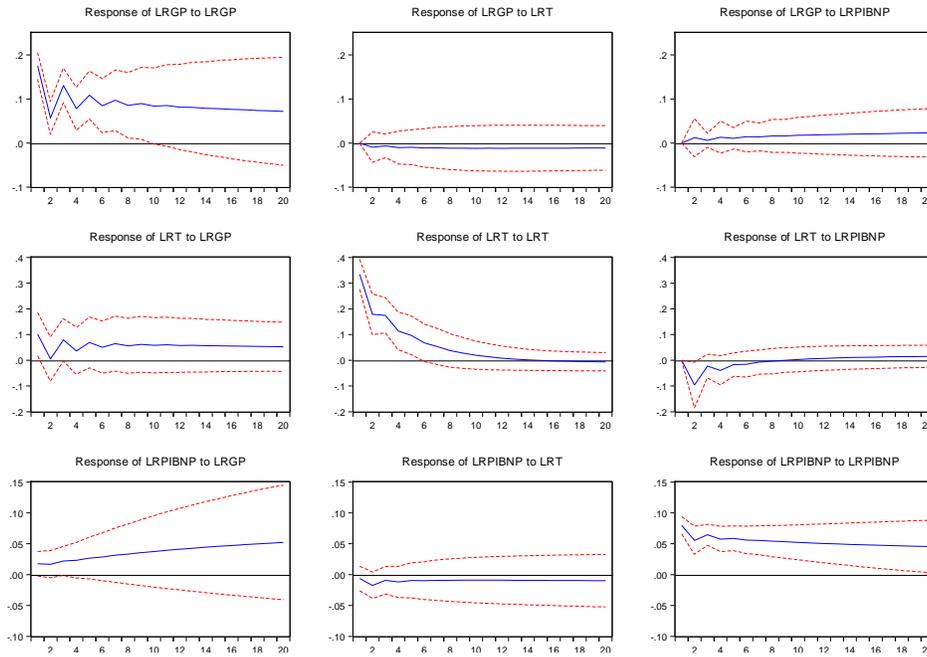


G12



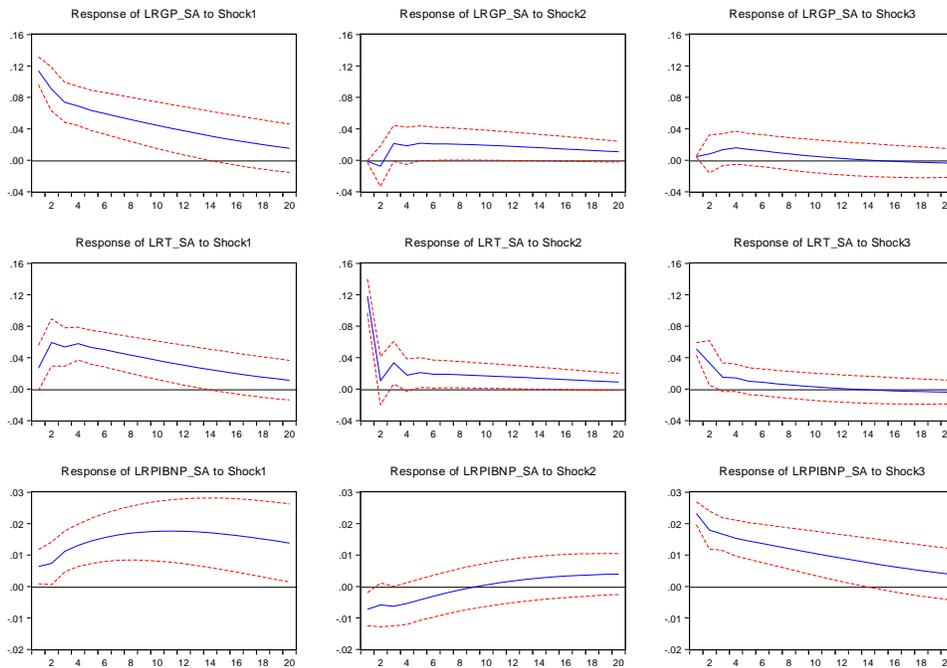
G13 Impulso respuesta SVAR Gobierno central 1976q1 – 1992q4

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



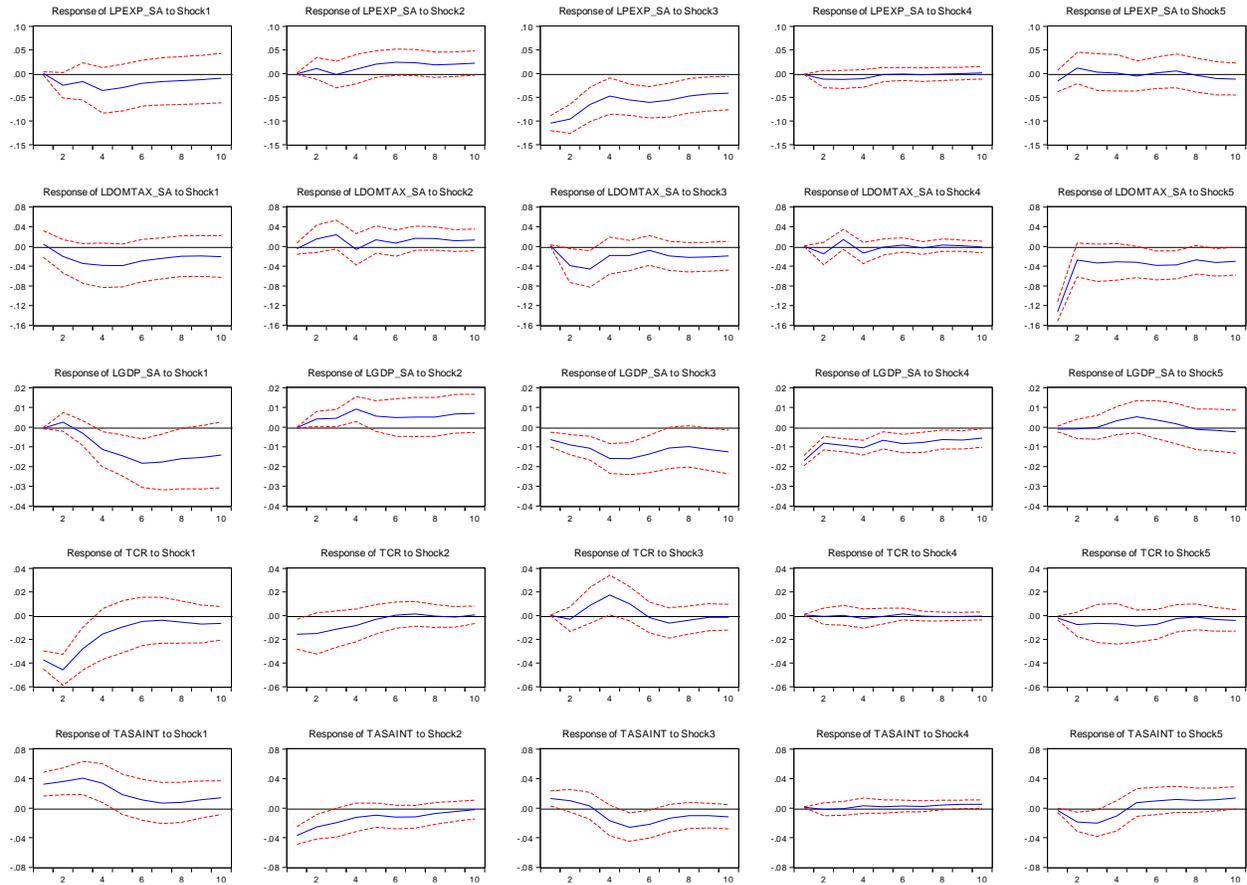
SVAR Gobierno central 1993q1 – 2013q4

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.



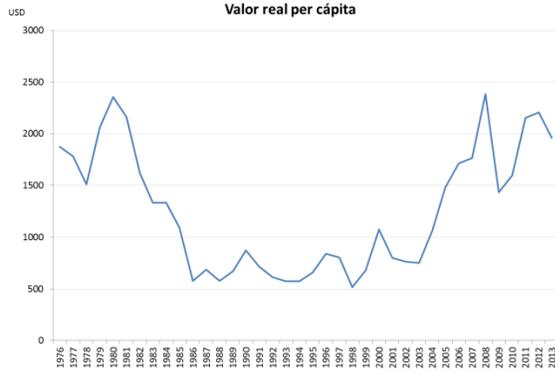
SVAR sector público restringido – modelo con deuda pública 1991q1–2013q4

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.



G14

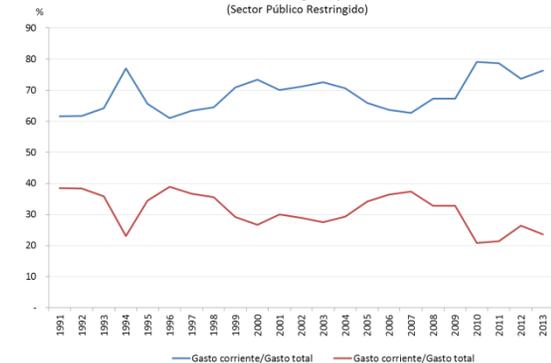
Exportaciones petroleras
Valor real per cápita



Fuente: Banco Central de Venezuela, INE y cálculos propios.

G15

Estructura del gasto público
(Sector Público Restringido)



Fuente: Ministerio del Poder Popular de Economía y Finanzas y SEC.

TABLAS

T1

Multiple breakpoint tests
 Compare information criteria for 0 to M globally determined breaks
 Date: 07/16/15 Time: 14:54
 Sample: 1976Q1 2013Q4
 Included observations: 152
 Breakpoint variables: LRPIBNP_SA LRT_SA C
 Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5

| Schwarz criterion selected breaks: | | | | 3 | |
|------------------------------------|-------------|--------------------|----------|--------------------|----------------|
| LWZ criterion selected breaks: | | | | 2 | |
| Breaks | # of Coefs. | Sum of Sq. Resids. | Log-L | Schwarz* Criterion | LWZ* Criterion |
| 0 | 3 | 8.844611 | 0.470831 | -2.744917 | -2.649100 |
| 1 | 7 | 5.192201 | 40.95228 | -3.145360 | -2.921155 |
| 2 | 11 | 3.901691 | 62.66909 | -3.298900 | -2.945545 |
| 3 | 15 | 3.297213 | 75.46237 | -3.335025 | -2.851715 |
| 4 | 19 | 3.009321 | 82.40596 | -3.294181 | -2.680063 |
| 5 | 23 | 2.795068 | 88.01918 | -3.235832 | -2.490001 |

* Minimum information criterion values displayed with shading

Estimated break dates:

- 1: 1993Q1
- 2: 1988Q2, 2000Q1
- 3: 1982Q4, 1993Q1, 2000Q1
- 4: 1982Q4, 1990Q1, 1997Q1, 2002Q3
- 5: 1982Q4, 1990Q1, 1997Q1, 2002Q3, 2008Q3

T2

Dependent Variable: LRGP_SA
 Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
 Date: 07/16/15 Time: 12:06
 Sample (adjusted): 1976Q2 2013Q2
 Included observations: 149 after adjustments
 Cointegrating equation deterministic: LRGP_SA(-1)
 Automatic leads and lags specification (lead=2 and lag=0 based on AIC criterion, max=13)
 Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|----------|
| LRPIBNP_SA | 0.154669 | 0.029628 | 5.220287 | 0.0000 |
| LRGP_SA(-1) | 0.804180 | 0.037301 | 21.55945 | 0.0000 |
| R-squared | 0.799804 | Mean dependent var | | 4.682088 |
| Adjusted R-squared | 0.794243 | S.D. dependent var | | 0.343456 |
| S.E. of regression | 0.155793 | Sum squared resid | | 3.495093 |
| Long-run variance | 0.016737 | | | |