

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



**Choques fiscales y actividad económica en el Perú: Un enfoque mediante
modelos Regime Switching VAR-SV**

**TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
BACHILLER EN CIENCIAS SOCIALES CON MENCIÓN EN ECONOMÍA**

AUTORES

Santisteban Espinoza, Joseph Federico
Mendoza Matos, Roberto Carlos

ASESOR

Rodríguez Briones, Gabriel Hender

2020

Abstract

This document analyzes the effect of fiscal policy on economic activity. Statistical tests of the t test, the trace statistic and the Kolmogorov-Smirnov test are performed, which suggest including changing parameters and stochastic volatility in the econometric model. The main gains from the model comparison come from the side of allowing only changes in volatility. The results indicate that the spending variables have acquired greater power to boost the economy in the last 20 years, with capital spending being the most effective instrument. Likewise, it is found that the fiscal variables have an important participation in the uncertainty of the product, especially capital expenditure. Finally, fiscal variables are the greatest source of mitigation of external shock during the 2008-2009 international crisis.

Resumen

Este documento analiza el efecto de la política fiscal sobre la actividad económica. Se realizan las pruebas estadísticas del t-test, el estadístico de traza y la prueba de Kolmogorov-Smirnov, las cuales sugieren incluir parámetros cambiantes y volatilidad estocástica en el modelo econométrico. Las principales ganancias de la comparación de modelos vienen por el lado de permitir únicamente cambios en la volatilidad. Los resultados indican que las variables de gasto han adquirido mayor potencia para dinamizar la economía en los últimos 20 años, siendo el gasto de capital el instrumento más efectivo. Asimismo, se encuentra que las variables fiscales poseen una participación importante en la incertidumbre del producto, en especial el gasto de capital. Finalmente, las variables fiscales son la mayor fuente de mitigación del choque externo durante la crisis internacional del 2008-2009.

Clasificación JEL: C11, C32, E62

Palabras Clave: Modelos con Cambio de Régimen, Multiplicadores Fiscales, Verosimilitud Marginal, Entropía Cruzada, Comparación de Modelos Bayesianos.

ÍNDICE

1	Introducción.....	1
2	Revisión de Literatura.....	2
3	Metodología.....	8
	3.1 El Modelo Econométrico.....	8
	3.2 Estimación de la Verosimilitud Marginal.....	9
4	Resultados	10
	4.1 Datos.....	10
	4.2 Priors.....	12
	4.2 Esquema de Identificación.....	12
	4.3 Evidencia de Parámetros Cambiantes y Selección del Modelo.....	13
	4.4 Volatilidades Relativas.....	15
	4.5 Probabilidades de Estado.....	16
	4.6 Funciones de Impulso Respuesta (IRF).....	17
	4.7 Descomposición del Error de Varianza de Predicción (FEVD).....	20
	4.8 Descomposición Histórica (HD).....	22
	4.9 Multiplicadores Fiscales.....	27
	4.10 Sensibilidad de los Ingresos Tributarios a los Choques Foráneos.....	30
	4.11 Ejercicio de Robustez.....	33
5	Conclusiones.....	36
6	Bibliografía.....	38

1 INTRODUCCIÓN

La política fiscal es uno de los instrumentos claves que posee todo país para incidir en el crecimiento de corto plazo; sin embargo, su consideración ha sido relegada por la importancia que ha adquirido la política monetaria. En años recientes, después de la crisis financiera global del 2008, este campo de estudio ha capturado mayor atención, en un contexto de tasas de interés en niveles históricamente bajos y poco margen de acción. En el plano teórico, el consenso de los efectos de la política fiscal sobre el producto aún no es claro y existen distintas posturas sobre su efectividad, signo, entre otras interrogantes.

Existe una diversidad de trabajos previos que han estudiado los efectos de la política fiscal bajo modelos lineales y no lineales, por lo que este trabajo provee de un aporte empírico para el estudio de los choques fiscales. En el plano metodológico se utilizan modelos del tipo Regime-Switching VAR (RS-VAR) que admiten volatilidad estocástica (SV) siguiendo a Chan y Eisenstat (2018) y se enfocan en estudiar los efectos de la política fiscal, así como su efectividad en el tiempo.

Con el objetivo de mejorar el análisis y lograr el mayor ajuste del modelo a los datos, se realiza un ejercicio de comparación y se toma como criterio la log-verosimilitud marginal de cada modelo analizado. Entre los candidatos se presentan un modelo RS-VAR-SV, versiones restrictas del mismo y a modo de comparación se admite un modelo constante, cuyos resultados muestran que las bondades de ajuste se encuentran en permitir variabilidad en las varianzas.

A fin de responder la pregunta de investigación se calculan los instrumentos tradicionales de un modelo VAR, es decir, funciones de impulso respuesta (IRF), descomposición del error de varianza (FEVD) y descomposición histórica (HD); así como los multiplicadores fiscales para el modelo seleccionado. Con la finalidad de identificar qué componente del gasto es más efectivo, se hace una diferenciación entre gasto corriente y de capital.

Los principales resultados muestran que los choques de gasto de capital y corriente poseen un efecto positivo sobre la tasa de crecimiento del producto,

mientras que los impuestos tienen el efecto contrario, por lo que se encuentran respuestas del tipo keynesiano. En particular, el gasto de capital es el instrumento más efectivo por estar relacionado a gasto de inversión, mientras que el gasto corriente es de naturaleza más rígida. Estas variables poseen una gran importancia en la incertidumbre del producto, incluso mayor a la de los choques externos, lo cual muestra su naturaleza discrecional.

El cálculo de la descomposición histórica nos permite caracterizar periodos importantes de historia macroeconómica y fiscal, en el cual resalta el episodio del 2008-2009 donde los choques fiscales son la principal fuente de mitigación del choque externo. Finalmente, los resultados de los multiplicadores proporcionan evidencia para concluir que los choques de gasto público han adquirido una mayor potencia en los últimos 20 años.

El resto del documento se ordena de la siguiente manera. La Sección 2 presenta una revisión de la literatura empírica tanto internacional como para el caso peruano. Luego, la Sección 3 presenta el modelo RS-VAR-SV, así como las variantes del mismo y los detalles metodológicos del criterio de comparación. La Sección 4 presenta los datos, el esquema de identificación, la evidencia de parámetros cambiantes, la selección del modelo, IRFs, FEVD, HD, multiplicadores fiscales y una subsección de otros resultados. La Sección 5 presenta el análisis de robustez, el cual posee un anexo donde se encuentran los principales resultados comentados. Por último, la Sección 6 presenta las principales conclusiones del documento.

2 REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura ha explorado los efectos de la política fiscal sobre el producto, centrándose en su mayoría en cuantificar el tamaño y la dirección de los multiplicadores. Un punto de partida dentro de la literatura se encuentra en Blanchard y Perotti (2002), donde se analiza empíricamente los efectos dinámicos de los multiplicadores fiscales para Estados Unidos. Los autores utilizan un modelo SVAR y recurren a información institucional sobre el sistema de transferencias e impuestos para identificar los efectos de dichos choques

sobre el producto. Los resultados muestran que los efectos de una expansión fiscal mediante el uso de gasto público o impuestos genera un aumento en el producto, aunque los multiplicadores son pequeños y cercanos a la unidad. Asimismo, los resultados empíricos muestran que el uso del gasto público tiene un efecto negativo sobre el gasto de inversión.

Bajo el mismo enfoque, Perotti (2005) extiende el análisis a los países de la OECD y encuentra que los multiplicadores de gasto tienden a ser bajos a excepción de Estados Unidos; y se encuentra que la efectividad de la política fiscal para estimular el producto se ha debilitado a través del tiempo. Adicionalmente, no se halla suficiente evidencia para concluir que el gasto es más efectivo que un recorte de impuestos y viceversa.

Siguiendo el esquema de identificación planteado en Blanchard y Perotti (2002), Bénassy-Quéré y Cimadomo (2006) performan un modelo FAVAR y encuentran que el multiplicador del gasto público es positivo y débil en el corto plazo, pero cercano a cero o levemente negativo en el mediano plazo debido a los efectos negativos en la inversión antes mencionados.

A diferencia de los trabajos antes mencionados, Mountford y Uhlig (2009) utilizan un modelo SVAR bajo un esquema de identificación basado en restricciones de signos y establecen tres escenarios de política fiscal donde los multiplicadores de gasto son menores a la unidad debido a que el efecto positivo es mitigado por los efectos adversos de política fiscal sobre la inversión local y extranjera.

Romer y Romer (2010) presentan un enfoque alternativo, el cual identifica cambios no anticipados mediante una metodología narrativa teniendo en cuenta el tamaño, momento y las motivaciones de las acciones tributarias. Los resultados muestran que el multiplicador de los impuestos es sustancialmente mayor utilizando una serie construida narrativamente. Trabajos como los de Mertens y Ravn (2011), Ramey (2011), Favero y Giavazzi (2011), y Perotti (2012) utilizan dicha metodología y obtienen estimados similares para los multiplicadores fiscales. En particular, los efectos de un recorte de impuestos no

anticipado impulsan el producto y muestra efectos persistentes en el producto, consumo e inversión. Por otro lado, de acuerdo a Mertens y Ravn (2011), los choques de impuestos anticipados poseen un efecto negativo en el corto plazo, pero luego estimulan el producto. Por su parte, Perotti (2012) extiende el análisis y utiliza una base de datos desagregada por tributos y encuentra evidencia de que los efectos de anticipación no son estadísticamente significativos.

Uno de los primeros trabajos en estimar los multiplicadores fiscales en el contexto de cambio de parámetros es Kirchner et al. (2010) donde se analizan los efectos de choques de gasto público en la Eurozona para el periodo 1980-2008 y se muestra que la efectividad del gasto público para estimular la economía en el corto plazo ha decrecido a lo largo del periodo muestral.

Auerbach y Gorodnichenko (2012) estiman un modelo VAR de transición suave para capturar los efectos no lineales de los multiplicadores y proveer estimaciones que sean dependientes del estado de la economía (i.e, expansión y recesión). Los autores permiten variaciones entre los mismos y estiman que los multiplicadores fiscales son mayores en periodos de recesión que en expansión. Mediante la misma metodología, Bachmann y Sims (2012) identifican a los choques de confianza como un mecanismo de transmisión de los efectos de la política fiscal sobre el producto. Las conclusiones obtenidas son similares a las de Auerbach y Gorodnichenko (2012) y muestran que los multiplicadores de gasto son mayores en periodos de recesión económica, donde los choques de confianza impulsan dichos efectos.

Sucesivos trabajos como los de Mitnik y Semmler (2012) y Baum et al. (2012) han empleado el análisis y metodología de Auerbach y Gorodnichenko (2012), en los cuales se ha encontrado efectos estado-dependientes para los choques de política fiscal. En contraposición, Bognanni (2013) estima un modelo Markov-switching VAR mediante el cual brinda flexibilidad a los multiplicadores fiscales para variar en el tiempo y los resultados obtenidos son contrarios a la literatura previa, los cuales sugieren que los multiplicadores del gasto son menores en

periodos de recesión y que un recorte de impuestos posee un mayor efecto estimulante en la economía durante periodos de bajo crecimiento.

Por su parte, Candelon y Lieb (2013) imponen restricciones de equilibrio para el largo plazo y permiten no linealidad en el corto plazo. Para ello utilizan un modelo de corrección de errores del tipo Regime Switching e identifican los choques por medio de restricciones de signo. Los resultados muestran que durante periodos de recesión el multiplicador del gasto es mayor que el de impuestos.

Owyang et al. (2013) contribuyen al debate utilizando nuevos datos contruidos para Estados Unidos y Canadá bajo un enfoque narrativo y fijan la tasa de desempleo como umbral para identificar los regímenes de la economía. Respecto a Canadá se encuentra que el tamaño de los multiplicadores varía de acuerdo al ciclo económico; sin embargo, no hay suficiente evidencia para concluir lo mismo en el caso de Estados Unidos. En contraste, Fazzari et al. (2015) utilizan criterios de comparación bayesianos para probar si los efectos no lineales se ajustan mejor al modelo. Los hallazgos favorecen la no linealidad y se muestra que para Estados Unidos los multiplicadores fiscales dependen del ciclo económico.

Por otro lado, Berg (2015) utiliza un modelo TVP-VAR-SV y añade series proyectadas para el producto y el gasto público con la finalidad de controlar los choques anticipados de la política fiscal¹. Los estimados para el caso de Alemania muestran que los multiplicadores no son estables y que su tamaño ha disminuido a través del tiempo; a pesar de ello, la política fiscal muestra ser más efectiva cuando la incertidumbre es mayor, pero menor en periodos de estrés financiero. Siguiendo el mismo enfoque, Boiciuc (2015) concluye que para Rumania los efectos de la política fiscal sobre el producto son débiles y los multiplicadores estimados no muestran mucha variación en el tiempo.

¹ Ramey (2011) enfatiza la posibilidad de lograr resultados sesgados al no incluir los efectos anticipados de la política fiscal. La información en el modelo econométrico podría ser menor a la de los agentes económicos.

Estudios recientes como el de Ramey y Zubairy (2018), emplean una base de datos construida con un enfoque narrativo y estiman el modelo usando un método de proyección local para estimar modelos estado-dependientes, en los cuales se fija el desempleo como umbral y se realizan distintos análisis de sensibilidad. Para el caso de Estados Unidos no encuentran evidencia de que los multiplicadores sean mayores durante periodos de menor desempeño económico y sus estimados son menores a la unidad independientemente del estado de la economía. Contrario a ello, Glocker et al. (2019) utilizan un modelo TVP-VAR-SV con factor aumentado para el caso del Reino Unido, donde se muestra que los multiplicadores de gasto público varían a través del tiempo y que se debe en su mayoría a factores cíclicos. Dichos estimados son mayores a la unidad en periodos de recesión y menores en expansión.

En el caso peruano, Mendoza y Melgarejo (2008) recurren a un modelo SVAR, el cual sugiere que la política fiscal ha sido más efectiva en el periodo 1990-2006 que en la década 1980-1990 debido al fortalecimiento de las finanzas públicas. En la misma línea metodológica, el Consejo Fiscal (2018) desagrega el gasto público en corriente y capital, con lo cual se halla evidencia de mayor efectividad del gasto de capital sobre el producto en el periodo 1995-2017.

Sánchez y Galindo (2013), Salinas y Chuquillín (2013) y Vyturina y Leal (2016) utilizan modelos VAR no lineales con el objetivo de hallar asimetrías en los multiplicadores fiscales según el estado de la economía. En efecto, el primer trabajo recurre a un modelo VAR de transición suave cuyo resultado sugiere que la política fiscal en periodos de brecha producto negativa tiene mayor potencia para dinamizar el producto. Los otros dos autores emplean un modelo Threshold VAR (T-VAR) y determinan que existe una mayor efectividad del gasto de capital en periodos de recesión, mientras que los choques de impuestos son menos efectivos.

En el contexto de modelos VAR con parámetros cambiantes y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV), el trabajo de Guevara (2018) identifica los choques bajo restricciones de signo y encuentra que, a partir de 1999, el gasto público ha

perdido eficiencia para dinamizar la economía. Adicionalmente, el autor sostiene que el determinante más importante de la potencia del gasto es el ratio de deuda respecto al PBI.

Asimismo, el trabajo realizado por Meléndez y Rodríguez (2019) explora modelos donde se aplican diferentes restricciones a los parámetros y la volatilidad de los modelos TVP-VAR-SV. A través de un ejercicio de comparación de modelos bajo criterios de verosimilitud marginal y DIC, los autores hallan que el modelo con parámetros constantes y volatilidad estocástica CVAR-SV se ajusta mejor a los datos fiscales. Por otro lado, los modelos donde se mantienen constantes los componentes de los parámetros estimados muestran un buen ajuste. De igual forma presentan multiplicadores mayores a la unidad y los resultados sugieren que las variables fiscales contribuyen de forma considerable en la descomposición de la varianza del producto.

Por su parte, el trabajo de Jiménez y Rodríguez (2019) emplea modelos TVP-VAR-SV híbridos, donde los que mantienen constantes las ecuaciones del gasto corriente y/o PBI muestran un buen ajuste a los datos. Al calcular los multiplicadores fiscales, se observa que los multiplicadores de gasto público han adquirido potencia a través del tiempo.

La investigación que se presenta en este documento encuentra su espacio en la literatura empírica al utilizar modelos RS-VAR-SV y versiones restringidas del mismo siguiendo a Chan y Einsenstat (2018). No hay evidencia previa de la implementación de dicha metodología en la literatura existente para el caso peruano, por lo que los resultados pretenden aportar al conocimiento de los choques fiscales sobre el producto bajo un enfoque y análisis de acuerdo a las limitaciones y bondades de la metodología utilizada.

3 METODOLOGÍA

3.1 EL MODELO ECONOMÉTRICO

El modelo econométrico presentado es un RS-VAR-SV, similar a los encontrados en Sims y Zha (2006). Empleando la notación de Chan y Eisenstat (2018), el modelo base se especifica de la siguiente forma:

$$\beta_{0,S_t}y_t = \beta_{1,S_t}y_{t-1} + \dots + \beta_{p,S_t}y_{t-p} + \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_{S_t}), \quad (1)$$

donde $S_t \in \{1, \dots, r\}$ es el indicador del régimen indexado a los parámetros y r señala la cantidad de regímenes. Asimismo, S_t sigue un proceso de Markov cuya probabilidad de transición se define como $P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}$ de tal manera que genera la siguiente matriz:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1N} & \dots & p_{NN} \end{bmatrix}$$

donde p_{ij} indica la probabilidad de pasar del estado i al j . Por su parte, y_t es un vector de variables endógenas, μ_{S_t} es un vector $n \times 1$ de interceptos cambiantes en cada régimen, $\beta_{1,S_t}, \dots, \beta_{p,S_t}$ son matrices $n \times n$ de coeficientes asociados a los rezagos de las variables endógenas, β_{0,S_t} es la matriz de relaciones contemporáneas $n \times n$ triangular inferior que contiene unos en su diagonal y ϵ_t es un vector $n \times 1$ de choques estructurales con matriz de varianzas diagonal definidas como $\Sigma_{S_t} = \text{diag}(\sigma_{1,S_t}^2, \dots, \sigma_{n,S_t}^2)$. La ecuación (1) puede reescribirse de modo que los coeficientes se distinguen en dos grupos:

$$y_t = \tilde{X}_{S_t}\beta_{S_t} + \dots + W_{S_t}\gamma_{S_t} + \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_{S_t}),$$

donde $\beta_{S_t} = \text{vec}(\mu_{S_t}, \beta_{1,S_t}, \dots, \beta_{p,S_t})$ agrupa los interceptos y coeficientes de las variables rezagadas, mientras que γ_{S_t} contiene los efectos contemporáneos entre variables. La matriz que acompaña a los parámetros tiene la forma $\tilde{X}_{S_t} = I_n \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ y la que acompaña a los parámetros contemporáneos W_{S_t} tiene elementos apropiados de y_t . Estas matrices pueden agruparse en $X_{S_t} =$

$(\tilde{X}_{S_t} W_{S_t})$, de igual manera los coeficientes asociados se agrupan en $\theta_{S_t} = (\beta'_{S_t} \gamma_{S_t})$, de tal forma que el modelo se exprese como:

$$y_t = X_{S_t} \theta_{S_t} + \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_{S_t}).$$

El vector θ_{S_t} de dimensión $k_\theta \times 1$ posee una condición inicial θ_0 estimada y sigue una distribución gaussiana $\theta_0 \sim N(\alpha_\theta, V_\theta)$. Los elementos de la matriz de varianzas Σ_{S_t} son distribuidos independientemente como $\sigma_{i,S_t}^2 \sim IG(v_{i,S_t}, S_{i,S_t})$ para $i = 1, \dots, n$. Adicionalmente, la distribución prior de la matriz de probabilidades de transición P sigue una forma de Dirichlet donde la columna k^{th} tiene una densidad $\pi(p_k) = \pi(p_{1k}, \dots, p_{hk}) = D(\alpha_{1k}, \dots, \alpha_{hk}) \propto P_{1k}^{\alpha_{1k}-1}, \dots, P_{rk}^{\alpha_{rk}-1}$.

La estimación de los parámetros posteriores se realiza mediante el método de Gibb Sampling que consiste en dividir los parámetros en bloques y estimar cada uno de forma condicional a la actualización de la información. El método de simulación basado en el muestreo desarrollado por Chan y Jeliazkov (2009) se aplica a las siguientes distribuciones condicionales: $p(S_t | Y_t, P, \theta, \Sigma)$, $p(\theta | Y_t, S_t, P, \Sigma)$, $p(\Sigma | Y_t, S_t, P, \theta)$ para todo $t \in \{1, \dots, T\}$.

A partir del modelo general se definen los candidatos para el ejercicio de comparación. El modelo RS-VAR-SV (r) que mantiene variabilidad en todos sus componentes, el modelo RS-VAR-R1-SV (r) donde la matriz de coeficientes es invariable y el modelo RS-VAR-R2 (r) cuya matriz de varianzas se mantiene constante.

3.2 ESTIMACIÓN DE LA VEROSIMILITUD MARGINAL

Sea un conjunto de modelos (M_1, \dots, ψ_k) donde las distribuciones prior de los parámetros $\psi_k = (\theta_0, P, \Sigma_\sigma)$ son denotados por $p(\psi_k | M_k)$ y cuya función de verosimilitud respectiva es $p(y | \psi_k, M_k)$. Se considera una verosimilitud marginal que resulta de integrar la función de verosimilitud respecto a la distribución prior:

$$p(y | M_k) = \int p(y | \psi_k, M_k) p(\psi_k | M_k) d\psi_k.$$

No obstante, este procedimiento demanda un alto costo computacional y de tiempo. En consecuencia, se utiliza el estimador de importance sampling propuesto por Chan y Eisentant (2015):

$$\hat{p}_{IS}(y) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{p(y | \psi_j) p(\psi_j)}{f(\psi_j; v^*)},$$

La verosimilitud integrada $p(y | \psi_j)$ se calcula mediante el algoritmo presente en Chan y Eisenstat (2018). Asimismo, los draws ψ^1, \dots, ψ^N se obtienen de la importance density $f(\psi; v)$, los cuales deben minimizar la varianza estimada. La opción adecuada sería la densidad posterior $f(\psi; v^*) = p(\psi | y) = p(y | \psi)p(\psi)/p(y)$ pues la varianza estimada sería cero.

$$\hat{p}_{IS}(y) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{p(y | \psi_j) p(\psi_j)}{f(\psi_j; v^*)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{p(y | \psi_j) p(\psi_j)}{p(y | \psi_j) p(\psi_j) / p(y)} = p(y)$$

Sin embargo, esta densidad no puede emplearse debido que su constante de normalización depende de la verosimilitud marginal, la cual tratamos de estimar. En efecto, con el objetivo de aproximarnos a la densidad posterior f^* se construye una familia paramétrica $F = \{f(\psi; y)\}$ indexada al vector v . Luego, el método consiste en hallar el vector v^* que minimice la distancia entre las densidades $v_{ce}^* = \text{argmin} D(f^*, f(\cdot, v))$ bajo el método mejorado de entropía cruzada desarrollado por Chan y Eisentant (2015). Esto equivale a maximizar $v_{ce}^* = \text{argmax} \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \log f(\psi^r; v)$, donde ψ^1, \dots, ψ^R son draws independientes de la densidad posterior, de la cual se obtiene la densidad óptima. Finalmente, ya definida la importance density $f(\psi_n; v^*)$ se extraen draws independientes ψ^1, \dots, ψ^N para la estimación de la verosimilitud marginal en (1).

4 RESULTADOS

4.1 DATOS

Las variables utilizadas son el PBI real en millones a precios constantes del 2007 (GDP), el gasto corriente (GC) y de capital (GK), los ingresos tributarios (TR), el índice de precios del consumidor con base 2007=100 (IPC), el índice del

precio de las exportaciones a precios del 2007 (IPX) y la tasa de interés interbancaria promedio (IR). Las variables son introducidas al modelo en frecuencia trimestral para el periodo 1994Q4 a 2018Q4, con un total de 93 observaciones.

Las variables de gasto corriente, capital e ingresos tributarios son deflactadas por el índice de precios del consumidor. Asimismo, se desestacionaliza el PBI real, los dos tipos de gasto y los ingresos tributarios, utilizando el método Census-X13 para luego ser modificadas a tasas de crecimiento anual.

La Figura 1 presenta en logaritmos a las variables del modelo a excepción de la tasa de interés. Se muestra una tendencia creciente del PBI real al igual que el índice de precios y el gasto corriente; no obstante, el PBI presenta caídas producto de crisis económicas. Por otro lado, se muestra un comportamiento similar en los ingresos tributarios, el gasto de capital y la evolución del índice del precio de exportaciones, el cual evidencia la relevancia del contexto internacional en los ajustes del gasto de capital y los ingresos del fisco.

La Figura 2 presenta en tasas de crecimiento las variables utilizadas en el modelo. De esta manera, se observa grandes contracciones en el producto debido a la crisis rusa, asiática y en menor medida en la crisis sub-prime. En la misma línea, se evidencia contracciones del gasto de capital en estos periodos, y en mayor magnitud que el gasto corriente. A pesar de ello, se observa una reducción menor del gasto de capital en la crisis financiera global debido a la postura contracíclica aplicada.

Las variaciones del precio de exportaciones marcan una tendencia creciente en el periodo 2003-2008 y una posterior contracción durante la crisis financiera del 2008, para luego mostrar una breve recuperación. Por su parte, los ingresos tributarios muestran una evolución similar, mientras que la inflación y la tasa de interés pasan de un escenario de alta volatilidad a uno de mayor estabilidad a partir del 2003 como consecuencia de la adopción de metas explícitas de inflación.

4.2 PRIORS

En esta sección se presentan los valores considerados en la distribución prior del modelo general. Entonces, se tiene $a_\theta = 0, V_\theta = 10 \times I_{k\theta}$ para los coeficientes de las variables rezagadas, efectos contemporáneos y el intercepto, $v_{iS_t} = 5$ y $S_{iS_t} = 1$ para la volatilidad estocástica. Con respecto a las probabilidades de transición, los exponentes α son hiperparámetros que toman el valor de 2, asimismo los valores iniciales de p_{ik} son tales que $p_{kk} = 8$ y $p_{ik} = \frac{0.2}{r-1}$ para $i \neq k$.

4.2 ESQUEMA DE IDENTIFICACIÓN

El modelo presentado y sus variantes asumen un esquema de identificación recursivo, en el cual es importante la posición que toman las variables. En ese sentido, el ordenamiento utilizado es el siguiente: $y_t = (\Delta IPX_t, \Delta GK_t, \Delta GC_t, \Delta GDP_t, \Delta TR_t, \Delta IPC_t, \Delta IR_t)$. En el vector presentado, el IPX es la variable más exógena debido a que se asume que no posee ninguna respuesta contemporánea respecto a las demás variables, lo cual refleja la condición de pequeña economía abierta que caracteriza al Perú.

Las variables de gasto responden contemporáneamente al IPX evidenciando que la capacidad fiscal está condicionada en parte al sector externo; sin embargo, no responden del mismo modo al GDP. Se utiliza este supuesto para reflejar que el presupuesto público se fija con anticipación por lo que, tanto el GC como el GK, no se ajustan automáticamente ante cambios en la actividad económica. Asimismo, se permite interacción entre estas variables para capturar posibles efectos de sustitución o complementariedad. De acuerdo a Jiménez (2006), el gasto de capital es el componente del gasto público que se comporta como variable de ajuste para el cumplimiento de la meta de déficit fiscal, por ello se admiten efectos contemporáneos del GK sobre el GC.

Por otro lado, el GDP reacciona de modo contemporáneo a los choques externos y de gasto, a su vez se asume que no responde del mismo modo a los choques tributarios. Las medidas de este tipo implican cierto retraso en su

aplicación, por lo que no afectan de modo inmediato al GDP. Esto implica que la recaudación tributaria responde a la demanda interna afectada por el contexto externo y no directamente de este último.

Finalmente, se incluyen las variables monetarias (IPC_t e IR_t) para ampliar el conjunto de información. Los supuestos detrás de su ordenamiento son estándar, aunque pueden aportar al estudio sobre la interacción entre instrumentos fiscales y variables monetarias de interés como la inflación o la tasa de política monetaria.

4.3 EVIDENCIA DE PARÁMETROS CAMBIANTES Y SELECCIÓN DEL MODELO

Los modelos presentados son resultado de $N = 11,000$ simulaciones, de las cuales se descartaron las primeras 1,000, obteniéndose un total de 10,000 simulaciones por cada modelo. En base a dichos resultados se ha calculado el criterio de comparación, la $\log - ML_{CE}$ y el respectivo factor de Bayes.

Como evidencia preliminar, la Tabla 1 muestra 3 estadísticos que evalúan si los parámetros han mostrado variabilidad en el tiempo. Se evalúa el test de Traza, el test de Kolmogorov-Smirnov y el t-test. El primer estadístico compara la traza de la matriz de varianzas prior con los percentiles de la matriz de varianzas posterior. Los estadísticos restantes evalúan por sub muestras si los parámetros pueden obtenerse de una misma distribución continua en el caso del test de Kolmogorov-Smirnov y respecto al t-test, de distribuciones con igual media. Para el cálculo de los dos últimos estadísticos se evalúan dos periodos distintos, se elige la mitad de la muestra y a modo de comparación se fija otro año de división. Los ejercicios comparan los parámetros en los extremos de cada periodo para evidenciar cambios.

Los resultados del primer estadístico indican que la traza de la matriz de varianzas prior se encuentra cerca del percentil medio de las varianzas posterior, lo cual indica un resultado relativamente poco significativo. Sin embargo, los resultados de los dos últimos estadísticos muestran que los parámetros no se han mantenido constantes a través del tiempo. La mayoría muestra cambios en

los periodos fijados, tanto en los parámetros relacionados con los interceptos y variables rezagadas, como los que corresponden a las relaciones contemporáneas. Asimismo, la varianza de las innovaciones muestra un cambio sostenido en los ejercicios realizados, lo cual brinda soporte para aplicar modelos que muestren variabilidad a través del tiempo. Resultados similares son hallados en Guevara (2018) y en Meléndez y Rodríguez (2019).

La Tabla 2 muestra los cálculos obtenidos de la $\log - ML_{CE}$ para cada modelo, donde se admiten hasta cuatro regímenes ($r = 4$). El modelo seleccionado es el RS-VAR-R1 ($r = 2$), el cual presenta parámetros constantes pero mantiene variabilidad en las varianzas según los regímenes admitidos. Los modelos cercanos al RS-VAR-R1 ($r = 2$), según el criterio utilizado, son el modelo RS-VAR-R1 ($r = 3$) y el modelo más básico, con parámetros y varianzas constantes (CVAR). Los correspondientes factores de Bayes calculados en base al modelo seleccionado son 8.3×10^3 y 2.1×10^6 , respectivamente.

Dentro de los modelos RS-VAR, la preferencia es bastante clara y en general el modelo seleccionado siempre es el RS-VAR-R1, en segundo lugar el RS-VAR-R2 y en último lugar el RS-VAR. Esta preferencia por los modelos es robusta a la admisión de nuevos regímenes, aunque el número óptimo es $r = 2$, debido a que el factor de Bayes es cada vez más grande con la admisión de nuevos regímenes.

Sin embargo, el modelo RS-VAR-R1 ($r = 4$) es aún preferible a los modelos RS-VAR-R2 ($r = 2$) y RS-VAR ($r = 2$), a pesar de la mayor cantidad de regímenes admitidos, los cuales reducen la bondad de ajuste del modelo. Esto indica claramente que las ganancias resultan de permitir variabilidad en las varianzas, por lo que los modelos RS-VAR y RS-VAR-R2 resultan menos apropiados para los datos utilizados. Asimismo, la Tabla 2 también nos muestra que es preferible permitir variabilidad en los coeficientes o en las varianzas, mas no en ambas. Esto podría mostrar que la sobre parametrización del modelo no es beneficiosa para describir los datos, no obstante, el criterio de comparación no penaliza por la cantidad de parámetros. Los resultados incluso reflejan que utilizar un modelo

CVAR es preferible a utilizar los modelos del tipo RS-VAR-R2 y RS-VAR para cualquier número de regímenes considerados.

Entonces, los modelos con mejor posición según su $\log - ML_{CE}$ son el RS-VAR-R1 ($r = 2$), RS-VAR-R1 ($r = 3$) y CVAR, en dicho orden. A pesar de ello, los resultados al usar el segundo modelo mejor posicionado, no proporcionan mayor ganancia en términos de análisis. Esto se debe a que el régimen intermedio no captura ningún trimestre de la muestra, por lo que no evidencia ninguna dinámica. En ese sentido, los resultados hallados son bien resumidos en los del modelo con $r = 2$.

4.4 VOLATILIDADES RELATIVAS

La naturaleza del modelo seleccionado nos permite obtener información respecto al cambio en la volatilidad de las variables. Dichos hallazgos muestran que la variable externa ha aumentado considerablemente su volatilidad en el segundo régimen, en el cual llega a ser más de cuatro veces la del primero. Principalmente, el aumento de la volatilidad responde al súper ciclo de las materias primas que ocurre en el segundo régimen. Estudios como el de Ojeda y Rodríguez (2019) encuentran evidencias similares, así como un mayor marco de estudio y análisis.

La volatilidad de los ingresos tributarios sigue un comportamiento similar y presenta un aumento notorio de la volatilidad en el segundo régimen, la cual llega a ser un 88% mayor. Dicho resultado responde principalmente a que el sistema tributario depende en gran medida del desempeño del sector primario debido a que las fuentes de ingresos no son tan diversificadas. Además, el elevado componente informal de la PEA² ocasiona ineficiencias en la recaudación y expone en mayor medida los ingresos tributarios a los factores antes mencionados.

En cuanto a las variables de gasto público, lo que se evidencia es que experimentan una reducción moderada en su volatilidad. En específico, el gasto

² Según el BCRP (2017) la informalidad asciende al 69% de la PEA.

corriente es el componente que mayor reducción manifiesta con 29%, mientras que la volatilidad del gasto de capital se reduce en 14%. Esto responde a la adopción de nuevas reglas fiscales para mejorar la disciplina en las finanzas públicas y al periodo de consolidación de la misma, llevado a cabo en los 90's con posteriores reformas estructurales.

Finalmente, por el lado de las variables monetarias se observa una moderación bastante considerable. La volatilidad de la inflación se reduce en 65% en el segundo régimen, mientras que la tasa de interés reduce su volatilidad notablemente llegando a ser solo un 2% de la volatilidad calculada en el primer régimen. Las causas de esta gran moderación se deben en gran parte a la adopción de metas explícitas de inflación, lo cual logró anclar las expectativas de los agentes y permitir una política monetaria más estable. La suma de las medidas y cambios realizados provocaron una moderación en la volatilidad del producto pasando a reducirse en alrededor de 75%, evidenciando un periodo de crecimiento más estable.

4.5 PROBABILIDADES DE ESTADO

La Figura 3 muestra las probabilidades calculadas para cada régimen. Lo primero que se puede observar es que el primer régimen se encuentra delimitado entre los años 1995 y 2002, mientras que el segundo régimen comprende los años posteriores hasta el final de la muestra. Además, en los trimestres cercanos a la crisis financiera internacional del 2008 la probabilidad de estar en el primer régimen muestra un aumento de 20%, mas no logra dar un salto significativo, mostrando indicios de un aumento de la volatilidad en general.

Dado los periodos calculados para los regímenes y la información provista en la sección anterior, el primer régimen es asociado con un periodo de alta volatilidad interna, mientras que el segundo es asociado con un periodo de mayor moderación en la volatilidad de las variables domésticas, a excepción de la variable de ingresos tributarios. Asimismo, el periodo de cambio en las probabilidades entre regímenes coincide con la adopción de Metas Explícitas de

Inflación (MEI) y de la Ley de Transparencia y Responsabilidad Fiscal (LTRF) para la adopción de nuevas reglas fiscales.

Las principales diferencias entre los regímenes pueden ser resumidas en 3 aspectos: (i) el periodo del primer régimen comprende el proceso de consolidación que se llevó a cabo a partir de los 90's, y el segundo está asociado a un periodo de crecimiento excepcional en la historia de la economía peruana; (ii) la adopción de la LTRF redujo el carácter procíclico de los instrumentos fiscales y (iii) la posición fiscal del país es muy distinta en los últimos años, donde se posee acceso a fuentes de financiamiento y ahorros que permiten acceder a una política fiscal más activa.

4.6 FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA (IRF)

Con el propósito de estudiar el impacto de las variables fiscales sobre la tasa de crecimiento del producto en los distintos regímenes, se han calculado las IRFs del GDP Growth a choques de GC, GK y TR, donde todas las variables han sido definidas en tasas de crecimiento. Para un mejor análisis comparativo se presentan los resultados de los dos modelos con mejor verosimilitud marginal, es decir, el modelo RS-VAR-R1 ($r=2$) y el CVAR, para un horizonte de respuesta de 20 trimestres.

La respuesta del GDP Growth ante un choque de GK es positiva y significativa durante los primeros 6 trimestres en ambos regímenes. En el primer régimen, el valor mediano máximo de la respuesta es 0.2, en tanto la banda superior puede alcanzar un valor de hasta 0.27. En el segundo régimen, la respuesta aumenta considerablemente hasta casi duplicar el valor mediano obtenido antes del punto de quiebre, mientras que las bandas de confianza siguen un comportamiento similar y aumentan su valor mínimo y máximo. De igual forma, tanto en el valor mediano como la banda inferior contemplan valores negativos en la respuesta del GDP Growth a partir del sexto y octavo trimestre, respectivamente.

Este comportamiento responde al efecto negativo que puede tener el gasto público sobre la inversión, tal como concluyen Alesina et al. (1999) y Blanchard y Perotti (2002). Complementariamente, el segundo régimen comprende un

periodo de mayor crecimiento promedio, por lo que los choques de gasto estarían motivando una respuesta contractiva de la tasa de interés en el sistema del modelo. Respecto a la IRF del modelo CVAR, lo que se puede apreciar es que sobreestima la respuesta en el primer régimen con un valor de 0.25 y subestima el valor obtenido en el segundo régimen, a su vez el efecto es más transitorio y disminuye con mayor celeridad.

En cuanto a los choques de GC, la misma dinámica toma lugar en la comparación entre los dos regímenes admitidos. La respuesta máxima del GDP Growth en el primero es de 0.11 y este valor es superado en el segundo régimen con 0.17. Las bandas de confianza siguen el mismo comportamiento y se muestran más pronunciadas luego del cambio de régimen, llegando a tomar un valor máximo cercano a 0.3. A diferencia de los choques de GK, el efecto contemporáneo no es el mayor valor alcanzado, sino que se obtiene un pico luego de 2 trimestres y el efecto se mantiene significativo por 4. La respuesta del GDP Growth ante choques de GC en el modelo CVAR muestra efectos más persistentes y logra alcanzar el mismo valor máximo calculado para el primer régimen; sin embargo, subestima el valor obtenido en el segundo.

La respuesta de la tasa de crecimiento del PBI ante choques de TR, a diferencia de trabajos como Guevara (2018), es negativa y va de acuerdo a la teoría económica, aunque admite leves respuestas positivas a partir del décimo trimestre, no obstante son no significativas. La comparación de las IRFs en los dos regímenes es similar a los casos anteriores, donde la respuesta del GDP Growth es de -0.11 en el primer régimen y en torno a -0.15 en el segundo. Los efectos de un choque de impuestos son significativos por 7 trimestres en ambos casos y las bandas de confianza luego del cambio de régimen llegan a contemplar efectos negativos de hasta -0.26. En contraste al modelo seleccionado, la IRF del CVAR es mucho menor en ambos regímenes y el efecto se diluye lentamente.

Entre los principales resultados se encuentra que las respuestas del GDP Growth a los choques fiscales se han incrementado en el segundo régimen y en

particular, los choques de GK muestran un cambio más evidente e incluso las bandas de confianza del primer régimen no están comprendidas en las del segundo, tal como ocurre con los choques de GC y TR. Entonces, resulta evidente que el instrumento fiscal con una mayor capacidad de incidir en el producto es el GK por encima del GC, esto se debe a la naturaleza rígida del gasto corriente, el cual a pesar de aumentar su potencia luego del cambio de régimen, no logra sobrepasar los efectos del gasto de inversión relacionado a la variable GK, cuya persistencia es mayor, tal como encuentran Salinas y Chuquilín (2013). En cuanto a los choques de IT, estos se muestran menores que los de GK y GC e incluso son los que muestran menor variación a través de los regímenes, lo que refleja los problemas de recaudación tributaria y de hacer efectivas las medidas implementadas, tal como menciona el MEF (2019), Lahura y Castillo (2018), entre otros. Además, la variable TR suele capturar la naturaleza cíclica del PBI, mas no la postura fiscal del país³.

La dinámica descrita en los choques fiscales ha cambiado considerablemente en los últimos años, mostrando estimados superiores en todos los instrumentos fiscales. Particularmente, el periodo que delimita al segundo régimen se caracteriza por una situación distinta donde se mantiene un uso más prudente del déficit fiscal, se reduce la deuda pública a niveles históricamente bajos y se tiene acceso a un fondo de estabilización macroeconómica, así como a fuentes de financiamiento, entre otras características notables.

La situación fiscal inicial medida como el ratio de deuda país es importante para definir el carácter de los ajustes fiscales y su efectividad⁴, tal como indica Perotti (1999). En el caso peruano, Guevara (2019) encuentra que dicho ratio es un determinante importante de la potencia del gasto público, mientras que Mendoza y Melgarejo (2006) concluyen que la efectividad de la política fiscal se ha fortalecido a medida que la situación de las finanzas públicas ha mejorado. En ese sentido, los resultados encontrados en las IRFs brindan evidencia

³ Lahura y Castillo (2018), presentan un enfoque narrativo y centran sus esfuerzos en estimar los efectos de la política tributaria.

⁴ Hemming et al. (2001) provee un recopilación teórica política fiscal y sus determinantes tanto para países avanzados, como emergentes.

reciente de los hallazgos previos y muestran que el efecto de los choques fiscales sobre la tasa de crecimiento del PBI ha aumentado en las últimas dos décadas.

4.7 DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN (FEVD)

La Figura 5 presenta la FEVD calculada para un horizonte de 20 trimestres y se muestra las principales variables de interés dentro del modelo. La metodología empleada nos permite tener la ventaja de calcular la FEVD en los distintos regímenes considerados y visualizar los cambios obtenidos a través de los mismos. Entonces, la FEVD del GDP Growth puede ser descompuesta en la influencia de 7 tipos de choques: externos (FS), gasto corriente (GC), gasto de capital (GK), demanda agregada (AD), ingresos tributarios (TR), oferta agregada (AS) y política monetaria (MP).

En el primer régimen, comprendido entre 1995 y 2003, se evidencia una gran influencia de los choques de AD con una participación máxima del 44%, aunque a partir del décimo trimestre se estabiliza en 27%. El periodo al que se hace alusión se caracteriza por ser un periodo de consolidación, donde la demanda se mantuvo volátil ante restricciones en la política monetaria y fiscal. Asimismo, de acuerdo a la información obtenida en la sección de volatilidades relativas, el GDP Growth se muestra 4 veces más volátil durante este régimen.

En cuanto a los choques de FS, se observa una pequeña contribución cercana al 2% de la FEVD del GDP Growth. El contexto del primer régimen implica un periodo de relativa menor apertura al sector externo, donde los choques foráneos representaban una menor fuente de incertidumbre en una situación de mayor volatilidad interna.

Por su parte, la influencia de los choques de TR son relativamente nulos con un aporte del 1%, principalmente se debe a una reducida capacidad tributaria del estado durante dicho periodo. Sumado a ello, la naturaleza de las medidas tributarias son en mayor medida anticipadas por los agentes económicos debido al retraso en su aplicación, por lo que difícilmente contribuyen a la incertidumbre

del GDP Growth. Respecto a los choques de gasto, la contribución conjunta de ambas variables en la FEVD del producto es alrededor del 58%, aunque poseen una participación máxima del 61% durante el quinto trimestre. En específico, los choques de GK muestran una preponderancia notable y llegan a explicar cerca del 55% de la incertidumbre del GDP Growth, mientras que los choques de GC son mucho menores con un aporte del 3% restante. Ello se atribuye a tasas de crecimiento volátiles en las variables de gasto bajo una situación de cambios estructurales y esfuerzos por lograr una consolidación fiscal.

La composición de los choques mencionados muestra diferencias en cuanto a su comportamiento en el segundo régimen. Los choques de AD reducen su participación en 40% llegando a ser mínima luego del cambio de régimen, mientras que los choques de TR no muestran cambios significativos a medida que permanecen con un aporte muy reducido en la FEVD del producto, indicando la poca capacidad de esta variable para afectar al GDP Growth.

Los choques externos muestran un cambio notorio respecto a su desempeño en el primer régimen, en efecto su participación es 8 veces mayor con una contribución mayor al 16%, lo cual responde a un aumento en la volatilidad de variables externas que juegan un rol importante en la dinámica del PBI y son fuente importante de incertidumbre, tal como encuentran Ojeda y Rodríguez (2019). De modo similar, los choques de GK y GC aumentan su participación en la FEVD del producto y muestran incrementos del 13% y 3%, respectivamente. Durante el periodo comprendido por el segundo régimen, ocurren incrementos en la volatilidad de las variables de gasto público en un contexto de mayor crecimiento y posteriores esfuerzos de consolidación luego del 2016. A su vez, dichas variables están sujetas a cumplir los rangos meta del déficit fiscal, debido a lo cual son tomadas como variable de ajuste, especialmente el gasto de capital, lo cual evidencia su naturaleza discrecional. En consecuencia, dicha variable es la mayor fuente de incertidumbre en la FEVD del GDP Growth y el choque que muestra mayor variación luego del choque externo.

En líneas generales, los resultados de esta subsección están en línea con los insumos obtenidos del apartado de volatilidades relativas, donde las variables de menor moderación respecto a su volatilidad son los componentes del gasto público. Asimismo, lo hallado por Jiménez y Rodríguez (2019) muestra resultados similares en cuanto a la importancia de las variables de gasto, mas no en la composición de la participación de los mismos. Principalmente, los choques externos y los choques de gasto público son los más importantes dentro del sistema del modelo y logran explicar el 90% de la FEVD del GDP Growth, lo cual evidencia la dificultad de prever los movimientos de estas variables siendo fuentes importantes de incertidumbre.

4.8 DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA (HD)

La Figura 7 presenta la descomposición histórica del GDP Growth respecto a choques de FS, GC, GK, AD, IT, AS y MP. Se presentan los resultados para los modelos analizados con fines de comparación.

Principalmente, se encuentra que los resultados entre los modelos seleccionados son similares, a pesar de ello se observan diferencias en cuanto a la magnitud de ciertos choques. El modelo CVAR muestra mayor presencia de los choques de AS y MP en el periodo posterior al 2003, aunque subestima los efectos previos a dicho periodo. El modelo RS-VAR-R1 a diferencia del CVAR, muestra una mayor identificación de los choques fiscales (GC, GK y TR) luego del periodo de corte en el 2003, reduciendo la participación de los choques de AD y relegando mayor protagonismo a los choques externos y fiscales.

Durante los primeros años de la muestra se observa parte del periodo de consolidación fiscal llevado a cabo en el periodo 1993-1997, en el cual se había logrado un equilibrio en las finanzas públicas a medida que el déficit fiscal era controlado. La tasa de crecimiento del GDP rondaba el 4% en promedio y se ve reflejado en la gran participación que muestran los choques de AD. Asimismo, se observan contribuciones positivas de los choques de TR, evidenciando los cambios en materia de administración tributaria llevados a cabo a inicios de la

década, logrando aumentar los ingresos paulatinamente, en tanto los gastos eran controlados.

Uno de los objetivos principales del gobierno era lograr la reinserción del Perú al entorno internacional, mediante el acceso a fuentes de financiamiento. Para ello, era necesario renegociar la deuda, reducir los niveles de la misma y mantener una estricta disciplina fiscal, situación que se traduce en el comportamiento negativo de los choques de GK y GC hasta 1998, producto de la austeridad en el uso de estas variables.

El periodo posterior a dicho año se caracteriza por un entorno macroeconómico desfavorable, donde se identifican tres choques negativos a la economía: (i) el fenómeno del niño suscitado en 1998, (ii) la caída de los términos de intercambio en el periodo 1997-1999 y (iii) los efectos de contagio por la crisis asiática, rusa y posteriormente por la burbuja dot-com.

Los efectos del fenómeno del niño incidieron directamente a los ingresos del gobierno a través de la caída en las exportaciones pesqueras, mientras que la caída de los términos de intercambio se manifiesta en las contribuciones negativas de los choques de FS en el periodo 1998-2001. Esta situación se agravó con una masiva salida de capitales producto de las crisis ya mencionadas, lo cual activó restricciones crediticias que socavaron la demanda interna, reduciéndose durante el primer trimestre de 1999.

La respuesta gubernamental ante dicha situación fue la de mantener una política monetaria restrictiva y una política fiscal moderada. Los choques de GK se observan levemente positivos, así como participaciones negativas de los choques de GC y TR, en consecuencia de los choques adversos antes mencionados.

La receta de política económica seguida agravó los efectos recesivos que se venían mostrando, por lo que se dio un giro en cuanto a las medidas tomadas a partir de 1999. Todos los instrumentos fiscales muestran un impulso notorio tras la toma de medidas contracíclicas y en particular, se incrementó el gasto en remuneraciones públicas en 16% a medida que se introdujeron exoneraciones

tributarias. La configuración de estas medidas deterioró la situación fiscal del país. lo cual sumado a la recuperación de la economía a partir del año 2000 motivó la decisión de retomar una política de austeridad fiscal mediante un manejo prudente del gasto y un esfuerzo por aumentar la presión tributaria.

A partir del 2002, un gran porcentaje de la descomposición histórica del GDP Growth está dominada por los choques foráneos en función de un contexto externo favorable, con precios de exportación cada vez más altos y tasas de interés internacionales bajas. Durante el periodo 2002-2007, la política fiscal estuvo orientada a consolidar la sostenibilidad de las cuentas fiscales mediante medidas progresivas de reducción del déficit fiscal.

El crecimiento de la recaudación tributaria fue redireccionada principalmente a gastos corrientes, mientras que la inversión pública disminuyó y se utilizó como variable de ajuste. Según Santa María et al (2009), la inversión pública medida como porcentaje del PBI para el año 2003 registró su nivel más bajo desde 1970. Esta dinámica es capturada en la descomposición histórica del GDP Growth donde la participación del GK es negativa hasta trimestres cercanos a la crisis financiera del 2008.

En los años 2005 y 2006 se registran episodios importantes en cuanto a materia de recaudación tributaria, por lo que se observa un aumento en la participación de los choques de TR debido a reformas tributarias, la dinámica misma del crecimiento y la inclusión de gobiernos subnacionales.

En los años previos a la crisis internacional del 2008, debido al fuerte aumento de los ingresos a lo largo del súper ciclo de materias primas, el presupuesto destinado a inversiones aumentó en 171% durante 2004 y 2007. La mayor capacidad fiscal del gobierno central se ve reflejada en la HD de la tasa de crecimiento de producto, en la cual los choques de GK contribuyen positivamente entre 2006 y 2008, mientras que los choques de GC se observan levemente e incluso llegan a tener una influencia negativa hacia el final del periodo mencionado. En específico, para el año 2007 el GC y GK habían crecido en 59% y 74%, respecto al año 2003, aunque es necesario mencionar que si bien se

gozaba de una buena capacidad fiscal, no se contaba con una buena capacidad de ejecución del presupuesto, lo que mitigaba en muchos casos los efectos de la política de gasto en gobiernos regionales y locales.

Sumado a esto, en un contexto donde el déficit fiscal se fija con anticipación y se percibía un sobrecalentamiento de la economía, el gobierno trató de aplicar medidas moderadas de gasto hasta trimestres previos a la crisis del 2008, aunque como se puede observar en la HD del producto, las contribuciones del GK fueron positivas. En primera instancia, puede deberse a un exceso de ingresos en un ambiente muy favorable lo cual motiva el uso del gasto público.

El escenario descrito con anterioridad dio un giro notorio y se hizo muy evidente a comienzos del año 2009. La crisis financiera había estallado y cambiado el paradigma internacional, generando una desaceleración en la actividad económica mundial. En la HD del producto se puede ver claramente que los choques de FS propician una caída muy pronunciada hacia el 2009, seguida de contribuciones negativas de los choques de AD.

Como consecuencia de la caída de los precios de exportación y la desaceleración económica, los ingresos tributarios se redujeron en 13% durante el primer trimestre del 2009, aunque dado el panorama económico, la respuesta de política se orientó a mitigar los efectos adversos de la crisis.

En materia de política fiscal, se lanzó un Plan de Estímulo Fiscal (PEE) con la finalidad de compensar la insuficiencia de demanda privada a través de estímulos directos en gasto de infraestructura. La Figura de la HD del GDP Growth resulta ilustrativa para visualizar la configuración de políticas utilizadas y sus resultados. Durante los años 2009 y 2010, se observa claramente que las contribuciones positivas del GK y TR fueron la principal fuente de mitigación del choque externo. Asimismo, se contempla pequeñas participaciones negativas de los choques de GC debido principalmente a su composición ligada al desempeño económico, aunque con cierto grado de rigidez. Además, el 60% del PEE se concentraba en gastos de inversión relacionados a los choques de GK, variable

cuya participación en la HD del producto resulta importante durante el periodo de crisis.

El periodo 2010-2012 se caracteriza por una recuperación de la demanda internacional liderada por el crecimiento económico de China. Los choques de FS son positivos durante este periodo, mas no alcanzan los niveles observados en los trimestres previos a la crisis. A su vez, los choques de GK y GC muestran un efecto negativo, fundamentalmente por la reducción del estímulo fiscal a medida que los choques de FS y AD impulsaban el crecimiento del producto. Los choques de TR muestran un comportamiento contrario a las variables de gasto debido a modificaciones tributarias en el 2011 y 2012 orientadas a incentivar la formalización y ampliar la base tributaria.

La breve recuperación de los precios internacionales luego de la crisis se desvaneció a partir del 2012, donde los choques de FS son persistentemente negativos hasta el 2016, periodo caracterizado por una ralentización en el volumen exportado producto de la desaceleración económica mundial. Por su parte, la economía interna mostraba signos de estancamiento y de una desaceleración severa a partir del 2014, año en el cual los choques de AD comienzan a ser claramente negativos.

Según el Consejo Fiscal (2017), la política fiscal mantuvo una posición expansiva durante dicho periodo, aunque no en la medida necesaria para contrarrestar el estancamiento económico. El incremento del gasto público se debió en gran medida a un aumento en los gastos corrientes, mientras que el gasto de inversión fue un instrumento menos utilizado. Los choques de GC se observan sostenidamente positivos y la participación de los choques de GK son casi nulos e incluso llegan a ser negativos durante el 2016. En cuanto a materia tributaria, Ganiko y Merino (2018) documentan una serie de medidas implementadas para estimular la economía e incentivar la formalización tributaria; sin embargo, en un contexto de cada vez menores ingresos, los choques de TR son negativos a medida que los choques de AD muestran grandes caídas.

Los últimos años de la muestra se caracterizan por un periodo de estancamiento en el crecimiento mundial. En ese sentido, a comienzos del 2017 los choques de FS son pequeños y positivos, por lo que su participación es, en líneas generales, nula durante los últimos años. Los choques de AD son positivos durante los dos primeros trimestres del 2017, no obstante, la situación se revierte en la segunda mitad producto de los efectos adversos causados por El Niño costero. Además, los choques de GK son negativos de manera sostenida durante los últimos años, siendo un factor clave en la caída de la tasa de crecimiento del producto. Los principales factores detrás de este comportamiento se deben principalmente al estancamiento de grandes proyectos y una baja ejecución de la inversión para las zonas afectadas por El Niño⁵. En cuanto a los choques de TR, estos se manifiestan de manera positiva a lo largo del 2018 debido a medidas implementadas para combatir la evasión y elusión tributaria.

4.9 MULTIPLICADORES FISCALES

El cálculo de los multiplicadores fiscales toma como insumo los choques fiscales exógenos calculados en las IRFs para obtener los estimados en cada régimen. Específicamente se utiliza la siguiente fórmula:

$$m_{r,H} = \frac{\sum_{h=1}^H y_{t+h}}{\sum_{h=1}^H g_{t+h}} \times \frac{\bar{Y}_r}{\bar{G}_r},$$

donde $m_{r,H}$ es el multiplicador fiscal para un horizonte H . y_{t+h} es la respuesta del producto ante un choque fiscal y g_{t+h} es la respuesta de la variable fiscal ante su mismo choque. Finalmente, $\frac{\bar{Y}_r}{\bar{G}_r}$ es la inversa del peso promedio de la variable fiscal sobre el producto, cabe resaltar que todos los insumos están condicionados al régimen de pertenencia.

El multiplicador es llamado de impacto cuando es calculado para un valor de H igual a cero y cuando H toma el valor de 3 se hace referencia al multiplicador a un año. Siguiendo la fórmula propuesta, se presentan los multiplicadores de

⁵ Para un mejor análisis véase Consejo Fiscal (2018)

impacto y a un año en la Tabla 3, la cual adicionalmente, presenta multiplicadores calculados previamente en la literatura bajo diferentes metodologías. En líneas generales, para términos de comparación, el análisis se centrará en los multiplicadores a un año debido a que la literatura comúnmente considera que una ventana de un año es plausible para observar los efectos de los impulsos fiscales.

Los multiplicadores calculados en el modelo RS-VAR-R1 son relativamente estándar y las magnitudes no contemplan valores superiores a la unidad, a razón de ello para una mejor comprensión de los efectos multiplicadores, se presentan los valores mínimos y máximos que se pueden llegar a observar. En ese sentido, bajo un contexto bayesiano la inferencia estadística se realiza en base a los percentiles de la distribución posterior por lo que la información contenida en los percentiles máximos y mínimos son relevantes.

Como se mencionó con anterioridad, la naturaleza no lineal del modelo nos permite obtener estimados que dependan de las condiciones del régimen al que pertenecen. Al tomar como insumos principales a los choques obtenidos de las IRFs, lo que se observa es una extensión de las conclusiones antes mencionadas bajo un concepto más formal que pondera los pesos relativos y actúa como una elasticidad del producto.

Los cálculos a un año para el primer régimen son considerablemente menores a los del segundo. El multiplicador del GC tiene un valor mediano de 0.37 y puede mostrar un efecto máximo de 0.65, por su parte el multiplicador de GK es relativamente mayor con un valor mediano de 0.57 y un efecto máximo de 0.77. Los valores encontrados para este periodo son estimados considerablemente bajos respecto a la literatura previa; sin embargo, es necesario considerar los factores que están detrás de dichos valores y que pueden afectar la efectividad del choque fiscal para traducirse en ganancias de producto. En líneas generales, durante el periodo que comprende el primer régimen existían problemas respecto a la sostenibilidad de las finanzas públicas al momento de realizar un impulso fiscal, lo cual afecta el canal de las expectativas, además, en un contexto

de mayor volatilidad en la inflación es posible que los aumentos de gasto se traduzcan en incrementos de la tasa de interés, lo que puede estar mitigando los efectos del estímulo inicial. Sumado a ello, la capacidad de ejecución del gasto por parte del Estado era baja debido a grandes restricciones gubernamentales que se manifiestan como costos de transacción y aplicación. En cuanto al multiplicador de los impuestos, tal como se encuentra en trabajos previos, es mucho menor al de las variables de gasto con un efecto de -0.33 en el valor mediano, básicamente el uso de los impuestos como instrumento fiscal sufre de grandes complicaciones debido a la gran evasión tributaria y el alto componente informal de la economía.

En el segundo régimen, los valores obtenidos para los multiplicadores de gasto dan un salto importante y muestran valores medianos de 0.60 para el GC y de 0.92 para el GK, mientras que los valores máximos siguen el mismo comportamiento con valores de 1.09 y 1.26, respectivamente. De manera notoria, el instrumento que mayor valor e incremento muestra es el GK, aunque en términos de valor máximo, ambas variables de gasto sobrepasan la unidad. Es importante mencionar que las condiciones descritas previamente son muy distintas a las que corresponden al primer régimen, donde se alcanzan niveles mínimos históricos de la deuda pública, se implementan de mejor manera las reglas fiscales y se dan importantes cambios estructurales como la adopción del MEI o la inclusión de gobiernos subnacionales para una mejor asignación del gasto público, a pesar de las limitaciones correspondientes que aún son barreras a superar. A diferencia de las variables de gasto, el multiplicador de TR reduce su efecto y se muestra menos negativo y acotado dentro de las bandas; sin embargo, es importante resaltar que dentro de la literatura previa los estimados no son tan pequeños. En particular, respecto a trabajos previos como los de Meléndez y Rodríguez (2019) y Jiménez y Rodríguez (2019), los choques fiscales son mucho mayores debido a que en las IRF están identificando de mejor manera los efectos de un aumento en los ingresos tributarios, lo cual se traduce en un mayor efecto del multiplicador. Respecto a los estimados del BCRP (2012-

2105) y la STCF (2018), los valores obtenidos son relativamente mayores, pero es necesario considerar la posibilidad de asimetrías de signo.

4.10 SENSIBILIDAD DE LOS INGRESOS A LOS CHOQUES FORÁNEOS

En esta sección se analiza los efectos de choques internos AD, de la política fiscal GC, GK y TR y externos FS en tasas de crecimiento sobre los ingresos fiscales.

En la Figura 4 las IRFs de un choque FS muestran que el modelo CVAR en promedio subestima la respuesta de los ingresos fiscales en los primeros 3 trimestres en comparación al modelo RS-VAR-R1 ($r = 2$). No obstante, luego del tercer trimestre la respuesta del modelo RS-VAR-R1 ($r = 2$) cae e incluso toma valores negativos a partir del quinto trimestre aunque no significativos. Asimismo, la respuesta en el segundo régimen es ligeramente mayor con una banda de confianza más amplia que alcanza valores máximos cercanos a la unidad. Este resultado sugiere una mayor sensibilidad de los ingresos ante la variable externa en el periodo 2003-2018 que se explicaría por una economía peruana de creciente apertura comercial, y el súper ciclo del precio de los metales de la década pasada.

En la Figura 5 la FEVD muestra que los choques tributarios y de gasto de capital explican el 50% de la incertidumbre de los ingresos antes del quinto trimestre. Posteriormente, se evidencia una mayor participación de los choques AD y FS al alcanzar participaciones de 20% cada una. Esto evidencia la relevancia que tuvo la actividad económica interna sobre la incertidumbre de los ingresos en los años noventa. Esta participación de la demanda agregada desaparece en el segundo régimen. Por otro lado, en este régimen la variable foránea se convierte en una fuente importante de incertidumbre con una participación de 40% debido a una economía peruana más dependiente del sector externo. Asimismo, se incrementa la participación de los choques tributarios que se explicaría por una serie de reformas y cambios tributarios.

La Figura 6 muestra la HD de la tasa de crecimiento de los ingresos fiscales para los modelos CVAR y RS-VAR-SV-R1(2), los cuales evidencia una

predominante participación de sus mismo choques y del IPX con mayor incidencia a partir del 2003. Antes de esta fecha, el CVAR muestra una mayor participación de los choques FS en el periodo 1995-1997 en contraste el modelo base, pero no captura los choques MP contractivos luego de 1999. Posterior al 2003, la HD de cada modelo no muestra cambios significativos, por tanto el análisis se centra en la HD del modelo base.

Para el periodo 1995-2002 la evolución positiva de los dos primeros años se debe a choques AD favorables que se explicaría por una mayor la inversión privada promovida por el equilibrio fiscal y monetario. Luego, esta tendencia se revierte por una contracción AD causada por el fenómeno del niño y choques FS negativos debido al deterioro de los términos de intercambio y la crisis rusa. Desde ese año hasta 2002 las medidas contractivas MP frente a la crisis pasan a explicar la dinámica decreciente de los ingresos.

Para los años 2003-2011 se registra un acelerado crecimiento de los ingresos hasta el 2008 que se explicaría, por un lado, de choques TR positivas orientadas a reducir el déficit fiscal que se desvió del límite normativo de LPTF⁶ durante las crisis de fines de los noventa. Esta serie de medidas consistió en un incremento del IGV de 18% a 19%, la creación de un impuesto de 4% sobre los dividendos y un nuevo esquema de tasas de impuesto a la renta a personas naturales como lo documenta Santa María et al. (2009). Por otro lado, la evolución creciente de los ingresos fiscales se debe a choques FS favorables por el súper ciclo del precio de los metales que inició en 2004. En adición, alrededor del 2008 se observa choques positivos TR que se podría atribuir a la creación del impuesto de transacciones financieras (ITF). En contraste, la HD también identifica choques adversos TR a mediados del 2004 y 2005 que sería explicado por una reducción en los aranceles al pasar de un promedio de 7.8% a 3.6% en dos años, el cual evidencia las medidas a favor de la liberalización comercial. La evolución favorable de los ingresos fue interrumpida por la crisis financiera del 2008 - 2009

⁶ La Ley de Prudencia y Transparencia Fiscal: la regla del balance fiscal señala que el déficit no puede ser mayor a 1% y la tasa de crecimiento real del gasto no debe superar el 2%.

que se tradujo en una contracción abrupta de los precios de exportaciones y, por tanto, en la HD explica casi el 100% de la caída de los ingresos del fisco.

Por otro lado, el choque favorable TR que identifica el HD para el 2009 se le podría atribuir al aumento temporal de la tasa de exportaciones no tradicionales de 5% a 8%. Luego de la crisis, la recuperación del precio de los metales ante la mejora de la actividad económica en China generó una recuperación de los ingresos del fisco hasta el 2011. En ese año, la HD registra choques negativos TR que se atribuiría a la reducción del IGV de 17% a 16% que tuvo el objetivo de dinamizar la economía. En contraste, un año después se identifica choques TR que elevaron los ingresos que coincide con una reforma orientada a una mayor recaudación en el sector minero: modificación del esquema de regalías, se creó un impuesto especial a la minería (IEM) y un gravamen especial a la minería como lo documenta Ganiko y Merino (2018).

El periodo 2012 - 2018 se caracteriza por choques adversos foráneos sobre la evolución de los ingresos: la disminución del precio del cobre provocado por una estabilización económica en China y la menor cotización del oro causada por el retiro de estímulo monetario de Estados Unidos MEF(2015). Asimismo se identifica choques TR adversos a partir del 2014 que reflejan la postura tributaria contracíclica documentada en Rojas y Vasallo (2018). En ese sentido, las medidas implementadas en los años 2014-2015 consistió en modificar las tasas marginales y tramos impositivos del impuesto a la renta de personas naturales, contracción del impuesto a la renta de tercera categoría de 30% a 28% y del impuesto selectivo a gasolinas de distinto octanaje. Para el 2016, con el propósito de incentivar la formalización se creó el régimen MYPE tributario donde muchas empresas pasaron de pagar un impuesto de 29.5% a una tasa de 10% Laura y Castillo (2018). El 2018 es un año particular al registrarse una alta tasa de crecimiento de los ingresos explicado únicamente por su mismo choque, el cual se atribuiría a esfuerzos de una mayor fiscalización de la Sunat, medidas contra la evasión tributaria como la masificación de comprobantes de pago electrónico y el fortalecimiento del marco anti elusivo MEF (2018). Asimismo, ese

año evidencia la posibilidad de incrementar el ingreso del fisco sin un contexto externo favorable.

En suma, se halla evidencia una mayor dependencia de los ingresos fiscales respecto al IPX para el segundo régimen, además esta variable sumada a las fiscales con mayor énfasis en el gasto de capital son fuente importante de incertidumbre sobre los ingresos. En contraste a los choques de demanda pierden participación. Además, se puede identificar que los determinantes de la evolución histórica de los ingreso pasan de ser explicado por variables locales antes del 2003 para luego ser explicados por la variable externa. Asimismo, cabe resaltar que si bien los choques TR no tienen una participación determinante en la HD del producto si lo hace en su propia evolución con mayor incidencia en el periodo 2012-2018.

4.11 EJERCICIO DE ROBUSTEZ

Los ejercicios de robustez se agrupan en tres: (i) uso de hiperparámetros menos informativas en las distribuciones prior, (ii) cambio en las variables de actividad económica, (iii) ordenamiento alternativo $y_t = (\Delta IPX_t, \Delta GC_t, \Delta GK_t, \Delta TR_t, \Delta GDP_t, \Delta IPC_t, \Delta IR_t)$. y (iv) uso de variables externas alternativas. Los gráficos a detalle están disponibles a solicitud.

En (i) se incrementa el hiperparámetro de $10 \times I_{k\theta}$ a $12 \times I_{k\theta}$ en la varianza de la distribución de los parámetros iniciales, asimismo se duplica el peso asignado a la probabilidad de pasar del estado 2 al 1 ya que este primer estado captura periodos de crisis. En consecuencia, el $\log - ML_{CE}$ de los modelos mantiene al RS-VAR-R1 ($r = 2$) en el primer lugar, mientras que el CVAR baja una posición al colocarse en el cuarto lugar después del modelo base con tres y cuatro regímenes lo que evidencia la importancia de incluir la volatilidad estocástica. Con respecto a las estimaciones, la probabilidad de permanecer en el estado 1 se incrementa a más de 20% durante la crisis financiera del 2009, mientras que las IRFs, HD Y FEVD no muestran cambios significativos respecto al modelo base.

En (ii) se sustituye la tasa de crecimiento del PBI real por el PBI no primario e inversión privada. El primer caso tiene el propósito de hallar evidencia del efecto de la política fiscal sobre la actividad económica interna ya que no considera el sector minero ni pesquero. Se identifica incrementos en la probabilidad del estado 1 hasta un 20% en el primer trimestre del 2007 y más del 40% durante la crisis financiera del 2009. Las IRFs muestran importantes diferencias como un mayor impacto del gasto de capital sobre el PBI no primario de 0.4 y 0.6 en cada régimen, en contraste al 0.2 y 0.4 del modelo base. No obstante, el gasto de capital gana mayor participación como fuente de incertidumbre al alcanzar un 70%. Asimismo, la HD muestra una mayor participación AD en las fluctuaciones de la actividad económica antes del 2000 y captura una mejor efectividad del gasto de capital para contrarrestar la crisis financiera del 2009.

Por otro lado, al usarse la inversión privada se identifica trimestres de 1997 del régimen 2, caracterizado por una estabilidad de las variables de política, que se explicaría a las medidas de estabilización monetaria y fiscal del periodo 1993-1997 que promovió la inversión privada. La IRF de un choque GK muestra que la respuesta de la inversión privada alcanza una magnitud máxima al tercer trimestre de 0.6 en ambos regímenes, este resultado va en línea a lo encontrado en MEF (2018) donde un incremento de 1% de la inversión pública aumenta en 0.73 la inversión privada a un año. En otras palabras predomina el efecto crowding-in, es decir, la inversión pública en infraestructura es fuente de ahorros para las inversiones privadas. Por su parte, el gasto corriente no da evidencia de efecto significativo, mientras que el impacto de un choque TR logra un efecto negativo de mayor tamaño en el segundo régimen de -0.6 en comparación del casi -0.2 del modelo base. La FEVD presenta diferencias: en el primer régimen las principales fuentes de incertidumbre sobre la inversión privada depende en mayor medida de la tasa de interés y, en menor medida, el gasto de capital con una participación de 20% en comparación al modelo base 40%. Mientras que en el segundo régimen el gasto de capital recupera su participación y el gasto corriente gana participación como fuentes de incertidumbre que no se identifica en el modelo base. La HD muestra resultados robustos.

En el caso (iii) se coloca el gasto de capital luego del gasto corriente dado que tiene un rol de variable de ajuste según Jiménez (2006). Las probabilidades de transición como las IRF son robustas al modelo base con la diferencia de choques positivos TR sobre el producto pero no significativo en los 5 primeros trimestres pero luego se vuelve negativo y significativo hasta el décimo trimestre. Esto sugiere que los efectos negativos esperados de los impuestos son sensible al esquema de identificación. La FEVD muestra que el gasto corriente es fuente de incertidumbre en un 20% en comparación a la casi nula participación en el modelo base, mientras que la variable foránea incrementa su participación al superar el 20% en el segundo régimen. Asimismo, la HD identifica la relevancia que tuvo el gasto corriente en el periodo 2014-2016 al usarse como medida para dinamizar la economía que experimentó una tendencia decreciente.

Por último, en (iv) se usa los términos de intercambio como variable extranjera. Las probabilidades de transición, IRF Y HD muestran resultados robustos al modelo base. La IRF muestra una respuesta máxima de 1 al tercer trimestre para el segundo régimen a diferencia de BCRP (2018) cuya respuesta es de 5.6 al segundo año. La FEVD del primer régimen identifica a los choques AD como la principal fuente de incertidumbre con una participación del 30% en contraste a menos del 10% del modelo base. Este resultado es coherente por una economía en recuperación en los años noventa y afectado por crisis internas a fines de esa década. Asimismo, se usa el índice S&P GSCI como en Guevara (2018) que muestra resultados robustos, aunque se evidencia una mayor sensibilidad de los ingresos a la variable externa.

En suma, las diversas pruebas de robustez muestran evidencia a favor del impacto positivo del gasto fiscal sobre la actividad económica. El gasto de capital es el instrumento que promueve la actividad económica y la inversión privada con mayor efectividad sobre todo en el segundo régimen, el cual sugeriría que se considere como un instrumento de medida contracíclica. Sin embargo, el gasto de capital es fuente importante de incertidumbre sobre las variables de actividad económica. Asimismo, la respuesta negativa de la variable de actividad económica ante un choque TR como sugiere la experiencia internacional es

robusta. En ese sentido, se sugiere el uso de los modelos RS-VAR-SV para el estudio de la efectividad de la política tributaria pues ha permitido superar el problema de identificación presente en anteriores investigaciones peruanas. Por su parte la evolución histórica de los ingresos en las distintas pruebas de robustez muestra al inicio de la muestra una mayor participación de choques AD que se revierte a partir del 2003, y pasa a predominar los choques tributarios y foráneos.

5 CONCLUSIONES

Los hallazgos encontrados para el caso peruano indican que los choques fiscales son de naturaleza no lineal y muestran variación a través del tiempo, aunque la mayor variación se da en los cambios en la volatilidad, la cual proporciona ganancias en bondad de ajuste y permite identificar asimetrías en los efectos de la política fiscal de acuerdo al periodo al que pertenece. Particularmente, se identifican dos regímenes admitidos y se asocian a periodos de alta y baja volatilidad interna, donde se experimentan cambios importantes en la institucionalidad del país, capacidad fiscal y la sostenibilidad de las finanzas públicas, entre otras características.

Se encuentra que en ambos regímenes, los efectos de la política fiscal son de acuerdo a la teoría económica, los choques de GK y GC tienen un efecto positivo sobre el producto y los choques de TR son negativos. Al igual que en otros trabajos (BCRP (2012), Consejo Fiscal (2018), Rossini et al. (2011), Salinas y Chuquilín (2013), entre otros) se encuentra que el gasto de capital posee un efecto multiplicador mucho mayor al del gasto corriente e impuestos. Asimismo, los choques fiscales no se han mantenido constantes a través del tiempo, en ese sentido se encuentra que las variables de gasto han aumentado su potencia para estimular el producto.

Respecto a los resultados de la FEVD del producto, los resultados indican que las dos mayores fuentes de incertidumbre del producto son los choques externos y fiscales llegando a explicar un 90% de la descomposición de varianza del mismo, lo cual refleja que las variables de gasto público son poco predecibles e

incluso han incrementado su contribución en la incertidumbre del producto durante los últimos años.

Finalmente, teniendo en cuenta los resultados de la descomposición histórica, podemos identificar la contribución de los choques fiscales durante distintos episodios de historia macroeconómica. En específico, se encuentra que durante el periodo 1995-2002 los choques de demanda agregada y fiscales son los más importantes, mientras que a partir del 2003 los choques externos son la principal fuente de fluctuación en el producto, aunque los choques fiscales adquieren una mayor participación y muestran contribuciones importantes. Además, durante la crisis financiera global, el choque externo fue mitigado principalmente por el uso del gasto de capital y de impuestos. Asimismo, se puede caracterizar el periodo de consolidación fiscal con los recortes de las variables de gasto y el uso de impuestos para ampliar la base tributaria, así como la posición fiscal del país en distintos periodos de crisis y desaceleración económica, tales como el periodo 1998-2000, 2013-2015 y los últimos dos años de la muestra, donde la política fiscal tuvo una posición moderada e incluso mostró contribuciones negativas al crecimiento del producto durante las últimas dos décadas.

6 BIBLIOGRAFÍA

- [1] Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R. and Schiantarelli, F. (2002), "Fiscal Policy, Profits, and Investment," *American Economic Review* 92(3), 571-589.
- [2] Auerbach, A. and Gorodnichenko, Y. (2012), "Measuring the output responses to fiscal policy," *American Economic Journal: Economic Policy* 4(2), 1-27.
- [3] Bachman, R. and Sims, E. R. (2012). "Confidence and the transmission of government spending shocks," *Journal of Monetary Economics* 59(3), 235-249.
- [4] Baum, A., Poplawski-Riberiro, M. and Weber, A. (2012), "Fiscal multipliers and the state of the economy," IMF Working paper, WP/12/286.
- [5] BBVA Research (2014). Situación Perú: Cuarto trimestre de 2014.
- [6] BCRP (2012). Reporte de Inflación - Diciembre 2012.
- [7] BCRP (2017), Reporte de Inflación - Diciembre 2017.
- [8] BCRP (2018), Reporte de inflación - Diciembre 2018.
- [9] Bénassy-Quéré, A. and Cimadomo, J. (2006), "Changing patterns of domestic cross-border fiscal policy multipliers in Europe and the US," CEPII Working Paper 24.
- [10] Berg, T. (2015), "Time varying multipliers in Germany," *Review of Economics* 66(1), 13-46.
- [11] 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.
- [12] Bognanni, M. (2013), "An empirical analysis of time-varying fiscal multipliers," Retrieved from <http://markbognanni.com>. Federal Reserve Bank of Cleveland.
- [13] Boiciuc, I. (2015), "The effects of fiscal policy on emerging economies. A TVP-VAR approach," *South-Eastern Europe Journal of Economics* 1, 75-84.
- [14] Candelon, B. and Lieb, L. (2013), "Fiscal policy in good and bad times," *Journal of Economic Dynamics and Control* 37(12), 2679-2694.

- [15] Chan, J. C. C. and Eisenstat, E. (2015), "Marginal likelihood estimation with the cross-entropy method," *Econometric Reviews* 34(3), 256-285.
- [16] Chan, J. C. C. and Eisenstat, E. (2018), "Bayesian model comparison for time-varying parameter VARs with stochastic volatility," *Journal of Applied Econometrics* 33(4), 509-532.
- [17] Chan, J. C. C. and Jeliazkov, I. (2009), "Efficient simulation and integrated likelihood estimation in state space models," *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimisation* 1(1), 101-210.
- [18] Consejo Fiscal. (2018), "Las finanzas públicas en el Perú: efectividad y sostenibilidad - Informe Anual 2017". Lima.
- [19] Eisenstat, E., Chan, J. C. C. and Strachan. (2016), "Stochastic model specification search for time-varying parameter VARs," *Econometric Review*, 35(8-10), 1638-1665.
- [20] Favero, C. and Giavazzi, F. (2011), "Measuring tax multipliers. The narrative method in fiscal VARs," *American Economic Journal: Economic Policy* 4(2), 69-94.
- [21] Fazzari, S. M., Morley, J. and Panovska, I. (2015), "State-dependent effects of fiscal policy," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 19(3), 285-315.
- [22] 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.
- [23] Guevara, C. (2018), "El impacto del gasto público en la actividad económica real: un análisis a través del tiempo". Manuscript, First place in the Consejo Fiscal's contest.
- [24] Glocler, C., Sestieri, G. and Towbin, P. (2019), "Time-varying fiscal spending multipliers in the UK," Working paper 643, Banque de France.
- [25] Hemming, R., Mahfouz. and Schimmelfenning, A. (2001), "The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity - a review of the literature," IMF Working Paper 208.
- [26] Hesterberg, T. (1995) "Weighted average importance sampling and defensive mixture distributions," *Technometrics*, 37(2), 185-194.

- [27] Jiménez, F. (2003), "Perú: sostenibilidad, balance estructural y propuesta de una regla fiscal," Documento de trabajo 225, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [28] Jiménez, A. and G. Rodríguez (2019), "Fiscal Shocks and Fiscal Multipliers: Empirical Application using a Set of Hybrid TVP-VAR-SV Models," Working Paper, Consejo Fiscal.
- [29] Jordá, O. (2005), "Estimation and inference of impulse responses by local projections," *American Economic Review*, 95(1), 161-182.
- [30] Kirchner, M., Cimadomo, J. and Hauptmeier, S. (2010), "Transmission of government spending shocks in the euro area: time variation and driving forces," ECB Working Paper Series 1219.
- [31] Lahura, E. and Castillo, G. (2018), "El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica del Perú: Una aplicación del enfoque narrativo," *Revista de Estudios Económicos* 36, 31-53.
- [32] MEF. (2015). Marco Macroeconómico Multianual 2016-2018. Lima.
- [33] MEF (2019), Informe de Actualización de Proyecciones Macroeconómicas. Lima.
- [34] Meléndez, A. and G. Rodríguez (2019), "Fiscal Shocks and Economic Fluctuations in Peru: An Empirical Application on the Importance of Time Varying Parameters and Stochastic Volatility Components," Manuscript.
- [35] Mendoza, W. and Melgarejo, K. (2008), "La efectividad de la política fiscal en el Perú: 1980-2006," Departamento de Economía PUCP, Documento de Trabajo 262.
- [36] Mertens, K. and Ravn, M. O. (2011), "Understanding the aggregate effects of anticipated and unanticipated tax policy shocks," *Review of Economic Dynamics*, 14(1), 27-54.
- [37] Mittnik, S. and Semmler, M. (2012), "Regime dependence of the fiscal multiplier," *Journal of Economic Behavior & Organization* 83(3), 502-522.
- [38] Mountford, A. and Uhlig, H. (2009), "What are the effects of fiscal policy shocks?," *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960-992.
- [39] Ojeda, J. and Rodríguez (2019). "Foreign Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Perú: An Empirical Application Using TVP-VAR-SV Models," Unpublished Manuscript.
- [40] Owyang, M. T., Ramey, V. A., and Zubairy, S. (2013), "Are government spending multipliers greater during periods of slack? Evidence from the

- twentieth-century historical data," *American Economic Review* 103(3), 129-134.
- [41] Perotti, R. (1999), "Fiscal policy in good times and bad," *Quarterly Journal of Economics* 114(4), 1399-1436.
- [42] Perotti, R. (2005), "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries," CEPR Discussion Paper No. 4842, *SSRN Electronic Journal*.
- [43] Perotti, R. (2012), "The effects of tax shocks on output: Not so large, but not small either," *American Economic Journal: Economic Policy* 4(2), 214-237.
- [44] Ramey, V. A. (2011), "Identifying government spending shocks: It's all in the timing," *The Quarterly Journal of Economics* 126(1), 1-50.
- [45] Ramey, V. A. and Zubairy, S. (2018), "Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from US historical data," *Journal of Political Economy*, 126(2), 850-901.
- [46] Rojas, C. and Vasallo, R. (2018), "Posición fiscal y el ciclo económico,". Nota de discusión del consejo Fiscal 001.
- [47] Romer, C. and Romer, D. (2010), "The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks," *American Economic Review* 100(3), 763-801.
- [48] Rossini, R., Quispe, Z., and Loyola, J. (2012). "Fiscal policy considerations in the design of monetary policy in Perú", Serie de Documentos de Trabajo del BCR 022.
- [49] Salinas, C. and Chuquillín, M. (2013), "Las asimetrías de la política fiscal en una economía emergente: el caso del Perú, 1992-2013," Documento de Trabajo 98, Universidad del Pacífico.
- [50] Santa María, H., Saavedra, J. and Burga, L. (2009), "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.
- [51] Sánchez, W. and Galindo, H. (2013). "Multiplicadores Asimétricos del Gasto Público y de los Impuestos en el Perú". Documento de trabajo 2802, Ministerio de Economía y Finanzas.
- [52] Secretaría Técnica del Consejo Fiscal (2018). Reporte Técnico No 001-2018 Situación de las Finanzas Públicas al 2017.

- [53] Sims, C. A. and Zha, T. (2006), "Were there regime switches in U.S monetary policy?," *American Economic Review* 96(1), 54-81.
- [54] Vtyurina, S. and Leal, Z. (2016), "Fiscal Multipliers and Institutions in Perú: Getting the Largest Bang for the Sol," IMF Working Paper 16/14.



Tabla 1: Tests Para Detectar Variación en el Tiempo

Trace Test			
Trace	16% percentil	50% percentil	84% percentil
0.280	0.183	0.246	0.348
Kolgomorov-Smirnov Test			
γ			
1995Q1-2004Q1	2004Q1-2018Q4	1995Q1-2006Q3	2006Q3-2018Q4
13/21	15/21	13/21	15/21
β			
1995Q1-2004Q1	2004Q1-2018Q4	1995Q1-2006Q3	2006Q3-2018Q4
43/56	46/56	46/56	45/56
H			
1995Q1-2004Q1	2004Q1-2018Q4	1995Q1-2006Q3	2006Q3-2018Q4
7/7	7/7	7/7	7/7
t -test			
γ			
1995Q1-2002Q1	2004Q1-2018Q4	1995Q1-2006Q3	2006Q3-2018Q4
21/21	21/21	21/21	21/21
β			
1995Q1-2002Q1	2006Q1-2018Q4	1995Q1-2006Q3	2006Q3-2018Q4
41/56	46/56	46/56	41/56
H			
1995Q1-2004Q1	2004Q1-2018Q4	1995Q1-2006Q3	2006Q3-2018Q4
6/7	7/7	7/7	7/7

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2: Selección del Modelo

Model	$\log-ML_{CE}$	SD	Rank	BF
CVAR	-2133.407	0.01	3	2.1×10^6
RS-VAR ($r = 2$)	-2243.285	0.07	11	1.1×10^{58}
RS-VAR-R1 ($r = 2$)	-2118.815	0.06	1	1
RS-VAR-R2-2 ($r = 2$)	-2165.006	0.10	7	1.2×10^{24}
RS-VAR ($r = 3$)	-2252.825	0.15	12	1.5×10^{62}
RS-VAR-R1 ($r = 3$)	-2127.846	0.16	2	8.3×10^3
RS-VAR-R2 ($r = 3$)	-2174.124	0.26	8	1.1×10^{28}
RS-VAR ($r = 4$)	-2304.500	0.39	14	4.3×10^{84}
RS-VAR-R1 ($r = 4$)	-2136.067	0.10	4	3.1×10^7
RS-VAR-R2 ($r = 4$)	-2228.013	0.40	9	2.6×10^{51}
RS-VAR ($r = 4$)	-2356.469	1.80	15	1.6×10^{106}
RS-VAR-R1 ($r = 5$)	-2143.163	0.16	5	3.7×10^{10}
RS-VAR-R2 ($r = 5$)	-2232.710	1.08	10	2.9×10^{53}
RS-VAR ($r = 6$)	-2361.325	1.04	16	2.1×10^{108}
RS-VAR-R1 ($r = 6$)	-2149.633	0.14	6	2.4×10^{17}
RS-VAR-R2 ($r = 6$)	-2273.496	1.02	13	1.5×10^{70}

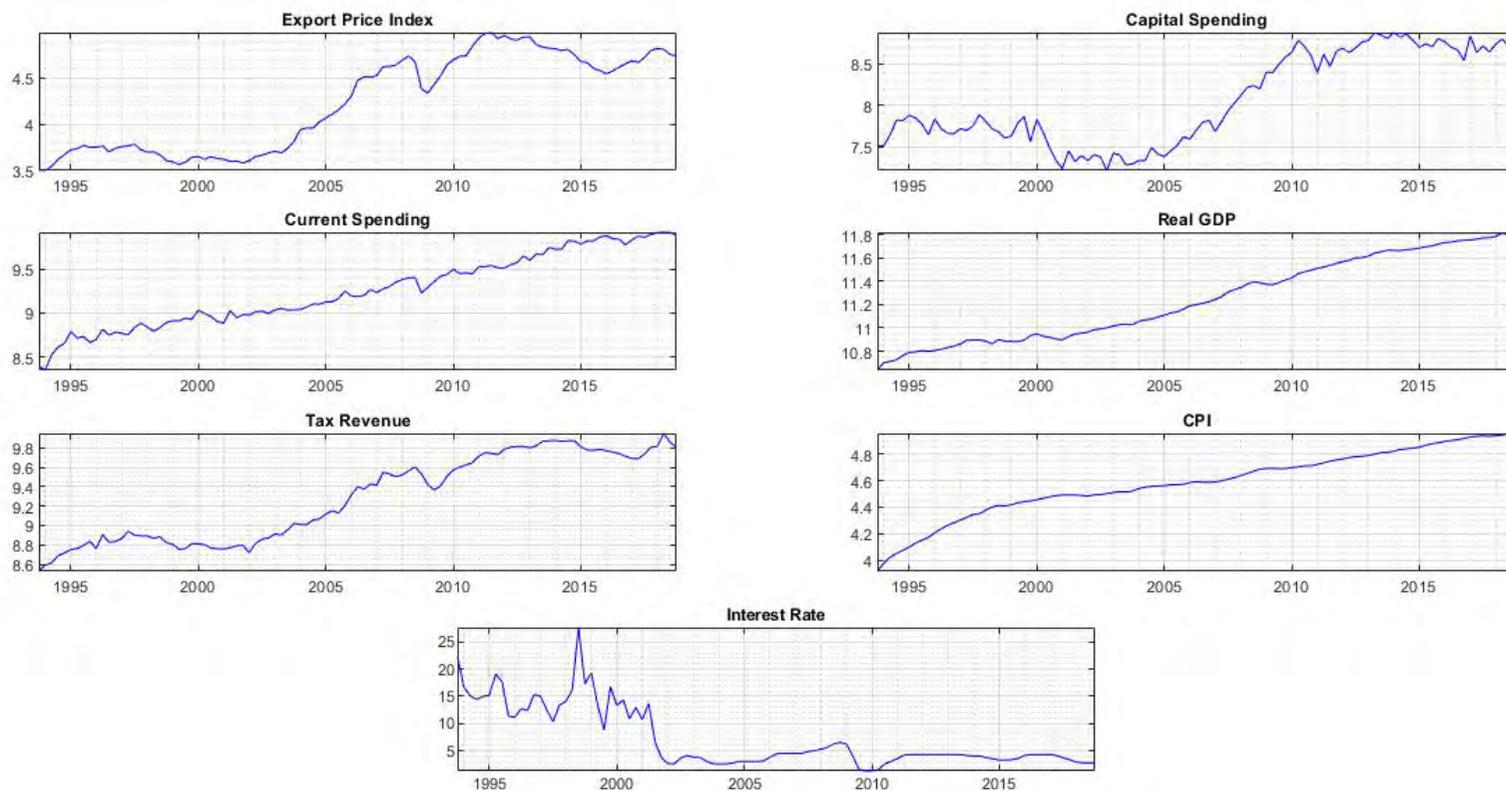
Elaboración: Elaboración propia

Tabla 3: Multiplicadores Fiscales

Investigation	Cicle	Current Spending		Capital Spending		Tax Revenues	
		Impact	1 year	Impact	1 year	Impact	1 year
BBVA (2014)	Lineal	0.55	0.30	0.60	1.50	0.10	0.20
MEF (2015)	Expansion	0.13	0.82	0.55	1.74		
	Recession	0.12	0.95	0.55	1.69		
BCRP (2012-2015)	Expansion	0.24	0.28	0.49	0.73		0
	Recession	0.24	0.93	0.49	1.42		0.25
STCF (2018)	Lineal	0.47	0.96	0.52	1.08	0.26	0.29
Melendez y Rodríguez (2019)	TVP-VAR-R3	0.59	1.03	1.06	1.67	-0.01	-0.10
Jimenez y Rodríguez (2019)	H-TVP-VAR-SV		0.33		0.92	0	-0.05
RS-VAR-R1 Model							
First Regime	Max. Value	0.20	0.65	0.56	0.77	0	-0.12
	Median Value	0.09	0.37	0.38	0.57	0	-0.33
	Min. Value	0.01	0.13	0.25	0.43	0	-0.73
Second Regime	Max. Value	0.37	1.09	0.89	1.26	0	-0.12
	Median Value	0.19	0.60	0.67	0.92	0	-0.31
	Min. Value	0.02	0.19	0.46	0.66	0	-0.69

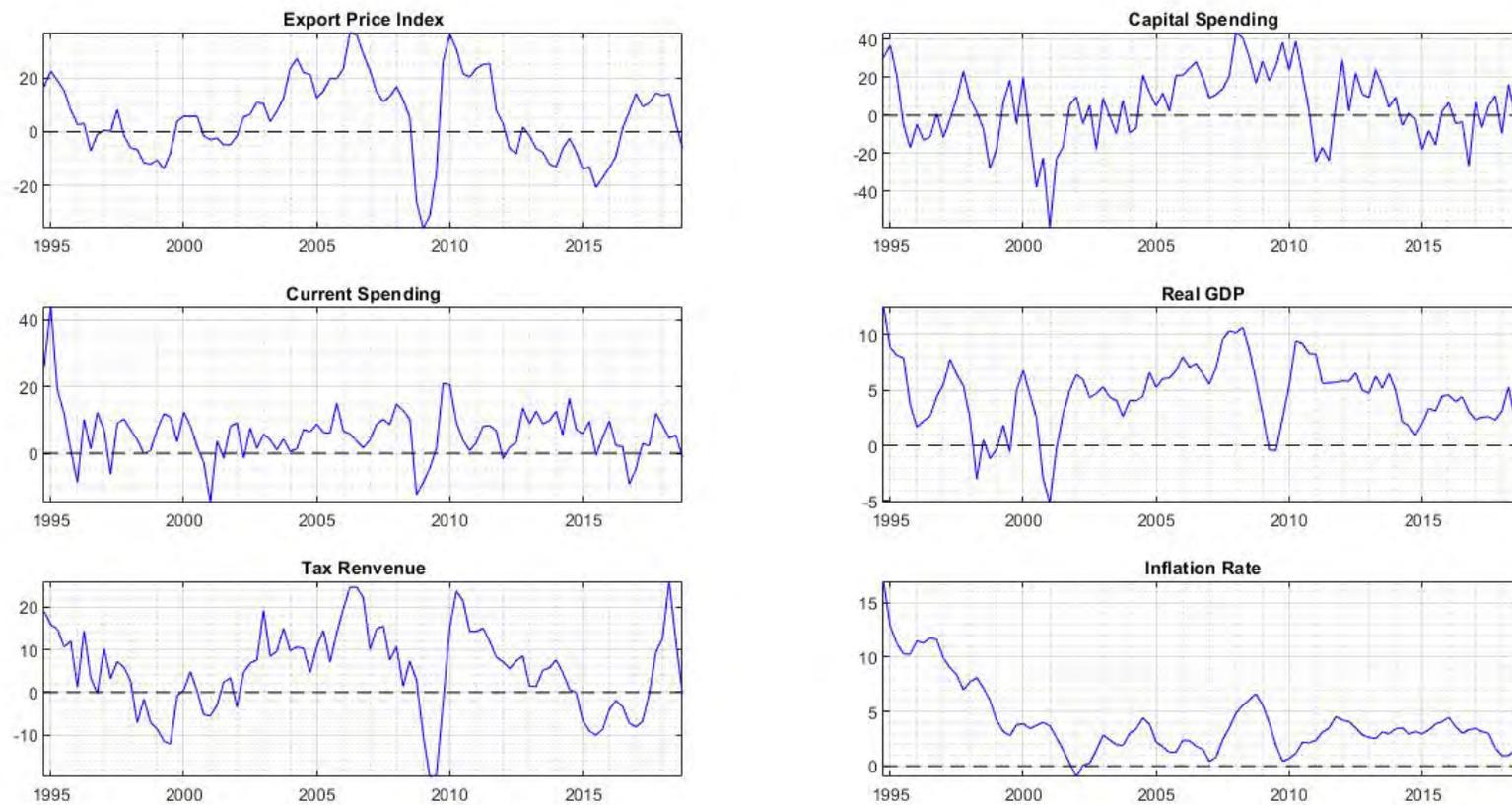
Fuente: BBVA (2014), MEF (2015), BCRP (2012-2015), STCF (2018), Meléndez y Rodríguez (2019) y Jiménez y Rodríguez (2019).

Figura 1: Series de Tiempo en Niveles 1993Q4:2018Q4



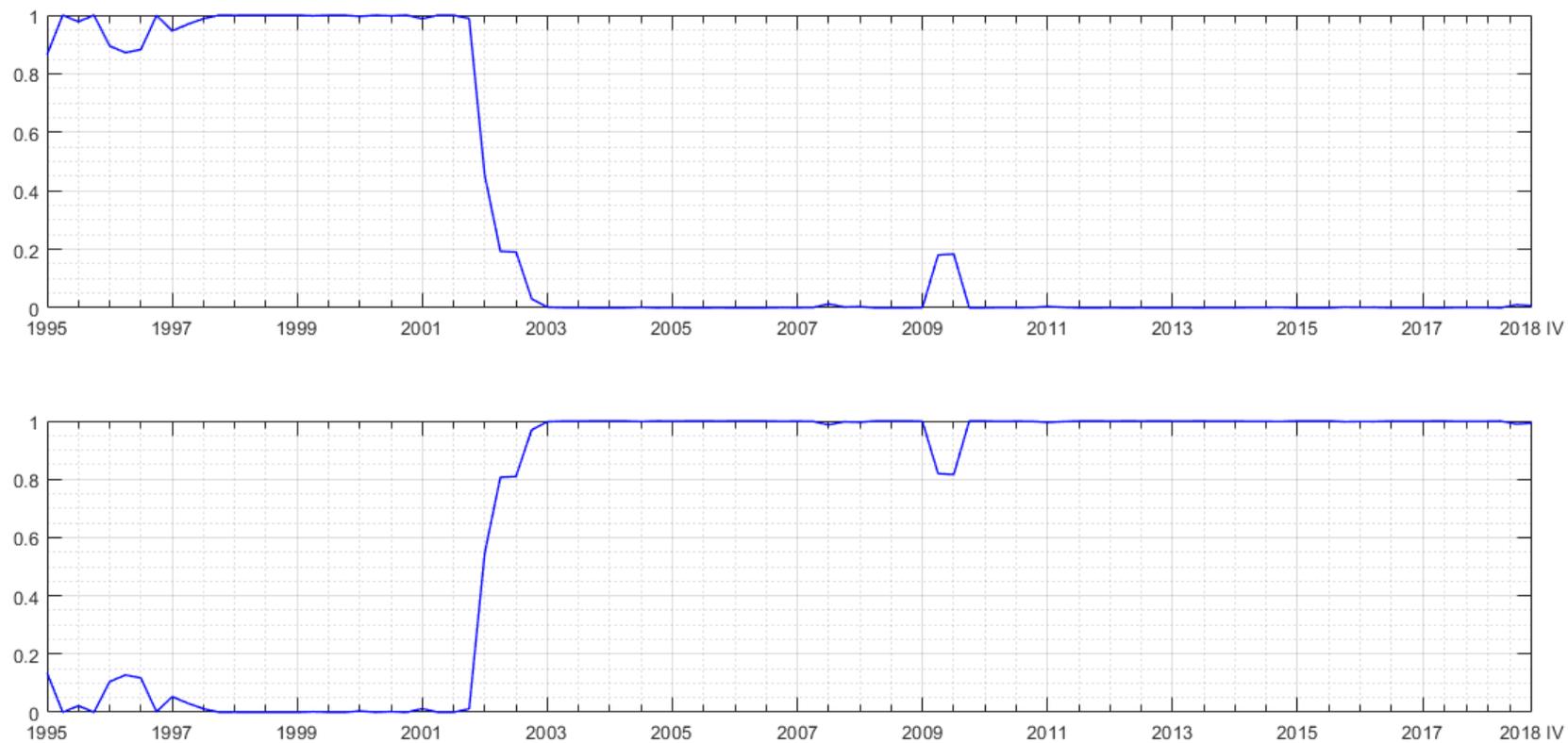
Fuente: BCRP y el Gobierno General. Elaboración propia.

Figura 2: Series de Tiempo en Tasas de Crecimiento Anual 1994Q4-2018Q4



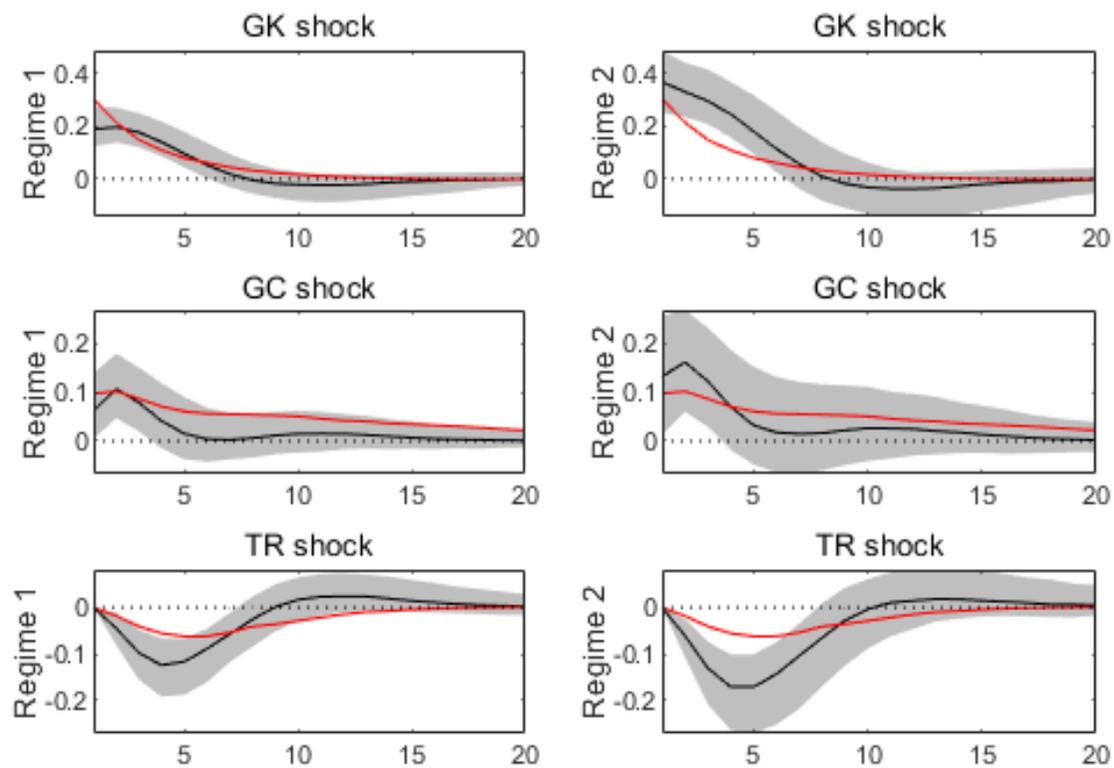
Fuente: BCRP y el Gobierno General. Elaboración propia.

Figura 3: Probabilidades de Estado en Ambos Regímenes Para el Modelo RS-VAR-R1



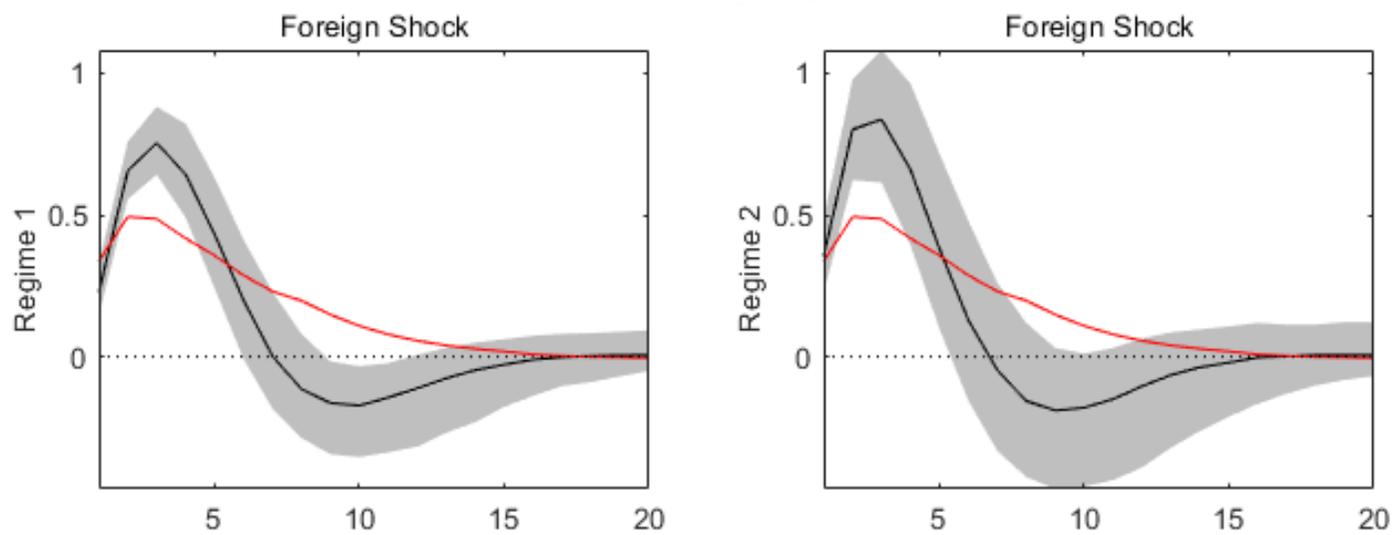
Fuente: Elaboración propia

Figura 4: IRFs del GDP a los choques fiscales. La línea negra sólida representa el valor mediado y el área sombreada las bandas de confianza del modelo RS-VAR-R1. La línea sólida roja representa el valor mediano de la respuesta en el modelo CVAR.



Fuente: Elaboración propia

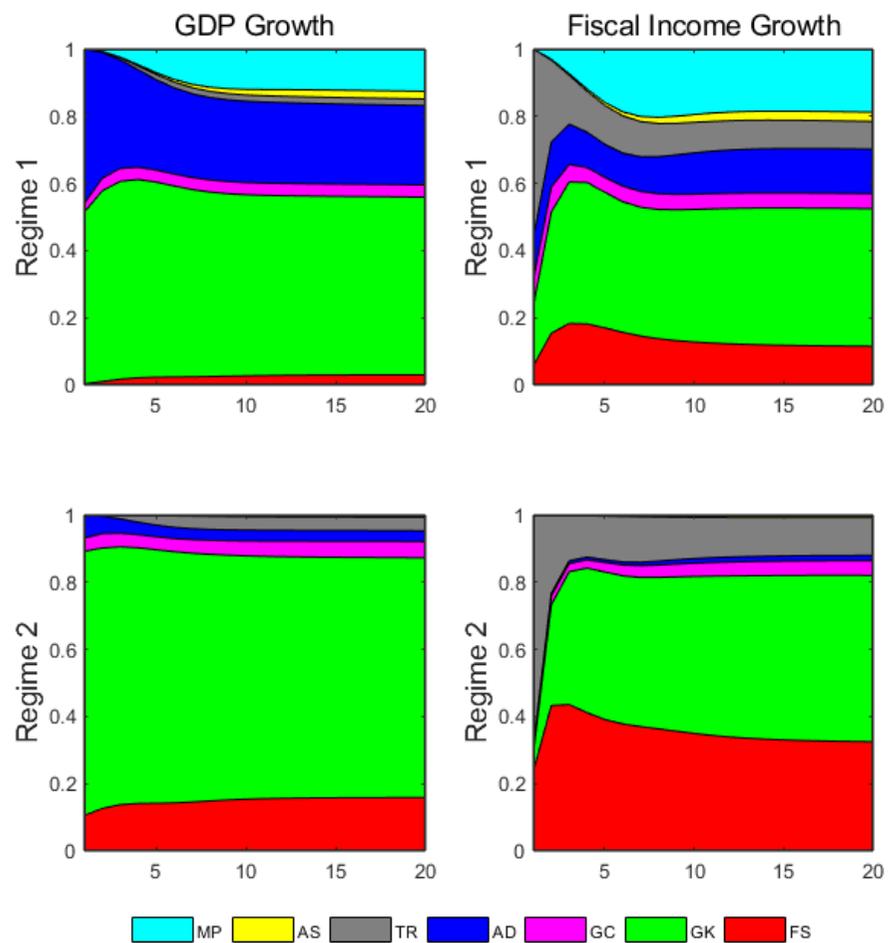
Figura 5: IRF de los Ingresos Tributarios a los choques foráneos



Fuente: Elaboración propia

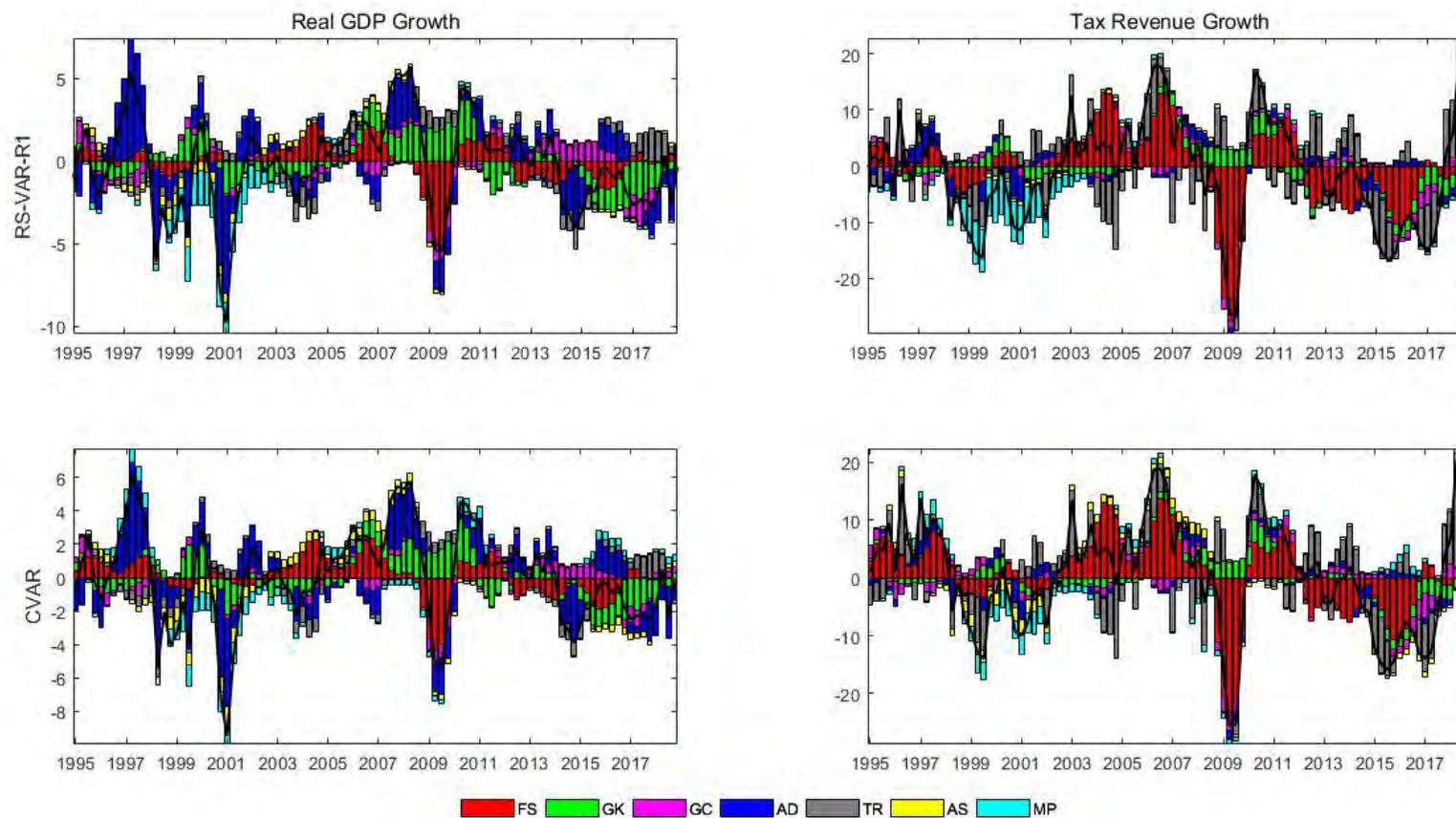
MCMXVII

Figura 6: FEVD en el Modelo RS-VAR-R1



Fuente: Elaboración propia

Figura 7: Descomposición Histórica en el Modelo RS-VAR-R1



Fuente: Elaboración Propia.

ANEXO

Tabla A1: Selección del Modelo con Priors Alternativos y Diferentes Variables de Actividad Económica

Model	log- ML_{CE}	SD	Rank	log- ML_{CE}	SD	Rank	log- ML_{CE}	SD	Rank
	Alternative Priors			Non-Primary GDP			Private Inversion		
CVAR	-2129.879	0.015	4	-2123.775	0.022	3	-2261.792	0.017	2
RS-VAR-2	-2241.497	1.316	10	-2240.067	1.181	9	-2376.673	0.204	9
RS-VAR-R1-2	-2112.647	0.065	1	-2109.463	0.061	1	-2260.315	0.12	1
RS-VAR-R2-2	-2163.666	0.125	7	-2132.284	0.04	5	-2328.859	0.194	7
RS-VAR-3	-2289.348	1.977	12	-2264.7	1.169	11	-2388.51	0.33	10
RS-VAR-R1-3	-2121.442	0.316	2	-2118.383	0.149	2	-2269.648	0.295	3
RS-VAR-R2-3	-2156.805	0.415	6	-2229.449	0.279	8	-2312.038	0.521	6
RS-VAR-4	-2269.981	0.563	11	-2270.067	0.632	12	-2432.31	0.432	12
RS-VAR-R1-4	-2129.654	0.236	3	-2126.653	0.181	4	-2277.245	0.224	4
RS-VAR-R2-4	-2228.45	0.538	9	-2253.353	0.529	10	-2374.645	1.083	8
RS-VAR-5	-2298.757	0.969	13	-2333.681	1.258	13	-2525.629	0.399	13
RS-VAR-R1-5	-2137.237	0.238	5	-2134.069	0.353	6	-2284.275	0.268	5
RS-VAR-R2-5	-2220.893	0.536	8	-2227.065	0.597	7	-2419.464	1.124	11

Fuente: Elaboración Propia

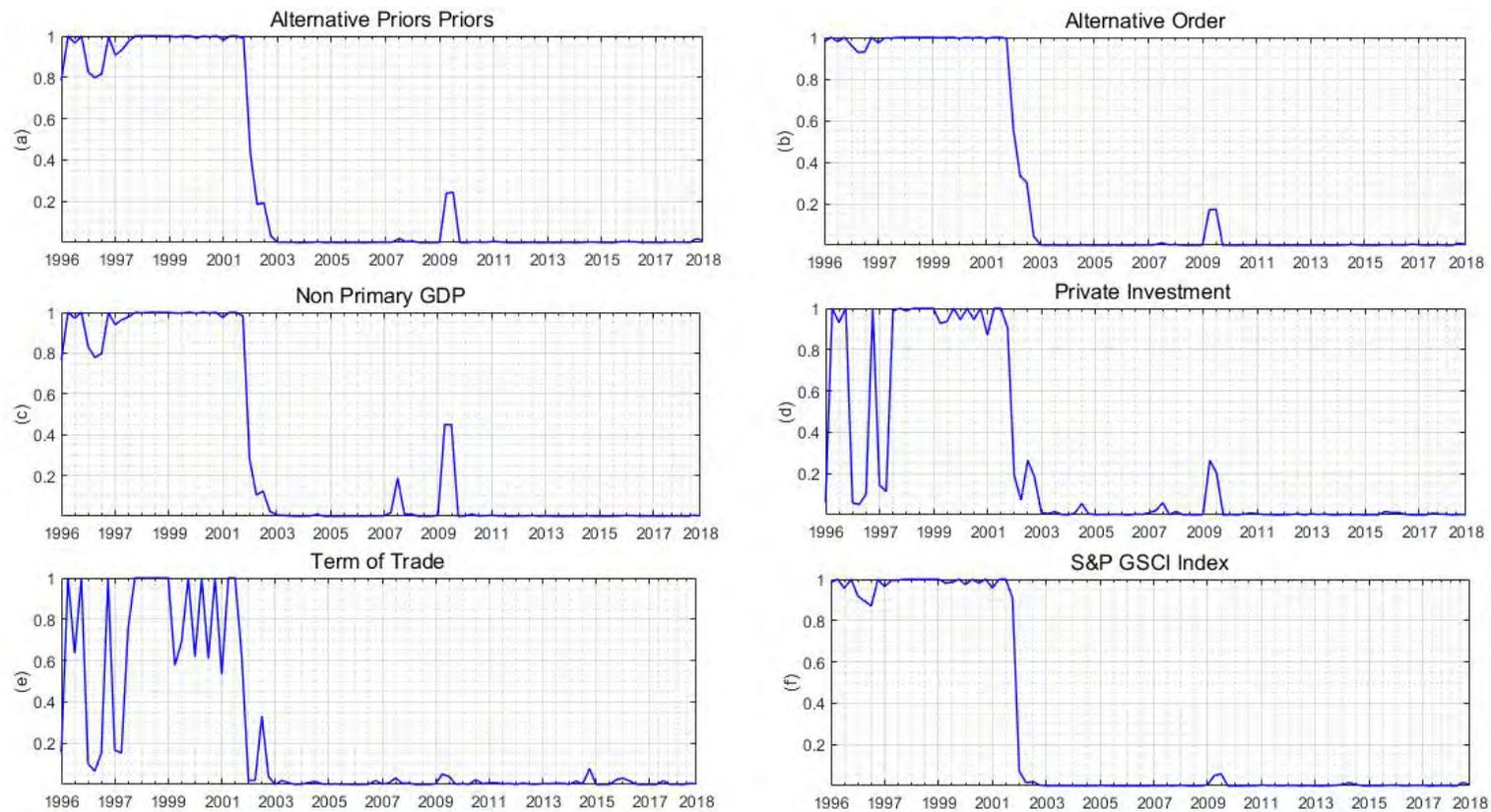
Tabla A2: Volatilidades de Estado Relativas Bajo Diferentes Especificaciones

	Baseline	S&P GSCI	Non-Primary GDP	Private Investment	Different Priors
Variable	Second Regime				
Foreign	4.4294	3.2428	4.0429	4.9883	4.4753
GK	0.8643	0.8971	0.8075	0.7567	0.8662
GC	0.7130	0.4652	0.6557	4.0785	0.7175
GDP	0.2525	0.2385	0.2791	0.2670	0.2521
IT	1.8855	1.0658	1.5968	2.2127	1.8933
Inflation	0.3456	0.3329	0.3120	0.4924	0.3499
Interest rate	0.0218	0.0177	0.0185	0.0187	0.0219

Fuente: Elaboración Propia



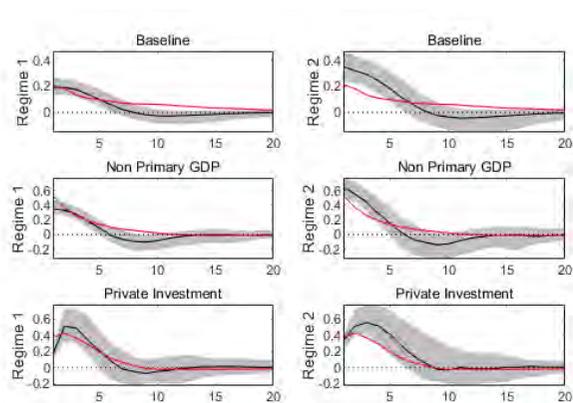
Figura A1: Probabilidades de Estado Para el Modelo RS-VAR-R1 Bajo Diferentes Especificaciones



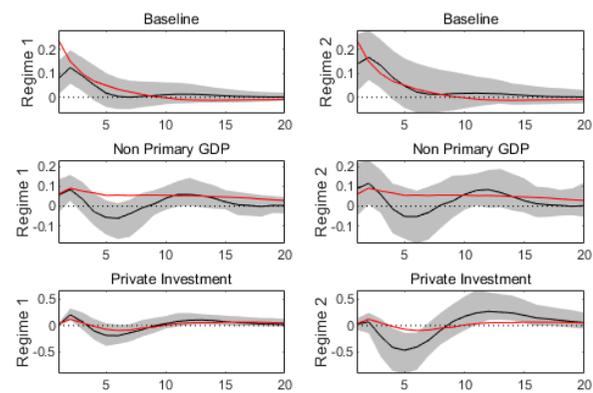
Fuente: Elaboración Propia

Figura A2: IRFs de Diferentes Variables de Actividad Económica a Choques Fiscales

(a) GK Shocks



(b) GC Shocks



(c) TR Shocks

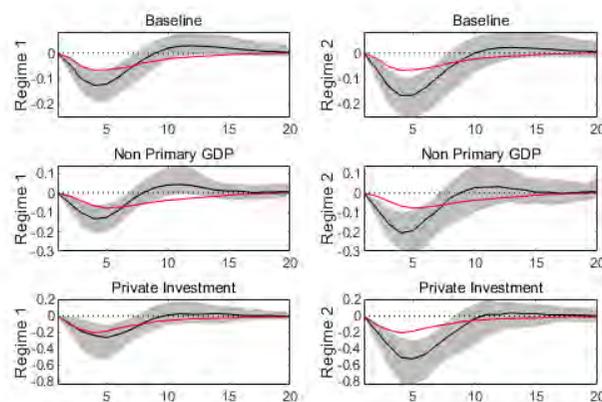


Figura A3: IRFs del GDP a los Choques Fiscales Bajo Diferentes Especificaciones

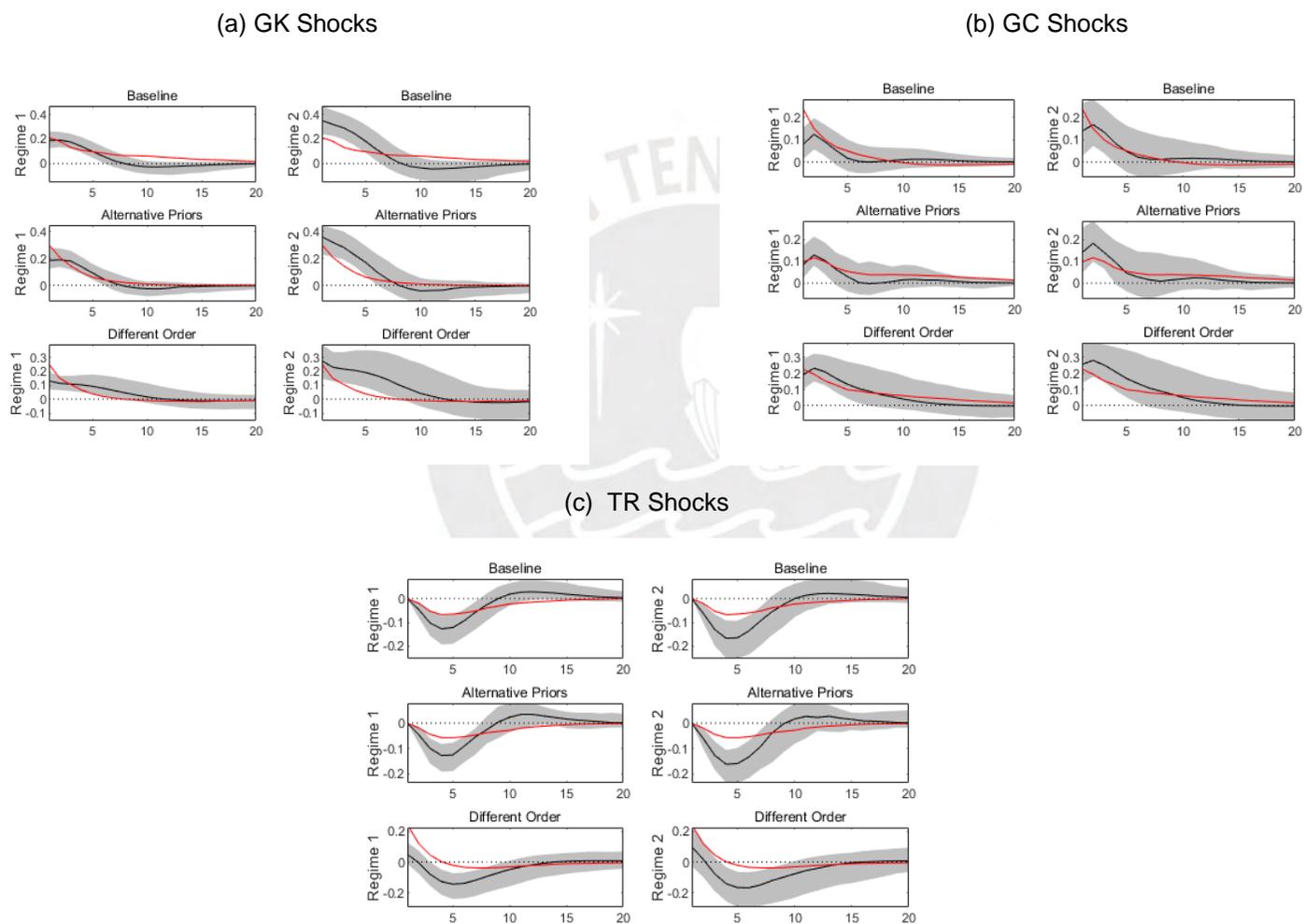


Figura A4: IRFs de los Ingresos Tributarios a Diferentes Variables Externas

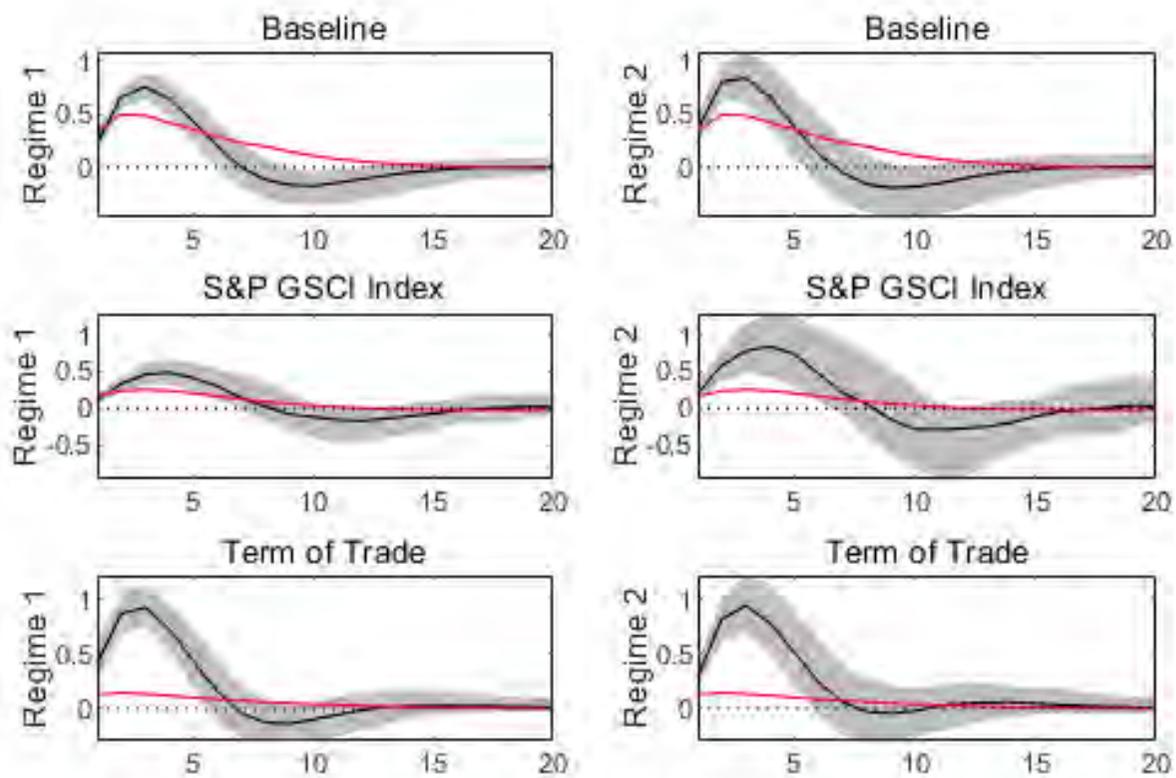
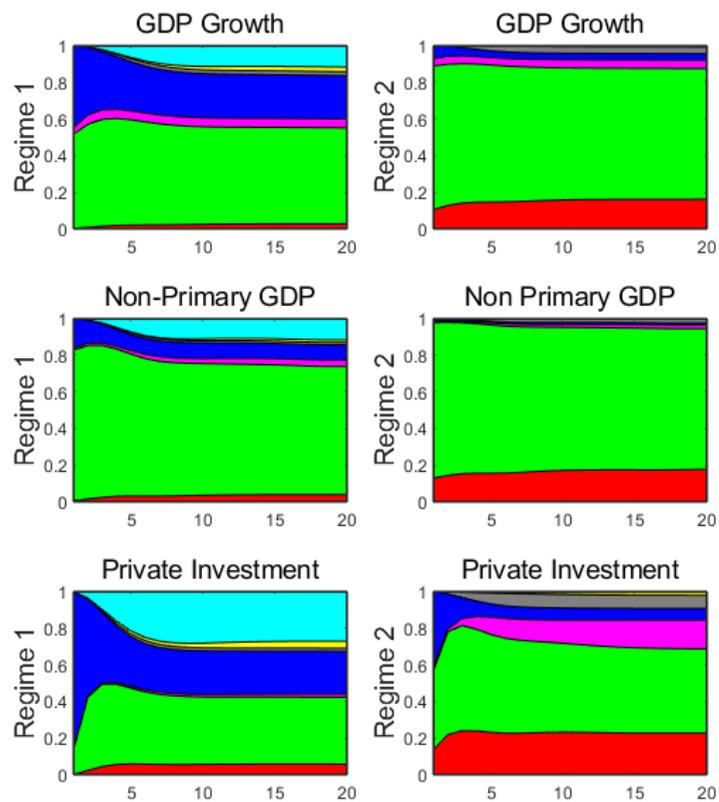


Figura A5: FEVD en el Modelo RS-VAR-R1

(a) Diferentes Variables de Actividad Económica



(b) Diferentes Especificaciones

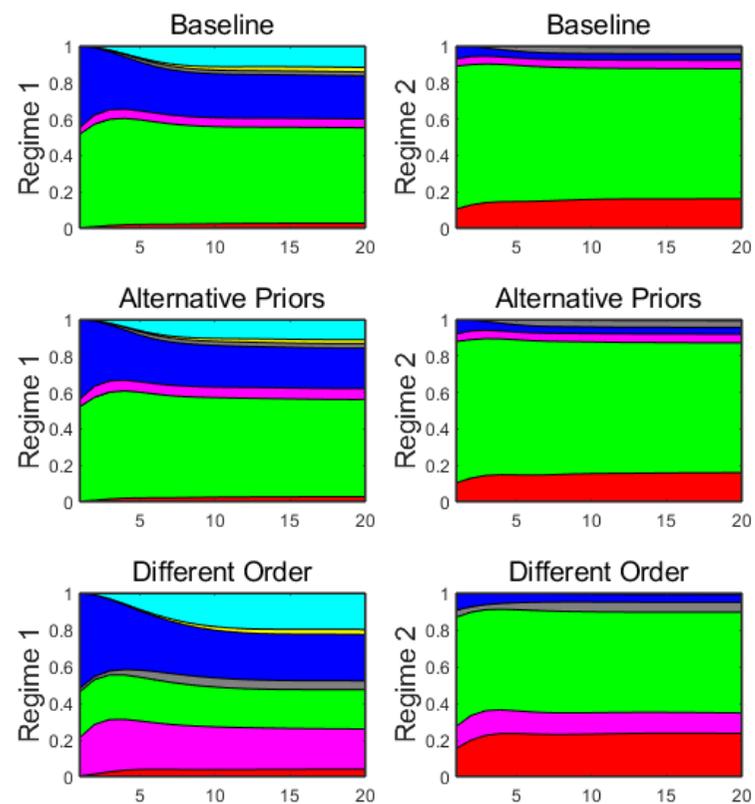


Figura A6: Descomposición Histórica de la Variable de Actividad Económica Bajo Diferentes Especificaciones

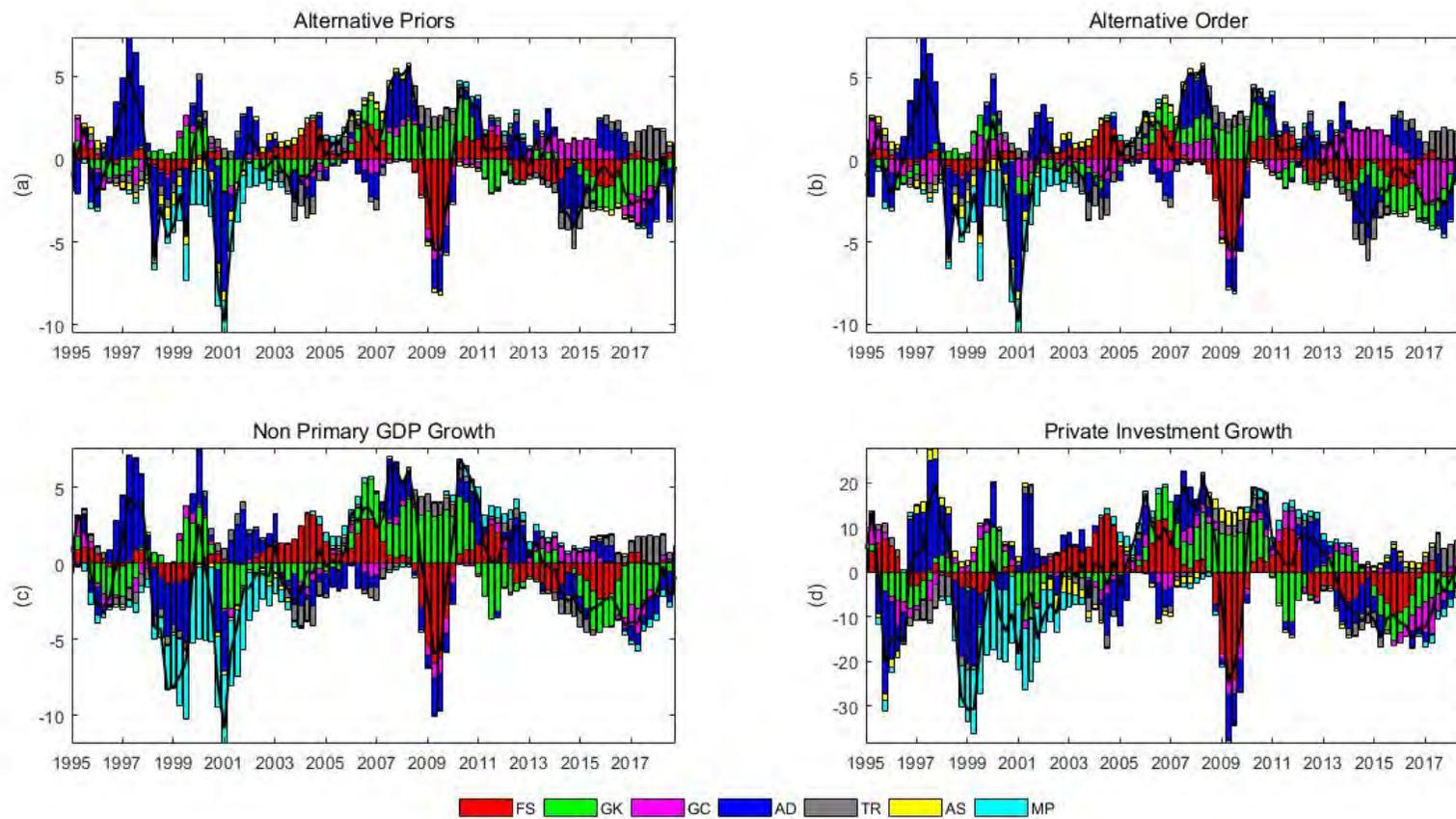


Figura A7: Descomposición Histórica de la Variable de Ingresos Tributarios Bajo Diferentes Especificaciones

