

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
ESCUELA DE POSGRADO



**EVOLUCIÓN DEL IMPACTO DE CHOQUES FISCALES SOBRE LAS
FLUCTUACIONES ECONÓMICAS EN PERÚ**

TESIS PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA

AUTOR

ALVARO EDGAR JIMENEZ CALDERON

ASESOR:

GABRIEL HENDER RODRÍGUEZ BRIONES

NOVIEMBRE, 2019

RESUMEN

Este trabajo busca determinar si todos los parámetros que relacionan la política fiscal con la actividad económica y construyen los multiplicadores fiscales del gasto corriente, gasto de capital e ingresos tributarios son cambiantes en el tiempo para el caso peruano. Para ello, se usa la estimación de modelos TVP-VAR-SV híbridos como en Chan y Eisenstat (2018a). Comparando la log-verosimilitud marginal, encontramos que los mejores modelos no necesariamente contienen todos los parámetros cambiantes en el tiempo, resultando en alternativas más parsimoniosas. Los resultados indican que choques fiscales por el lado del gasto, especialmente gasto de capital, tienen impactos positivos sobre la actividad económica, y son además importantes para determinar la descomposición de varianza del error de predicción y la descomposición histórica del GDP. En contraste, el signo del impacto de choques de ingresos tributarios depende del modelo utilizado y el periodo en donde se efectúa el choque; además, su contribución a la descomposición de varianza del error de predicción y a la descomposición histórica es reducida. De esta manera, el multiplicador de gasto de capital es superior al del gasto corriente, y este último es superior al de ingresos tributarios en toda la muestra. Sin embargo, a diferencia de otros autores, encontramos que el tamaño de los multiplicadores del gasto corriente y especialmente del gasto de capital ha crecido a lo largo de los últimos 20 años, reflejando una mayor potencia de la política fiscal por el lado del gasto.



Evolución del Impacto de Choques Fiscales sobre las Fluctuaciones Económicas de Perú

Alvaro Jiménez

27 de noviembre de 2019

Resumen

Este trabajo busca determinar si todos los parámetros que relacionan la política fiscal con la actividad económica y construyen los multiplicadores fiscales del gasto corriente, gasto de capital e ingresos tributarios son cambiantes en el tiempo para el caso peruano. Para ello, se usa la estimación de modelos TVP-VAR-SV híbridos como en Chan y Eisenstat (2018a). Comparando la log-verosimilitud marginal, encontramos que los mejores modelos no necesariamente contienen todos los parámetros cambiantes en el tiempo, resultando en alternativas más parsimoniosas. Los resultados indican que choques fiscales por el lado del gasto, especialmente gasto de capital, tienen impactos positivos sobre la actividad económica, y son además importantes para determinar la descomposición de varianza del error de predicción y la descomposición histórica del GDP. En contraste, el signo del impacto de choques de ingresos tributarios depende del modelo utilizado y el periodo en donde se efectúa el choque; además, su contribución a la descomposición de varianza del error de predicción y a la descomposición histórica es reducida. De esta manera, el multiplicador de gasto de capital es superior al del gasto corriente, y este último es superior al de ingresos tributarios en toda la muestra. Sin embargo, a diferencia de otros autores, encontramos que el tamaño de los multiplicadores del gasto corriente y especialmente del gasto de capital ha crecido a lo largo de los últimos 20 años, reflejando una mayor potencia de la política fiscal por el lado del gasto.

Clasificación JEL: C11, C32, E62, H30

Palabras Clave: Multiplicadores Fiscales, Política Fiscal, TVP-VAR-SV Híbrido

MCMXVII

Tabla de Contenido

1. Introducción	1
2. Revisión de la Literatura	2
2.1. Internacional	2
2.2. Aplicaciones para la Economía Peruana	3
3. Metodología	5
3.1. Modelo Económico	5
3.2. Criterio para la Selección de Modelos	6
4. Resultados	7
4.1. Datos	7
4.2. Esquema de Identificación	8
4.3. Evidencia de Parámetros Cambiantes	8
4.4. Selección de Modelos	9
4.5. Funciones Impulso Respuesta	10
4.6. Descomposición de Varianza del Error de Predicción	12
4.7. Descomposición Histórica	13
4.8. Cálculo de Multiplicadores	15
4.9. Otros Resultados	17
5. Ejercicios de Robustez	18
6. Conclusiones	20
Referencias	21
Tablas	24
Figuras	27

1. Introducción

Desde la teoría keynesiana, el estudio de la política fiscal ha sido un tema relevante en el campo de la macroeconomía debido a su capacidad para estimular la demanda agregada. En los últimos años, el uso de instrumentos de política fiscal ha tomado especial relevancia a raíz de la crisis internacional, pues en un contexto donde las tasas de interés son muy cercanas a cero, se ha reconsiderado su uso como herramienta contracíclica.

La forma tradicional de evaluar la capacidad de los instrumentos de política fiscal para estimular la actividad económica es a través del cálculo de multiplicadores fiscales. Para el caso peruano, la mayoría de trabajos sobre el tema encuentran que los instrumentos de política fiscal han sido efectivos, al menos por el lado del gasto. De esa forma, una unidad adicional de gasto genera unidades adicionales de producto proporcionales al multiplicador estimado. La principal limitación de estos estudios es que, en la mayoría de los casos, se asume que los multiplicadores fiscales son constantes a lo largo del tiempo o que solo cambian entre dos estados según el ciclo económico, auge y recesión. Entre las aplicaciones empíricas para Perú, el único trabajo que considera multiplicadores fiscales cambiantes en el tiempo es Guevara (2018) a través de la estimación de un modelo de vectores autorregresivos con parámetros variantes en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV).

Sin embargo, estimar un modelo TVP-VAR-SV puede implicar el uso de un modelo sobreparametrizado. Por ello, a través de la estimación de modelos híbridos (H-TVP-VAR-SV) como en Chan y Eisenstat (2018a), presentamos mejoras sustanciales para determinar la potencia de los instrumentos de política fiscal respecto a Guevara (2018). La metodología permite tener parámetros cambiantes en algunas ecuaciones y parámetros constantes en otras, logrando un modelo más parsimonioso y eficiente para el cálculo de multiplicadores fiscales que pueden cambiar en el tiempo.

Con ello, el primer objetivo de este documento es encontrar si efectivamente todos, algunos o ninguno de los parámetros que relacionan las variables fiscales con la actividad económica y determinan los multiplicadores fiscales son cambiantes en el tiempo. A través de la log-verosimilitud marginal y el factor de Bayes, comparamos los resultados de un modelo TVP-VAR-SV y un modelo de vectores autorregresivos con parámetros constantes y volatilidad estocástica (CVAR-SV) con los modelos H-TVP-VAR-SV. Encontramos que los mejores modelos asumen que la mayoría de ecuaciones deben cambiar en el tiempo descartando modelos CVAR-SV. Sin embargo, no podemos descartar el uso de modelos donde la ecuación que determina el producto bruto interno (GDP) sea invariante.

Seleccionados los mejores modelos, el segundo objetivo del documento es determinar el impacto de la política fiscal sobre la actividad económica a través del cálculo de multiplicadores de gastos e ingresos. Para ello, al igual que la mayoría de estudios empíricos aplicados al caso peruano, consideramos crucial desagregar el gasto entre corriente y capital pues hay un efecto diferenciado debido a la mayor productividad asociada al gasto en bienes de capital. Para ampliar nuestro análisis, presentamos también resultados tradicionales de la literatura VAR como funciones impulso respuesta, descomposición de varianza del error de predicción y descomposición histórica; y para darle mayor consistencia a nuestras estimaciones consideramos una serie de ejercicios de robustez donde evaluamos la sensibilidad de nuestros resultados.

En líneas generales, encontramos que choques de gasto corriente y gasto de capital tienen un impacto positivo sobre la actividad económica, consistente en todas las pruebas de robustez, que varía en magnitud a lo largo del tiempo según el modelo estimado. Además, estos choques tienen efectos importantes sobre la descomposición de varianza del error de predicción y de la descomposición histórica del GDP. En contraste, choques de ingresos tributarios tienen un impacto negativo únicamente en algunos modelos y en algunas pruebas de robustez, teniendo efectos reducidos sobre la descomposición de varianza del error de predicción y la descomposición histórica del GDP. Como

reflejo de estos resultados, los multiplicadores de gasto son mayores a los de ingresos tributarios en valor absoluto, y dentro de estos, son los multiplicadores de gasto de capital los que alcanzan un mayor valor como encuentra la mayoría de autores para el caso peruano. Finalmente, en cuanto a la dinámica de los multiplicadores fiscales encontramos que, en la mayoría de modelos, los multiplicadores de gasto muestran una tendencia creciente desde los noventa hasta el 2018, especialmente del gasto de capital. En contraste, según el modelo estimado, los multiplicadores de ingresos tributarios son pequeños y estables, o su dinámica es no significativa.

El resto del documento se divide de la siguiente manera. La sección 2 resume la literatura internacional y hace una revisión de la literatura empírica aplicada al caso peruano. La sección 3 describe la metodología de Chan y Eisenstat (2018a) para la estimación de modelos H-TVP-VAR-SV y la construcción de los criterios de selección. La sección 4 presenta los datos utilizados, el esquema de identificación, evidencia de parámetros cambiantes, la elección de los mejores modelos, las funciones de impulso respuesta, la descomposición de varianza del error de predicción, la descomposición histórica, el análisis de multiplicadores fiscales y otros resultados. La sección 5 presenta el análisis de robustez y finalmente, la sección 6 presenta las conclusiones.

2. Revisión de la Literatura

2.1. Internacional

Una primera referencia para el cálculo de multiplicadores fiscales es el trabajo de Blanchard y Perotti (2002). Los autores introducen restricciones de corto plazo basados en trabajos previos, como una elasticidad ingresos PBI o información sobre el sistema de transferencias y gastos, para identificar un modelo SVAR compuesto por gastos, ingresos y GDP. Los autores encuentran que para EEUU, choques negativos de impuestos y choques positivos de gasto público tienen impacto positivo sobre la actividad económica, resultando en multiplicadores a un año de -0.74 y 0.45, respectivamente. Otro resultado es que el impacto de la política fiscal sobre los componentes del GDP es diferenciado. Un aumento del gasto del gobierno tiene impactos positivos sobre el consumo como en la teoría keynesiana, mientras que ese mismo choque o un aumento de impuestos tiene efectos negativos sobre la inversión como en la teoría neoclásica.

Para los casos de Chile y Colombia, Restrepo y Rincon (2006) estiman multiplicadores fiscales utilizando modelos SVAR y modelos de vector de corrección de errores (SVEC) usando información entre 1990 y 2005. Para el caso chileno, los autores encuentran que el multiplicador de gasto es positivo y el de impuestos negativo, mientras que para el caso colombiano los multiplicadores estimados son muy cercanos a cero. Según los autores, esta diferencia está explicada por un manejo fiscal responsable de la economía chilena frente al deterioro de las finanzas públicas de la economía colombiana para el periodo analizado.

En un espíritu similar, Kuttner y Posen (2002) para Japón y Borg (2014) para Malta, estiman multiplicadores de gastos e impuestos. Los primeros autores encuentran que el multiplicador de impuestos es mayor al del gasto y a través de una descomposición histórica argumentan que en buena parte de los 90s la política fiscal tiene un carácter contractivo. El segundo autor encuentra que el multiplicador de gasto es mayor al de los impuestos y que los efectos de la política fiscal sobre los componentes del PBI son similares a los de Blanchard y Perotti (2002).

Siguiendo la metodología propuesta en Canova y De Nicolo (2002) y Uhlig (2005), Mountford y Uhlig (2009) identifican un modelo SVAR aplicando restricciones de signo. Utilizando datos para EEUU entre 1955 y 2000, los autores solo restringen las respuestas del modelo a choques que no son de carácter fiscal, como choques de ciclo económico y de política monetaria, resultando en una identificación agnóstica. Los resultados indican conclusiones muy similares a los de Blanchard y

Perotti (2002) y se resalta que el mayor impacto sobre la actividad económica se da a través de una disminución de impuestos financiada por déficit.

A raíz de la crisis internacional, surgió un especial interés en determinar si los multiplicadores fiscales son más altos cuando el ciclo económico está en recesión. En ese contexto Auerbach y Gorodnichenko (2012) proponen la estimación de un modelo SVAR con cambio de régimen (ST-VAR) en un espíritu similar a los modelos univariados de transición suave (STAR). Tomando como umbral el promedio móvil de 7 trimestres de la tasa de crecimiento del GDP e información trimestral para EEUU de 1947 a 2008, los autores encuentran que, al menos por el lado del gasto, los multiplicadores son mayores durante las crisis, estimando un multiplicador entre 1 y 1.5 en recesión y entre 0 y 0.5 en auge.

Auerbach y Gorodnichenko (2013) extienden el trabajo previo para un grupo de países de la OECD. Al utilizar pronósticos semestrales de gasto para identificar choques estructurales y un periodo de datos más corto para todo el conjunto de países, los autores simplifican la metodología de transición suave considerando una estimación de datos de panel de una sola ecuación. A pesar de ello, los resultados anteriores siguen siendo robustos, pues en promedio los multiplicadores de gasto son más altos en recesión. Este resultado se repite también en Auerbach y Gorodnichenko (2017) que presenta la estimación de multiplicadores en auge y recesión del consumo público para el caso de Japón entre 1960 y 2012. Sin embargo, para el caso japonés en los últimos años de la muestra, los autores advierten que la capacidad de la política fiscal para estimular la actividad económica no es tan clara debido a la inestabilidad en el cálculo de los multiplicadores fiscales.

Para brindar aún mayor libertad a la estimación de los parámetros, Berg (2015) utiliza un modelo TVP-VAR-SV para evaluar el impacto de la política fiscal en Alemania entre 1970 y 2013. Su estimación se basa en la metodología propuesta por Primiceri (2005), añadiendo pronósticos de gastos como en Auerbach y Gorodnichenko (2012, 2013 y 2017) y pronósticos de GDP a un modelo que considera gastos del gobierno y GDP. El autor encuentra que el multiplicador de gasto cambia en el tiempo, siendo más alto al inicio y al final de la muestra, exhibiendo una forma de “U”. Por último, el autor hace una discusión sobre los determinantes del tamaño de los multiplicadores fiscales y encuentra que los principales son la incertidumbre empresarial, la volatilidad financiera, la sostenibilidad fiscal y el ingreso a la unión monetaria.

Existen también otras aproximaciones para el cálculo de multiplicadores fiscales, como el enfoque narrativo presentado en Romer y Romer (2010) y el uso de modelos DSGE como en Christiano et al. (2011). El primero consiste en obtener una senda de choques discretos de política fiscal a través de la revisión histórica del costo de proyectos de ley, mientras que el segundo considera el cálculo del multiplicador fiscal cuando la tasa de interés de política monetaria es cero. Para una revisión más amplia de la literatura se sugiere ver Ilzetzki et al. (2013) para países en desarrollo, Batini et al. (2014) y Favero y Karamysheva (2015) para una revisión internacional, Mustea (2015) y Whalen y Reichling (2015) para el caso de EEUU, y Warmedinger et al. (2015) para la Unión Europea.

2.2. Aplicaciones para la Economía Peruana

Para el caso peruano, la primera referencia es Mendoza y Melgarejo (2008). Los autores estiman un modelo SVAR aplicado a la economía peruana para el periodo entre 1980 y 2006 siguiendo la metodología de Blanchard y Perotti (2002). A pesar de no presentar multiplicadores explícitos, los autores encuentran que tanto el gasto público como los impuestos pueden impulsar la actividad económica. Los autores concluyen que este efecto se amplifica restringiendo el periodo de estimación a 1990-2006 respecto al 1980-1990, debido al fortalecimiento de las finanzas públicas en los 90s e inicios de los 2000s frente a la fragilidad de las finanzas públicas en la década de los 80s.

Mediante una aplicación similar, trabajos como el de Rossini et al. (2011), BBVA (2014) y el Consejo Fiscal (2018) calculan multiplicadores fiscales, pero desagregando el gasto público entre gasto corriente y gasto de capital. Rossini et al. (2011) encuentran que a un año el multiplicador de gasto corriente es 0.59, el de gasto de capital es 2.46 y el de ingresos es -0.32. BBVA (2014) calcula que el multiplicador de gasto corriente es cercano a 0.3, el de gasto de capital es alrededor de 1.5 y el de ingresos casi alcanza -0.2. Finalmente, el Consejo Fiscal (2018) encuentra resultados similares reportando multiplicadores fiscales de 0.96 para el gasto corriente, 1.08 para el gasto de capital y -0.23 para los ingresos.

Para calcular el tamaño de los multiplicadores fiscales en auge y recesión, Sánchez y Galindo (2013) estiman un modelo ST-VAR como en Auerbach y Gorodnichenko (2012). Los autores encuentran que el multiplicador de gasto oscila entre 0.5 y 0.6 en auge y es alrededor de 1.3 en recesión, mientras que el de los ingresos es cercano a cero en auge y alcanza valores entre -0.1 y -0.25 en recesión. Otros trabajos como Salinas y Chuquilín (2013), BCRP (2012), MEF (2015) y Vtyurina y Leal (2016) obtienen resultados cualitativamente similares.

Salinas y Chuquilín (2013) encuentran que a un año, los multiplicadores de gasto corriente y de capital son de 0.14 y 0.63 en auge y 0.80 y 1.17 en recesión. BCRP (2012) encuentra que a un año, los multiplicadores de gastos corrientes y de capital son de 0.46 y 0.75 en auge y de 1.22 y 1.53 en recesión. MEF (2015) encuentra que los multiplicadores a un año del consumo y la inversión pública son de 0.82 y 1.74 en crecimiento económico alto, y de 0.95 y 1.69 en crecimiento económico bajo. Otro resultado de MEF(2015) es que la probabilidad de pasar de un régimen de crecimiento bajo a uno alto es mayor cuando los choques son de gasto en inversión que cuando son de consumo público. Por último, Vtyruina y Leal (2016) encuentran que el multiplicador de gasto corriente no es significativo ni en expansión ni en recesión y que una reducción de impuestos tiene efectos poco significativos. Sin embargo, al igual que otros trabajos, muestran que el multiplicador del gasto de capital es positivo y mayor durante las crisis siendo, tras 3 años, 1.1 en recesión y 0.5 en expansión.

Finalmente, un primer trabajo que considera multiplicadores cambiantes en el tiempo para el caso peruano es Guevara (2018). El autor estima un modelo TVP-VAR-SV como en Primiceri (2005) incluyendo al gasto público, los ingresos tributarios, la actividad económica y otros controles macroeconómicos. Identificando el modelo a través de restricciones de signos como en Uhlig (2005), el autor encuentra que el multiplicador acumulado asociado al gasto público ha sido cambiante y superior a la unidad, y entre sus principales determinantes se encuentran el ratio de deuda entre GDP y el ciclo económico. Por el lado de los ingresos tributarios, el autor encuentra que en promedio, un aumento (disminución) de impuestos genera un aumento (disminución) del GDP.

Vale la pena mencionar también otros trabajos que escapan de la aproximación metodológica de este documento pero pueden ser importantes para explicar la historia de las variables fiscales en Perú. Santa Maria et al. (2009) hacen un recuento detallado de las distintas medidas de gastos e ingresos implementadas desde los 80s hasta los 2000s; mientras que sobre medidas tributarias en específico, Lahura y Castillo (2018) y Ganiko y Merino (2018) complementan el recuento hasta 2017. Otras referencias más recientes son Jiménez et al. (2018), donde se analiza la evolución de la inversión subnacional; Rojas y Vassallo (2018), donde se discute sobre la prociclicidad o contraciclicidad de la política fiscal descomponiendo el impulso fiscal en gastos e ingresos; y Ganiko y Rojas (2019) donde se discute sobre las fuentes de riesgos fiscales a las que ha estado expuesta la economía peruana. Adicionalmente, el Marco Macroeconómico Multianual (y su revisión o actualización) publicado por el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF) puede ser una herramienta útil para documentar la orientación de política de la autoridad fiscal. Finalmente, para una revisión con un enfoque más histórico sobre la política fiscal en el Perú, se sugiere leer Martinelli y Vega (2018).

3. Metodología

3.1. Modelo Econométrico

Seguendo a Chan y Eisenstat (2018a) el modelo TVP-SV-VAR está especificado de la siguiente manera:

$$\mathbf{A}_t \mathbf{y}_t = \mathbf{b}_t + \mathbf{B}_{1,t} \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{B}_{p,t} \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad (1)$$

donde $\boldsymbol{\epsilon}_t \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}_t)$, y donde, \mathbf{y}_t representa el vector de variables endógenas, \mathbf{b}_t representa un vector $n \times 1$ de interceptos variantes en el tiempo, y $\mathbf{B}_{1,t}, \dots, \mathbf{B}_{p,t}$ representan matrices $n \times n$ de coeficientes variantes en el tiempo asociados a los rezagos del vector de variables endógenas. La matriz de coeficientes \mathbf{A}_t representa una matriz $n \times n$ triangular inferior de relaciones contemporáneas cambiantes en el tiempo y el vector de errores estructurales está denotado por $\boldsymbol{\epsilon}_t$ cuya varianza esta representada por $\boldsymbol{\Sigma}_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{n,t}))$. Se asume también que cada una de las log-volatilidades $h_t = (h_{1,t}, \dots, h_{n,t})'$ sigue un paseo aleatorio independiente cuyas condiciones iniciales $h_{i,0}$ son tratados como parámetros a ser estimados:

$$h_{i,t} = h_{i,t-1} + \zeta_{i,t}, \quad (2)$$

donde $\zeta_{i,t} \sim N(0, \sigma_{i,h}^2)$.

La ecuación (1) está expresada de forma estructural y la matriz de varianzas y covarianzas del error, $\boldsymbol{\Sigma}_t$, es por construcción diagonal. De esa forma, cada ecuación para determinar la variable endógena i en el momento t del sistema es la siguiente:

$$y_{i,t} = - \sum_{j=1}^{i-1} a_{i,j,t} y_{j,t} + b_{i,t} + \sum_{j=1}^n b_{i,j,1,t} y_{j,t-1} + \dots + \sum_{i=1}^n b_{i,j,p,t} y_{j,t-p} + \epsilon_{i,t}, \quad (3)$$

donde $\epsilon_{i,t} \sim N(0, e^{h_{i,t}})$.

De forma individual, cada variable $y_{i,t}$, depende recursivamente del resto de variables del sistema por coeficientes contemporáneos cambiantes en el tiempo $a_{i,j,t}$, de una constante cambiante en el tiempo $b_{i,t}$ y de los rezagos de todas las variables asociadas a parámetros $b_{i,j,p,t}$, además del error estructural $\epsilon_{i,t}$. Además, según Chan y Eisenstat (2018a), todas las variables explicativas del lado derecho se pueden agrupar en un solo vector $\mathbf{x}_{i,t}$ y los coeficientes en un vector $\boldsymbol{\theta}_{i,t}$, simplificando la ecuación (3):

$$y_{i,t} = \mathbf{x}_{i,t} \boldsymbol{\theta}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (4)$$

donde $\mathbf{x}_{i,t} = (-y_{1,t}, \dots, -y_{i-1,t}, 1, y_{1,t-1}, \dots, y_{n,t-1}, \dots, y_{1,t-p}, \dots, y_{n,t-p})'$ y $\epsilon_{i,t} \sim N(0, e^{h_{i,t}})$, y el vector de coeficientes $\boldsymbol{\theta}_{i,t} = (a_{i,1,t}, \dots, a_{i,i-1,t}, b_{i,t}, b_{i,1,1}, \dots, b_{i,n,1}, \dots, b_{i,1,p}, \dots, b_{i,n,p})'$. Considerando las condiciones iniciales $\boldsymbol{\theta}_{0,t}$ como un parámetro a estimar, se asume que el vector de coeficientes $\boldsymbol{\theta}_{i,t}$ sigue un paseo aleatorio de la siguiente forma:

$$\boldsymbol{\theta}_{i,t} = \boldsymbol{\theta}_{i,t-1} + \boldsymbol{\eta}_{i,t}, \quad (5)$$

donde $\boldsymbol{\eta}_{i,t} \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\theta}_i})$.

El modelo TVP-VAR-SV propuesto en Primiceri (2005), presentado en las ecuaciones anteriores y utilizado en Berg (2015) y Guevara (2018), asume que todas las ecuaciones del modelo contienen parámetros cambiantes en el tiempo. La ventaja de un modelo híbrido como en Chan y Eisenstat (2018a) es que no necesariamente todas las ecuaciones que componen el sistema tienen que tener

parámetros cambiantes en el tiempo. De esa forma, se propone que todas, algunas o ninguna de las ecuaciones del modelo VAR se pueden expresar de la siguiente forma:

$$y_{i,t} = \mathbf{x}_{i,t} \bar{\theta}_i + \epsilon_{i,t}, \quad (6)$$

donde $\epsilon_{i,t} \sim N(0, e^{h_{i,t}})$, y donde el vector de parámetros $\bar{\theta}_i$ no se encuentra indexado por el tiempo y depende únicamente de la variable endógena a determinar.

3.2. Criterio para la Selección de Modelos

Utilizamos la log-verosimilitud marginal y el factor de Bayes como criterios para seleccionar modelos. Como menciona Chan y Eisenstat (2018a), utilizando la ecuación (4) se reduce la dimensión del muestreo de importancia para hallar el estimador de la log-verosimilitud marginal del sistema, permitiéndonos hacer el cálculo en un tiempo computacional razonable. Siguiendo a Chan y Eisenstat (2018a), la versosimilitud marginal del modelo se define como la siguiente integral:

$$p(\mathbf{y}) = \int p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) p(\boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) d(\boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0), \quad (7)$$

donde $p(\boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0)$ es la densidad prior y

$$p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) = \int p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\theta}, \mathbf{h}, \boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) p(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{h} | \boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) d(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{h}), \quad (8)$$

se define como la versosimilitud integrada, que es la densidad marginal de los datos incondicional al vector de parámetros cambiantes en el tiempo $\boldsymbol{\theta}$ y las volatilidades estocásticas \mathbf{h} . Para evaluar la verosimilitud integrada, Chan y Eisenstat (2018b) proponen un estimador de muestreo de importancia para lo cual la versosimilitud condicional dados $\boldsymbol{\theta}$ y \mathbf{h} se define como

$$p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\theta}, \mathbf{h}, \boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) = p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\theta}, \mathbf{h}) = \prod_{i=1}^n p(y_i | \boldsymbol{\theta}_i, \mathbf{h}_i), \quad (9)$$

cuya descomposición es el producto de T densidades Gaussianas implicadas en (4). Como $\mathbf{h}_{i,t}$ y $\boldsymbol{\theta}_{i,t}$ siguen un paseo aleatorio especificado en (2) y (5), su densidad conjunta se puede descomponer como:

$$p(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{h} | \boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) = \prod_{i=1}^n p(\boldsymbol{\theta}_i | \boldsymbol{\Sigma}_{\theta_i}, \boldsymbol{\theta}_{i,0}) p(\mathbf{h}_i | \sigma_{i,h}^2, h_{i,0}). \quad (10)$$

De esa manera, la verosimilitud integrada puede ser reescrita como:

$$p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) = \prod_{i=1}^n \int p(y_i | \boldsymbol{\theta}_i, \mathbf{h}_i) p(\boldsymbol{\theta}_i | \boldsymbol{\Sigma}_{\theta_i}, \boldsymbol{\theta}_{i,0}) p(\mathbf{h}_i | \sigma_{i,h}^2, h_{i,0}) d(\boldsymbol{\theta}_i, \mathbf{h}_i), \quad (11)$$

lo cual es equivalente a:

$$p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\Sigma}_\theta, \boldsymbol{\Sigma}_h, \boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{h}_0) = \prod_{i=1}^n \int p(y_i | h_i, \boldsymbol{\Sigma}_{\theta_i}, \boldsymbol{\theta}_{i,0}) p(\mathbf{h}_i | \sigma_{i,h}^2, h_{i,0}) d\mathbf{h}_i. \quad (12)$$

En (12), el primer término es la densidad de los datos marginal a $\boldsymbol{\theta}_i$ y el segundo termino es la densidad prior de \mathbf{h}_i implicada en (2). Usando esta ecuación, Chan y Eisenstat (2018a) estima la verosimilitud integrada y luego utiliza el método de la entropía cruzada propuesto en Chan y

Eisesntat (2015) para integrar respecto a los parámetros invariantes en el tiempo, Σ_{θ} , Σ_h , θ_0 , h_0 para obtener finalmente la verosimilitud marginal.

Por último, calculamos también el factor de Bayes (BF_{ij}) que se define como el ratio $\frac{p(\mathbf{y}|M_i)}{p(\mathbf{y}|M_j)}$ entre las verosimilitudes marginales de los modelos i y j . Los modelos seleccionados serán aquellos que maximicen la log-verosimilitud marginal y aquellos cuyos factores de Bayes sean los menores respecto al modelo con la mayor verosimilitud marginal.

4. Resultados

4.1. Datos

Al igual que BBVA (2014), BCRP (2012), Consejo Fiscal (2018), MEF (2015), Rossini et al. (2011), Salinas y Chuquilin (2013) y Vtyurina y Leal (2016), consideramos importante desagregar el gasto del gobierno general para distinguir entre el efecto del gasto corriente del efecto del gasto de capital para el caso peruano.

Con ello, el vector de variables endógenas \mathbf{y}_t está conformado por la tasa de crecimiento anual del índice de precios de exportación (IPX) y las tasas de crecimiento reales anuales del gasto corriente del gobierno general (GC), del gasto de capital del gobierno general (GK), del producto bruto interno (GDP) y de los ingresos tributarios del gobierno central (TR). Todas las variables se encuentran en frecuencia trimestral desde 1993Q1 y están disponibles en el portal institucional del Banco Central de Reserva del Perú. Las series de GC, GK y TR están deflactadas usando el índice de precios al consumidor (IPC) de Lima Metropolitana en base 2009, mientras que el GDP se encuentra en soles reales 2007. Las series de GC, GK, GDP y TR, están desestacionalizadas utilizando el filtro Census X-13. La estimación del modelo considera únicamente información desde 1995Q1 hasta 2018Q2.

Las figuras de las variables en niveles logarítmicos se presentan en la Figura 1, mientras que las variables a utilizar en tasas de crecimiento anuales se presentan en la Figura 2. El IPX muestra un ligero decrecimiento en la segunda mitad de la década de los 90s e inicios de los 2000s asociado a las crisis asiática y rusa, y la burbuja dotcom; luego en el periodo de 2002 a 2008 crece de forma sostenida asociado a un auge de ciclo económico mundial seguido de una caída muy pronunciada durante 2009 debido a la crisis internacional. Entre 2010 y 2011 el IPX tiene una recuperación rápida debido a la recuperación de EEUU y China, seguida de una caída sostenida por la desaceleración global hasta el 2017, donde el IPX vuelve a crecer. El GDP sigue una dinámica similar al IPX debido a la dependencia de los precios de exportación. A pesar del crecimiento sostenido, el GDP presenta crisis marcadas en 1998, asociado al fenómeno del niño; en 2001, coincidente con un contexto de incertidumbre política interna; y en 2009, asociada a la crisis internacional; además de dos desaceleraciones importantes en el 2014, asociada a la caída del precio de los minerales; y en 2017, asociada al fenómeno del niño costero y escandalos de corrupción en empresas constructoras.

La dinámica del gasto desde el inicio de la muestra hasta poco antes de la crisis internacional esta caracterizada por ser procíclica como se menciona en Mendoza y Melgarejo (2008). El GC aumenta de forma acelerada en 1995 para luego crecer a un ritmo menor entre 1996 y 2007, mostrando una caída importante en 2001 en un contexto de crisis y cambio de gobierno. El GK muestra tasas de crecimiento en promedio negativas hasta el año 2005, siendo especialmente pronunciadas en 1998 y 2001; para luego mostrar un crecimiento acelerado junto con un crecimiento positivo del IPX y el GDP. A partir de 2008, el GC mantiene un crecimiento estable a excepción de cortos episodios de consolidación fiscal en 2008Q4, 2012Q1 y 2016Q4 y un impulso contracíclico a fines de 2009. El GK muestra tasas de crecimiento elevadas entre 2008 y 2010 por un impulso de la inversión del gobierno nacional en 2009, y el crecimiento de la inversión de los gobiernos subnacionales en

2008 y 2010 luego del proceso de descentralización. Del 2011 en adelante, la tasa de crecimiento del GK muestra un crecimiento menor mostrando caídas importantes a inicios de 2011 y 2015, por el cambio de autoridades subnacionales, y en 2016Q4, en un esfuerzo de consolidación fiscal. Por último, la dinámica del TR sigue de cerca a la del IPX y del GDP, presentando caídas importantes en 1998-2001, 2009 y 2014-2017, además de medidas de reducción de impuestos en el 2011 y 2015.

4.2. Esquema de Identificación

El ordenamiento del modelo estructural es recursivo, por lo que el orden en el que se estiman las variables es importante. Consideramos el siguiente ordenamiento para el vector de variables endógenas: $\mathbf{y}_t = \left(IPX_t \ GC_t \ GK_t \ GDP_t \ TR_t \right)'$.

De esa forma, el IPX no responde de forma contemporánea a choques estructurales del resto de variables del modelo. El GC responde únicamente a choques contemporáneos de IPX y el GK responde a choques contemporáneos de IPX y de GC. El GDP responde de forma contemporánea a choques estructurales de IPX, GC y GK, mas no a innovaciones de TR. Finalmente, los TR responden de forma contemporánea a choques estructurales de todas las variables del sistema.

La ventaja de este ordenamiento es que asume una mayor exogeneidad del IPX, reflejando la condición de economía pequeña y abierta del caso peruano frente a choques de demanda externa. Además, si bien el GC y GK pueden responder de forma contemporánea a choques de demanda externa, se asume que estos no responden de forma contemporánea ni a choques de actividad económica local ni a choques tributarios, reflejando parcialmente el hecho que, para el caso peruano, el presupuesto se determina con anticipación y no existen estabilizadores automáticos de gasto. Asimismo, el GK puede reaccionar a un choque de gasto corriente, capturando la posible complementariedad o sustitución entre los componentes del gasto. El GDP puede reaccionar de forma contemporánea a un choque de demanda externa o a los choques de gasto, pero no a un choque tributario. Este supuesto permite capturar un multiplicador de impacto diferenciado para los componentes del gasto pero asume que el de los ingresos es igual a cero. Por último, al permitir que los TR puedan reaccionar de forma contemporánea a un choque de demanda externa y uno de actividad económica, se captura la dependencia cíclica de los ingresos tributarios a los precios de las materias primas y a la demanda interna.

4.3. Evidencia de Parámetros Cambiantes

Siguiendo a Bijsterbosch y Falagiarda (2015) y Guevara (2018), presentamos tres pruebas para contrastar la hipótesis de parámetros cambiantes en el tiempo en base a la estimación de un modelo TVP-VAR-SV. La primera es la prueba de la traza, como en Cogley y Sargent (2005), donde se contrasta si la traza de la matriz de varianzas y covarianzas prior es menor que los percentiles de su distribución posterior. La segunda prueba, la de Kolmogorov-Smirnov, contrasta si la distribución de los parámetros en distintos puntos del tiempo es la misma. La tercera prueba, la prueba-t, contrasta si las medias de los parámetros en distintos puntos del tiempo son las mismas. Los resultados se presentan en la Tabla 1.

Los resultados de las prueba de la traza favorecen a un modelo con parámetros cambiantes en el tiempo. Al encontrar que más de dos tercios de los parámetros son cambiantes en tiempo, las pruebas de Kolmogorov-Smirnov y la prueba-t también muestran evidencia a favor de parámetros variantes en el tiempo, tanto para los parámetros contemporáneos, los interceptos y los parámetros rezagados como para las volatilidades estocásticas. A pesar de ello, se resalta que no necesariamente todos los parámetros del modelo parecen ser cambiantes, especialmente los coeficientes asociados a las variables rezagadas.

También, como en Chan y Eisenstat (2018a), presentamos gráficamente los coeficientes estimados permitiendo que todos los parámetros de todas las ecuaciones del modelo cambien en el tiempo considerando un rezago. La Figura 3 muestra los coeficientes contemporáneos que determinan las ecuaciones del GC, del GK, del GDP y de los TR; la Figura 4 muestra los coeficientes asociados a las variables rezagadas y los interceptos; y la Figura 5 presenta las volatilidades estocásticas. Al igual que las pruebas estadísticas, gráficamente los parámetros contemporáneos parecen cambiar de forma importante en el tiempo, especialmente los que determinan la ecuación del GDP, el GC, y en menor medida los TR. En el caso de los interceptos y los parámetros asociados a las variables rezagadas, son los primeros los que exhiben mayor variabilidad.

En cuanto a las volatilidades, también tenemos evidencia gráfica de que estas varían en el tiempo. La volatilidad del IPX refleja la incertidumbre global durante la crisis financiera del 2009 y la volatilidad del GDP muestra una disminución importante en los últimos 20 años acorde con una mayor estabilidad macroeconómica debido a la estabilización de la inflación y el crecimiento sostenido. Las volatilidades del GC y de GK difieren entre sí. La volatilidad del GC muestra una tendencia decreciente desde el inicio de la muestra hasta el año 2010 a partir del cual crece para el periodo de gobierno 2011-2016; mientras que la volatilidad del GK muestra picos alrededor del 2000, 2011 y 2017 coincidentes con cambios abruptos en la ejecución de inversión pública. Finalmente, la volatilidad de los TR muestra picos al inicio de la muestra, asociados a la implementación de medidas de simplificación tributaria a principios de los 90s; al medio de la muestra, asociado al crecimiento extraordinario de los precios internacionales; y al final de la muestra, asociado a medidas tributarias en 2015 y una caída importante del precio de las materias primas.

4.4. Selección de Modelos

Calculamos la log-verosimilitud marginal y el factor de Bayes como criterios de decisión para distinguir entre 32 modelos. El modelo 1 se denota por 11111 pues asume que todos los parámetros del sistema son cambiantes en el tiempo (TVP-VAR-SV), mientras que el modelo 32 se denota por 00000 pues asume que ninguna ecuación del sistema tiene parámetros cambiantes en el tiempo (CVAR-SV). Los treinta modelos restantes son modelos híbridos, pues asumen que al menos una de las ecuaciones del sistema tiene parámetros constantes. Por ejemplo, el modelo 2 se denota por 01111 pues indica que la primera ecuación del modelo es constante en el tiempo mientras que el resto de ecuaciones son variantes en el tiempo. Nuestros resultados se presentan en la Tabla 2.

La log-verosimilitud marginal muestra que el modelo preferido es el modelo 1, donde se considera que todas las ecuaciones son variantes en el tiempo. Sin embargo; el modelo 3, donde la ecuación que determina el GC es constante; el modelo 5, donde la ecuación que determina el GDP es constante; y el modelo 12, donde las ecuaciones que determinan el GC y el GDP son constantes; tienen una log-verosimilitud marginal muy cercana a la del modelo preferido, es decir, un factor de Bayes cercano a uno. Otros modelos cuyas log-verosimilitudes marginales también son cercanas a las del modelo preferido y cuyos factores de Bayes son menores a tres son el modelo 4, donde la ecuación que determina el GK es constante; el modelo 9, donde las ecuaciones que determinan el IPX y el GDP son constantes; y el modelo 14, donde las ecuaciones que determinan el GK y el GDP son constantes.

En líneas generales, preferimos modelos con la mayoría de parámetros cambiantes a uno completamente constante pues modelos con tres o más ecuaciones constantes tienen una log-verosimilitud marginal menor a los modelos preferidos, es decir, un factor de Bayes muy lejano de uno. Sin embargo, no hay una preferencia clara entre un modelo completamente cambiante en el tiempo o uno que imponga constancia en una o dos ecuaciones, especialmente las que determinan el GDP y el GC. Por ello, en las siguientes secciones hacemos énfasis en los modelos 1, 3, 5 y 12 que tienen las

log-verosimilitudes marginales más altas, es decir, los factores de Bayes más cercanos a uno.

El resultado anterior es importante pues asumir modelos como el 5 o el 12, donde la ecuación que determina el GDP es constante, implica asumir que los multiplicadores fiscales son más estables a lo largo del tiempo. Con ello, la efectividad de la política fiscal estaría principalmente explicada por el instrumento a utilizar, ingresos o gastos, y la composición entre GC y GK.

4.5. Funciones Impulso Respuesta

En la Figura 6 presentamos la evolución de las funciones impulso respuesta (IRF) del GDP para cada trimestre entre 1995Q1 y 2018Q2 frente a tres choques fiscales; de GC, de GK y de TR. Este ejercicio se realiza para cada uno de los modelos 1, 3, 5 y 12, en un horizonte de veinte trimestres.

En cuanto al choque de GC, encontramos un impacto positivo sobre el GDP a lo largo de los cuatro modelos propuestos y de todo el periodo de estimación. Sin embargo, encontramos que los resultados del modelo 1 y 3 difieren de los modelos 5 y 12 en cuanto a la magnitud de la respuesta del GDP a lo largo del tiempo. En los modelos 1 y 3 encontramos que hasta el 2000, el impacto de un choque de GC es menor respecto al periodo 2000-2013, lo que podría ser explicado por una política fiscal aún procíclica en los 90s como se menciona en Mendoza y Melgarejo (2008) y como se evidencia gráficamente en las tasas de crecimiento del GC. Durante el periodo 2000-2013 encontramos también diversos picos en la respuesta del GDP alrededor de los años 2001, 2007-2008 y 2012-2013; donde los primeros dos están relacionados a crisis económicas y el tercero, con adelanto, a una desaceleración económica. Para el último periodo, del 2013-2018, se observa una respuesta menor del GDP que podría estar asociada a una menor eficiencia del GC tras un crecimiento acelerado entre 2013 y 2015. En contraste, en los modelos 5 y 12, donde se impone constancia a la ecuación del GDP, encontramos que luego de un menor impacto en los 90s, los choques de GC tienen un impacto creciente sobre el GDP a lo largo del tiempo, casi hasta el final de la muestra. Este resultado es congruente con una mayor potencia del gasto en un contexto de mayor estabilidad macroeconómica y un menor nivel de endeudamiento público como se menciona en Mendoza y Melgarejo (2008).

Respecto al choque de GK, también encontramos un impacto positivo sobre el GDP en los cuatro modelos propuestos y en todo el periodo de estimación. Sin embargo, los modelos 1 y 3 también muestran que la dinámica de la respuesta del GDP difiere respecto a los modelos 5 y 12. En los modelos 1 y 3, el impacto del GK sobre el GDP es menor en los 90s, lo que podría estar explicado por el ajuste del GK como respuesta a menores ingresos como se menciona en Santa María et al. (2009). Luego de los 2000s, el impacto del GK sobre el GDP es creciente hasta el final de la muestra y, al igual que los choques de GC, muestra picos coincidentes con crisis económicas en 2001, 2007-2008 y 2012-2013; además de un incremento hacia el final de la muestra que podría estar asociado a un mayor impacto de la inversión pública luego de la destrucción de capital físico tras el Fenómeno el Niño Costero (FEN) en 2017. En contraste, los modelos 5 y 12 muestran un crecimiento más acelerado y menos fluctuante de la respuesta del GDP a choques de GK debido a la constancia en la ecuación del GDP. Encontramos también que, a pesar de esta mayor constancia, hay dos picos donde la respuesta del GDP es mayor, durante 2009-2012 y 2017-2018. El primer pico podría capturar un efecto más persistente de la crisis internacional, además de cambios bruscos en la ejecución de inversión pública subnacional durante 2010-2011 por las elecciones municipales como se muestra en Jiménez et al. (2018); mientras que el segundo pico podría reflejar un mayor impacto de la inversión pública luego del FEN.

En el caso del choque de TR, la respuesta del GDP varía en signo y magnitud según el modelo estimado. En los modelos 1 y 3, encontramos que para un horizonte de corto plazo, el GDP tiene una respuesta negativa en la primera mitad de la muestra y positiva en la segunda mitad. La respuesta

positiva del GDP a un choque positivo de TR ocurre también en Guevara (2018) y podría estar explicada por un mayor incumplimiento del impuesto general a las ventas (IGV) y del impuesto a la renta (IR) de tercera categoría como se evidencia en MEF (2019) o, según Lahura y Castillo (2018), debido a que la serie de ingresos estaría capturando la dinámica del GDP mas no la postura de la política tributaria. Además, encontramos que en 2008-2009, para un horizonte de mediano plazo, la respuesta del GDP respecto a un choque de TR podría ser negativa en un contexto de crisis económica y una medida tributaria de menor pago de IR identificada en Lahura y Castillo (2018). En los modelos 5 y 12 encontramos que la respuesta del GDP a un choque de TR es negativa para todo el periodo de estimación. Al imponer que la ecuación del GDP es constante, la respuesta del GDP a un choque de TR es de una magnitud similar para toda la muestra; sin embargo, podría existir una ligera reducción de esta magnitud a lo largo del tiempo, especialmente en el modelo 12.

En la Figura 7 presentamos la mediana de la respuesta del GDP, para todos los periodos estimados y los cuatro modelos seleccionados, frente a choques de GC, GK y TR; además de sus percentiles 16 y 84, y la respuesta promedio de un modelo CVAR-SV (modelo 32) a modo de comparación. Al igual que en la Figura 5, se observa que los choques de GC tienen efectos positivos sobre el GDP para un horizonte de veinte trimestres. Sin embargo, en los modelos 1 y 3 las bandas de confianza son positivas únicamente por cuatro trimestres, mientras que en los modelos 5 y 12 las bandas de confianza se mantienen positivas por al menos ocho trimestres. También, encontramos que para horizontes cortos (un trimestre para los modelos 1 y 3, y dos trimestres para los modelos 5 y 12) la respuesta del GDP frente a un choque de GC es similar a la del modelo CVAR-SV. Sin embargo, en horizontes más largos, el modelo CVAR-SV sobrestima la respuesta del GDP siendo incluso superior a las bandas de confianza de los modelos 1, 3 y 5.

La mediana de la respuesta del GDP frente a choques de GK también es positiva para toda la muestra en los cuatro modelos seleccionados; además, los percentiles 16 y 84 de la respuesta del GDP son positivos por seis trimestres en los modelos 1 y 3, y por diez trimestres en los modelos 5 y 12, reflejando, como se menciona en Salinas y Chuquilin (2013), una mayor persistencia. Encontramos también que la respuesta del GDP a un choque de GK en el modelo CVAR-SV es menor en un horizonte de un trimestre y mayor en horizontes más largos estando, luego de 8 trimestres, por encima de las bandas de confianza en los modelos 1, 3 y 5. Al igual que los choques de GC, la respuesta del GDP a un choque de GK en el modelo VAR-SV se mantiene dentro de las bandas de confianza del modelo 12, debido a que este impone constancia en dos ecuaciones, las que determinan el GC y el GDP, respectivamente.

Frente a choques de TR, la mediana de la respuesta del GDP es igual a cero en un trimestre, debido al supuesto de identificación utilizado, y se mantiene en un nivel similar en el segundo trimestre en los modelos 1 y 3. En horizontes posteriores, la mediana de la respuesta del GDP se torna negativa; sin embargo, las bandas de confianza toman valores que podrían ser positivos como se evidenció para la segunda mitad de la muestra en la Figura 5. En los modelos 5 y 12, la mediana de la respuesta del GDP a un choque de TR es negativa tanto en un horizonte de dos trimestres como en horizontes mayores; además, sus bandas de confianza son negativas por al menos diez trimestres. Al igual que con los choques de GC y GK, la magnitud de la respuesta del GDP a un choque de TR es sobrestimada en el modelo CVAR-SV siendo superior a las bandas de confianza en los modelos 1, 3 y 5.

Por último, en la Figura 8 presentamos la mediana de la respuesta del GDP frente a choques fiscales de GC, GK y TR para los cuatro modelos seleccionados en tres puntos de tiempo específicos, 1996Q1, 2007Q4 y 2017Q2. Respecto a los choques de GC, la respuesta del GDP es positiva en los tres periodos y en los cuatro modelos analizados. En los modelos 1 y 3 encontramos que la respuesta del GDP a un choque de GC es similar en 1996Q1 y 2017Q4, pero mayor en 2007Q4 por la cercanía a la crisis internacional. En los modelos 5 y 12, para un horizonte menor a seis

trimestres, encontramos que el choque de GC tiene un impacto mayor sobre el GDP en 2017Q2, lo que podría estar explicado por un incremento en la eficiencia del gasto debido a menores niveles de endeudamiento y mayor estabilidad macroeconómica. Para un horizonte mayor a seis trimestres, encontramos que la respuesta del GDP es similar en los tres puntos en el tiempo para el modelo 5 pero es menor en 2017Q2 respecto a 2007Q4 y 1996Q1 en el modelo 12.

Para los choques de GK, al igual que en las Figuras 6 y 7, encontramos que la respuesta del GDP es positiva en los tres periodos de tiempo analizados y a través de los cuatro modelos seleccionados. En los modelos 1 y 3, por un horizonte de dos trimestres, encontramos una respuesta del GDP mayor durante 2007Q4 y 2017Q2 asociada al mayor impacto de la inversión pública en la cercanía a la crisis internacional y posterior al FEN, respectivamente. En horizontes mayores a dos trimestres, encontramos que la respuesta del GDP es mayor en 2007Q4 y menor en 1996Q1, lo que podría estar asociado a una menor eficiencia de la inversión pública debido a una dinámica más procíclica del GK durante los 90s. En los modelos 5 y 12 ocurre algo similar, encontramos que para horizontes menores a cuatro trimestres, el choque de GK tiene un impacto mayor en 2017Q2 y 2007Q4 y menor en 1996Q1. Para un horizonte mayor, la respuesta del GDP a un choque de GK es menor en 2017Q2 respecto a 1996Q1 y 2007Q4.

Finalmente, para los choques de TR en los modelos 1 y 3 encontramos que la respuesta negativa del GDP en 1996Q1 y 2007Q4 se convierte en una respuesta positiva en 2017Q2 y alcanza un valor máximo en un horizonte de dos o tres trimestres. En 1996Q1 el efecto negativo del choque de TR alcanza su pico en un horizonte de tres o cuatro trimestres, mientras que en 2007Q4, el pico se alcanza con mayor rezago en un horizonte de cinco a seis trimestres, asociado a la crisis económica y a una reducción del pago de impuesto a la renta. En los modelos 5 y 12, la respuesta del GDP a un choque de TR es negativo en los tres puntos de tiempo analizados, alcanzando un valor mínimo en un horizonte de entre cuatro y cinco trimestres. Encontramos también que para horizontes mayores a cuatro o cinco trimestres, la magnitud de la respuesta del GDP frente a un choque de TR es menor en 2017Q2, evidenciando un posible deterioro de la política tributaria como herramienta contracíclica.

De esta subsección podemos concluir que a lo largo del tiempo y de todos los modelos, los choques de GC y GK tienen un efecto positivo sobre el GDP. La diferencia radica en que la variabilidad de este impacto es mayor en los modelos 1 y 3, consistente con la hipótesis de un impacto mayor durante las recesiones, mientras que en los modelos 5 y 12 la variabilidad es menor pero se favorece un crecimiento sostenido del impacto del gasto sobre el GDP, especialmente del GK. Por el lado de los choques de TR, un impacto consistentemente negativo únicamente se logra en los modelos 5 y 12, que imponen constancia en la ecuación del GDP. Por ello, para el estudio del impacto de choques tributarios, preferimos usar los modelos más restrictivos.

4.6. Descomposición de Varianza del Error de Predicción

La Figura 9 presenta la descomposición de varianza del error de predicción (FEVD) a veinte trimestres del GDP para los cuatro modelos seleccionados a lo largo de toda la muestra según la incertidumbre de choques de precios internacionales (EX), de GC, de GK, de demanda agregada (AD), y de TR. Hasta inicios de los 2000s, encontramos que en todos los modelos alrededor del 70 % de la FEVD del GDP está explicado por choques de GC y GK, debido a que sus tasas de crecimiento fluctuaron rápidamente entre valores positivos y negativos en un contexto de cambios estructurales durante los 90s. En los modelos 1 y 3, la participación del GC y del GK fue similar (35 % cada uno); sin embargo en los modelos 5 y 12, el GK tuvo un peso mayor (hasta 50 %) dándole mayor importancia a sus tasas de crecimiento negativas. El 30 % restante está explicado principalmente por choques de AD y choques EX, siendo su contribución similar en todos los modelos. Para este

primer periodo la contribución del TR es pequeña, menor a 1 %.

Desde inicios de los 2000s hasta el 2010 encontramos un crecimiento importante de la contribución de los choques EX a la FEVD del GDP en todos los modelos considerados, pasando de alrededor de 10 % hasta cerca del 60 %. Este incremento estaría explicado por una mayor volatilidad de las variables externas previo y posterior a la crisis 2008 y se evidencia también en otros trabajos como Ojeda y Rodríguez (2019). Para este periodo, la contribución del GC y el GK se ve reducida hasta alrededor de 40 %, especialmente para el GK en los modelos 1 y 3 (alrededor de 10 %). Para el periodo, la contribución de los choques de AD a la FEVD termina siendo muy pequeño cercano a 1 %, mientras que la contribución del TR es prácticamente nula.

Finalmente, desde 2010 hasta 2018, la contribución de los choques EX a la FEVD del GDP se reduce, a diferencia de lo encontrado por Ojeda y Rodríguez (2019), hasta alcanzar 10 % en los modelos 1 y 3, y 20 % en los modelos 5 y 12; en línea con un contexto internacional más favorable y menos incierto respecto a los años de crisis internacional. En contraste, los choques de GC y GK ganan un mayor peso hacia el final de la muestra alcanzando una contribución mayor a 80 % en los modelos 1 y 3, y mayor a 70 % en los modelos 5 y 12. En los modelos 1 y 3 la mayor contribución recae sobre el GC (más del 50 %), reflejando la volatilidad del aumento en GC durante el gobierno 2011-2016 y la consolidación del 2016-2017; mientras que en los modelos 5 y 12 la mayor contribución recae sobre el GK (alrededor del 40 %) reflejando el auge y la caída de la inversión pública de los gobiernos locales en 2010-2011 y 2014-2015 y el agotamiento de las fuentes de financiamiento asociadas a recursos naturales, documentado en Jiménez et al. (2018), además de una contracción importante de la inversión pública en el cuarto trimestre de 2016. Por último, la contribución de los choques de AD se mantiene pequeña en alrededor de 2 % y la del TR nula, reflejando la poca capacidad del TR para influir sobre el GDP.

En suma, los resultados de esta subsección indican que la dinámica de la FEVD del GDP es cambiante en el tiempo y consistente entre modelos. Durante la crisis internacional, la incertidumbre global es la que explica la mayor parte de la incertidumbre del GDP, mientras que en el resto del tiempo es la incertidumbre de los choques de GC y GK la que tiene mayor importancia. La incertidumbre de los choques de AD tiene un impacto pequeño, mientras que el impacto de la incertidumbre de TR es en la práctica nulo. Estos resultados reflejan la dificultad para anticipar movimientos no sólo de choques externos exógenos a la economía peruana, sino también de los dos grandes componentes del gasto público de carácter discrecional. En contraste, la dinámica de la demanda interna es más predecible acorde con un crecimiento económico estable y sostenido, y el efecto de la política tributaria sobre la variabilidad del GDP es reducido en un contexto donde las grandes reformas tributarias se dieron antes del periodo de estimación.

4.7. Descomposición Histórica

La Figura 10 presenta la descomposición histórica (HD) de la tasa de crecimiento del GDP para los cuatro modelos seleccionados según choques EX, GC, GK, AD y TR. Encontramos que además de choques externos y de actividad económica, los choques de gastos, y en menor medida, choques de ingresos tributarios, tienen contribuciones importantes para las fluctuaciones del GDP a lo largo de toda la muestra. Estos resultados son similares en los modelos seleccionados, siendo las contribuciones un poco más pronunciadas en los modelos 5 y 12 debido a que la ecuación que determina el GDP es constante a lo largo del tiempo.

Hasta inicios de los 2000s, se observa que choques de AD contribuyen de forma negativa al crecimiento del GDP (especialmente en los modelos 5 y 12), con excepción del año 1997 de mayor crecimiento económico. Las contribuciones negativas entre 1998 e inicios de los 2000s pueden estar explicadas por un FEN extraordinario en 1998 y tensiones políticas entre el año 2000 y 2001.

Para el mismo periodo, choques EX también tuvieron una contribución negativa especialmente desde 1997 con la crisis asiática hasta 2001 con la crisis de la burbuja dotcom. Los choques de GK contribuyeron de forma negativa, especialmente en los modelos 3, 5 y 12, lo que podría estar explicado por menor GK para compensar mayor GC y menor TR como documentan Santa María et al. (2009). En contraste, la contribución del GC es positiva especialmente en los modelos 5 y 12, debido a una mayor rigidez de este tipo de gasto y aumentos remunerativos en la segunda mitad de los 90s. A pesar de múltiples reformas tributarias identificadas en Lahura y Castillo (2018), la contribución de los choques de TR hasta inicios de los 2000s fue negativa pero muy pequeña en todos los modelos.

Del 2002 al 2006, los choques de AD y EX tienen una contribución positiva muy marcada en los modelos 5 y 12 en un contexto de expansión de la demanda interna y a su vez una expansión del GDP global. En cambio, los choques tanto de GC como GK tienen una contribución negativa en un contexto donde, según Jiménez et al. (2018), el proceso de descentralización transfirió competencias de gasto tanto a gobiernos locales como a gobiernos regionales con menor capacidad técnica que el gobierno nacional. A pesar de tener medidas tributarias documentadas en Lahura y Castillo (2018) y Santa María et al. (2009), la contribución de los TR es positiva pero muy pequeña.

Del 2007 al 2012, en todos los modelos seleccionados se observa que la contribución positiva de los choques EX en 2007 y 2008 se torna fuertemente negativa alrededor de 2009, debido a la crisis internacional, y luego retoma una contribución positiva del 2010 al 2012, impulsada por el crecimiento de la demanda China. Se observa también que la contribución de la AD en 2009 es negativa pero muy pequeña y positiva el resto de años, reflejando una contribución importante de la demanda interna especialmente en los modelos 5 y 12. Por el lado de los choques de gasto, encontramos una contribución positiva del GC en 2007-2008 y en todo el periodo para el GK. La contribución del GC estaría explicada por un primer impulso del GC que luego debería ser revertido por una consolidación fiscal prevista en MEF (2008 y 2011), mientras que la contribución positiva del GK estaría explicada por un aumento de la inversión de los gobiernos subnacionales en 2008 y 2012 y por un plan de impulso económico por parte del gobierno nacional entre 2009 y 2011. En el 2009 tenemos además una contribución positiva del TR especialmente considerable en los modelos 5 y 12 que, según Lahura y Castillo (2018), podría estar asociado a una medida exógena de reducción de IR. En este episodio particular, se puede decir que choques fiscales contrarrestaron la contribución negativa de choques externos.

Del 2012 al 2016 se observa que la contribución de los choques EX se torna negativa en línea con una lenta recuperación global, y entre 2014 y 2015, choques de AD también tuvieron una contribución negativa en un contexto de desaceleración de la demanda interna. En contraste, el GC muestra una contribución positiva especialmente marcada en los modelos 5 y 12 asociada a una expansión del gasto corriente durante el gobierno 2011-2016. Por el lado del GK, encontramos una contribución negativa en los modelos 1 y 3 asociada a menor inversión subnacional, debido a menores ingresos por recursos naturales según Jimenez et al. (2018), y una menor inversión pública del gobierno nacional evidenciada en el cuarto trimestre de 2016. La contribución de choques de TR fue muy pequeña a pesar de existir modificaciones tributarias, detalladas en Ganiko y Merino (2018), con el fin de reactivar la economía a partir de 2014.

Finalmente, para el periodo 2017-2018 encontramos que la contribución de los choques EX se vuelve nula en todos los modelos como reflejo del fin de una etapa de lento crecimiento global. A pesar de una contribución positiva de los choques de AD a inicios de 2017, encontramos que, en los modelos 1, 3 y 5, la AD tiene una contribución negativa a partir de la segunda mitad de 2017 que podría estar asociada al FEN costero. Por el lado del gasto, se evidencia una contribución negativa del GC hasta fines del 2017 (especialmente marcada en los modelos 5 y 12) asociada a un esfuerzo de consolidación fiscal documentado en MEF (2017), mientras que el GK tiene una contribución

muy cercana a cero. Por último, en los modelos 5 y 12 se evidencia una contribución positiva del TR que podría estar asociada a modificaciones tributarias establecidas en 2016, detalladas en Ganiko y Merino (2018), con el fin de estimular la economía e incentivar la formalización tributaria.

A lo largo de esta subsección, se evidencia la dependencia del crecimiento de la economía peruana al entorno internacional, siendo el choque más importante en la cercanía a la crisis financiera en todos los modelos analizados. Sin embargo, también se demuestra que factores domésticos, especialmente choques de AD y choques de GC y GK, son determinantes de las fluctuaciones del GDP, siendo los factores más importantes en la segunda mitad de los 90s y siendo tan importantes como los choques EX en el periodo posterior a la crisis. De esta forma, y como se evidenció durante la crisis 2009, los choques de GC y GK tienen el potencial de ser herramientas contracíclicas efectivas en un escenario adverso. Sobre los choques de TR no podemos hacer esa afirmación debido a que el impacto de estos choques es reducido en todos los modelos e importante únicamente durante el 2009 para los modelos 5 y 12.

4.8. Cálculo de Multiplicadores

Utilizando como insumo las IRF, se pueden obtener multiplicadores fiscales de GC, GK y TR para cada punto en el tiempo. Específicamente, utilizamos la siguiente ecuación:

$$m_{t,H} = \frac{\sum_{h=1}^H y_{t+h}}{\sum_{h=1}^H g_{t+h}} \times \frac{\bar{Y}}{\bar{G}}, \quad (13)$$

donde $m_{t,H}$ es el multiplicador fiscal en el periodo t a un horizonte H , y_{t+h} es la respuesta del GDP a un choque fiscal en el periodo $t+h$, g_{t+h} es la respuesta de la variable fiscal a un choque de sí misma en el periodo $t+h$ y $\frac{\bar{Y}}{\bar{G}}$ es la inversa del ratio de la variable fiscal entre el GDP promedio para toda la muestra. Vale la pena precisar que cuando H toma el valor de 0, presentamos el multiplicador de impacto o contemporáneo; cuando H toma el valor de 3 presentamos el multiplicador a un año; y cuando H toma el valor de 19, presentamos el multiplicador de 5 años. Debido a que los multiplicadores fiscales se construyen en base a 10 000 simulaciones de los modelos estimados, podemos calcular bandas de confianza utilizando los percentiles 16 y 84 de los multiplicadores simulados.

Sobre el multiplicador de impacto de GC, encontramos valores positivos entre 0.2 y 0.4 Soles según el modelo seleccionado. En los modelos 1 y 3, encontramos incrementos temporales en 2001, 2009 y 2013 alcanzando valores de hasta 0.35 Soles durante la crisis internacional 2008-2009. En los modelos 5 y 12 no encontramos incrementos temporales; sin embargo, se evidencia un aumento desde un mínimo de 0.25 Soles antes de los 2000s hasta más de 0.40 Soles hacia 2018.

Para el multiplicador de impacto de GK, encontramos valores más altos entre 0.50 y más de 1.50 Soles, según el tiempo y el modelo estimado. En los modelos 1 y 3, también encontramos incrementos temporales cerca a los años 2001, 2009, 2013 y 2018 reflejando un mayor efecto multiplicador en la cercanía a crisis económicas o brechas de producto negativas como ocurre en Guevara (2018). En cambio, en los modelos 5 y 12 encontramos un crecimiento más tendencial. A pesar de tener un ligero aumento entre 2008 y 2012, se resalta que el multiplicador de impacto del GK pasa de poco más de 0.50 Soles a inicio de la muestra hasta más de 1 Sol al final. El multiplicador de impacto del TR es igual a 0 Soles en todos los modelos debido al supuesto de identificación utilizado.

En la Figura 11 presentamos multiplicadores a 1 año, usualmente los más reportados en los estudios empíricos. En cuanto al GC, encontramos multiplicadores un poco más elevados entre 0.25 y 0.75 Soles. En los modelos 1 y 3 aún encontramos incrementos en la cercanía de crisis económicas, aunque ligeramente menos pronunciados, alrededor de 0.35 Soles. En los modelos 5 y 12, seguimos encontrando un multiplicador de GC creciente, pero ahora alrededor de 0.50 a 0.75 Soles del inicio

hacia el final de la muestra. Este último resultado es similar al encontrado por Mendoza y Melgarejo (2008) cuando comparan el impacto del gasto de 1980-1990 con el de 1990-2006.

En cuanto al multiplicador de GK a un año, también encontramos valores elevados entre 0.5 y 1.1 Soles. En los modelos 1 y 3, los incrementos en la cercanía a crisis económicas se mantienen adicionando entre 0.10 y 0.20 Soles al multiplicador estimado en periodos anteriores, monto menor a la adición considerada por otros autores como BCRP (2012) y Sánchez y Galindo (2013) bajo un menor crecimiento económico. Independiente del modelo utilizado, se observa también una tendencia positiva del multiplicador del GK en todos los modelos, pasando de 0.5 a aproximadamente 1 Sol en los modelos 1 y 3, y pasando de 0.7 a más de 1 Sol en los modelos 5 y 12. Al igual que con el multiplicador del GC, el incremento del multiplicador de GK es similar al resultado de Mendoza y Melgarejo (2008), que podría estar explicado por una mejora sostenida en la sostenibilidad y la prudencia fiscal.

En cuanto al multiplicador de TR a un año, encontramos un cambio de signo en los modelos 1 y 3. En estos modelos, de 1995 hasta 2000 el multiplicador toma un valor negativo no menor a -0.10 Soles, y luego su magnitud disminuye hasta alcanzar 0 Soles en 2010. De ahí en adelante, el multiplicador de TR toma un valor positivo como en Guevara (2018). Sin embargo, tanto en el modelo 1 como en el modelo 3, las bandas de confianza toman valores tanto negativos como positivos en todo el periodo de estimación, por lo cual no podemos rechazar un valor nulo para el multiplicador de TR. En los modelos 5 y 12, encontramos que el multiplicador a un año del TR toma valores negativos entre -0.10 y -0.15 bastante similares a lo largo de toda la muestra y con las bandas de confianza siempre en valores negativos. Este resultado es similar al de Rossini et al. (2012), Sánchez y Galindo (2013), BBVA (2014) y el Consejo Fiscal (2018), quienes encuentran un multiplicador de ingresos negativo y significativo pero pequeño.

En cuanto a los multiplicadores fiscales a 5 años para el GC, encontramos resultados similares a los multiplicadores a un año en términos de dinámica y magnitud, sin embargo encontramos que entre el 2010 y 2018, la banda de confianza inferior de dicho multiplicador toma valores negativos evidenciando poca efectividad del GC en el mediano plazo como en Vyturina y Leal (2016). En contraste, en los modelos 5 y 12 encontramos un multiplicador de GC relativamente más estable a lo largo del tiempo en alrededor de 0.75 soles con bandas de confianza estrictamente positivas.

En el mediano plazo, el multiplicador del GK en los modelos 1 y 3 muestra los mismos incrementos observados en los multiplicadores de impacto y a un año; sin embargo, únicamente en el modelo 1 observamos un crecimiento tendencial del multiplicador de GK que pasa de 0.6 a más de 1 Sol. En los modelos 5 y 12, encontramos que el multiplicador de mediano plazo se estabiliza en un valor cercano a 1 Sol y sus bandas de confianza se sitúan siempre por encima de 0.5 Soles.

Por último, en el mediano plazo el multiplicador de TR toma valores que podrían ser nulos en todo el periodo de estimación y en todos los modelos estimados. Las bandas de confianza toman valores muy extremos entre -1 y 2 Soles, siendo especialmente anchas en los modelos 5 y 12. Este resultado indicaría que, a diferencia del GC y en mayor medida el GK, choques de TR no tendrían efectos permanentes sobre la actividad económica en ninguno de los modelos preferidos.

En cuanto a los multiplicadores fiscales podemos resaltar dos puntos importantes. Primero, los multiplicadores de GC y GK son positivos y significativos dentro de 1 año, como encuentra la mayoría de estudios empíricos aplicados a Perú, pero también cambiantes el tiempo; principalmente según el ciclo económico en los modelos 1 y 3, y para reflejar el crecimiento en la potencia de la política fiscal en los modelos 5 y 12. Segundo, el multiplicador de TR es no significativo en los modelos 1 y 3, similar al resultado de Guevara (2018); y pequeño pero negativo, significativo y estable en el tiempo en los modelos 5 y 12 para el horizonte de un año, como en la mayoría de trabajos aplicados a Perú. Esto implica que en la práctica, el estudio de la política fiscal en Perú requiere la constante revisión de los multiplicadores del GC y GK, que a la fecha de publicación de

este trabajo toman valores de entre 0.30-0.70 Soles y entre 1.00-1.15 Soles, marcadamente mayores a los valores que toman en la década de los 90s de entre 0.25-0.50 Soles y entre 0.50-0.65 Soles. Además, vale la pena resaltar que si bien podría existir una ganancia en el tamaño de los multiplicadores de gasto durante etapas de menor crecimiento económico, esta es menor a la considerada por otros trabajos, siendo de entre 0.10 y 0.20 Soles. Finalmente, para los multiplicadores de TR en el caso peruano sugerimos considerar valores conservadores, iguales para todo el periodo de estimación de entre -0.10 y -0.15 Soles.

Mayor detalle gráfico sobre los multiplicadores de impacto y los multiplicadores de mediano plazo, además de mayor precisión para los multiplicadores a un año en los cuatro modelos seleccionados se encuentran disponibles a solicitud.

4.9. Otros Resultados

De las estimaciones realizadas, podemos comentar sobre otros resultados que pueden ser de interés y cuyo análisis gráfico se encuentra disponible a solicitud. En primer lugar, encontramos que, en promedio, un choque EX tiene efectos positivos sobre el GDP, consistente con la dependencia de la economía peruana al contexto internacional, aunque con un impacto más grande y significativo en los modelos 5 y 12 respecto a los modelos 1 y 3. Viendo la evolución de este impacto en el tiempo, encontramos que, en todos los modelos, el tamaño del impacto crece desde el inicio de la muestra hasta alcanzar un máximo en el año 2009 para luego decrecer hasta el año 2013. A partir de ese momento, el impacto del choque EX se torna negativo en los modelos 1 y 3, contrario a lo encontrado por Ojeda y Rodríguez (2019), y se estabiliza en un valores superiores a los de la primera parte de la muestra en los modelos 5 y 12, dando mayor soporte a modelos donde se restringe la ecuación que determina el GDP.

En segundo lugar, podemos comentar sobre la dependencia de los TR a choques de demanda externa e interna. Encontramos que, en promedio, los TR responden de forma positiva tanto a choques EX como a choques de AD. En cuanto a los choques EX, la respuesta de los TR es similar en todos los modelos alcanzando un máximo alrededor del tercer o cuarto trimestre, mientras que frente a los choques de AD, la significancia de la respuesta de los TR es mayor en los en los modelos 1 y 3 que en los modelos 5 y 12, luego de alcanzar un máximo también en el tercer o cuarto trimestre. Viendo la evolución a lo largo del tiempo de la respuesta a choques de EX, observamos que al igual que con el GDP, la respuesta de los TR alcanza un máximo en la cercanía a la crisis del 2009 para luego descender hacia el final de la muestra, terminando en valores positivos más altos en el caso de los modelos 5 y 12, reflejando la alta dependencia actual a las fluctuaciones en los precios de exportación. Viendo la evolución de la respuesta de los TR a choques de AD a lo largo del tiempo, encontramos que el impacto máximo sobre los TR ha aumentando de forma consistente en los últimos 10 años en todos los modelos, resaltando la importancia de la dinámica interna en la recaudación tributaria.

Sobre los TR podemos ver además su FEVD y su HD a lo largo del tiempo. Sobre el primero, se observa una fuerte importancia de la incertidumbre de choques EX, especialmente en la cercanía a la crisis internacional al igual que con la FEVD del GDP. En contraste, choques de AD tienen un impacto reducido sobre la FEVD del TR hasta la crisis financiera y prácticamente nulo después, siendo los choques de GC y GK más importantes. La incertidumbre propia de los TR tiene una contribución importante en su FEVD y se encuentra asociada a la incertidumbre de un conjunto de cambios tributarios individuales llevados a cabo a lo largo de toda la muestra, siendo mayor en el periodo previo a la crisis financiera.

Sobre la HD, encontramos que en todos los modelos, el principal factor detrás de las fluctuaciones del TR son los choques EX, reflejo de la dependencia de la recaudación tributaria a los precios de

exportación a lo largo de toda la muestra. Los factores internos; especialmente choques de GC y GK, y en menor medida choques de AD; también tienen una contribución importante, siendo mayor para los modelos 5 y 12. A diferencia de la HD del GDP, choques de TR tienen efectos significativos sobre la dinámica de los ingresos tributarios. Esto último es importante pues refleja el hecho de que medidas tributarias que tienen un efecto pequeño sobre el GDP pueden afectar la recaudación de forma importante.

Los resultados de esta subsección son importantes, no sólo porque guardan consistencia con la literatura de choques externos y determinantes de la recaudación tributaria aplicada a Perú, sino porque pueden ser punto de partida para ampliar la agenda de investigación en estos temas. Además, brindan mayor soporte para el uso de los modelos 5 y 12, al menos en el estudio de los TR. Para mayor detalle de la literatura de choques externos se sugiere ver Ojeda y Rodríguez (2019), mientras que para la literatura sobre recaudación tributaria se sugiere ver Lahura y Castillo (2018).

5. Ejercicios de Robustez

Para validar los resultados de nuestros modelos base, realizamos 5 ejercicios de robustez cuyos resultados gráficos también se encuentran disponibles a solicitud: i) cambio en las priors, ii) ordenamiento alternativo (IPX, TR, GC, GK, GDP), iii) cambio en el número de rezagos ($p=2$), iv) utilizar el GDP no primario como variable de actividad doméstica, y v) utilizar otro índice (S&P GSCI) para capturar el precio de bienes de exportación.

Las estimaciones de la sección previa utilizaron las mismas priors usadas por Chan y Eisenstat (2018a), las cuales son difusas y de carácter no informativo. Por ello, como primera prueba de robustez evaluamos la sensibilidad de nuestros resultados utilizando como priors una estimación por mínimos cuadrados ordinarios como en Primiceri (2005) para el periodo entre 1990-2006, la misma submuestra considerada por Mendoza y Melgarejo (2008). Para ello, expandimos la muestra hacia atrás construyendo un índice de IPX hasta inicio de los 90s. Encontramos que, en cuanto a los choques de GC y GK, nuestros resultados se mantienen en las IRF, en la FEVD, en la HD y en el cálculo de multiplicadores fiscales a un año. Sin embargo, sobre los TR encontramos que, cambiando de priors, el efecto de los TR sobre el GDP podría ser positivo a lo largo de toda la muestra en los modelos 1 y 3. Asimismo, para dichos modelos, los multiplicadores fiscales a un año de los TR no son negativos en ningún momento, a diferencia de lo encontrado en las estimaciones base y por otros autores.

El segundo ejercicio de robustez usa un ordenamiento alternativo al considerado en las estimaciones base en el cual TR ocupa el segundo lugar. La idea de este ordenamiento es que una subida de los precios internacionales aumenta directamente los ingresos, los cuales a su vez aumentan los fondos disponibles para el gasto del gobierno, de tal manera que todas las variables pueden afectar a la actividad económica de forma contemporánea. Viendo las IRF, se observa que la ciclicidad de los choques de GC y GK es más pronunciada, pero, en promedio, el impacto sobre el GDP sigue siendo positivo. En contraste, la respuesta del GDP a choques de TR es en todos los modelos positiva. Sobre la FEVD y sobre la HD no hay mayores diferencias respecto a las estimaciones base. Sin embargo, en el cálculo de multiplicadores fiscales a un año, los multiplicadores de GC y GK pierden significancia hacia el final de la muestra y los multiplicadores de TR son positivos de forma significativa en la mayor parte del periodo de estimación. Este ejercicio resalta lo importante que es el supuesto de identificación para evaluar el impacto de choques de TR. En ese sentido, encontramos que una respuesta negativa del GDP ante un choque positivo de TR depende de asumir la existencia de una respuesta contemporánea de los TR al GDP, que si se considera en la identificación base y en metodologías como la de Blanchard y Perotti (2002).

La tercera prueba de robustez consiste en cambiar el número de rezagos empleados en la estimación. Al igual que Guevara (2018), consideramos que no existen pruebas para determinar un número óptimo de rezagos cuando la estimación se realiza con parámetros cambiantes en el tiempo. Utilizando dos rezagos como especificación alternativa, encontramos que nuestros resultados son muy similares en cuanto a la FEVD y la HD. Viendo las IRF, encontramos que las fluctuaciones en el tamaño del impacto de los choques de GC y GK se mantiene en los modelos 1 y 3, y la tendencia creciente se mantiene en los modelos 5 y 12; sin embargo encontramos también una menor significancia y persistencia de los choques de GC y GK en los modelos 1 y 3. A diferencia de las estimaciones base, en los modelos 1 y 3, choques de TR parecen tener impactos negativos sobre el GDP también en la segunda mitad de la muestra; sin embargo, en estos modelos y en los modelos 5 y 12, el impacto de choques de TR es no significativo. En cuanto a los multiplicadores fiscales a un año, encontramos valores similares a la estimación base para el GC y GK, aunque con una menor significancia en los modelos 1 y 3 hacia el final de la muestra. En el caso de los multiplicadores fiscales de TR, encontramos valores negativos en todos los modelos y en toda la muestra, pero con poca significancia en los modelos 1 y 3.

La cuarta prueba de robustez utiliza el GDP no primario como un indicador de actividad económica más relacionado a la demanda interna pues no considera sectores como la minería. Nuevamente, nuestros resultados en cuanto a la FEVD y la HD son muy similares a las estimaciones base, e incluso las IRF son también similares. La única diferencia importante es que se observa un crecimiento más pronunciado en el impacto de los choques de GC y GK hacia el final de la muestra. Así, para los multiplicadores a un año de GC y GK, se observa una tendencia creciente en todos los modelos, especialmente en la última parte de la muestra. Los multiplicadores de TR son similares a las estimaciones base, siendo no significativos en los modelos 1 y 3, y negativos en los modelos 5 y 12.

El quinto ejercicio de robustez consiste en cambiar la variable externa (IPX) por otra que también pueda capturar la dinámica de los precios de exportación como el índice S&P GSCI (Standard & Poors Goldman Sachs Commodity Index), usado por Guevara (2018) y por Ojeda y Rodríguez (2019). Encontramos que los resultados en cuanto a la HD del GDP y las IRF frente a choques de GC y GK se mantienen. Sin embargo, encontramos que en los modelos 1 y 3 la FEVD del GDP brinda una mayor importancia a los choques externos durante la segunda mitad de los 90s respecto al ejercicio base, lo que podría estar explicado por una mayor incertidumbre del contexto internacional asociado a la crisis asiática y rusa. Sobre los choques de TR, encontramos que en los modelos 1 y 3 el impacto es positivo en toda la muestra, pero es no significativo. De esta forma, los multiplicadores a un año para el GC y GK son similares a las estimaciones base, mientras que los multiplicadores de TR son similares únicamente en los modelos 5 y 12, pudiendo ser positivos hacia el final de la muestra en los modelos 1 y 3.

Los ejercicios de robustez demuestran que la mayoría de nuestros resultados se mantienen en distintas especificaciones. En cuanto a la FEVD y la HD del GDP, encontramos resultados muy similares a lo largo de todas las pruebas de robustez, que ratifican la importancia de los choques externos alrededor de la crisis financiera y los choques fiscales durante todo el periodo. En cuanto a las IRF y a los multiplicadores fiscales, encontramos consistencia en cuanto a los choques de GC y GK, pero encontramos resultados muy diferentes para los choques de TR según cada ejercicio de robustez. Aun así, encontramos que en los modelos 5 y 12 en todas las pruebas de robustez, a excepción del cambio en el ordenamiento, los multiplicadores de TR toman valores negativos cercanos a -0.10 Soles de forma estable en todo el periodo de estimación.

6. Conclusiones

Los cuatro modelos preferidos usando la metodología de Chan y Eisenstat (2018a) para el caso peruano encuentran que la mayoría de ecuaciones que relacionan la política fiscal con la actividad económica deben variar en el tiempo. Por ello, la potencia y el impacto de las herramientas de política fiscal puede cambiar, descartando el uso de modelos con parámetros constantes. Sin embargo, no podemos descartar modelos donde la ecuación que determina el GDP es constante, lo que implica que los cambios en la respuesta del GDP a lo largo del tiempo pueden ser graduales.

Nuestros resultados indican que los choques fiscales tienen los efectos esperados a lo largo de todo el periodo de estimación. Choques de gasto corriente (GC) y de gasto de capital (GK), tienen un impacto positivo sobre el GDP; mientras que los choques de ingresos tributarios (TR) tienen un efecto negativo. La única excepción se da en los últimos años de la muestra para los modelos 1 y 3, que asumen que la ecuación que determina el GDP es cambiante en el tiempo, donde el choque de TR puede tener un impacto positivo.

Durante la crisis financiera del 2009, el factor más importante de la descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD) del GDP son los choques externos (EX). Sin embargo, fuera de este periodo, choques de GC y GK explican una proporción importante de la FEVD del GDP. Esto implica que la incertidumbre en las variables de gasto, de carácter discrecional y difíciles de predecir, se traslada de forma directa a la incertidumbre del GDP. En contraste, la incertidumbre de los TR, dependiente a choques EX y choques de demanda agregada (AD), no contribuye de forma importante a la incertidumbre del GDP.

A través de la descomposición histórica (HD) del GDP, asociamos la contribución de diversos choques a episodios concretos de la historia macroeconómica y fiscal peruana. En particular, encontramos que el impacto negativo de la crisis internacional 2008-2009 fue amortiguado por el GK y en menor medida por el TR. Otros episodios donde los choques fiscales (en su mayoría GK y GC) tienen una contribución importante es entre fines de los 90s e inicios de los 2000s, donde el GK tuvo una fuerte reducción; y entre 2013-2015, donde hubo un impulso de GC. Con ello, no podemos decir que la mayoría de las fluctuaciones del GDP necesariamente se atribuyen a choques externos.

Para el periodo entre 1996 y 2018, los multiplicadores de GK son mayores a los de GC y estos son mayores a los de TR, tal y como han encontrado otros autores. No obstante, a diferencia de otros estudios, encontramos que los multiplicadores de GK y de GC (aunque en menor medida) han aumentado en los últimos 20 años, reflejando un aumento de la potencia de los instrumentos de política fiscal por el lado del gasto, consistente con un manejo fiscal más prudente. Estos resultados son además robustos a distintos ejercicios de sensibilidad.

Encontramos también que en modelos donde no se restringe la ecuación que determina el GDP, épocas de menor crecimiento económico están asociadas con multiplicadores de gasto más grandes, aunque en una magnitud menor que la encontrada por otras aplicaciones al caso peruano. En contraste, el multiplicador de TR es significativo únicamente en modelos donde se restringe la ecuación que determina el GDP, resultando invariante en el tiempo y tomando valores pequeños, menores incluso a los considerados por otros autores.

Finalmente, la gran implicancia práctica de este trabajo está en que el cálculo del impacto de la política fiscal en Perú demanda constante revisión, por lo cual el uso de multiplicadores fiscales requiere actualización permanente. En ese sentido, la agenda de investigación sigue abierta para incorporar la información y los métodos de estimación más recientes, además de afinar la estrategia de identificación.

Referencias

- [1] Auerbach, A., and Gorodnichenko, Y. (2012). “Measuring the Output Responses to Fiscal Policy”, *American Economic Journal: Economic Policy* **42(4)**, 1–27.
- [2] Auerbach, A., and Gorodnichenko, Y. (2013). “Fiscal Multipliers in Recession and Expansion”, in A. Alesina and F. Giavazzi (Eds.), *Fiscal Policy after the Financial Crisis* (63-98). Chicago: University of Chicago Press.
- [3] Auerbach, A., and Gorodnichenko, Y. (2017). “Fiscal multipliers in Japan”. *Research in Economics* **71(3)**, 411-421.
- [4] Batini, N., Eyraud, L., Forni, L., and Weber, A. (2014). “Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections”, Technical Notes and Manuals Vol. 14.
- [5] BBVA Research (2014). Situación Perú: Cuarto trimestre de 2014
- [6] BCRP (2012). Reporte de Inflación - Diciembre 2012.
- [7] Berg, T. O. (2015). “Time Varying Fiscal Multipliers in Germany”, *Review of Economics* **66(1)**, 13–46.
- [8] Bijsterbosch, M., and Falagiarda, M. (2015). “The macroeconomic impact of financial fragmentation in the euro area: Which role for credit supply?”, *Journal of International Money and Finance* **54**, 93–115.
- [9] Blanchard, O., and 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)**, 1329–1368.
- [10] Borg, I. (2014). “Fiscal Multipliers in Malta”, Working Papers Central Bank of Malta 06.
- [11] Canova, F., and Nicoló, G. De. (2002). “Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7”, *Journal of Monetary Economics* **49(6)**, 1131–1159.
- [12] Chan, J. C. C., and Eisenstat, E. (2015). “Marginal Likelihood Estimation with the Cross-Entropy Method”, *Econometric Reviews* **34(3)**, 256–285.
- [13] Chan, J. C. C., and Eisenstat, E. (2018a). “Comparing hybrid time-varying parameter VARs”, CAMA Working Papers 31.
- [14] Chan, J. C. C., and Eisenstat, E. (2018b). “Bayesian model comparison for time-varying parameter VARs with stochastic volatility”, *Journal of Applied Econometrics* **33(4)**, 509–532.
- [15] Christiano, L., Eichenbaum, M., and Rebelo, S. (2011). “When Is the Government Spending Multiplier Large?”, *Journal of Political Economy* **119(1)**, 78–121.
- [16] Cogley, T., and Sargent, T. J. (2005). Drifts and volatilities: “Monetary policies and outcomes in the post WWII US”, *Review of Economic Dynamics* **8(2)**, 262–302.
- [17] Consejo Fiscal. (2018). “Las finanzas públicas en el Perú: efectividad y sostenibilidad - Informe Anual 2017”. Lima.

- [18] Favero, C., and Karamysheva, M. (2015). “What Do We Know About Fiscal Multipliers”, CEPR Discussion Papers 10986.
- [19] Ganiko, G. and Merino, C. (2018). “Ingresos públicos y reformas tributarias en los países de la Alianza del Pacífico”, Nota de discusión del Consejo Fiscal 002.
- [20] Ganiko, G. and Rojas, C. (2019). “Riesgos fiscales: análisis de las proyecciones macrofiscales del Marco Macroeconómico Multianual”, Nota de discusión del Consejo Fiscal 001.
- [21] Guevara, C. (2018). “El impacto del gasto público en la actividad económica real: un análisis a través del tiempo”, Lima. Manuscrito ganador del I Concurso de Investigación Macrofiscal del Consejo Fiscal.
- [22] Ilzetzki, E., Mendoza, E. G., and Végh, C. A. (2013). “How big (small?) are fiscal multipliers?”, *Journal of Monetary Economics* **60(2)**, 239–254.
- [23] Jiménez, A., Merino, C. y Sosa, J. (2018). “Determinantes de la inversión pública en los gobiernos locales del Perú”, Documentos de investigación del Consejo Fiscal 001.
- [24] Kuttner, K. N., and Posen, A. S. (2002). “Fiscal policy effectiveness in Japan”, *Journal of the Japanese and International Economies* **16(4)**, 536–558.
- [25] Lahura, E., and Castillo, G. (2018). “El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú: Una aplicación del enfoque narrativo”, *Revista de Estudios Económicos* **36**, 31-53.
- [26] Martinelli, C., and Vega, M. (2018). “The Monetary and Fiscal History of Peru, 1960-2017: Radical Policy Experiments, Inflation and Stabilization”, Documento de Trabajo 468. Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [27] MEF. (2008). Marco Macroeconómico Multianual 2009-2011. Lima.
- [28] MEF. (2011). Marco Macroeconómico Multianual 2012-2014. Lima.
- [29] MEF. (2015). Marco Macroeconómico Multianual 2016-2018. Lima.
- [30] MEF. (2017). Informe de Actualización de Proyecciones Macroeconómicas. Lima.
- [31] MEF. (2019). Informe de Actualización de Proyecciones Macroeconómicas. Lima.
- [32] Mendoza, W., and Melgarejo, K. (2008). *La efectividad de la política fiscal en el Perú 1980-2006*. (Primera Ed). Lima: CISEPA.
- [33] Mountford, A., and Uhlig, H. (2009). “What are the effects of fiscal policy shocks?”, *Journal of Applied Econometrics* **24(6)**, 960–992.
- [34] Mustea, L. (2015). “How Large are Fiscal Multipliers in the US?”, *Procedia Economics and Finance* **20(15)**, 423–427.
- [35] Ojeda Cunya, J.A. and Rodríguez, G. (2019). “Foreign Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Peru: An Empirical Application using TVP-VAR-SV Models”. Unpublished Manuscript.
- [36] Primiceri, G. E. (2005). “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, *The Review of Economic Studies* **72(3)**, 821–852.

- [37] Restrepo, J. E., and Rincón, H. (2006). “Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia”, *Borradores de Economía* **397**, 1–25.
- [38] Rojas, C. and Vassallo, R. (2018). “Posición fiscal y ciclo económico”. Nota de discusión del Consejo Fiscal 001.
- [39] Romer, C. D., and Romer, D. H. (2010). “The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks”, *The American Economic Review* **100(3)**, 763–801.
- [40] Rossini, R., Quispe, Z., and Loyola, J. (2012). “Fiscal policy considerations in the design of monetary policy in Peru”, Serie de Documentos de Trabajo del BCR 022.
- [41] Salinas, C., and Chuquilín, M. (2013). “Las asimetrías de la política fiscal en una economía emergente: el caso del Perú, 1992-2013”, Ensayos de investigación económica 2013, Documento de Trabajo 98.
- [42] Sánchez, W., and Galindo, H. (2013). “Multiplicadores Asimétricos del Gasto Público y de los Impuestos”, Investigación ganadora del concurso organizado por el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).
- [43] Santa María, H., Saavedra, J., and Burga, L. “Historia de la Política Fiscal en el Perú 1980-2009”. In IFA-Perú (Eds.), *Cuadernos Tributarios N 29 Edición 25 aniversario* (125-194). Lima: Asociación Fiscal Internacional (IFA) Grupo Peruano.
- [44] Uhlig, H. (2005). “What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure”, *Journal of Monetary Economics* **52(2)**, 381–419.
- [45] Vtyurina, S., and Leal, Z. (2016). “Fiscal Multipliers and Institutions in Peru: Getting the Largest Bang for the Sol”, IMF Working Paper 16/144.
- [46] Warmedinger, T., Hernandez, de C. and Checherita-Westphal, C. (2015). “Fiscal multipliers and beyond”, European Central Bank Occasional Paper Series 162.
- [47] Whalen, C. J., and Reichling, F. (2015). “The Fiscal Multiplier and Economic Policy Analysis in the United States”, *Contemporary Economic Policy* **33(4)**, 735-746.

Table 1. Time Varying Tests for Coefficients and Volatility

5 Variables Model						
Trace Test			Kolmogorov-Smirnov		t-test	
Trace 0.0395			1996Q1-2006Q4	2006Q4-2017Q2	1996Q1-2006Q4	2006Q4-2017Q2
16 %	0.3877	$a_{i,j,t}$	10/10	9/10	9/10	10/10
50 %	0.7972	$b_{i,t}, b_{i,j,t}$	24/30	27/30	24/30	27/30
84 %	1.7274	$h_{i,t}$	4/5	5/5	4/5	5/5

The Trace test is reported in the first column. The test compares the trace from the prior variance covariance matrix with the 16 %, 50 % and 84 % percentiles of the posterior variance covariance matrix; if the trace is significantly smaller than these percentiles, there is evidence for time varying parameters. The Kolmogorov-Smirnov test is reported in the second column and tests the null hypothesis that two distributions come from the same continuous distribution. The t-test tests the null hypothesis that two distributions have equal mean and is reported in third column. For both the Kolmogorov-Smirnov and t-test, we report the number of parameters which reject the null hypothesis at the 1 % significance level comparing parameters in the 1996Q1 with 2006Q4 and 2006Q4 with 2017Q2.

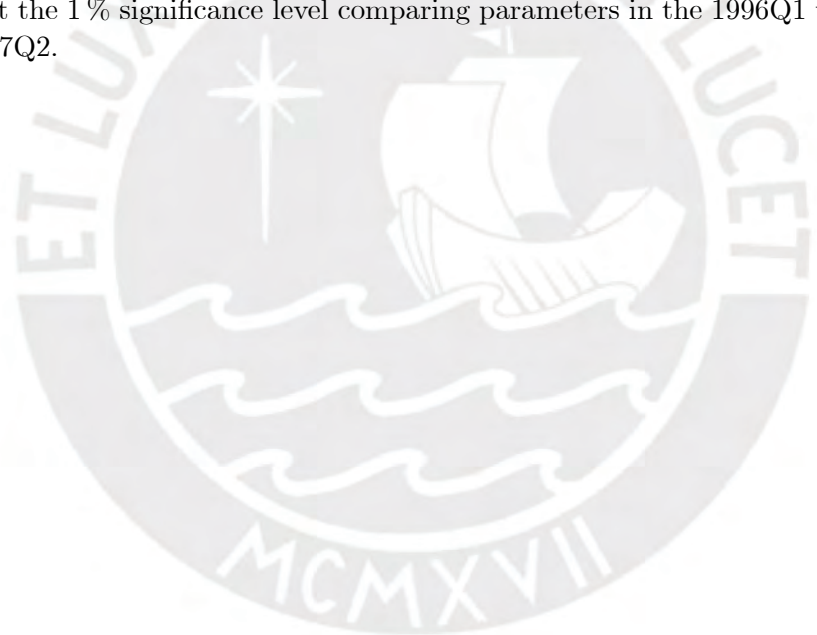


Table 2. Model Comparison

N°	Model	Equation					Criteria	
	Name	IPX	GC	GK	GDP	TR	ML	BF
1	TVP-VAR-SV (0)	1	1	1	1	1	-1583.6	1.0
2	H-TVP-VAR-SV (1)	0	1	1	1	1	-1585.2	5.0
3	H-TVP-VAR-SV (1)	1	0	1	1	1	-1584.0	1.5
4	H-TVP-VAR-SV (1)	1	1	0	1	1	-1584.6	2.8
5	H-TVP-VAR-SV (1)	1	1	1	0	1	-1583.8	1.2
6	H-TVP-VAR-SV (1)	1	1	1	1	0	-1586.7	21.2
7	H-TVP-VAR-SV (2)	0	0	1	1	1	-1585.2	4.6
8	H-TVP-VAR-SV (2)	0	1	0	1	1	-1585.6	7.3
9	H-TVP-VAR-SV (2)	0	1	1	0	1	-1584.5	2.3
10	H-TVP-VAR-SV (2)	0	1	1	1	0	-1587.7	61.3
11	H-TVP-VAR-SV (2)	1	0	0	1	1	-1584.7	3.1
12	H-TVP-VAR-SV (2)	1	0	1	0	1	-1584.0	1.4
13	H-TVP-VAR-SV (2)	1	0	1	1	0	-1587.0	30.4
14	H-TVP-VAR-SV (2)	1	1	0	0	1	-1584.6	2.8
15	H-TVP-VAR-SV (2)	1	1	0	1	0	-1587.6	55.5
16	H-TVP-VAR-SV (2)	1	1	1	0	0	-1586.6	19.4
17	H-TVP-VAR-SV (3)	0	0	0	1	1	-1586.9	26.5
18	H-TVP-VAR-SV (3)	0	0	1	1	0	-1588.1	86.5
19	H-TVP-VAR-SV (3)	0	0	1	0	1	-1586.3	14.6
20	H-TVP-VAR-SV (3)	0	1	0	0	1	-1585.8	8.4
21	H-TVP-VAR-SV (3)	0	1	0	1	0	-1589.1	238.4
22	H-TVP-VAR-SV (3)	0	1	1	0	0	-1588.8	170.9
23	H-TVP-VAR-SV (3)	1	0	0	0	1	-1586.1	12.0
24	H-TVP-VAR-SV (3)	1	0	0	1	0	-1588.1	91.4
25	H-TVP-VAR-SV (3)	1	0	1	0	0	-1587.5	49.7
26	H-TVP-VAR-SV (3)	1	1	0	0	0	-1588.6	146.8

Model		Equation					Criteria	
N°	Name	IPX	GC	GK	GDP	TR	ML	BF
27	H-TVP-VAR-SV (4)	0	0	0	0	1	-1587.4	44.8
28	H-TVP-VAR-SV (4)	0	0	0	1	0	-1590.0	561.4
29	H-TVP-VAR-SV (4)	0	0	1	0	0	-1589.3	298.0
30	H-TVP-VAR-SV (4)	0	1	0	0	0	-1589.5	364.6
31	H-TVP-VAR-SV (4)	1	0	0	0	0	-1589.8	472.5
32	VAR-SV (5)	0	0	0	0	0	-1590.8	1348.6

Table 2 reports marginal likelihood (ML) and Bayes Factor (BF) for 32 estimated models with one lag which range from TVP-VAR-SV, where no equations are constant, to VAR-SV, where every equation is constant. Columns IPX, GC, GK, GDP and TR take values of 0 or 1 to indicate if the equation that determines that variable is constant or time varying. For example, model 31 is a H-TVP-VAR-SV with 4 constant equations (GC,GK,GDP,TR) and 1 time varying equation (IPX).



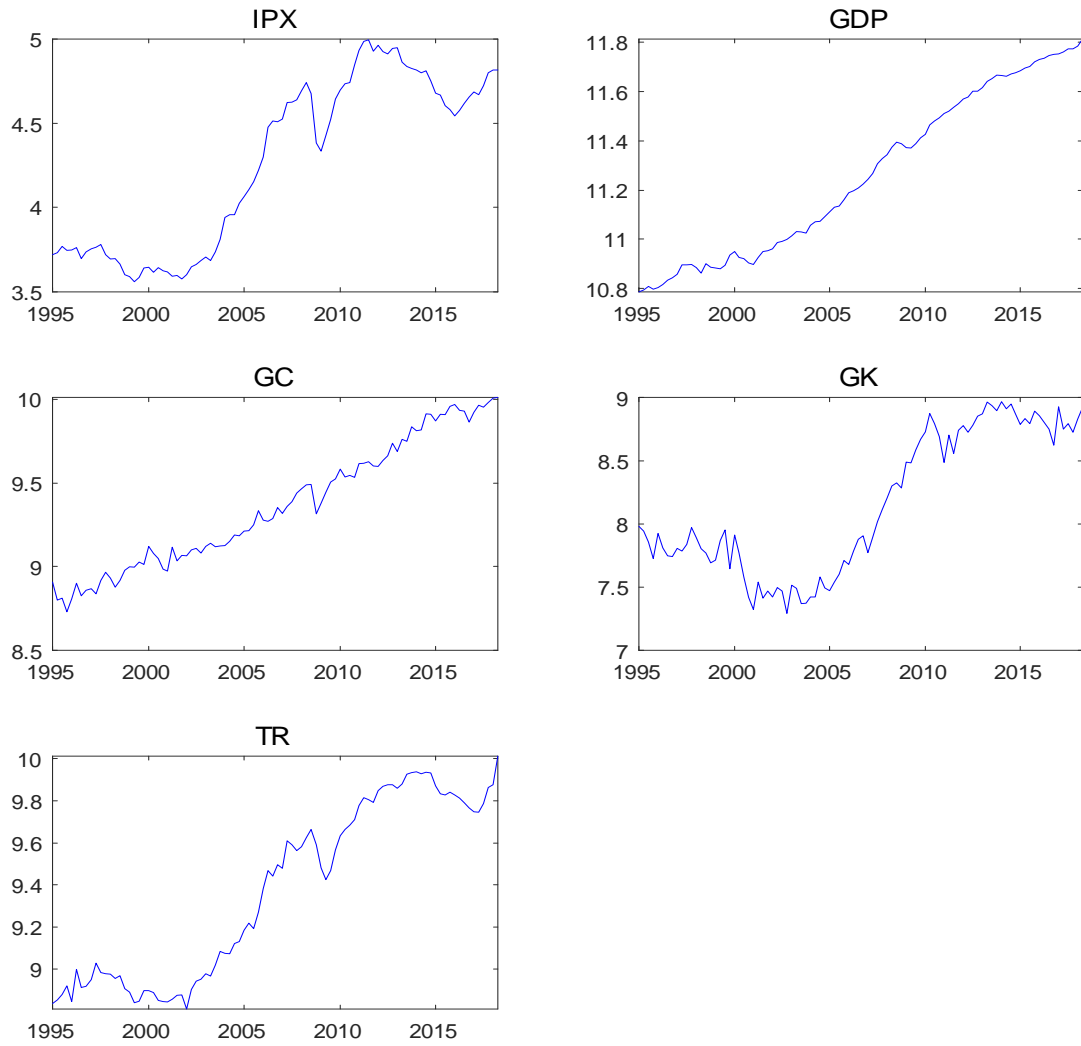


Figure 1. Variables in Log-Levels

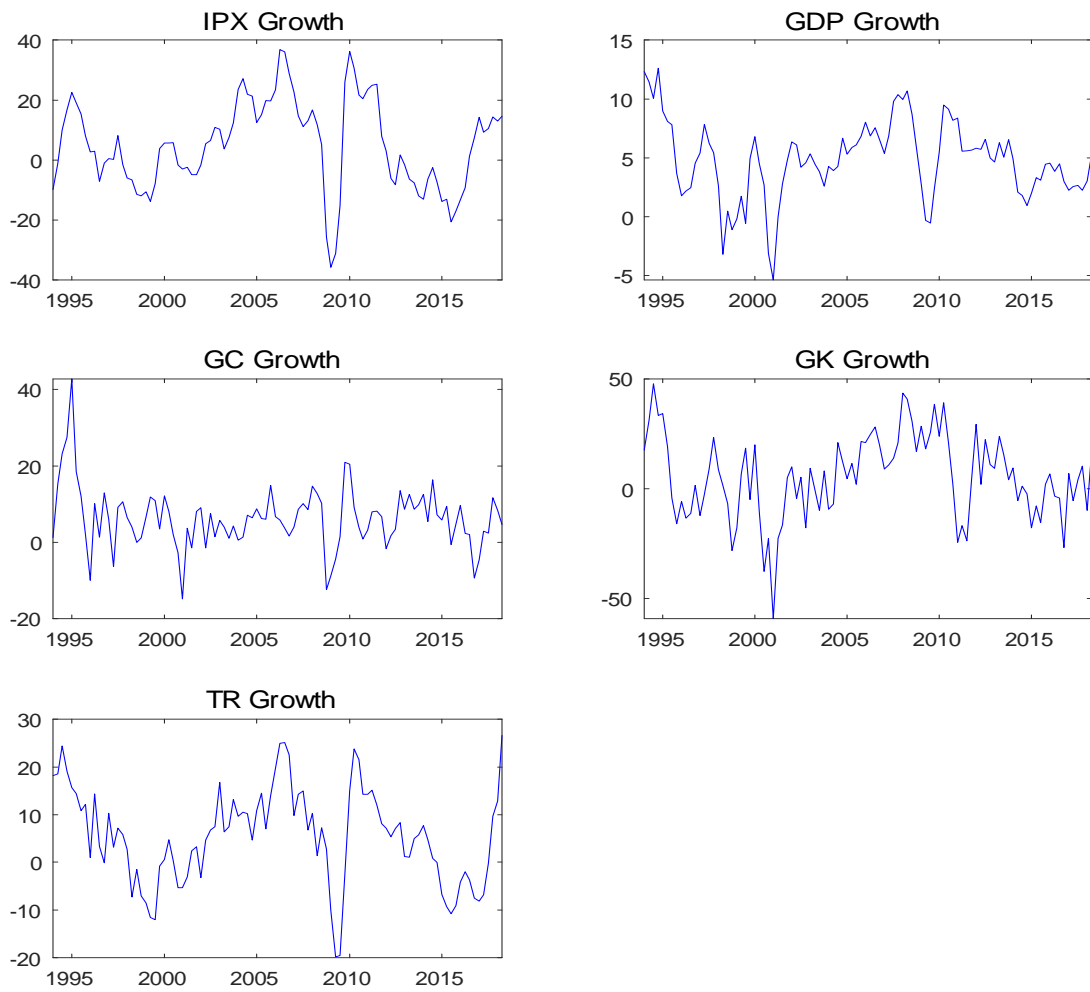


Figure 2. Variables in Annual Growth Rates

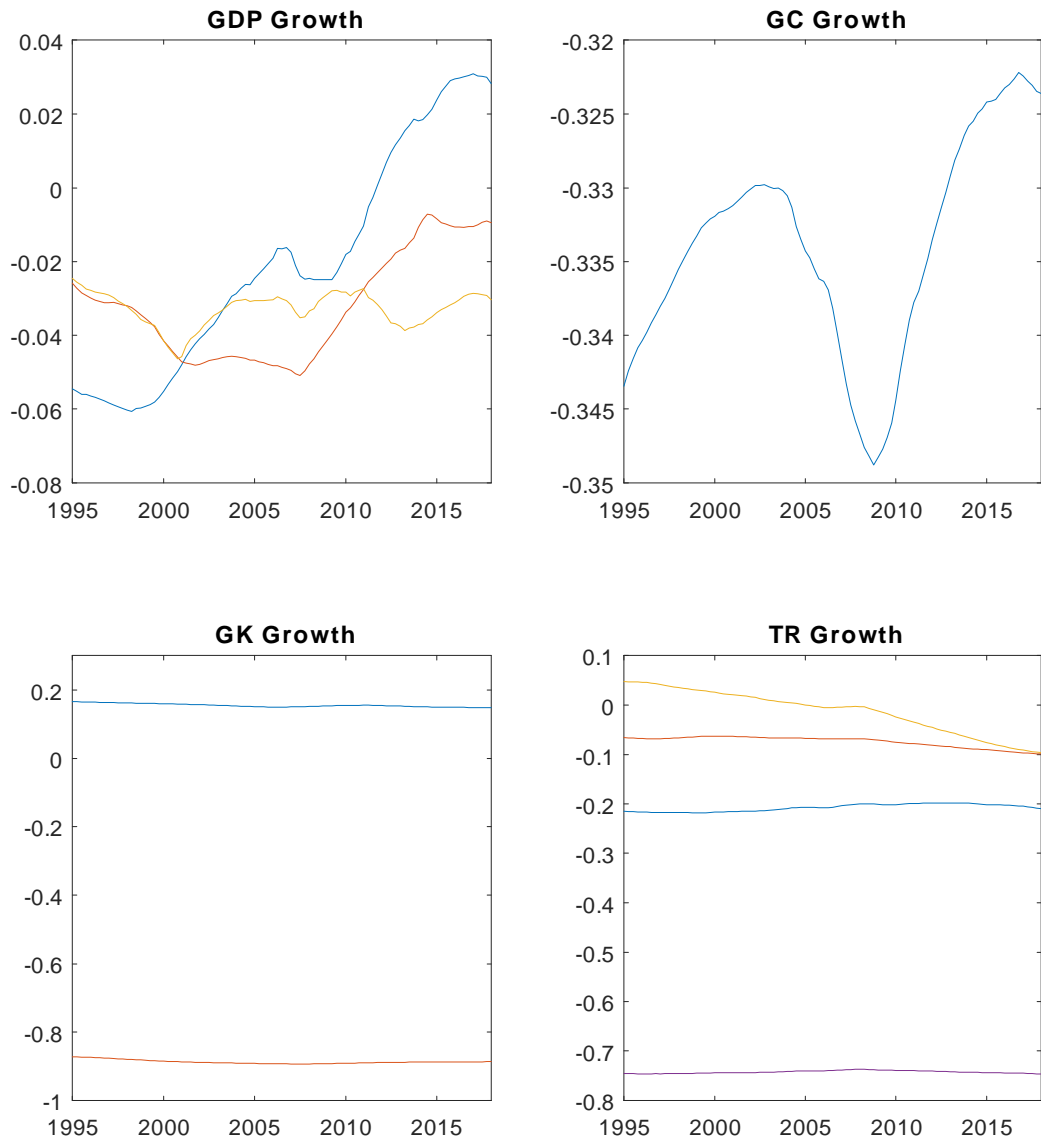


Figure 3. Contemporary Parameters. Lines represent contemporary parameters from a TVP-VAR-SV model. Blue lines are associated to IPX growth, red lines are associated to current expenditure growth, yellow lines are associated to capital expenditure growth and purple lines are associated to GDP growth.

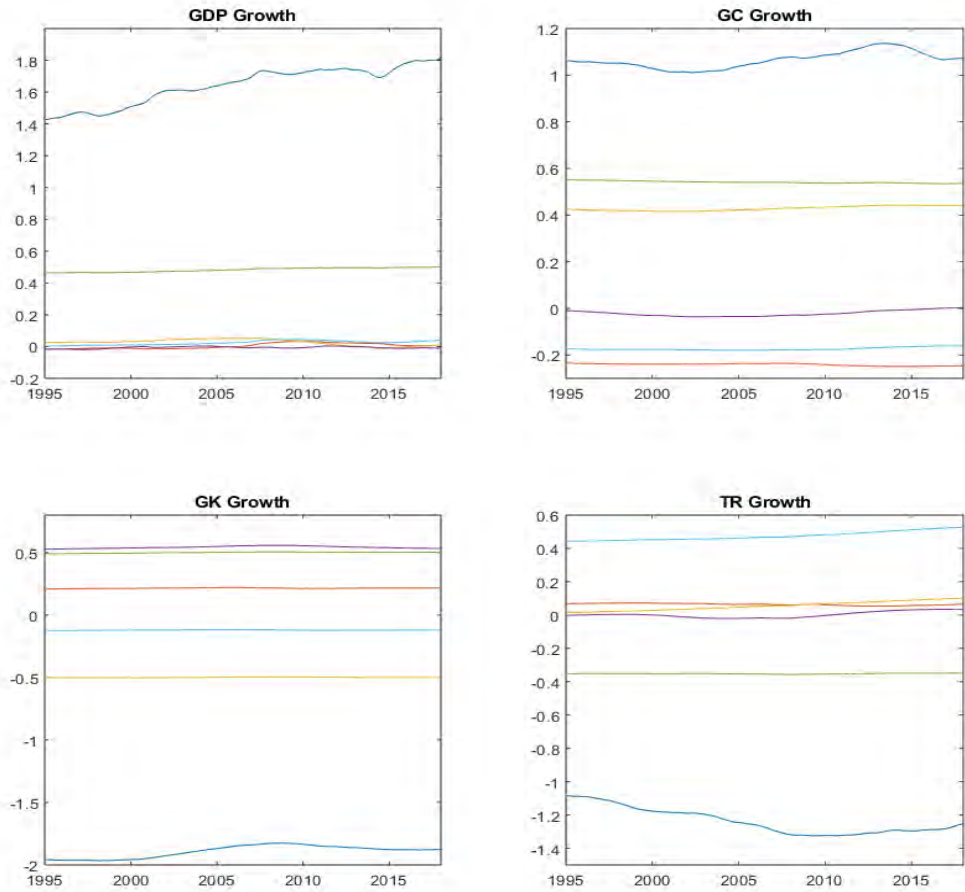


Figure 4. Intercepts and Lagged Variables Parameters. Lines represent intercept and lagged variables parameters from a TVP-VAR-SV model. Blue lines are associated to intercepts, red lines are associated to lagged IPX, yellow lines are associated to current expenditure, purple lines are associated to lagged capital expenditure, green lines are associated to lagged GDP and light blue lines are associated to lagged revenues.

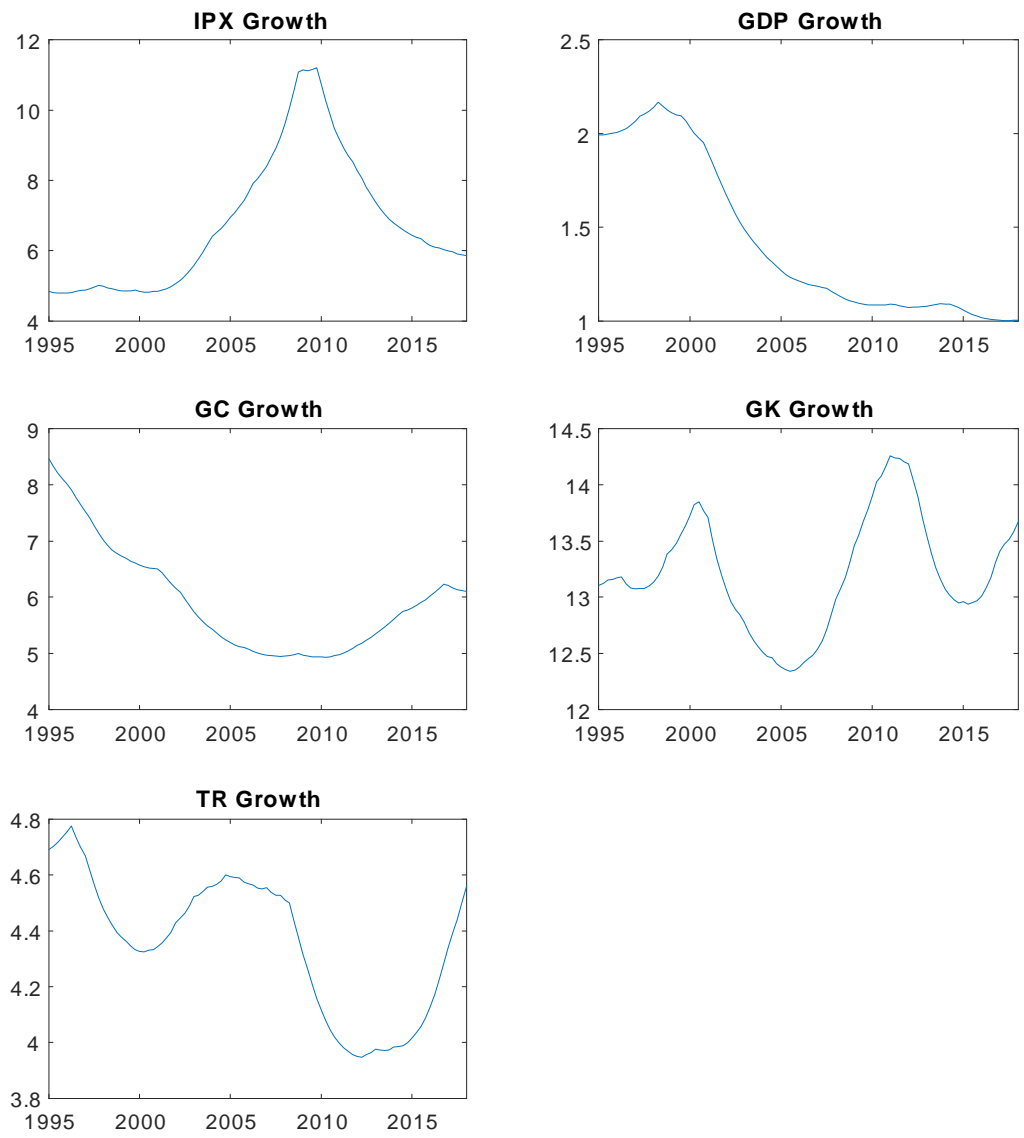


Figure 5. Stochastic Volatility

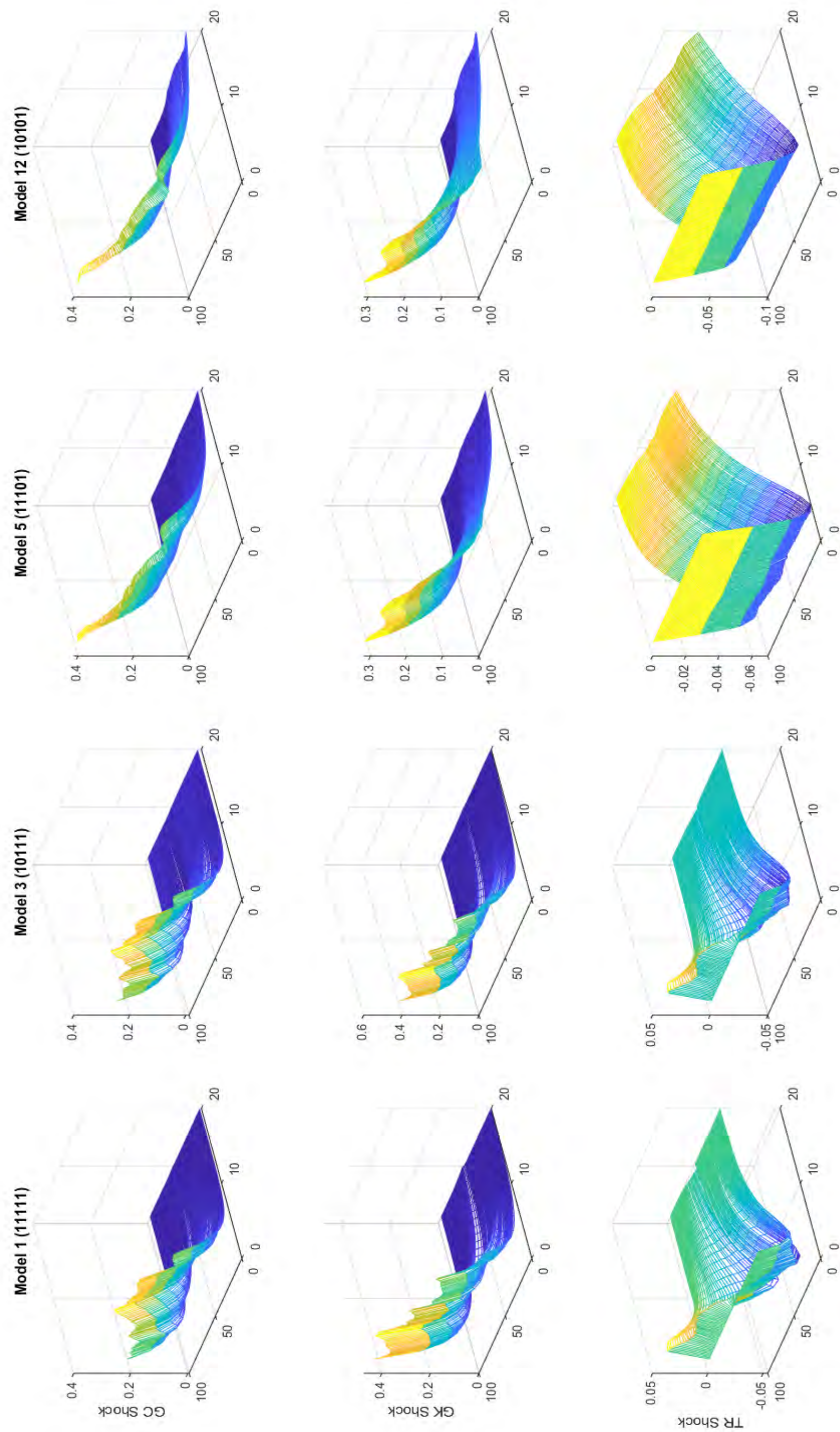


Figure 6. Response of GDP to Fiscal Shocks in every quarter from 1995Q1 to 2018Q2

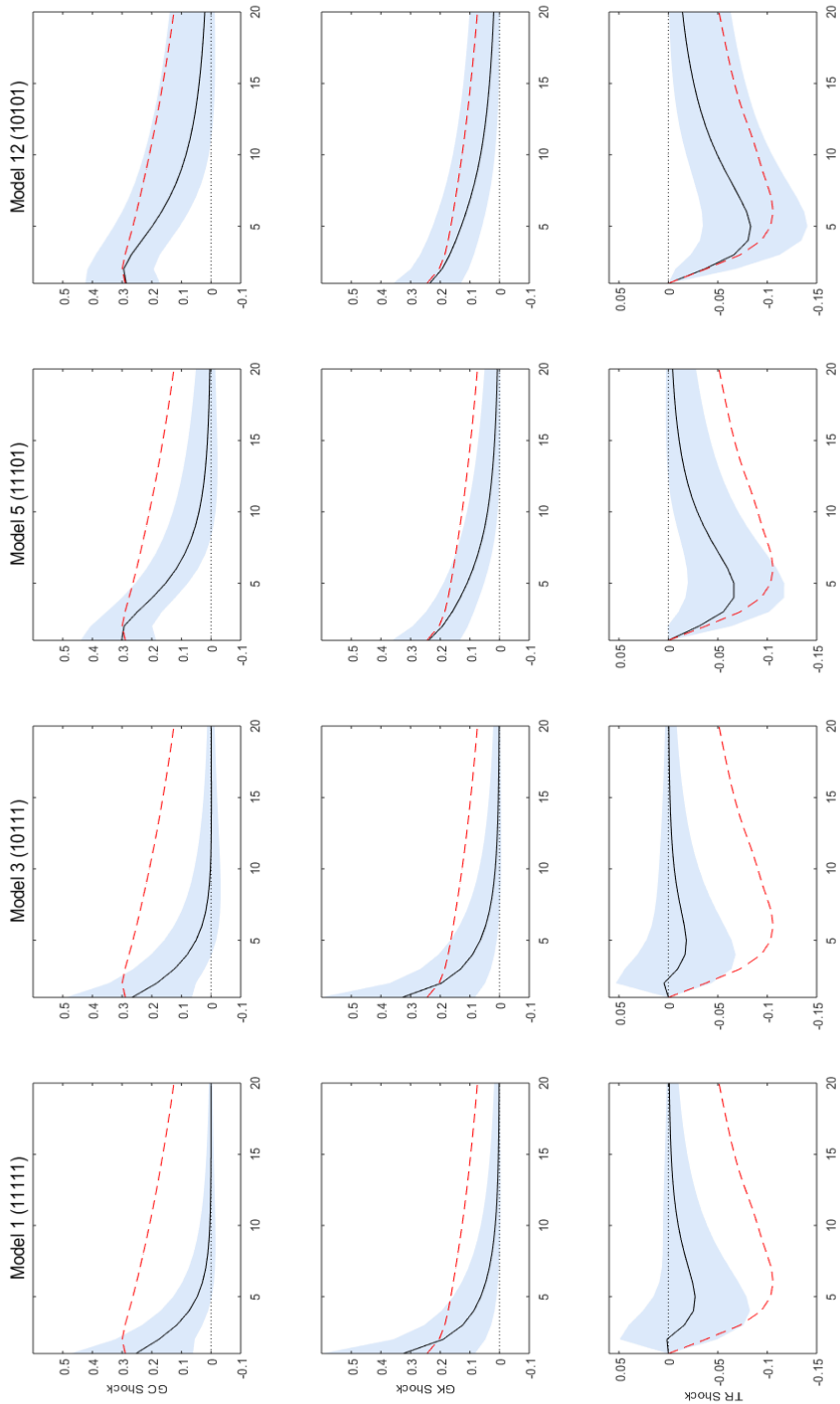


Figure 7. Median Response of GDP to Fiscal Shocks 1995Q1-2018Q2. Dashed lines correspond to the Mean Response of a CVAR-SV model.

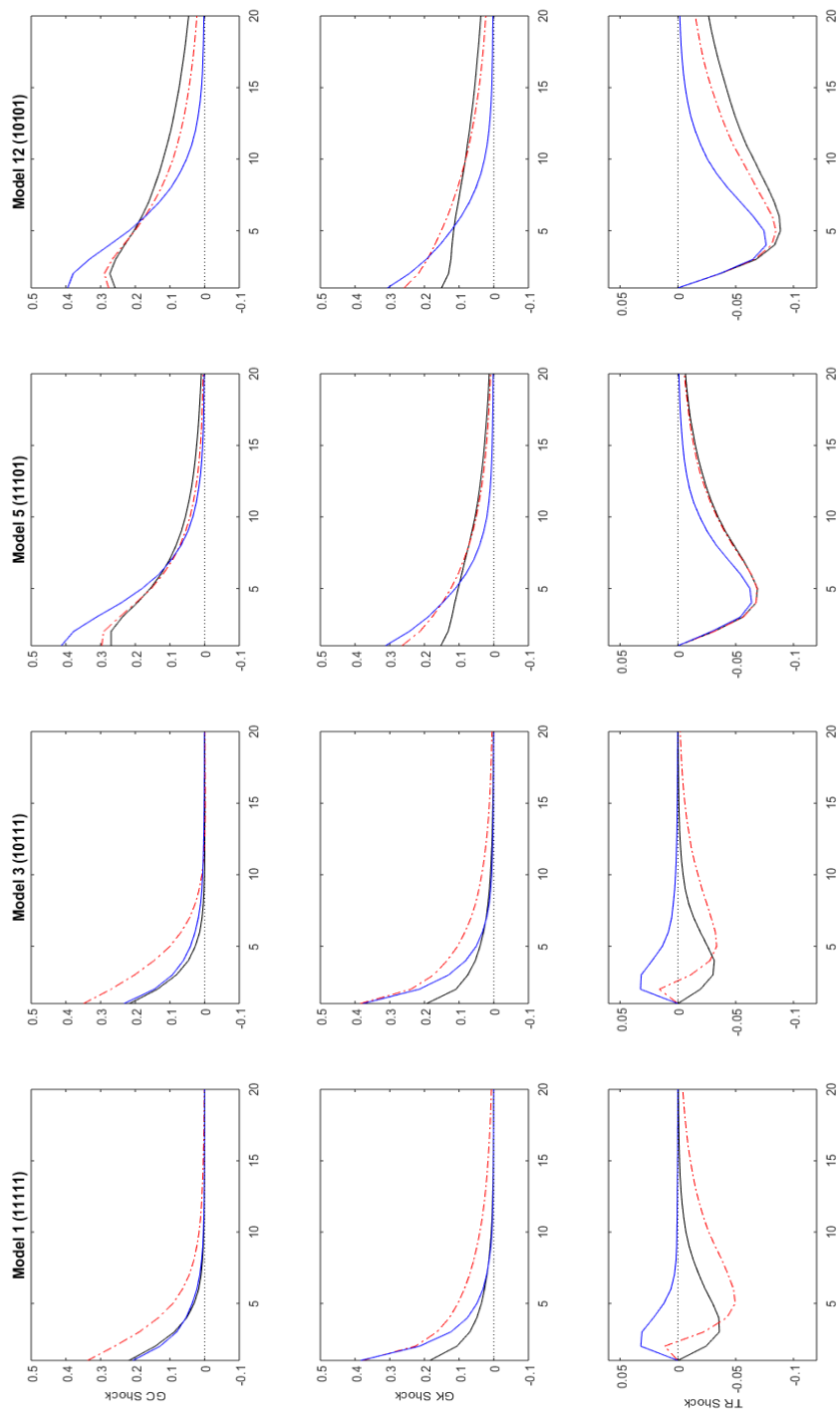


Figure 8. Median Response of GDP to Fiscal Shocks in three points of time. Black lines correspond to 1996Q1, red dashed lines correspond to 2007Q4, and blue lines correspond to 2017Q2.

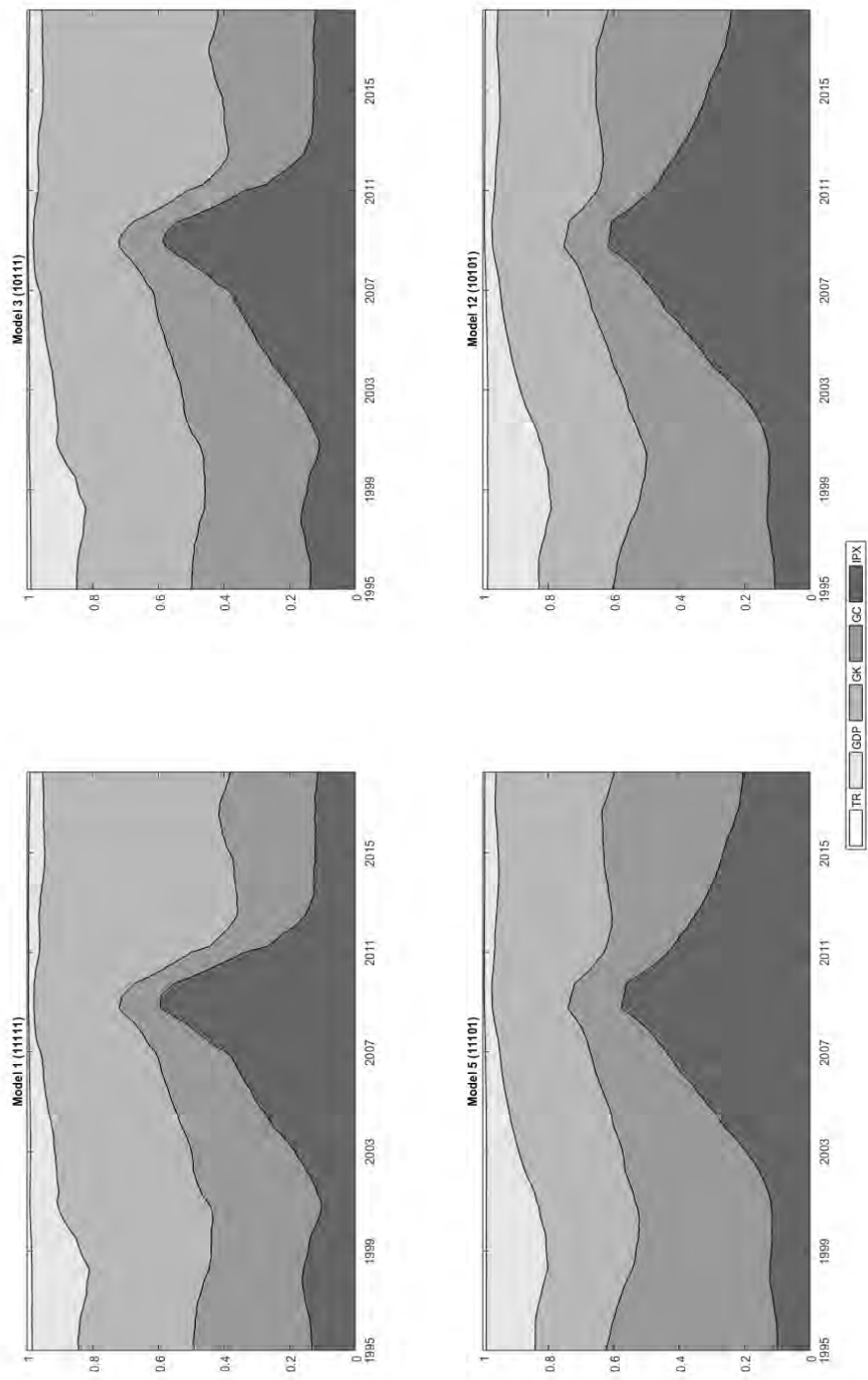


Figure 9. Five Year Forecast Error Variance Decomposition of GDP Growth

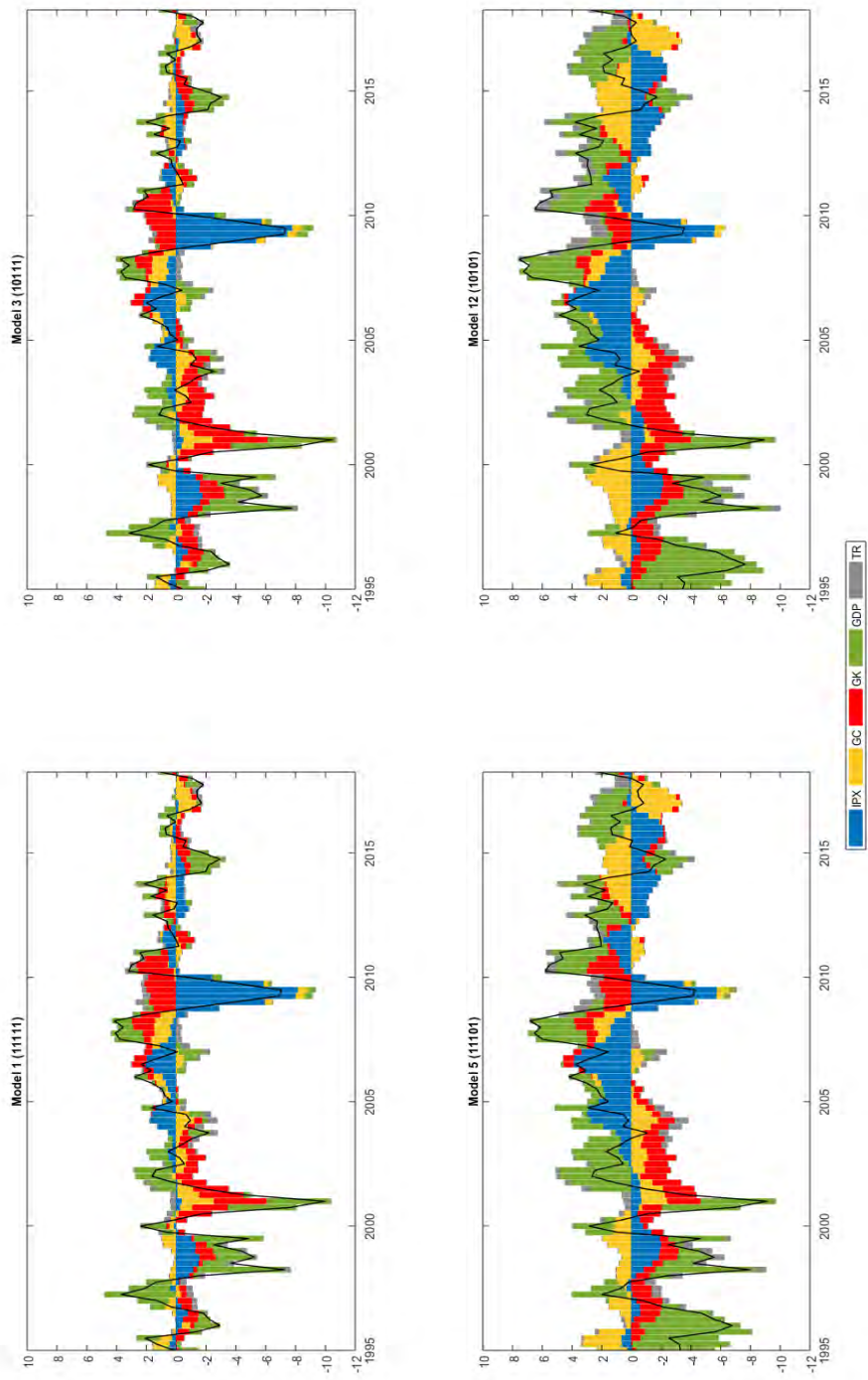


Figure 10. Historical Decomposition of GDP Growth

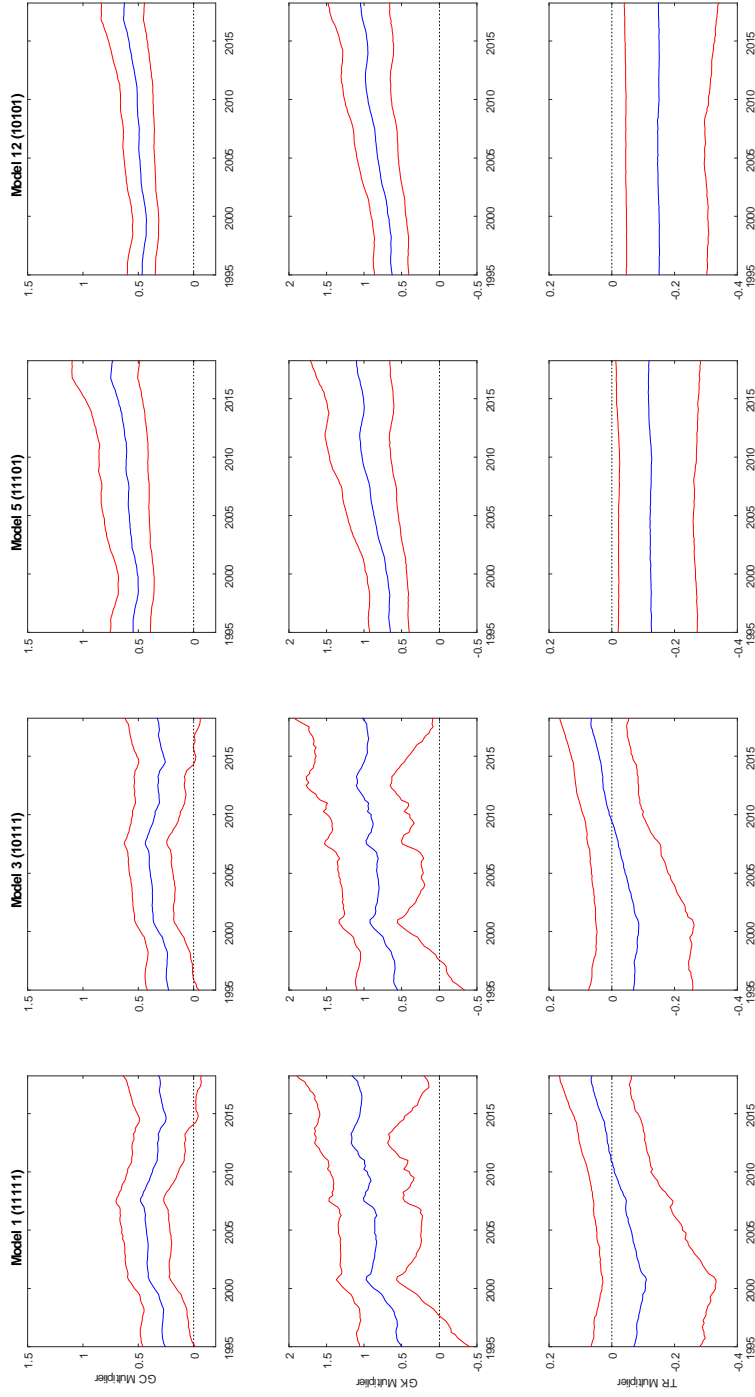


Figure 11. One year Fiscal Multipliers