

**Impacto de Choques Externos sobre la Economía Peruana
Aplicación Empírica usando Modelos TVP-VAR-SV**

Gabriel Rodríguez y Renato Vassallo

Consejo Fiscal del Perú y Pontificia Universidad Católica del Perú; Secretaría Técnica del
Consejo Fiscal del Perú

Documento de Investigación N° 001-2021

Serie de Documentos de Investigación

Marzo 2021

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Consejo Fiscal del Perú.

Documento de Investigación N° 001-2021
Serie de Documentos de Investigación
Marzo 2021

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Consejo Fiscal del Perú.

Impacto de Choques Externos sobre la Economía Peruana: Aplicación Empírica usando Modelos TVP-VAR-SV*

Gabriel Rodríguez**

Renato Vassallo***

Pontificia Universidad Católica del Perú

Secretaría Técnica del Consejo Fiscal

Consejo Fiscal del Perú

Marzo de 2021

Resumen

Este documento examina el impacto y evolución de choques económicos externos sobre la dinámica macroeconómica peruana, principalmente sobre el crecimiento del PBI doméstico. Utilizando inferencia bayesiana, se usan distintos modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) con/sin parámetros cambiantes en el tiempo y con/sin volatilidad estocástica. Los resultados muestran que el impacto de corto plazo de un choque de precios de materias primas sobre nuestro PBI se ha duplicado desde mediados de los 90s, mientras que los choques de política monetaria desde la Fed se han reducido a casi la mitad para el mismo periodo de análisis. Asimismo, se encuentra que un incremento de 1 % en el crecimiento de China aumenta el crecimiento de Perú en 0.8 % en el primer año, convergiendo a una ganancia acumulada de 1.4 % en el mediano plazo. Por su parte, la descomposición de varianza del error de predicción, así como la descomposición histórica, muestran que durante el periodo de boom de materias primas (2002-2011), los factores externos explicaron el 80 % de las fluctuaciones del PBI, confirmando su rol como principal fuente de incertidumbre. En línea con esta predominancia, encontramos que aproximadamente el 70 % del aumento en el crecimiento promedio entre 1994-2001 (4.2 %) y 2002-2011 (6.2 %) se explicó por los 4 factores externos identificados en el modelo base. No obstante, es preciso señalar que la participación de las condiciones internacionales en la variabilidad del crecimiento peruano ha caído ligeramente en los últimos años, y hacia finales de 2019 se estima que representarían cerca del 65 %, tomando mayor importancia relativa los factores domésticos.

Clasificación JEL: C32, F20, F44, F62.

Palabras Clave: Choques Externos, Perú, Materias Primas, TVP-VAR-SV, Efectos no Lineales, Inferencia Bayesiana.

* Este documento se basa en la Tesis de Maestría en Economía de Renato Vassallo en la Escuela de Posgrado de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Agradecemos los valiosos comentarios de Brigitt Bencich, Waldo Mendoza, William Sánchez y los miembros del Consejo Fiscal del Perú. Las opiniones expresadas en este documento no necesariamente representan a las del Consejo Fiscal del Perú. Cualquier error es responsabilidad de los autores.

** Autor de correspondencia: Gabriel Rodríguez, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú, Av. Universitaria 1801, Lima 32, Perú, Teléfono: +511-626-2000 (4998), Dirección de correo electrónico: gabriel.rodriguez@pucp.edu.pe.

*** Dirección de correo electrónico: renato.vassallo@cf.gob.pe.

1. Introducción

Si bien una gran corriente de estudios empíricos ha realizado esfuerzos para identificar la contribución de los factores externos sobre los ciclos en economías emergentes, no existe un consenso académico claro respecto a la importancia de estos factores. No obstante, los modelos teóricos más simples para economías abiertas, como el de Mundell-Fleming, destacan la relación positiva entre la producción externa y doméstica a través del canal comercial (mayores exportaciones netas). En esa misma línea, y en un marco de equilibrio general, el modelo de Galí y Monacelli (2008) muestra que mientras mayor sea el grado de apertura comercial de la economía, mayor será el impacto de las expectativas de crecimiento del PBI mundial sobre la demanda interna y mayor será la sensibilidad de la curva IS dinámica a cambios en la tasa de interés.

La magnitud empírica de esta relación suele ser mayor cuando la economía presenta un alto grado de integración financiera o es exportadora de materias primas. Así, la economía peruana está constantemente sujeta a cambios en el contexto externo, los cuales se transmiten principalmente a través de los siguientes canales: (i) el canal de precios, por las fluctuaciones en las cotizaciones de nuestros principales productos de exportación e importación, como el cobre, el oro y el petróleo; (ii) el canal comercial o de demanda externa, donde predomina China y Estados Unidos como principales socios comerciales; y (iii) el canal financiero, a través de la tasa de interés internacional, que afecta el costo de financiamiento privado así como la salida o entrada de capitales hacia nuestra economía.

La mayor apertura comercial de nuestro país es clave para entender la sensibilidad de las fluctuaciones económicas frente a cambios en las condiciones externas. En términos numéricos, el promedio del grado de apertura comercial entre 1994-2006 fue de 30 % del PBI; para luego aumentar en promedio a cerca del 50 % del PBI entre los años 2007-2019. Cabe resaltar que en 2019 el 29 % del total de exportaciones peruanas fueron hacia China, de los cuales el 69 % fue cobre y 8 % harina de pescado. Asimismo, de China importamos diversidad de productos, principalmente artículos tecnológicos y textiles.

Con respecto al canal financiero, al ser una economía parcialmente dolarizada, el Perú se encuentra expuesto a choques de política monetaria en los Estados Unidos. A inicios del nuevo milenio, alrededor del 70 % de la liquidez del sistema bancario y el 80 % del crédito bancario hacia el sector privado en Perú estuvo denominado en moneda extranjera. Al finalizar el 2019, estos coeficientes de dolarización ascendieron a 31 % y 26 %, respectivamente. Si bien estos ratios han venido cayendo sostenidamente, aún reflejan una dolarización financiera significativa. Asimismo, la tasa de interés interbancaria de corto plazo en dólares está altamente correlacionada con la tasa de política de la Reserva Federal de los Estados Unidos (correlación de 0.8 entre 1994 y 2019). Por lo tanto, un choque monetario en la tasa de fondos federales podría tener un impacto significativo en el costo de fondeo de los bancos domésticos y, por ende, en la actividad económica.

Finalmente, y en relación al canal de precios, debemos recordar que el boom de materias primas observado entre 2002-2011, fue el principal sustento detrás del crecimiento sostenido en América Latina por casi una década. En particular, metales como el cobre y oro quintuplicaron sus precios durante este periodo¹, debido a la elevada expansión económica mundial y el agudo ciclo de debilitamiento global del dólar.

El objetivo de este documento es cuantificar la importancia y evolución del vínculo existente entre las condiciones internacionales y las variables domésticas relevantes como el crecimiento del producto, la inflación y la tasa de interés. Para ello, y a diferencia de otros estudios sobre el tema, se caracteriza de manera parsimoniosa y teóricamente coherente los distintos canales de transmisión

¹Entre 2002-2011, el precio del cobre se elevó de USD 0.70 a USD 4.0 por libra. En este mismo periodo, la cotización del oro pasó de USD 310 a USD 1590 por onza troy.

de los choques foráneos hacia nuestra economía (canal de precios, comercial y financiero). No obstante, en lugar de utilizar herramientas de estimación tradicionales (enfoque frecuentista), en este documento se opta por una estrategia econométrica con enfoque bayesiano para la estimación de una familia de modelos VAR, donde se permite la variación en el tiempo de los parámetros incluyendo la matriz de varianzas (TVP-VAR-SV). De esta manera podemos hacer un análisis sobre la evolución y los cambios que ha ido teniendo a través del tiempo la relación entre el contexto externo y la dinámica macroeconómica interna.

Con datos trimestrales para la economía peruana entre 1994Q1-2019Q4, los resultados sugieren que un modelo que incluye interceptos cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (denotado como TVP-VAR-R3-SV) se desempeña mejor que un modelo VAR tradicional y otros modelos restringidos o todo variante, como en Primiceri (2005). Los hallazgos indican una importancia tanto en magnitud como en duración de los choques externos sobre nuestra economía. En el análisis de impulso-respuesta destacan los choques reales desde China: ante un incremento de 1% en su crecimiento, se estima que el crecimiento peruano se incrementaría en 0.8% al cierre del primer año. No obstante, la persistencia de este choque generaría ganancias de 1.4% en el mediano plazo (5 años). Por su parte se encuentra que los choques de precios de materias primas han duplicado su impacto respecto de lo que estos tenían en la década de los 90s, mientras que los choques de política monetaria desde la Fed se han reducido a la mitad para el mismo periodo de análisis. Asimismo, al analizar la descomposición de varianza del error de predicción así como la descomposición histórica, se encuentra que entre 2002-2011 la participación de los factores externos sobre la variabilidad del PBI, inflación y tasa de interés alcanzó picos de 90%, donde se destaca la contribución de la tasa de crecimiento del PBI de China y del índice de materias primas. Sin embargo, para el caso específico del crecimiento del producto doméstico, esta participación externa ha venido cayendo en los últimos años, y hacia el final de la muestra se estima que los factores foráneos representarían alrededor del 65% de su variabilidad, tomando mayor importancia relativa los factores domésticos. Esta caída estaría estrechamente vinculada al proceso de desaceleración económica mundial (estancamiento secular) y el retiro de los estímulos económicos post crisis financiera internacional.

El documento se divide de la siguiente manera. La Sección 2 resume la literatura empírica que estudia la relación entre los factores externos y la dinámica de economías pequeñas y abiertas, con énfasis en Perú. La Sección 3 describe la propuesta metodológica para la estimación del modelo TVP-VAR-SV desarrollado por Chan y Eisenstat (2018). La Sección 4 analiza los resultados de la estimación del modelo base y su interpretación económica. En la Sección 5 se proponen ejercicios alternativos que validan la robustez del modelo base, y finalmente la Sección 6 presenta las conclusiones del documento. Cabe indicar que los resultados presentados en este documento corresponden principalmente al modelo con mejor ajuste empírico (TVP-VAR-R3-SV). Sin embargo, las Figuras y resultados de otros modelos, así como el de los ejercicios de robustez están disponibles según sean requeridos.

2. Antecedentes Empíricos

En esta Sección se describen los principales trabajos que estudian la relación entre factores externos y su efecto en la dinámica macroeconómica de países emergentes, principalmente latinoamericanos. Es importante resaltar que la literatura empírica dedicada al estudio de los mecanismos de propagación de factores internacionales hacia economías pequeñas y abiertas ha encontrado en los modelos de vectores autorregresivos (VAR) una herramienta pertinente y efectiva para sus objetivos.

En el contexto del masivo movimiento de capitales hacia América Latina a finales de la década de 1980, Calvo et al. (1993) destacan la importancia de los factores externos en las fluctuaciones de los ciclos en economías latinoamericanas. Con datos en frecuencia mensual para el periodo comprendido

entre 1988 y 1991, los autores estiman un modelo SVAR para 10 economías de América Latina, encontrando que, para la mayoría de estos países, los factores externos representan una fracción importante (alrededor de 50 %) de la varianza del error de pronóstico en el tipo de cambio real. Sin embargo, estos resultados contrastan con lo encontrado por Ahmed y Murthy (1994), Hausmann y Gavin (1995), y Hoffmaister y Roldós (1997) quienes, también mediante la especificación de modelos SVAR, concluyen que el rol de los factores externos en general es relativamente limitado en la tarea de explicar las fluctuaciones del producto en economías en desarrollo, y que la principal fuente detrás de estas fluctuaciones son los choques de oferta agregada.

Si dejamos de lado las diferencias metodológicas (calibración versus estimación, por ejemplo), Mendoza (1995), basándose en un modelo de ciclos económicos reales (RBC), refuerza lo encontrado inicialmente por Calvo et al. (1993), y argumenta que los choques externos, en particular los términos de intercambio, explican aproximadamente el 50 % de la variabilidad observada del PBI y el tipo de cambio real. Posteriormente, Kose (2002) simula un modelo dinámico, estocástico y de equilibrio general (DSGE) para una economía pequeña y abierta, encontrando que choques de precios globales² representan una porción significativa de la variabilidad de los ciclos económicos en economías en desarrollo.

Posteriormente, Canova (2005) estudia la transmisión de choques desde Estados Unidos hacia 8 países representativos de América Latina y encuentra que dichos choques representan entre el 19 % y 56 % de la varianza de ocho principales variables macroeconómicas (PBI, precios, tasa de interés, balance real, balanza comercial, el tipo de cambio real y nominal, y las reservas netas) en los distintos países considerados. En particular, choques monetarios desde Estados Unidos inducen a respuestas persistentes y significativas en los ciclos económicos de las economías consideradas. En contraste, choques de demanda y oferta real generan respuestas poco significativas, lo cual evidencia la importancia del canal financiero como amplificador de las perturbaciones externas.

Tratando de responder a la misma interrogante, pero utilizando una estrategia de identificación distinta³, Mackowiak (2007) estima mediante modelos SVAR la relación entre factores externos y fluctuaciones macroeconómicas de ocho países emergentes (Hong Kong, Corea del Sur, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia, Chile y México), encontrando que los choques externos pueden explicar un 49 % de la varianza del PBI en dichas economías.

En un estudio que involucra únicamente a economías de la región, Izquierdo et al. (2008) evalúan el papel de los factores externos (términos de intercambio, la tasa de los bonos soberanos de Estados Unidos, el índice EMBI, entre otros) sobre el crecimiento de América Latina a través de una especificación VECM, para una muestra en frecuencia trimestral para el periodo 1990-2006. Los autores encuentran que el 55 % del crecimiento del bloque se explica por factores externos, resultado muy similar a lo encontrado por Osterholm y Zettelmeyer (2007), quienes mediante un modelo VAR bayesiano con prior informativas de estado estacionario, muestran que entre el 50 % y 60 % de la variación del PBI de América Latina es debido a factores foráneos.

Con el objetivo de capturar posibles heterogeneidades en la transmisión de choques externos hacia los ciclos económicos de economías emergentes, Cesa-Bianchi et al. (2011) estiman un modelo VAR global (GVAR) para 26 economías, incluyendo cinco economías latinoamericanas. Los autores encuentran que el impacto de largo plazo de un choque al PBI de China sobre una economía típica de América Latina se ha triplicado desde mediados de 1990. En particular, una reducción del crecimiento de China de 3 % implicaría una caída en el crecimiento del PBI de LAC5 (promedio ponderado de las cinco economías representativas de América Latina) de entre 0.4 % y 0.5 % en el

²Definidos como fluctuaciones en precios de bienes de capital, bienes intermedios y primarios; así como en la tasa de interés real internacional.

³Canova (2005) identifica los choques de Estados Unidos mediante restricciones de signos en las funciones de impulso respuesta; mientras que Mackowiak (2007) utiliza restricciones de exogeneidad en bloque.

largo plazo. En contraste, el efecto de largo plazo de un choque al crecimiento de Estados Unidos se ha reducido a la mitad durante el mismo periodo de análisis. En la misma dirección, Saldarriaga y Winkelried (2013) encuentran que la mayor presencia de China en la economía global ha conllevado a mayores impactos sobre terceros países, en particular sobre economías pequeñas y abiertas como las latinoamericanas. A diferencia del estudio previamente referenciado, los autores estiman un modelo SVAR con restricciones de agregación para identificar choques específicos en cada país.

Las aplicaciones empíricas relacionadas a la economía peruana no son ajenas a la discusión en torno a la importancia de los factores externos. Una primera evidencia es la encontrada por Dancourt et al. (1997), quienes encuentran una estrecha relación entre los periodos de recesión ocurridos en 1950-1996 y el deterioro de factores externos relevantes (en específico caída de términos de intercambio, subida de tasa de interés internacional y/o disminución de la disponibilidad de crédito externo neto). El documento señala que la performance macroeconómica de largo plazo de nuestra economía parecería ser independiente de la estrategia de crecimiento o los modelos de desarrollo adoptados, afirmando que no se puede abstraer el rol de los choques externos cuando se busca explicar el crecimiento peruano.

Por su parte, mediante la utilización de un modelo semiestructural estimado con datos trimestrales desde 1996 hasta 2015, Nolzco et al. (2016) encuentran que en determinados periodos las fuentes externas representan más del 50 % del crecimiento económico doméstico, hallazgo que está en línea con los resultados mostrados en MEF (2014), donde se encuentra que el 55 % de la variabilidad del crecimiento del producto es explicada por factores externos: 25 % es explicado por el canal de los términos de intercambio, 20 % por el canal financiero y 10 % por el canal de demanda externa. Recientemente en una actualización de dicho estudio, MEF (2019) encuentra que la participación de los factores externos representa el 54 % de la variabilidad del crecimiento económico.

Utilizando datos trimestrales para el periodo comprendido entre 2001 y 2016, Mendoza y Colantes Goicochea (2017) estiman un modelo SVAR con restricciones de largo plazo; ver Blanchard y Quah (1989). En un primer ejercicio se construye el bloque externo considerando el crecimiento del PBI real de Estados Unidos, inflación de Estados Unidos, tasa de los bonos del Tesoro Americano a 10 años y el crecimiento de los términos de intercambio. Los resultados indican que, en promedio, los determinantes externos han explicado el 57 % de las fluctuaciones de la economía. Sin embargo, la incorporación de la tasa de crecimiento de China al modelo eleva a 67 % la contribución de los factores foráneos a la variabilidad del PBI. Por el lado doméstico, los autores encuentran que la inversión pública se constituye como herramienta de política macroeconómica que históricamente ha sido más eficaz.

Rodríguez et al. (2018) estiman un modelo VAR con cointegración y tendencias estocásticas comunes, donde se evalúa el rol de la inversión privada como motor fundamental del crecimiento de la economía peruana, a través del desarrollo favorable de los términos de intercambio. Los autores encuentran que las fluctuaciones de los principales agregados macroeconómicos (PBI, consumo privado e inversión privada y pública) son explicados, casi completamente (por encima de 96 %), por choques externos, evidenciando una alta vulnerabilidad de la economía peruana a las condiciones internacionales.

No obstante, recientemente Schmitt-Grohé y Uribe (2018) estiman múltiples modelos SVAR específicos a 38 economías emergentes y encuentran que, cambios no anticipados en los términos de intercambio explican en promedio solo alrededor del 10 % de la variabilidad del PBI, desafiando gran parte de la literatura empírica antes descrita en este documento. La proporción de la varianza del producto explicada por estos choques para países de la región son: 22 % para Argentina, 6 % para Bolivia, 16 % para Brasil, 18 % para Colombia, 17 % para México y 19 % para Perú. En vista que los resultados contrastan con la óptica estándar de la literatura reciente, los autores sugieren como mejora al modelo empírico el considerar los precios de commodities en vez de índices

agregados de valores unitarios de exportación e importación, criterio que se ha tomado en cuenta en la elaboración de este documento. Asimismo, Florián y otros (2018) plantean la existencia de una diferencia fundamental entre el impacto de movimientos anticipados y no anticipados en los términos de intercambio en economías pequeñas y abiertas como la peruana, y encuentran que los choques anticipados pueden explicar alrededor del 50 % de la variación del PBI luego de 2 años de ocurridos, mientras que los segundos explican alrededor del 25 % de ésta.

Este documento se inscribe dentro de la metodología empleada inicialmente por Cogley y Sargent (2005) y Primiceri (2005), quienes estiman modelos TVP-VAR-SV para la evaluación de política monetaria y su impacto en la economía estadounidense, y en donde además Primiceri (2005) proporciona una interpretación estructural de la dinámica conjunta utilizando restricciones recursivas en la matriz de relaciones contemporáneas. Además, estudios como el de Clark (2011) y D’Agostino et al. (2013) demuestran las ventajas en términos de ajuste y pronóstico de aquellos modelos que consideran parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica⁴. Sin embargo, y a pesar del éxito empírico de estos modelos más flexibles, existe evidencia reciente que ha expresado sus preocupaciones acerca de los problemas potenciales de sobreparametrización; véase Chan et al. (2012), Nakajima y West (2013) y Belmonte et al. (2014). En este contexto, nosotros seguimos una nueva estrategia de estimación, propuesta por Chan y Eisenstat (2018), quienes además de considerar el modelo original TVP-VAR-SV, implementan seis versiones restringidas a partir de supuestos asociados a la constancia (o variabilidad) en el tiempo de interceptos, coeficientes VAR, efectos contemporáneos e incluso de la matriz de varianzas. Esta estrategia es implementada con la finalidad de evaluar aisladamente el rol de la variabilidad en el tiempo de diferentes grupos de parámetros. Al respecto, Ojeda Cunya y Rodríguez (2021) realizan una primera aproximación para la economía peruana utilizando esta familia de modelos VAR para una especificación con 4 variables (1 externa). Los autores encuentran que la participación de los choques externos en la variabilidad de las predicciones del crecimiento del PBI ha venido creciendo en el tiempo, pasando de representar 9 % en 1994, a más del 80 % en 2017, evidenciando la dependencia y vulnerabilidad de nuestra economía a fluctuaciones en variables globales. Otras recientes contribuciones con evidencia para la economía peruana son Chávez y Rodríguez (2021), quienes usan modelos VAR con Regime-Switching en los parámetros y/o varianzas; y Guevara, Rodríguez y Yamuca (2021) quienes usan modelos TVP-VAR-SV con mezcla de innovaciones.

El factor que diferencia nuestra propuesta respecto a los trabajos previamente referenciados, además de tratar posibles no linealidades en la relación entre choques externos y dinámica macroeconómica interna, es que toma en cuenta los tres canales más importantes de transmisión de estos choques hacia nuestra economía (canal de precios, comercial y financiero). En ese sentido, se realizaron un conjunto de estimaciones que parten de un modelo base de 7 variables (4 externas y 3 internas), para posteriormente realizar diversos ejercicios de robustez que brindan soporte a los principales hallazgos de este documento.

3. Metodología

3.1. El Modelo TVP-VAR-SV

Se utiliza una familia de 7 modelos VAR con distintas restricciones asociadas a la dinámica y naturaleza de sus parámetros. En primer lugar, describimos el modelo TVP-VAR-SV, para luego incorporar al análisis modelos especificados como versiones restringidas. Siguiendo a Chan y Eisenstat (2018), se tiene un vector $y_t = (y_{1,t}, \dots, y_{n,t})'$ de $n \times 1$ variables endógenas en el periodo t , por lo que el modelo TVP-VAR-SV puede escribirse de la siguiente manera:

⁴Para mayor detalle sobre volatilidad estocástica, véase Harvey et al. (1994), Kim et al. (1998) y Chib et al. (2006).

$$B_{0,t}y_t = \mu_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_t), \quad (1)$$

donde μ_t es un vector $n \times 1$ de interceptos variantes en el tiempo, $B_{1,t} \dots B_{p,t}$ son las matrices $n \times n$ de coeficientes asociados a los rezagos del vector de variables endógenas, $B_{0,t}$ es la matriz de efectos contemporáneos, triangular inferior de $n \times n$ que contempla valores iguales a la unidad en su diagonal, y $\Sigma_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{n,t}))$. La ley de movimiento para cada una de las varianzas en logaritmos $h_t = (h_{1,t}, \dots, h_{n,t})'$ se especifica con como un paseo aleatorio independiente:

$$h_t = h_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, \Sigma_h), \quad (2)$$

donde las condiciones iniciales h_0 son consideradas como parámetros a ser estimados.

El sistema en (1) está en su forma estructural y la matriz de varianzas Σ_t es diagonal, por lo que el sistema se puede estimar de forma recursiva. Para ello reescribimos el modelo. Por un lado, consideramos el vector $k_\beta \times 1$ de interceptos y coeficientes asociados a las observaciones rezagadas $\beta_t = \text{vec}((\mu_t, B_{1,t}, \dots, B_{p,t})')$. El segundo vector es de dimensión $k_\gamma \times 1$ y contiene los coeficientes cambiantes en el tiempo que caracterizan las relaciones contemporáneas entre las variables, denotado por γ_t . Notar que $k_\beta = n(np + 1)$ y $k_\gamma = n(n - 1)/2$. Por lo tanto, la ecuación (1) se reescribe de la siguiente manera:

$$y_t = \tilde{X}_t \beta_t + W_t \gamma_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_t),$$

donde $\tilde{X}_t = I_n \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ y W_t es una matriz $n \times k_\gamma$ que contiene elementos apropiados de $-y_t$, y tiene la forma:

$$W_t = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -y_{1,t} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -y_{1,t} & -y_{2,t} & 0 & 0 & 0 & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -y_{1,t} & -y_{2,t} & \dots & -y_{(n-1),t} \end{bmatrix}.$$

Si $X_t = (\tilde{X}_t, W_t)$, podemos simplificar el modelo descrito anteriormente y obtener una representación genérica de espacio-estado:

$$y_t = X_t \theta_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma_t), \quad (3)$$

donde $\theta_t = (\beta_t', \gamma_t')$ tiene una dimensión $k_\theta = k_\beta + k_\gamma$, y los coeficientes se comportan como un paseo aleatorio:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \Sigma_\theta), \quad (4)$$

donde las condiciones iniciales θ_0 son parámetros a ser estimados.

Las distribuciones priors consideradas en este documento se eligen por ser intuitivas y convenientes en la aplicación propuesta, además de ser ampliamente utilizadas en la literatura bayesiana reciente. En primer lugar, es conveniente asumir que los valores iniciales para los coeficientes, las covarianzas, las log-volatilidades, y los hiperparámetros son independientes entre ellos. Se asume que las priors para los estados iniciales de los coeficientes cambiantes en el tiempo y errores estándar en logaritmos siguen una distribución Normal: $\theta_0 \sim N(a_\theta, V_\theta)$, $h_0 \sim N(a_h, V_h)$. Por otro lado, se define la matriz diagonal de covarianzas de los errores para las ecuaciones de estado de

la forma $\Sigma_\theta = \text{diag}(\sigma_{\theta_1}^2, \dots, \sigma_{\theta_{k_\theta}}^2)$, $\Sigma_h = \text{diag}(\sigma_{h_1}^2, \dots, \sigma_{h_n}^2)$. Los elementos de la diagonal de Σ_θ y Σ_h se distribuyen independientemente como: $\sigma_{\theta_i}^2 \sim IG(v_{\theta_i}, S_{\theta_i})$, $\sigma_{h_j}^2 \sim IG(v_{h_j}, S_{h_j})$, $i = 1, \dots, k_\theta$, $j = 1, \dots, k_h$.

3.2. Otros Modelos

La especificación de un TVP-VAR-SV estándar considera como cambiante en el tiempo a cada uno de los parámetros en $\theta_t = (\beta_t', \gamma_t')$, así como en la matriz de varianzas Σ_t . Sin embargo, y con la finalidad de evaluar la contribución individual de los dos grupos de parámetros β_t y γ_t , se consideran tres variantes del modelo general, todos ellos con volatilidad estocástica. Por un lado, denominamos TVP-VAR-R1-SV al modelo que mantiene constante el grupo de parámetros asociados a las observaciones rezagadas y los interceptos del VAR (esto es $\beta_t = \beta_0$). Si, por el contrario imponemos constancia en los coeficientes que caracterizan las relaciones contemporáneas (esto es $\gamma_t = \gamma_0$), nos referimos al modelo TVP-VAR-R2-SV. Notar que este último modelo es el propuesto en Cogley y Sargent (2005). Asimismo, denotamos TVP-VAR-R3-SV a aquella especificación donde solo los interceptos μ_t son variantes en el tiempo. De otro lado, con la finalidad de evaluar aisladamente el rol de la volatilidad cambiante en el tiempo, consideramos además un modelo con coeficientes cambiantes pero sin volatilidad estocástica, denominado TVP-VAR, como en Cogley y Sargent (2001). Asimismo, con el propósito de examinar la contribución de un modelo con parámetros VAR constantes pero con volatilidad estocástica, incluimos en el análisis el modelo CVAR-SV. Por último, se añade el modelo VAR tradicional, sin parámetros cambiantes ni varianza heterocedástica, el cual denotamos como CVAR.

3.3. Estimación del Modelo TVP-VAR-SV

Para estimar las distribuciones a posteriori de los parámetros del modelo bayesiano TVP-VAR-SV, se utiliza un algoritmo markoviano MCMC (Monte Carlo Markov Chain). Se sigue lo propuesto por Chan y Eisenstat (2018), quienes a través del método Gibbs Sampling estiman densidades marginales, no obtenibles analíticamente, a partir de muestras aleatorias de distribuciones conocidas.

Por simplicidad, definamos $y = (y_1', \dots, y_T')'$ y $\theta = (\theta_1', \dots, \theta_T')'$. Los draws de la posterior pueden ser obtenidos a través de un muestreo secuencial desde las siguientes distribuciones condicionales: (i) $p(\theta | y, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h, \theta_0, h_0)$; (ii) $p(h | y, \theta, \Sigma_\theta, \Sigma_h, \theta_0, h_0)$; (iii) $p(\Sigma_\theta, \Sigma_h | y, \theta, h, \theta_0, h_0)$; y por último, $p(\theta_0 | y, \theta, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h)$. En segundo lugar, se puede reescribir la ecuación (4) como

$$H_\theta \theta = \tilde{\alpha}_\theta + \eta, \quad \eta \sim N(0, S_\theta), \quad (5)$$

donde $\tilde{\alpha}_\theta = (\theta_0', 0, \dots, 0)'$ y $S_\theta = I_T \otimes \Sigma_\theta$. La matriz H_θ es una matriz banda inferior que nos permitirá obtener la representación de los parámetros θ en cada punto del tiempo. A partir de esto, podemos expresar la distribución condicional: $(\theta | y, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h, \theta_0, h_0) \sim N(\hat{\theta}, K_\theta^{-1})$, donde $K_\theta = H_\theta' S_\theta^{-1} H_\theta + X' \Sigma^{-1} X$ y la media $\hat{\theta} = K_\theta^{-1} (H_\theta' S_\theta^{-1} H_\theta \alpha_\theta + X' \Sigma^{-1} y)$. Note que $\alpha_\theta = H_\theta^{-1} \tilde{\alpha}_\theta$. Cabe resaltar que el muestreo de precisión propuesto por Chan y Jeliazkov (2009) se usa eficientemente para muestreos desde la distribución encontrada $N(\hat{\theta}, K_\theta^{-1})$.

Luego, los elementos de las matrices diagonales Σ_θ y Σ_h siguen distribuciones Gamma inversa: (i) $(\sigma_{\theta_i}^2 | y, \theta, h, \theta_0, h_0) \sim IG\left(v_{\theta_i} + \frac{T}{2}, S_{\theta_i} + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\theta_{i,t} - \theta_{i,t-1})^2\right)$, donde $i = 1, \dots, k_\theta$; y por otro lado, (ii) $(\sigma_{h_j}^2 | y, \theta, h, \theta_0, h_0) \sim IG\left(v_{h_j} + \frac{T}{2}, S_{h_j} + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\theta_{j,t} - \theta_{j,t-1})^2\right)$, donde $j = 1, \dots, k_h$. Finalmente los valores iniciales θ_0 y h_0 son condicionalmente independientes y siguen distribuciones

Gaussianas: $(\theta_0 | y, \theta, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h) \sim N(\hat{\theta}_0, K_{\theta_0}^{-1})$; y $(h_0 | y, \theta, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h) \sim N(\hat{h}_0, K_{h_0}^{-1})$, donde $K_{\theta_0} = V_\theta^{-1} + \Sigma_\theta^{-1}$, $\hat{\theta}_0 = K_{\theta_0}^{-1}(V_\theta^{-1}a_\theta + \Sigma_\theta^{-1}\theta_1)$, $K_{h_0} = V_h^{-1} + \Sigma_h^{-1}$ y $\hat{h}_0 = K_{h_0}^{-1}(V_h^{-1}a_h + \Sigma_h^{-1}h_1)$.

3.4. Criterios de Comparación de Modelos

Se utilizan dos indicadores: la verosimilitud marginal (estimada usando el método de Entropía Cruzada); y el criterio de información por desviaciones (DIC).

3.4.1. Método de Entropía Cruzada (EC)

Una medida usual de comparación entre modelos Bayesianos es el factor de Bayes (BF), el cual es presentado como el ratio de verosimilitudes marginales $p(y | M_i)/p(y | M_j)$, donde el numerador representa la verosimilitud marginal del modelo i y el denominador, del modelo j . La verosimilitud marginal se obtiene al integrar la función de verosimilitud respecto a las distribuciones prior de los parámetros; es decir $p(y) = \int p(y | \theta) p(\theta) d\theta$. Sin embargo, este cálculo implica un alto costo de tiempo de estimación.

Con el objetivo de obtener una estimación más precisa y eficiente de la verosimilitud marginal, Chan y Eisenstat (2015) plantean el siguiente estimador en base al importance sampling:

$$\hat{p}_{IS}(y) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{p(y | \theta_n) p(\theta_n)}{g(\theta_n)}, \quad (6)$$

donde $\theta_1, \dots, \theta_N$ son draws independientes que se obtienen de la densidad de importancia $g(\cdot)$. El método EC es utilizado para elegir óptimamente a g , de manera que se escoge una densidad de importancia que permita hallar un estimador con varianza 0. Si denotamos esta densidad de importancia como g^* y usamos la densidad posterior como $g^* = g(\theta) = p(\theta | y) = p(y | \theta)p(\theta)/p(y)$, tenemos:

$$\hat{p}_{IS}(y) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{p(y | \theta_n) p(\theta_n)}{g(\theta_n)} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{p(y | \theta_n) p(\theta_n)}{p(y | \theta_n) p(\theta_n) / p(y)} = p(y). \quad (7)$$

Entonces, debemos elegir g de tal manera que esté lo suficientemente cerca de g^* para que la varianza del estimador sea mínima. Para esto se plantea una familia paramétrica $\mathcal{F} = \{f(\theta; v)\}$, sujeta a un vector de parámetros v de la cual encontramos la densidad de importancia $f(\theta; v^*) \in \mathcal{F}$ que esté más cerca a g^* . El objetivo es encontrar v_{ce}^* de tal manera que minimice la distancia entre la densidad óptima y la densidad elegida $f(\theta; v)$:

$$v_{ce}^* = \arg \min \left(\int g^*(\theta) \log g^*(\theta) d\theta - p(y)^{-1} \int p(y | \theta) p(\theta) \log f(\theta; v) d\theta \right), \quad (8)$$

lo cual es equivalente a maximizar la segunda parte de (8) y obtener su estimador:

$$\hat{v}_{ce}^* = \arg \max \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \log f(\theta_l; v), \quad (9)$$

donde $\theta_1, \dots, \theta_L$ son draws obtenidos de la densidad posterior. De esta forma, podemos resumir el algoritmo como: (i) obtener los draws $\theta_1, \dots, \theta_L$ de la densidad posterior $g^*(\theta) = p(\theta | y) \propto p(y | \theta) p(\theta)$ y buscar una solución para (9); (ii) generar un muestreo aleatorio $\theta_1, \dots, \theta_N$ de la densidad $f(\cdot; \hat{v}_{ce}^*)$ y estimar la verosimilitud marginal a través del estimador planteado en (6).

3.4.2. Criterio de Información por Desviaciones (DIC)

El DIC (Deviance Information Criterion) fue planteado originalmente por Spiegelhalter et al. (2002). Usando la notación de Chan y Grant (2016), la desviación o el ajuste del modelo con los datos se define como: $D(\theta) = -2 \log f(y | \theta) + 2 \log h(y)$, donde $f(y | \theta)$ es la función de verosimilitud del modelo y $h(y)$ es una función de los datos. Asimismo, se plantea una medida de complejidad de los modelos a través del número efectivo de parámetros definido como: $p_D = \overline{D(\theta)} - D(\hat{\theta})$, donde $\overline{D(\theta)} = -2E_\theta [\log f(y | \theta) | y] + 2 \log h(y)$, es la desviación media posterior y $\hat{\theta}$ es un estimador de θ . Usando las definiciones anteriores, el DIC se presenta como la suma de la desviación media posterior y el número efectivo de parámetros: $DIC = \overline{D(\theta)} + p_D$.

Se asume $h(y) = 1$ para simplificar la comparación y se reemplaza las definiciones anteriores para obtener: $DIC = 2\overline{D(\theta)} - D(\hat{\theta})$, con lo cual tenemos: $DIC = -4E_\theta [\log f(y | \theta) | y] + 2 \log f(y | \hat{\theta})$.

El estimador $\hat{\theta}$ de θ es la moda posterior $\hat{\theta}$, el primer término de la expresión anterior se puede estimar como la media de las log-verosimilitudes $\log f(y | \theta)$ sobre las draws posterior de θ . Para aproximar la moda posterior $\hat{\theta}$, obtenemos el conjunto de parámetros con el que se tenga el máximo valor de $f(y | \theta)f(\theta)$, donde $f(\theta)$ es la densidad prior. Finalmente, la versión utilizada queda como:

$$DIC = -4E_\theta [\log f(y | \theta) | y] + 2 \log f(y | \hat{\theta}). \quad (10)$$

Existen otras versiones de este criterio de elección que se basan en la verosimilitud con datos completos o la verosimilitud condicional; sin embargo, en el análisis de este documento solo usaremos el DIC basado en la verosimilitud integrada dados los resultados mostrados por Chan y Grant (2016) donde las otras formas de DIC favorecen a los modelos sobreparametrizados y presentan altos errores estándar.

4. El Modelo Base

En esta Sección se analizan 7 especificaciones de modelos TVP-VAR-SV aplicados al caso peruano. Nuestro propósito es encontrar un modelo consistente y plausible que tenga un ajuste significativo con los datos empíricos. Con ello se busca estimar, analizar y cuantificar la evolución en el tiempo de la interacción entre choques externos y las principales variables macroeconómicas domésticas (crecimiento del PBI, inflación y tasa de interés), haciendo uso de instrumentos estándar en la utilización de modelos VAR: funciones impulso respuesta (IRF), descomposición de varianza del error de predicción (FEVD) y la descomposición histórica (HD).

4.1. Datos Empíricos

Usamos un conjunto de datos macroeconómicos que incluye series temporales trimestrales presentadas en tasas de crecimiento anual, excepto las tasas de interés tanto internacionales como locales. La muestra abarca el periodo 1994Q1 hasta 2019Q4, y las series se obtuvieron del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), Bloomberg y la Reserva Federal de St. Louis (FRED). El sistema completo está conformado por un total de siete variables, las cuales podemos dividir en dos bloques: un bloque externo, que incluye las 4 primeras variables, y uno doméstico, con el resto. El bloque externo incluye el crecimiento económico de Estados Unidos (y_t^{usa}), la tasa de interés de política de la Reserva Federal de Estados Unidos (i_t^*), el crecimiento económico de China (y_t^{chn}), y un índice global de precios de commodities elaborado por Goldman Sachs (p_t^*). El bloque doméstico se compone de 3 variables macroeconómicas: el crecimiento del PBI doméstico (y_t^{per}), la tasa de crecimiento del índice de precios al consumidor o inflación (π_t), y la tasa de interés de política (i_t), que se construye como una combinación de la tasa de interés interbancaria hasta 2003Q3 y

desde 2003Q4, año en que comienza el régimen de metas explícitas de inflación, se utiliza la tasa de interés de referencia del BCRP. Este modelo es estimado utilizando un rezago, seleccionado usando el Criterio de Información de Bayes (BIC) para la versión del modelo con parámetros constantes.

La Figura 1 presenta las 7 variables consideradas en el modelo base. Haciendo una inspección visual, podemos diferenciar tres periodos con comportamientos diferenciados en la dinámica del producto doméstico: (i) el primero entre 1994-2001, subperiodo que coincide con el último ciclo económico completo documentado por Castillo et al. (2007), donde se alcanzó un crecimiento promedio de 4.2% y estuvo caracterizado por una alta variabilidad en la dinámica del PBI (desviación estándar de 4.7) asociado a profundas crisis internacionales, como la del Tequila (1994), la crisis Asiática y Rusa (1997), y la crisis *dot.com* (1999); (ii) un segundo subperiodo entre los años 2002-2011, caracterizado por una bonanza económica asociada al boom del precio de materias primas (a excepción del año 2009, tras la crisis financiera internacional), que llevó a nuestro país a registrar un crecimiento económico promedio de 6.2% en un contexto de menor volatilidad del producto (desviación estándar de 2.8); y (iii) un tercer subperiodo entre los años 2012-2019, donde se observa una caída significativa tanto del crecimiento económico promedio (3.8%) como de su desviación estándar (1.7), asociada a la moderación en el crecimiento de nuestros principales socios comerciales (en particular de China) y la corrección a la baja en el precio de las materias primas. La desaceleración experimentada en este último subperiodo se encuentra estrechamente asociada a la caída del crecimiento potencial entre 2012 y 2017 documentado en Castillo y Florián (2019), quienes muestran que la tendencia decreciente se debe principalmente a una reducción en el crecimiento de la productividad total de factores.

La estrategia de identificación se realiza utilizando restricciones recursivas a la Sims (1980), donde la matriz de relaciones contemporáneas adopta una forma triangular inferior. Esto supone que las variables están ordenadas de la más exógena a la más endógena, es decir, se asume que la economía de Estados Unidos, su política monetaria, la dinámica económica de China y el índice de commodities, influyen contemporáneamente en la dinámica de las variables macroeconómicas peruanas; sin embargo, estas últimas no tienen influencia contemporánea sobre las variables externas.

Por el lado externo, el ordenamiento propuesto asume implícitamente que la política monetaria de la Reserva Federal responde a movimientos en la actividad económica de los Estados Unidos. Asimismo, los movimientos tanto reales como financieros gestados en la economía norteamericana influyen en las decisiones de inversión y comercio en China, lo que a su vez tiene implicancias directas en los precios internacionales. Cabe resaltar que solo China y Estados Unidos representan una tercera parte de la demanda mundial de petróleo y más de la mitad de la de metales industriales y preciosos. Por el lado interno, los movimientos en el PBI tendrían implicancias directas en la inflación; y finalmente, habiéndolo observado la dinámica del crecimiento económico e inflación (y a manera de regla de Taylor implícita), la autoridad monetaria reaccionaría elevando o reduciendo su tasa de política.

4.2. Priors y Selección de Modelos

Dentro del menú de priors disponibles, se opta por elegir el training sample, ya que constituye una prior informativa y, a su vez, mucho más objetiva en comparación con el prior conjugado, por ejemplo. Como en Primiceri (2005), los primeros 10 años de la muestra (40 observaciones, desde 1994Q1 a 2003Q4) son utilizados para calibrar la distribución prior de las condiciones iniciales. Por ejemplo, para caracterizar la media y la varianza de θ_0 se eligen las estimaciones MCO ($\hat{\theta}_{OLS}$) y cuatro veces su varianza en un VAR tradicional, estimado en la submuestra inicial. Esta prior da luces de una dinámica inicial del sistema completo y establece un prior más apropiado para cada variable. Más adelante en la sección de robustez, se utilizan priors no informativas. Es importante

mencionar que se observa que el training sample como prior arroja resultados con mayor coherencia económica.

Como paso previo a la estimación de los 7 modelos especificados en la Sección 3.2, se realizaron 3 tests de variabilidad de coeficientes. Para ello, se estima el modelo TVP-VAR-SV, y posteriormente se analiza la distancia entre las distribuciones prior y posterior. En la Tabla 1 se presentan los tests de Kolmogorov-Smirnov (K-S), el t -test y el test de traza, tanto para la muestra completa, como para 2 submuestras con el mismo número de observaciones. Los resultados del test K-S y del t -test sugieren plena variabilidad de los coeficientes asociados a la matriz de varianzas de las innovaciones (matriz Σ_t); es decir, se justificaría la inclusión de volatilidad estocástica para obtener una mejor especificación del modelo. Sin embargo, no sucede lo mismo para los demás coeficientes. Para el caso de los coeficientes de las relaciones contemporáneas (matriz $B_{0,t}$), con el test K-S se evidencia un 71% de variabilidad (15 de 21 parámetros), mientras que con el t -test, todos los parámetros (21 de 21 parámetros) tendrían que ser variantes. En el caso de los interceptos y coeficientes de las variables rezagadas (matriz $B_{i,t}$), el test K-S y el t -test coinciden en resultados: alrededor del 90% de los parámetros deberían ser considerados variantes en el tiempo (51 de 56 con el test K-S, y 49 de 56 para el t -test). Estos resultados podrían indicar que la variabilidad en el tiempo estaría más asociada no solo a la varianza de las innovaciones, sino eventualmente a la matriz de interceptos y coeficientes de las variables rezagadas. Asimismo se realiza el test de Traza, desarrollado por Cogley y Sargent (2005), el cual evalúa si la traza de la matriz de varianzas prior es significativamente distinta a la traza de la matriz de varianzas posterior. Se obtiene que la traza de las varianzas prior es 0.28 y está casi en el mismo nivel que la mediana de la traza de las varianzas posterior (0.31). Con este test, no es posible hablar de una variabilidad en las varianzas (es decir, no se justificaría la inclusión de una volatilidad estocástica). Sin embargo, esto entra en conflicto con los resultados de los tests anteriores.

La Tabla 2 muestra los dos criterios de selección para todos los modelos. En la primera fila se muestra la media de la log-verosimilitud marginal (log-ML), criterio que señala al modelo TVP-VAR-R3-SV como aquel que posee el mayor ajuste con los datos. Recordemos que este modelo, además de incluir volatilidad estocástica, permite la variación en el tiempo de los interceptos para cada ecuación (parámetros asociados a los rezagos y a efectos contemporáneos son restringidos a mantenerse constantes). Por su parte, el segundo modelo con mejor ajuste sería el CVAR-SV, el cual solo considera varianzas cambiantes en el tiempo. Cabe resaltar que, en términos comparativos y haciendo uso del BF, el modelo TVP-VAR-R3-SV es 33 veces preferido al modelo CVAR-SV, denotando de esta manera las ganancias (en términos de ajuste) de permitir la variación en el tiempo de los interceptos. Este resultado podría estar asociado a la inclusión de variables cuya dinámica ha estado caracterizada por cambios eventuales en la media, como por ejemplo la inflación y la tasa de interés de política, que tuvieron comportamientos muy volátiles en las décadas de los 80 y 90, para posteriormente reducir abruptamente sus fluctuaciones tras la adopción del régimen de metas explícitas de inflación en 2002.

Es importante resaltar el rol que cumple la introducción de volatilidad estocástica en los modelos. Los resultados muestran que aquellas especificaciones que permiten heterocedasticidad son los modelos con un mayor ajuste a los datos. De esta manera, los modelos TVP-VAR y CVAR son descartados, ya que el modelo de mejor ajuste (TVP-VAR-R3-SV) es preferido 5.9×10^{84} y 4.9×10^{85} veces a dichos modelos, respectivamente.

En la segunda fila de la Tabla 2 se presentan los valores del DIC. Básicamente se seleccionan aquellos modelos que minimicen este indicador, con lo cual se determina nuevamente al modelo TVP-VAR-R3-SV como el de mayor ajuste. Este resultado coincide con lo encontrado utilizando la verosimilitud marginal. Por su parte, como peores modelos según el criterio DIC tenemos nuevamente a los modelos que no contemplan volatilidad estocástica.

Teniendo en cuenta que el modelamiento de la volatilidad estocástica es pieza fundamental para obtener un mayor ajuste del modelo a los datos, se hace necesario el análisis de este componente. En ese sentido, la Figura 2 muestra la evolución en el tiempo de la desviación estándar de los errores para cada ecuación de aquellos modelos que incluyen volatilidad estocástica. En general se observa que la volatilidad derivada del modelo CVAR-SV tiende a estar por encima del resto de estimaciones, característica que se observa con mayor claridad en la ecuación de la inflación doméstica: la desviación en 1994 se estima en 1.2 para el modelo CVAR-SV, mientras que para los demás modelos este valor estaría entre 0.6 y 0.8. Por su parte, en la mayoría de casos las desviaciones obtenidas de los modelos TVP-VAR-SV y TVP-VAR-R2-SV se ubican en la cota inferior del total de estimados (salvo en la ecuación del crecimiento del índice de commodities). Este resultado estaría asociado a que, a medida que se permite variación de un número mayor de parámetros (por ejemplo en el modelo TVP-VAR-SV), la incertidumbre capturada a través de la volatilidad estocástica es menor en comparación con modelos que restringen dicha variabilidad en el tiempo (por ejemplo, el modelo CVAR-SV). O visto desde otra perspectiva, la no inclusión de interceptos cambiantes pareciera sobreestimar la dinámica en el tiempo de la volatilidad de los errores para cada ecuación en el modelo.

Si excluimos del análisis los modelos TVP-VAR-SV y TVP-VAR-R2-SV, se observa una dinámica muy similar de las volatilidades de los errores en las 7 ecuaciones del modelo. En particular, notamos que las desviaciones asociadas a la ecuación del crecimiento de Estados Unidos y la tasa de la Fed alcanzan picos relevantes en 2008 y 2009 (crisis financiera internacional), para posteriormente moderarse (salvo el residuo de la ecuación de la tasa Fed, la cual muestra un incremento de su volatilidad en los últimos 5 años que estaría asociado al proceso de normalización de su política monetaria tras la crisis financiera). Por su parte, se observa que la volatilidad del error en la ecuación de crecimiento económico de China es creciente entre los años 1994-2008, periodo en el cual la economía asiática reduce sus barreras al comercio internacional e inicia su inserción en la economía mundial, hasta convertirse en potencia global. Posterior a la crisis internacional, se observa una caída drástica en la desviación estándar asociada a la ecuación del crecimiento de China. Asimismo, y en línea con este comportamiento, la volatilidad del error en la ecuación del crecimiento del índice de commodities sigue un patrón similar a la del error en la ecuación del crecimiento del PBI de China, con una excepción en el último tramo de la muestra, en el cual si bien la volatilidad se desacelera, esta cae a niveles similares a los de inicios de siglo.

Por el lado doméstico, si bien se tienen escalas diferentes, la dinámica de las volatilidades es similar: episodios de mucha turbulencia entre los años 1994 y 2000, para posteriormente caer abruptamente en los últimos periodos. Es decir, encontramos que en las ecuaciones del crecimiento doméstico, inflación y tasa de interés, las volatilidades registran una caída sustancial en los últimos 20 años, lo cual estaría asociado al desarrollo responsable y sostenido de la política fiscal y monetaria a partir del nuevo milenio, en su rol de garantizar la estabilidad macroeconómica doméstica. Esto es consistente con el periodo denominado “La Gran Moderación” documentado en Castillo et al. (2016), donde se resalta el rol fundamental de la política monetaria en la caída significativa de la volatilidad del PBI peruano en los últimos 30 años.

4.3. Funciones Impulso-Respuesta (IRFs)

Con los parámetros de los modelos ya estimados, se calculan las IRFs para cada tipo de modelo, y en cada momento del tiempo en evaluación. En la Figura 3 se presenta la mediana de las respuestas del crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés ante distintos choques foráneos $(y_t^{usa}, i_t^*, y_t^{chn}, p_t^*)$. Cabe resaltar que los distintos choques se encuentran normalizados de tal manera que la lectura de las IRFs del documento serán interpretadas como elasticidades (y no como desvia-

ciones estándar). Como se puede observar, las respuesta del crecimiento del PBI ante los choques es heterogénea y distinta principalmente en magnitud para los 7 modelos; sin embargo, de manera general la dirección y signo en la respuesta del producto guarda consistencia con la teoría económica y con los principales hechos estilizados de nuestra economía. En ese sentido, los comentarios más representativos son: (i) un choque favorable en el crecimiento de China tiene efectos claramente positivos sobre el PBI doméstico; sin embargo, la diferencia principal radica en la persistencia de la respuesta (por ejemplo, la IRF del modelo CVAR-SV es más persistente que la del modelo seleccionado TVP-VAR-R3-SV); (ii) un aumento inesperado en la tasa de interés internacional tendría efectos contractivos sobre el nivel de actividad económica, aunque para el modelo CVAR este efecto sería mucho más transitorio que para el resto de modelos; y, (iii) los efectos de los choques en el crecimiento de Estados Unidos, así como en el índice de materias primas, son heterogéneos y su análisis dependerá del modelo en evaluación. En adelante, y para enfocar el análisis, se describen los resultados obtenidos para el modelo seleccionado por los criterios de bondad de ajuste bayesiano: el modelo TVP-VAR-R3-SV.

La Figura 4 nos muestra la evolución en el tiempo de las IRFs antes los distintos choques para el modelo seleccionado. Como podemos ver en la primera columna de esta Figura, las respuestas del PBI peruano ante un choque positivo en el crecimiento del PBI de Estados Unidos (y_t^{usa}) no ha tenido una variación temporal significativa, es decir, se ha mantenido relativamente constante durante el periodo de análisis. La respuesta de la inflación doméstica sigue esta misma línea, mostrando un comportamiento uniforme a lo largo de los periodos, salvo en los últimos 5 años donde se puede observar un ligero aumento. En contraste, notamos cierta heterogeneidad en la respuesta de política monetaria. A partir del nuevo milenio se puede notar un aumento ligero pero persistente en la respuesta de la tasa de interés, periodo en que la autoridad monetaria asume un régimen de metas explícitas de inflación. Sin embargo, hacia el último tramo de la muestra, se observa una moderación en las IRFs.

Como se observa en la segunda columna de la Figura 4, el efecto de un alza de la tasa desde la Fed (i_t^*) sobre el crecimiento del producto peruano es contractivo y ha venido reduciéndose ligeramente en el tiempo. Como la teoría lo predice, la implementación de una política monetaria contractiva desde la Fed es seguido de una caída en la actividad económica de Estados Unidos. El efecto sobre la actividad económica peruana es contractivo, ya que elevaría el tipo de cambio, encarecería el crédito que ofrece el sistema financiero y esto perjudicaría a la inversión. Asimismo los resultados sugieren que ante movimientos en la tasa de interés de política de la Fed habría una reacción en la misma dirección con respecto a la respuesta de política monetaria peruana.

En la tercera columna de la Figura 4 se observan las IRFs de las variables domésticas ante un choque al crecimiento de China (y_t^{chn}). Para el PBI, observamos que dicho impacto ha sido positivo para todos los periodos, y no ha tenido una variabilidad significativa en el tiempo, es decir, a pesar de los cambios estructurales que han sufrido tanto la economía peruana como la China, el impacto que tendrían las fluctuaciones reales desde la economía asiática no habrían experimentado cambios sustanciales. Sobre la inflación y la tasa de interés, se observan respuestas contractivas pero de corta duración, efecto que será abordado con mayor detalle más adelante.

Con respecto a China, debemos recordar que es nuestro principal socio comercial con cerca del 30% de nuestras exportaciones en 2019. De esta manera, una aceleración en la economía asiática tendría un impacto importante: por un lado, el incremento del consumo chino elevaría la demanda de insumos y por lo tanto se importarían más productos del Perú. Por otro lado, se produce un efecto positivo en el precio de los minerales. El 70% de las exportaciones peruanas hacia China son de cobre o derivados de este. Al haber mayor demanda de cobre, el precio del metal tiende a subir para aumentar los inventarios del producto. El tipo de cambio también se vería afectado, ya que al haber más exportaciones y un mayor precio del cobre, ingresaría una mayor cantidad de

dólares a la economía, lo que disminuiría el precio del dólar. Un efecto adicional se produciría en la inversión extranjera, la cual aumentaría, debido a que China es uno de los principales inversionistas extranjeros en la minería peruana.

En la cuarta columna de la Figura 4 se puede observar que la respuesta del PBI ante un choque positivo de precios de commodities (p_t^*) ha sido expansivo para todos los periodos bajo análisis, mostrando una dinámica interesante: una respuesta débil en los primeros años de la muestra, periodo en que la integración del Perú al comercio internacional era limitada. A partir del nuevo milenio, y en línea con la mayor apertura comercial y el aumento de la inversión extranjera directa en nuestro país, se observa un impacto más pronunciado de los precios de commodities hasta alcanzar su pico entre 2009-2011 (crisis financiera internacional y fin de periodo de boom de commodities). Posterior a estos años, se observa una caída en las IRFs, en línea con la corrección a la baja en el precio de las principales materias primas y la desaceleración de la actividad económica mundial.

Cabe resaltar que nuestro país es uno de los principales productores y exportadores de cobre, oro, harina de pescado, entre otros. En ese sentido, lo que pase con el precio de tales productos nos afecta. Por el lado real, y sobre los componentes del PBI, la inversión privada es la variable más sensible ante cambios en los precios internacionales. Un incremento sostenido de los precios de exportación, por ejemplo, se traduce en una mejora de la rentabilidad de las empresas. Por su parte, el consumo también se ve afectado debido a que mejores precios internacionales afectan el nivel de ingreso de las personas, principalmente de las vinculadas a las industrias exportables. Además, otra de las variables que responde fuertemente al comportamiento de los precios internacionales es la recaudación fiscal. Así, hay una estrecha relación entre la dinámica de los precios de las exportaciones y el impuesto a la renta que pagan las empresas exportadoras. Mayores ingresos fiscales dan espacio a mayores gastos desde el Gobierno, incidiendo positivamente sobre el nivel de actividad económica.

Es preciso indicar que, cuando se analizan las IRFs en 3 dimensiones para el segundo modelo seleccionado por los criterios de bondad de ajuste bayesiano (CVAR-SV), las respuestas variantes en el tiempo de las variables domésticas apoyan fuertemente los hallazgos descritos anteriormente para el modelo TVP-VAR-R3-SV; no obstante, se observa mayor persistencia en la dinámica del crecimiento del PBI doméstico ante choques reales desde Estados Unidos y China, así como también frente a políticas contractivas desde la Fed. Las Figuras se encuentran disponibles según sean requeridas.

Para analizar si los resultados obtenidos son significativos a través de toda la muestra y con la finalidad de cuantificar la incertidumbre asociada a los parámetros del modelo TVP-VAR-R3-SV, presentamos en la Figura 5 la mediana de las IRFs (línea de color negro) con sus respectivas regiones de credibilidad al 68%. Además se incluyen las IRFs para el modelo CVAR (línea de color rojo), como *benchmark* comparativo. La primera columna corresponde a un choque inesperado al crecimiento del producto en Estados Unidos: los resultados indican que ante un incremento de 1%, nuestro PBI registraría una expansión de hasta 0.2% en el segundo trimestre después de registrado el choque, para luego registrar una caída de 0.3% hacia el noveno trimestre. El choque se disipa hacia el quinto año en el horizonte de análisis. Esta dinámica mixta se explica por la naturaleza de los cambios en la tasa de crecimiento económico de Estados Unidos, los cuales se transmiten hacia nuestra economía a través del canal de demanda externa y el canal financiero. Por un lado, una expansión de nuestro segundo principal socio comercial dinamizaría nuestras exportaciones hacia norteamérica, incidiendo positivamente en la producción peruana. Sin embargo, los resultados también evidencian una respuesta positiva de la tasa de interés de la Fed ante una expansión de la actividad económica en Estados Unidos, reacción que tendría efectos contractivos en nuestra economía.

En la segunda columna se observa que el efecto de un incremento de 1% en la tasa de interés

de la Fed sobre la actividad económica peruana es contractivo y estadísticamente significativo en el corto plazo. Así, el PBI se contrae 0.4 % en el quinto trimestre después de registrado el choque. Los efectos se desvanecen después de los 10 primeros trimestres. Estos resultados están en línea con lo planteado por Mendoza (2014) donde se argumenta que, además de encarecer el crédito privado, un alza en la tasa de interés internacional afectaría directamente el mercado de bienes: la mayor tasa, al elevar los intereses de la deuda pública externa, y dada una meta de déficit fiscal, reduce el gasto público, la demanda y por consiguiente el nivel de producción. El comportamiento de la inflación no exhibe una respuesta clara; sin embargo, la tasa de política monetaria se expande por alrededor de dos años, acentuando la caída del producto doméstico. En ese sentido, los resultados empíricos dan luces de la estrecha relación entre la política monetaria norteamericana y peruana, en donde la tasa de interés de la Fed jugaría un rol importante de la dirección de política monetaria doméstica. Esto contrasta con lo encontrado por Castillo y Pérez (2019), quienes consideran a la tasa de interés de la Fed como un determinante más de las condiciones macroeconómicas domésticas, y que no determina necesariamente la dirección de política monetaria implementada desde el BCRP.

En relación a un aumento inesperado de 1 % en el crecimiento de China (tercera columna de la Figura 5), se observa que la respuesta del PBI doméstico es de gran magnitud (impacto máximo de 0.8 % en el trimestre 4) y altamente significativo hasta aproximadamente el trimestre 12. En línea con lo encontrado por Bing et al. (2019), este gran impacto refleja no solo los efectos reales de una mayor demanda externa desde el país asiático, sino también el efecto indirecto a través de los precios de commodities. Los autores estiman que una caída de 1 % en el crecimiento de China daría lugar a una contracción del crecimiento de América Latina entre 0.7 % (Brasil y Argentina), y 1.4 % (Chile). Por su parte, World Bank (2016) mediante la utilización de un modelo VAR Global, estima una caída en el crecimiento del PBI peruano de 0.5 % tras una desaceleración de 1 % en la economía China.

Un impulso positivo en la tasa de crecimiento del índice de commodities, por ejemplo ante una mayor cotización del precio del cobre o zinc, tendría efectos favorables sobre la actividad económica peruana. Sin embargo, este impulso externo registraría impactos de muy corto plazo sobre el PBI doméstico, a diferencia de choques reales desde la economía China. Así, frente a un aumento de 10 % en la tasa de crecimiento del índice de commodities S&P GSCI, el crecimiento del PBI peruano se incrementaría en 1.1 % en el trimestre 1 después de registrado el choque. Este resultado está en línea con lo encontrado por Tovar y Chuy (2000), quienes estiman que ante un incremento de 10 % en los términos de intercambio, el PBI registraría un aumento entre 1.1 % y 1.5 %; y más recientemente con Ojeda Cunya y Rodríguez (2020), quienes encuentran que el PBI aumentaría entre 1 % y 2 % frente a un aumento similar en el crecimiento del índice de commodities. Con respecto a las respuestas de la inflación y la tasa de interés, se observa un sesgo positivo asociado a la aceleración de la actividad económica; sin embargo, los resultados no son concluyentes. Cabe resaltar que el modelo CVAR-SV arroja resultados bastante similares para las 3 variables domésticas consideradas.

En la Figura 6 se presentan 3 IRFs para periodos distintos de análisis: 1995Q1, 2006Q1 y 2019Q1, todas ellas para el modelo TVP-VAR-R3-SV. Además, estas IRFs permiten calcular el efecto traspaso, es decir, la respuesta acumulada de las variables de interés ante los distintos choques externos. En particular, el efectos traspaso de los 4 choques considerados (y_t^{usa} , i_t^* , y_t^{chn} , p_t^*) sobre el crecimiento doméstico se presentan en la Tabla 3. Con ello, se destacan los siguientes resultados: (i) en 1995Q1 y 2006Q1, un incremento de 1 % en la tasa de crecimiento de Estados Unidos hubiera incrementado nuestro crecimiento en alrededor de 0.18 % en el primer año; sin embargo, para 2019Q1 este efecto sería de 0.24 % en el corto plazo. En el mediano plazo (efecto acumulado de 20 trimestres), la reacción de la Fed frente a la expansión de la actividad norteamericana tendría efectos negativos sobre la dinámica de nuestro crecimiento, generando una disminución de 0.34 % en el caso de las estimaciones más recientes (IRF en 2019Q1); (ii) un aumento de 1 % en la tasa de la Fed

hubiera generado una caída de 0.25 % en el crecimiento doméstico en 1995Q1, sin embargo, hacia 2019Q1 esta caída sería de solo 0.14 %, es decir, los choques de política monetaria norteamericana se habrían reducido casi a la mitad en los últimos 25 años; (iii) los choques desde China tienen una persistencia mayor: un incremento de 1 % en el crecimiento de China hubiera generado en 2006Q1 un aumento en el crecimiento doméstico de 0.70 %, pero en 2019Q1 se observa que este impacto sería de 0.82 % en el primer año. En el mediano plazo los efectos se incrementan a 1.31 % (para la IRF en 2006Q1) y 1.40 % (para la IRF en 2019Q1), lo que reflejaría ganancias permanentes para el nivel de actividad económica de Perú; y finalmente, (iv) los efectos de corto plazo de un incremento de 10 % en el crecimiento del índice de commodities habrían aumentado significativamente de 0.36 % a 0.99 % entre 1995Q1 y 2006Q1, consistente con el periodo de boom de materias primas. Sin embargo, para 2019Q1 esta elasticidad se habría moderado ligeramente: frente a un impulso del 10 % en el crecimiento del S&P GSCI, el crecimiento peruano aumentaría en 0.71 % durante el primer año. Por tanto, la evidencia aquí documentada destaca que el impacto de corto plazo de un choque de precios de materias primas sobre nuestro PBI se ha duplicado desde mediados de los 90s.

4.4. Descomposición de Varianza del Error de Predicción (FEVD)

La Figura 7 muestra la evolución en el tiempo de la FEVD del crecimiento doméstico, la inflación y la tasa de interés, para el modelo TVP-VAR-R3-SV. Cabe resaltar que la descomposición de varianza nos permite dividir la varianza del error de predicción de cada variable doméstica, en los componentes que son atribuibles a los distintos choques que puede experimentar el sistema. En particular, para cada momento del tiempo se toma las medianas de los parámetros y, con cada set de parámetros, se hace una predicción del PBI h periodos hacia adelante. En este caso, el horizonte de predicción considerado es de 20 trimestres.

Comenzamos analizando la FEVD del crecimiento del PBI doméstico, cuyos valores se muestran en la Tabla 4 y en el panel superior de la Figura 7. Durante los años 1994-2001, la participación promedio de los factores externos fue de 38 %, predominando para este periodo los factores domésticos. En particular, los choques de oferta experimentados en estos años fueron determinantes cruciales en la dinámica del producto, así como los movimientos bruscos en la tasa de interés. Recordemos además que este periodo estuvo caracterizado por condiciones internacionales desfavorables pero también por sucesos internos negativos como el Fenómeno El Niño de 1998.

Entre los años 2002-2011, la participación de factores externos se duplicó en relación al periodo de análisis previo (alrededor de 80 % de la variabilidad del crecimiento económico), donde destaca la contribución del crecimiento de China (20 % en promedio) y el índice de materias primas de Goldman Sachs (46 % en promedio). Recordemos que este periodo coincide con el boom de precios de materias primas, tras la agresiva expansión económica de China y, en esta misma línea, el aumento de la demanda por commodities, sobre todo de metales como el cobre. Estos resultados están en línea con los hallazgos de Han (2014), quien destaca como principal riesgo externo para Perú una contracción económica en China y sus efectos sobre el mercado de commodities. Por su parte, la tasa de interés de la Fed toma relevancia en la participación de la FEVD en dos periodos particulares: entre 2000-2002 (participación de 5 % en promedio), tras el impacto de la crisis *dot.com* que llevó a la Reserva Federal a reducir drásticamente su tasa de interés de 6 % a solo 1 % en unos cuantos meses; y entre 2007-2009 (participación de 4 %), en el marco de la crisis financiera internacional. En este contexto de tasas de interés bajas y de fuertes impulsos para reactivar la actividad económica, Estados Unidos cobra mayor relevancia tras la crisis de 2008 (participación promedio entre 2010-2012 ascendió a 18 %). Del lado doméstico, tras la implementación del régimen de metas explícitas de inflación en el año 2002, la participación en la variabilidad del PBI de la tasa de interés y, en menor medida, de la inflación, se reducen prácticamente a cero; es decir, la introducción de este

régimen habría permitido minimizar la incertidumbre en torno a choques monetarios y de oferta sobre el PBI doméstico.

Hacia el final de la muestra de análisis (2012-2019), se observa una ligera caída en la participación de factores externos sobre la volatilidad del PBI. En específico, los resultados muestran que para periodos recientes la FEVD del crecimiento del producto esta compuesto en un 65 % por factores externos y el otro 35 % por factores internos, hallazgos en línea con lo encontrado por Mendoza y Collantes Goicochea (2017)⁵. Resalta la gran caída en la participación del crecimiento económico de China, lo cual podría estar asociado a la gran moderación en su ritmo de crecimiento y la reorientación de su economía hacia el consumo y los servicios; ver Dieppe et al. (2018), en detrimento de la inversión y la producción industrial (variables que por su naturaleza son más volátiles y por tanto involucran mayor incertidumbre). Por el lado externo, la mayor incertidumbre viene asociada al movimiento de precio commodities (56 %) y en menor medida a fluctuaciones desde la economía de Estados Unidos (7 %). Estos resultados están en línea con los modelos teóricos estudiados por Mendoza (1995) y Kose (2002), quienes sugieren que los precios internacionales (términos de intercambio) son la mayor fuente de fluctuaciones en los países en desarrollo.

En los paneles intermedio e inferior de la Figura 7, se presentan las FEVDs para la inflación y la tasa de interés doméstica, respectivamente. Se observa que en 1994 los factores domésticos explicaban el 60 % de las fluctuaciones de la inflación; en tanto el grado de influencia de la economía internacional era relativamente menor. En el caso de la tasa de interés, para el periodo 1994-2001, cerca del 90 % de la variabilidad de la tasa estuvo explicada por choques idiosincráticos a la misma, reflejando la gran incertidumbre asociada al movimiento en los costos de financiamiento que limitaban el desarrollo de los mercados crediticios en nuestra economía. En ambos casos, y con la implementación de los cambios estructurales e institucionales de fines de los 90s e inicio del nuevo siglo, la participación de los factores domésticos se reduce significativamente. Cabe notar que la participación de los choques externos no ha caído para los últimos años, como se encuentra para el caso del crecimiento del PBI doméstico.

4.5. Descomposición Histórica (HD)

Con el objetivo de cuantificar la contribución en el tiempo de cada choque sobre los valores reales de las variables domésticas, presentamos las HDs para el modelo TVP-VAR-R3-SV. En el panel superior de la Figura 8 y la Tabla 5, se muestran los resultados de la HD para el crecimiento económico peruano. En línea con los resultados encontrados en la FEVD, se observa una influencia predominantemente externa entre 2002-2011. En particular, encontramos que aproximadamente el 70 % del aumento en el crecimiento promedio entre 1994-2001 (4.2 %) y 2002-2011 (6.2 %) se explica por los 4 factores externos identificados en el modelo base. Esta predominancia se debe principalmente a los efectos favorables de la expansión de China, así como el repunte en los precios de materias primas. Así, en un escenario donde no se hubiera contado con el impulso de China ni de los precios de commodities, nuestro PBI hubiera crecido a tasas cercanas al 5 % en promedio, en vez del 6.2 % observado. Por su parte, hacia setiembre de 2008, la caída de Lehman Brothers marca el inicio de la crisis financiera internacional, la cual tuvo efectos recesivos en las economías más importantes del mundo. Si bien nuestra economía no registró tasas negativas, la desaceleración experimentada fue significativa, al pasar de un crecimiento de 9.1 % en 2008 a 1 % en 2009 (el 80 % de esta caída se debió a factores foráneos). En la Figura también se puede observar que la recuperación post crisis fue de

⁵Los autores encuentran que, entre 2001-2016, los determinantes externos explican en promedio el 67 % de las fluctuaciones económicas en el Perú.

gran magnitud, en parte debido a los grandes estímulos monetarios desde las economías avanzadas⁶, y el fuerte impulso de China. Con respecto a la desaceleración experimentada entre 2012-2019, la HD revela que además del deterioro de los términos de intercambio y una desaceleración generalizada en la economía mundial, distintos choques de oferta afectaron nuestra economía, es por ello que en este periodo se logra visualizar una mayor participación relativa de los factores domésticos.

En el caso de la inflación, como se puede ver en el panel intermedio de la Figura 8, los choques de oferta agregada toman relevancia hasta 2002, para posteriormente perder influencia en comparación a los choques externos de precios de commodities. Los choques monetarios, caracterizados por movimientos en la tasa de interés doméstica, contribuyen de manera negativa y significativa entre los años 1997 y 2002, para posteriormente desaparecer frente a la predominancia de otros choques. Finalmente, en el panel inferior de la misma Figura se muestra la HD de la tasa de interés. Podemos observar que los choques de política monetaria tienen una participación notable en 2002; luego, al igual que en la FEVD, estas contribuciones disminuyen y pierden importancia, por lo cual en los últimos 15 años la mayor participación la tienen los choques externos, en particular los asociados al índice de commodities y la tasa de la Fed.

5. Ejercicios de Robustez

Con el objetivo de validar la robustez de los resultados encontrados en la Sección 4, se proponen cuatro ejercicios complementarios que introducen cambios al modelo base: (i) se estima el modelo utilizando distintas priors; (ii) se modifican dos variables externas específicas (Fed Funds Rate y S&P GSCI); (iii) se extiende el modelo base, añadiendo inversión pública en el bloque doméstico; y, (iv) se comparan las FEVDs y HDs del modelo base con respecto a otros modelos de menor dimensión. Cabe resaltar que los resultados de los ejercicios de robustez aquí presentados se centrarán en el modelo TVP-VAR-R3-SV. Las Figuras y resultados de otros modelos están disponibles según sean requeridos.

5.1. Cambio de Priors

Se consideran priors no informativas para evaluar la sensibilidad de los resultados. En específico, se establecen los hiperparámetros siguiendo a Chan y Eisenstat (2018): $a_\theta = 0$, $V_\theta = 10 \times I_{k_\theta}$, $a_h = 0$, $V_h = 10 \times I_n$. Para los parámetros asociados a los grados de libertad, asumimos que estos son pequeños: $v_{\theta_i} = v_{h_j} = 5$. Los parámetros de escala se establecen de modo que la prior de la media de $\sigma_{h_j}^2$ es 0.1^2 . Del mismo modo, la prior de la media implícita de $\sigma_{\theta_i}^2$ es 0.01^2 si está asociada con un coeficiente VAR y 0.1^2 para un intercepto. En el primer panel de la Tabla 6 se presentan los valores para la verosimilitud marginal y el DIC, y se encuentra que, utilizando priors difusas para los hiperparámetros, el modelo seleccionado sigue siendo el TVP-VAR-R3-SV. Además, los resultados nos confirman las ganancias (en términos de ajuste empírico) de la inclusión de la volatilidad estocástica.

En la primera fila de las Figuras 9-11 se presentan las IRFs del crecimiento del PBI ante distintos choques externos, para el modelo TVP-VAR-R3-SV estimado utilizando las priors no informativas. La respuesta de la tasa de crecimiento del PBI ante choques al crecimiento de Estados Unidos, a la tasa de la Fed o al crecimiento de China no son significativamente diferentes a los descritos en el modelo base. Sin embargo, se encuentra que ante un incremento de 1% en la tasa de crecimiento del índice de commodities S&P GSCI, la respuesta del PBI peruano no es significativa, es decir

⁶Desde 2009 se implementaron políticas monetarias altamente expansivas e importantes inyecciones de liquidez, ocasionando que economías como la peruana experimenten grandes entradas de capital extranjero en busca de mayores rentabilidades; ver Lengua Lafosse (2015).

la región de credibilidad asociada incluye el valor cero. Este resultado contrasta con lo encontrado utilizando priors informativas, donde se observa que la respuesta del crecimiento del PBI doméstico ante una expansión del índice de commodities era positiva y estadísticamente significativa, como la teoría y la evidencia empírica lo predicen. Estos hallazgos resaltan la capacidad del modelo base para replicar los hechos estilizados más importantes de nuestra economía.

Asimismo, en el primer panel de las Figuras 12 y 13 se presentan la FEVD y HD. A pesar de la no significancia del choque de commodities sobre el crecimiento del PBI doméstico, las contribuciones hacia la variabilidad del PBI se mantienen, con una predominancia del contexto externo a partir del inicio del nuevo milenio. En cuanto a la HD, las diferencias con el modelo base son casi imperceptibles, destacando entre 2002 y 2011 la influencia predominante de los factores externos en el crecimiento económico doméstico, en particular de China.

5.2. Cambio de Variables

Este segundo ejercicio de robustez estima el modelo base, pero modificando dos de sus variables externas que caracterizan los canales financiero y de precios. Por un lado, se incluye una medida alternativa a la tasa de interés de la Fed, llamada tasa de interés sombra (Shadow Fed Fund Rate), presentada en Wu y Xia (2014); y por otro, se sustituye el índice S&P GSCI por el índice de precios de exportación (IPX) calculado por el BCRP, para capturar algunas características idiosincráticas del Perú, asociado con su canasta exportadora. Cabe resaltar que seguiremos denotando a esta variable como p_t^* , y de similar forma para la tasa de interés internacional, denotada por i_t^* . Los valores presentados en el segundo panel de la Tabla 6, nos confirman que los modelos con menor ajuste a los datos son los que no contemplan la modelación de la volatilidad estocástica. Asimismo, según la verosimilitud marginal el modelo seleccionado es nuevamente el TVP-VAR-R3-SV, mientras que según el DIC el modelo con mejor ajuste sería el TVP-VAR-R1-SV.

Los resultados para el modelo TVP-VAR-R3-SV se muestran en la segunda fila de las Figuras 9-11. En cuanto al análisis de las IRFs, las diferencias en los resultados respecto al modelo base son mínimas: ante un incremento de 1% en la tasa sombra de la Fed, el crecimiento del PBI se contrae 0.3% en el quinto trimestre después de registrado el choque (en el modelo base, la caída es de 0.4% para el mismo periodo). Por su parte, ante el choque favorable de 10% en el IPX, se esperaría que el crecimiento del PBI aumente en 1% en el muy corto plazo, para desvanecerse entre el segundo y tercer trimestre después de registrado el choque. Es decir, el impacto sobre el PBI de un choque en la tasa de crecimiento del IPX, es muy similar al recibido por uno al crecimiento del índice S&P GSCI. Cabe notar que el coeficiente de correlación entre la tasa de crecimiento de ambos índices es de alrededor de 0.7.

La principal diferencia radica en la FEVD, presentada en el segundo panel de la Figura 12. La contribución del crecimiento de Estados Unidos, China y del IPX guardan consistencia con lo encontrado inicialmente en el modelo base; sin embargo, el aporte de la Shadow Rate se torna prácticamente marginal, incluso en los periodos de crisis financieras experimentadas en Estados Unidos. A pesar de ello, los resultados de la FEVD y HD no cambian cualitativamente respecto de los obtenidos anteriormente: el porcentaje de la variabilidad del crecimiento económico peruano explicado por factores externos resulta entre 50% y 60% para periodos recientes, tras haber representado cerca del 80% entre 2008 y 2009, lo cual se ve también reflejado en la HD.

5.3. Extensión al Modelo Base incluyendo Política Fiscal

El objetivo de esta Sección es incorporar al modelo la política fiscal peruana, para lo cual se opta por introducir la tasa de crecimiento real de la inversión pública (g_t^{pub}). Dentro del sistema especificado

en el modelo base, la inversión pública se incluye como la variable doméstica más exógena, puesto que se considera que el aumentar su proporción como porcentaje del PBI es una decisión de política pública. Se procede a estimar el modelo con 8 variables, utilizando priors informativas (training sample de 10 años al inicio de la muestra) para los 7 modelos. Tras el análisis de los criterios bayesianos (BF y DIC), se determinó como modelo con mayor ajuste empírico el TVP-VAR-R3-SV (ver tercer panel de la Tabla 6), confirmando la robustez y pertinencia de este modelo para la estructura económica peruana.

Como se muestra en la tercera fila de las Figuras 9-11, la inclusión de la inversión pública en el modelo no modifica sustancialmente las IRFs encontradas para el modelo base, con lo cual el efecto de los choques externos sobre las variables de interés mantiene su impacto y significancia. Por el lado doméstico, la política fiscal ha encontrado en la inversión pública una herramienta útil para impulsar la actividad económica, aumentar la dotación de capital y proveer de bienes públicos para mejorar la productividad y competitividad de la economía. En línea con esto, se observa en la quinta columna de la Figura 9 un claro impacto positivo de la inversión pública sobre el crecimiento del PBI doméstico. Cabe resaltar que la evolución de las IRFs en el tiempo sugieren que este impacto ha venido creciendo significativamente desde mediados de la década del 2000, por lo cual un incremento hoy de la inversión pública tendría mayores retornos sobre el PBI que, por ejemplo, en la década pasada. En específico, ante un incremento en 1% de inversión pública, la respuesta del crecimiento del PBI en 1995Q1 se estima en un aumento de 0.2%. Sin embargo, para los dos periodos más recientes (2006Q1 y 2019Q1), se tiene que dicho choque de inversión pública aumentaría el crecimiento del PBI en 0.3%. De esta manera, los resultados sugieren que la herramienta de política fiscal ha aumentado su impacto sobre la actividad económica local. Estos resultados están en línea con lo encontrado por Jiménez y Rodríguez (2019), quienes encuentran que la respuesta del PBI a choques de gasto de capital del gobierno (asociado a la inversión pública) se han incrementado con el tiempo.

Asimismo, en la quinta columna de la Figura 10 se muestra la mediana de las IRF ante un choque de inversión pública. Tanto el modelo preferido TVP-VAR-R3-SV, como para el modelo CVAR, el crecimiento del PBI doméstico muestra una respuesta positiva y estadísticamente significativa a lo largo de toda la muestra. En términos numéricos, ante un incremento del 1% en la inversión pública, el producto registraría una expansión aproximada de 0.3% en el primer trimestre, respuesta que iría moderándose conforme pasan los periodos. Los percentiles 16 y 84 son positivos por cerca de 7 trimestres para la mediana de las IRFs, lo cual refleja una persistencia moderada ante este choque. Este resultado estaría asociado a que, al aumentar la provisión de bienes públicos (infraestructura por ejemplo), no solo se dinamiza el empleo en el corto plazo, sino que aumenta la dotación de capital con ganancias en el mediano/largo plazo.

Los resultados documentados hasta el momento han dado soporte a la hipótesis de que el rol de los factores externos ha sido fundamental y predominante en la evolución reciente de nuestras fluctuaciones. No obstante, cuando se incluye dentro del sistema el crecimiento real de la inversión pública, los resultados de la FEVD cambian significativamente. En el panel inferior de la Figura 12 se presenta la FEVD para el modelo con 8 variables. Se observa que la contribución de la inversión pública representa entre el 50% y el 60% de la variabilidad del PBI durante todo el periodo de análisis, desplazando a los factores externos como principales fuentes de incertidumbre del crecimiento económico doméstico. En particular, entre 2002-2011 se sigue observando un incremento importante de la contribución de los factores foráneos (sobre todo de China y de los precios de commodities), pero su participación relativa se ha visto reducida: por ejemplo en 2009 los factores externos alcanzan un pico de 50% de la variabilidad del crecimiento económico, para luego disminuir su participación hasta cerca de 25% en 2019. Este resultado se sustenta en que, por un lado, la literatura señala que el multiplicador fiscal de la inversión pública sobre el producto se

encuentra por encima de 1, superando los multiplicadores de otros componentes del gasto público y de los impuestos; ver Végh et al. (2018). A este gran impacto, se suma la elevada volatilidad de esta variable con relación al PBI; ver Castillo et al. (2007), lo cual introduce mayor incertidumbre a la determinación del producto doméstico en un periodo determinado.

A pesar de las diferencias al analizar la FEVD, los resultados para la HD presentados en el panel inferior de la Figura 13 y la Tabla 5 nos confirman que históricamente los factores externos han sido los principales contribuyentes del crecimiento económico peruano entre 2002-2011, incluso cuando se incluye en el modelo el crecimiento de la inversión pública (g_t^{pub}). No obstante, respecto a esta última variable, es preciso destacar su contribución e impulso al crecimiento económico en momentos cruciales, por ejemplo, durante la crisis financiera global: en 2008 y 2009 el crecimiento observado fue de 9.1% y 1.0%; pero en un escenario sin impulso de la inversión pública, nuestra economía hubiera registrado crecimientos de 7.3% y 0.5%, respectivamente, lo que resalta la importancia de la aplicación del plan de estímulo fiscal como medida contracíclica ante un choque externo desfavorable.

Los resultados aquí presentados destacan a la inversión pública como un factor determinante en la dinámica del producto. Así, Mendoza y Collantes Goicochea (2017), sugieren que esta variable constituye el mejor instrumento de política macroeconómica para impactar en la actividad económica peruana. Por lo que, si bien los factores externos históricamente han incidido directamente sobre la actividad local, es preciso resaltar que instrumentos internos como la inversión pública han venido tomando importancia y pueden constituirse como herramientas estabilizadoras eficaces, justamente ante eventuales choques externos negativos.

5.4. Modelos de Menor Dimensión

Como último ejercicio de robustez, se presentan otros resultados obtenidos con especificaciones distintas en el modelamiento: empezamos con un sistema conformado por 4 variables (donde la única variable externa es el índice de commodities), y se evalúan los cambios en los resultados conforme se van añadiendo otras variables (tasa de la Fed, crecimiento económico de China y Estados Unidos, y crecimiento de la inversión pública). En la Figura 13 se presenta el análisis de las IRFs para las 5 especificaciones distintas, y en la Figuras 14 y 15 se presentan las descomposiciones (FEVD y HD), referentes a dichas especificaciones, respectivamente.

5.4.1. Modelo con 4 variables

Se caracterizó el bloque externo con 1 variable. Para el bloque doméstico, se utilizó el ordenamiento macroeconómico clásico con 3 variables (crecimiento del PBI, inflación y la tasa de interés). Un primer ejercicio consistió en caracterizar el bloque externo con el índice de precio de commodities (S&P GSCI), modelo estudiado por Ojeda Cunya y Rodríguez (2020). En la primera fila de la Figura 14 podemos observar que ante un choque positivo en los precios de materias primas, el crecimiento doméstico reacciona favorablemente y de manera inmediata. Los percentiles 16 y 84 son positivos hasta el trimestre 8, lo cual denota una duración moderada del choque. En cuanto a magnitud, se encuentra que en promedio, ante un incremento de 10% en el crecimiento del índice de commodities, el crecimiento doméstico se expandiría en alrededor de 1% en el muy corto plazo.

El primer panel de la Figura 15 presenta los resultados para la FEVD, y se encuentra que entre 1994-2001 los factores domésticos, en particular la tasa de interés, dominaban la composición de la variabilidad del crecimiento con una participación de 80% aproximadamente. Sin embargo, con el paso del tiempo las condiciones internacionales (representados por el índice de commodities p_t^*) fueron tomando relevancia; es así que en los últimos 15 años representan entre el 60% y 80% de la

variabilidad del crecimiento doméstico.

5.4.2. Modelo con 5 variables

El bloque externo ahora incorpora el canal de tasa de interés internacional (i_t^*), agregando la tasa Fed como la variable más exógena del sistema. Las decisiones desde la Reserva Federal de los Estados Unidos afectarán las condiciones financieras globales y de liquidez, impactando de manera contemporánea en las cotizaciones de los commodities. Ambas variables externas, afectan directamente nuestra economía caracterizada por el bloque interno antes descrito. Del análisis de las IRFs mostrado en la segunda fila de la Figura 14, se observa que ante una subida de la tasa de interés internacional, el PBI doméstico no mostraría una respuesta clara, ni expansiva ni contractiva. Es decir, no se identifica de manera correcta el choque monetario externo, y probablemente se esté recogiendo información de otros canales. Por su parte, la IRF correspondiente al choque del índice de commodities sobre el producto guarda consistencia con la encontrada para el modelo con 4 variables, pero con una duración menor en su impacto, ya que los percentiles 16 y 84 son positivos hasta el trimestre 3 después de registrado el choque.

Asimismo, en la FEVD mostrada en el segundo panel de la Figura 15, se observan contribuciones muy similares al ejercicio anterior, a excepción de los periodos de crisis financiera en Estados Unidos (2002 y 2008), donde la tasa de la Fed toma participación en la variabilidad de nuestro crecimiento económico (alrededor de 7%).

5.4.3. Modelo con 6 variables

El modelo anterior incorporaba información del canal financiero y de precios; sin embargo, para los fines de este documento se hace necesario caracterizar también el canal de demanda externa, para lo cual se incluye en el análisis el crecimiento económico de China (y_t^{chn}), nuestro principal socio comercial. Se estimó el modelo con 6 variables en el orden propuesto: se sigue considerando a la política monetaria estadounidense como la variable más exógena, la cual incide directamente en los costos de financiamiento de economías de importancia global como China. A su vez, consideramos que el ritmo de actividad económica de China tiene implicancias importantes sobre el índice de commodities.

De las IRFs mostradas en la tercera fila de la Figura 14, se puede observar que, a diferencia del modelo con 5 variables, el choque de política monetaria internacional registra efectos contractivos y de larga duración sobre el crecimiento del PBI doméstico. Esto sugiere que, la inclusión de la tasa de crecimiento de China logra identificar correctamente el impacto marginal de un choque de tasa de interés internacional. Además, se encuentra que choques positivos en el crecimiento de China tienen efectos favorables en el índice de materias primas, y en consecuencia sobre el crecimiento del PBI doméstico: la elasticidad encontrada es cercana al 0.8%, con efectos positivos y significativos, y con una duración de más de 8 trimestres. Por el lado de precios, se tiene que un choque al índice de materias primas tendría efectos positivos sobre el crecimiento del PBI, manteniéndose de igual forma la elasticidad de 0.1% encontrada en los ejercicios anteriores con 4 y 5 variables.

El tercer panel de la Figura 15 presenta los resultados para la FEVD del crecimiento doméstico. Se encuentra que entre 2002-2011, periodo de boom de precios de materias primas y de alto crecimiento asiático, los factores externos llegaron a representar alrededor de 90%, con una importante participación del crecimiento de China. Entre 2012-2019 la contribución de factores externos se ha mantenido alrededor de 70%; sin embargo, la contribución de China ha disminuído drásticamente, lo cual estaría explicado por la desaceleración experimentada y una reducción importante en la volatilidad de su crecimiento económico, debido a factores estructurales. Esto haría más previsible

su dinámica macroeconómica en comparación con periodos anteriores, reduciendo en consecuencia la participación en la incertidumbre de nuestro crecimiento doméstico, medido por la FEVD.

Por su parte, en la Figura 16 se puede observar como la inclusión del crecimiento de China es determinante para identificar correctamente la contribución de los factores externos en el crecimiento histórico del PBI doméstico. Así, para el modelo de 6, 7 y 8 variables, los resultados de la HD del crecimiento del PBI son cualitativamente similares y consistentes con el análisis y hallazgos descritos en la Sección 4.5 del presente documento.

6. Conclusiones

Este documento tiene como objeto cuantificar la importancia y evolución del vínculo existente entre los choques externos y la dinámica macroeconómica peruana. Para ello, y a diferencia de otros estudios sobre el tema, se caracteriza de manera parsimoniosa y teóricamente coherente los distintos canales de transmisión de los choques foráneos hacia nuestra economía (canal de precios, comercial y financiero). No obstante, en lugar de utilizar herramientas de estimación tradicionales, en este documento se opta por una estrategia econométrica con enfoque bayesiano para la estimación de una familia de modelos VAR, donde se permite la variación en el tiempo de los parámetros y varianzas.

Utilizando datos trimestrales para la economía peruana entre 1994Q1-2019Q4, los resultados sugieren que un modelo que incluye interceptos cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica se desempeña mejor que un modelo VAR tradicional y otros modelos restringidos o todo variante, como en Primiceri (2005). Cabe resaltar que las mayores ganancias están dadas por la inclusión de la volatilidad estocástica.

La especificación del modelo incluye el crecimiento de nuestros dos principales socios comerciales (China y Estados Unidos), la política monetaria norteamericana y un índice de precios de commodities. Cuatro principales conclusiones pueden ser obtenidas del análisis de IRFs. Primero, las fluctuaciones desde la economía China son las que generan mayor impacto en nuestra economía, efecto que se ve reforzado por una reacción positiva y encadenada en los precios de los commodities. Segundo, se encuentra que el impacto de las fluctuaciones en los precios de materias primas sobre el crecimiento del PBI peruano se ha duplicado desde mediados de los 90s, en línea con la mayor apertura comercial de la economía y la consolidación del sector minero en el aparato productivo doméstico. Tercero, los choques reales positivos desde Estados Unidos tendrían efectos mixtos en la dinámica macroeconómica interna, dado que el impulso favorable inicial se vería compensado por la reacción de política monetaria de la Fed. Cuarto, los movimientos en la política monetaria norteamericana constituyen choques significativos y persistentes sobre nuestra economía; no obstante, en este documento se encuentra que su impacto en el producto doméstico se ha reducido a casi la mitad en los últimos 25 años.

En relación al análisis de la FEVD y HD, se encuentra que entre 2002-2011 los factores externos representaron el 80% de la variabilidad del crecimiento del producto (el doble de lo registrado entre 1994-2001), donde destaca la contribución del crecimiento de China y del índice de materias primas. Estos resultados coinciden con los hallazgos de Han (2014), quien destaca como principal riesgo externo para Perú, una contracción económica en China y sus efectos sobre el mercado de commodities. En línea con esta predominancia, encontramos que aproximadamente el 70% del aumento en el crecimiento promedio entre 1994-2001 (4.2%) y 2002-2011 (6.2%) se explicó por los 4 factores externos identificados en el modelo base. No obstante, es preciso señalar que la participación de las condiciones internacionales como principal fuente de incertidumbre ha caído ligeramente en los últimos años, y hacia finales de 2019 se estima que representaría cerca de 65% de la variabilidad del

crecimiento peruano, tomando mayor importancia relativa los factores domésticos. Como se señala en Florián y otros (2018), estas condiciones domésticas pueden limitar o amplificar el impacto positivo que pueden tener los choques externos; por lo tanto, las variables internas no deben ser desestimadas por los hacedores de política.

Las conclusiones presentadas en este documento plantean grandes retos para una economía pequeña, abierta y primario-exportadora como la peruana, al estar constantemente expuesta a cambios en el entorno internacional. Uno de esos retos es el fortalecimiento de las herramientas de política doméstica, pues son estas herramientas las que ayudarán a reducir la volatilidad macroeconómica mediante la implementación de políticas contracíclicas frente a choques externos desfavorables. Sin embargo, se tendrá un mayor margen de maniobra y una mayor disponibilidad de recursos para combatir dichos choques en la medida en que se fomente el ahorro fiscal y la acumulación de reservas internacionales en tiempos de bonanza económica. Asimismo, y en línea con lo señalado por Rodríguez et al. (2018), la alta participación del índice de commodities en la variabilidad del crecimiento del PBI aquí documentada, resalta la necesidad de una mayor diversificación de la producción doméstica en Perú, como un mecanismo de reducción de la incertidumbre respecto al crecimiento económico de mediano/largo plazo.

Finalmente, es preciso señalar la presencia de ciertas limitaciones en la presente investigación: (i) complejidad computacional para el cálculo de criterios de ajuste bayesiano, lo cual limita la estimación de modelos de mayor dimensión; (ii) sensibilidad de los resultados considerando un esquema de identificación distinto (restricciones de signo, por ejemplo); y, (iii) incorporar un bloque de exogeneidad para las variables externas, de manera que la dinámica del bloque endógeno no afecte al bloque exógeno.

Referencias

- [1] Ahmed, S. and Murthy, R. (1994). Money, output and real business cycles in a small open economy. *The Canadian Journal of Economics* **27(4)**, 982-993.
- [2] Belmonte, M., Koop, G. and Korobilis, D. (2014). Hierarchical Shrinkage in Time-Varying Coefficients Models. *Journal of Forecasting* **33(1)**, 80-94.
- [3] Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review* **79(4)**, 655-673.
- [4] Bing, X., Roth, M. and Santabárbara, D. (2019). Global Impact of a Slowdown in China. *Economic Bulletin* **1**, 1-11.
- [5] Calvo, G., Leiderman, L., and Reinhart, C. M. (1993). Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors. *IMF Staff Papers* **40(1)**, 108-151.
- [6] Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics* **20**, 229-251.
- [7] Castillo, L., and Florián, D. (2019). Measuring the output gap, potential output growth and natural interest rate from a semi-structural dynamic model for Peru. Working Papers **2019-012**, Banco Central de Reserva del Perú.
- [8] Castillo, P., Montoro, C. and Tuesta, V. (2007). Hechos estilizados de la economía peruana. *Revista de Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú, **14**, 33-75.
- [9] Castillo, P., Montoya, J. and Quineche, R. (2016). From the “Great Inflation” to the “Great Moderation” in Peru: A Time Varying Structural Vector Autoregressions Analysis . Documento de trabajo **2016-003**. Banco Central de Reserva del Perú.
- [10] Castillo, P. and Pérez, F. (2019). La Política Monetaria del BCRP y la tasa de interés de la FED. *Revista Moneda* **177**, 4-6.
- [11] Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., and Xu, T. (2011). China’s Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America. Banco Interamericano de Desarrollo, Documento de Trabajo IDB-WP-**266**.
- [12] Chan, J. C. C., and Eisenstat, E. (2015). Marginal Likelihood Estimation with the Cross-Entropy Method. *Econometric Reviews* **34(3)**, 256–285.
- [13] Chan, J. C. C., and Eisenstat, E. (2018). Bayesian Model Comparison for Time-Varying Parameter VARs with Stochastic Volatility. *Journal of Applied Econometrics* **33(4)**, 509–532.
- [14] Chan, J. C. C., and Grant, A. L. (2016). Fast computation of the deviance information criterion for latent variable models. *Computational Statistics and Data Analysis* **100**, 847–859.
- [15] Chan, J. C. C., and Jeliaskov, I. (2009). Efficient simulation and integrated likelihood estimation in state space models. *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimization* **1**, 101-120.
- [16] Chan, J. C. C., Koop, G., Leon-Gonzales, R. and Strachan, R. (2012). Time Varying Dimension Models. *Journal of Business and Economic Statistics* **30(3)**, 358-367.

- [17] Chávez, P. and Rodríguez, G. (2021). Foreign Shocks and Economic Fluctuations in Peru: Empirical Application using Regime-Switching VAR-SV Models. Unpublished Manuscript. Department of Economics, PUCP.
- [18] Chib, S., Nardari, F., and Shephard, N. (2006). Analysis of high dimensional multivariate stochastic volatility models. *Journal of Econometrics* **134**(2), 341-371.
- [19] Clark, T. E. (2011). Real-Time Density Forecast from Bayesian Vector Autoregressions with Stochastic Volatility. *Journal of Business and Economic Statistics* **29**(3), 327-341.
- [20] Cogley, T., and Sargent, T. J. (2001). Evolving post-world war II US inflation dynamics. *NBER Macroeconomics Annual* **16**, 331-388.
- [21] Cogley, T., and Sargent, T. J. (2005). Drifts and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII US. *Review of Economic Dynamics* **8**(2), 262-302.
- [22] D’Agostino, A., Gambetti, L. and Giannone, D. (2013). Macroeconomic Forecasting and Structural Change. *Journal of Applied Econometrics* **28**, 82-101.
- [23] Dancourt, O., Mendoza, W. and Vilcapoma, L. (1997). Fluctuaciones económicas, shocks externos, Perú 1950-1996. Working Paper **135**, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [24] Dieppe, A., Gilhooly, R., Han, J., Korhonen, I. and Lodge, D. (2018). “The transition of China to sustainable growth – Implications for the global economy and the euro area”. ECB Occasional Paper 206.
- [25] Florián, D., Aguilar, J., Toma, H., and Velásquez, C. (2018). Impacto de los cambios anticipados de los términos de intercambio en la economía. *Revista Moneda* **174**, 21-25.
- [26] Galí, J. and Monacelli, T. (2008). Optimal monetary and fiscal policy in a currency union. *Journal of International Economics* **76**(1), 116-132.
- [27] Guevara, B., Rodríguez, G. and Yamuca, L. (2021). Foreign Shocks and Economic Fluctuations in Peru: Empirical Application using TVP-VAR-SV Models with Mixture Innovations. Unpublished Manuscript. Department of Economics, PUCP.
- [28] Han, F. (2014). Measuring External Risks for Peru: Insights from a Macroeconomic Model for a Small Open and Partially Dollarized Economy. *IMF Working Paper 14/161*.
- [29] Harvey, A., Ruiz, E., and Shephard, N. (1994). Multivariate Stochastic Variance Models. *The Review of Economic Studies* **61**, 247-264.
- [30] Hausmann, R. and Gavin, M. (1995). Overcoming Volatility: Economic and Social Progress in Latin America. Mimeo, Inter-American Development Bank.
- [31] Hoffmaister, A. W. and Roldós, J. E. (1997). Are business cycles different in Asia and Latin America? Working Paper **9**, International Monetary Fund.
- [32] Izquierdo, A., Romero, R. and Talvi, E. (2007). Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors. IDB Publications, Working Papers **1612**, Inter-American Development Bank.

- [33] Jiménez, A. and Rodríguez, G. (2019). Time-Varying Impact of Fiscal Shocks over GDP Growth in Peru: An Empirical Application using Hybrid TVP-VAR-SV Models. Documento de investigación del Consejo Fiscal **001**.
- [34] Kim, S., Shephard, N., and Chib, S. (1998). Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models. *Review of Economic Studies* **65(3)**, 361-393.
- [35] Kose, M. (2002). Explaining business cycles in small open economies: How much do world prices matter? *Journal of International Economics* **56(2)**, 299-327.
- [36] Lengua Lafosse, P. (2015). Impactos del inicio de la subida de la tasa de referencia de la FED en la economía peruana. Documento no publicado, Ministerio de Economía y Finanzas.
- [37] Mackowiak, B. (2007). External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics* **54(8)**, 2512-2520.
- [38] MEF (2014). Marco Macroeconómico Multianual 2015-2017. Ministerio de Economía y Finanzas.
- [39] MEF (2019). Marco Macroeconómico Multianual 2020-2023. Ministerio de Economía y Finanzas.
- [40] Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate and economic fluctuations. *International Economic Review* **36(1)**, 101-137.
- [41] Mendoza, W. (2014). Macroeconomía intermedia para América Latina. Pontificia Universidad Católica del Perú, *Fondo Editorial*.
- [42] Mendoza, W. and Collantes Goicochea, E. (2017). La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que nos separa. Documento de Trabajo **440**, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [43] Nakajima, J., and West, M. (2013). Bayesian Analysis of Latent Threshold Dynamic Models. *Journal of Business and Economic Statistics* **31(2)**, 151-164.
- [44] Nolazco, J. L., Lengua Lafosse, P. and Céspedes, N. (2016). Contribución de los choques externos en el crecimiento económico del Perú: un modelo semiestructural. Documento de Trabajo **2016-006**. Banco Central de Reserva del Perú.
- [45] Ojeda Cunya, J. A. and Rodríguez, G. (2021). Foreign Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Peru: An Empirical Application and Comparison using TVP-VAR-SV Models. Unpublished Manuscript. Department of Economics, PUCP.
- [46] Osterholm, P. and Zettelmeyer, J. (2007). The Effect of External Conditions on Growth in Latin America. *IMF Staff Papers* **55(4)**, 595-623.
- [47] Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *The Review of Economic Studies* **72(3)**, 821-852.
- [48] Rodríguez, G., Villanueva Vega, P. and Castillo Bardalez, P. (2018). Driving economic fluctuations in Peru: The role of the terms of trade. *Empirical Economics* **53(3)**, 1089-1119.

- [49] Saldarriaga, M. A. and Winkelried, D. (2013). Socios comerciales y crecimiento en América Latina: un enfoque SVAR dinámico. *Revista de Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú, **25**, 81-102.
- [50] Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. (2018). How important are terms of trade shocks. *International Economic Review* **59(1)**, 85-111.
- [51] Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica* **48(1)**, 1-48.
- [52] Spiegelhalter, D. J., Best, N. G., Carlin, B. P. and Van der Linde, A. (2002). Bayesian Measures of Model Complexity and Fit. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* **64(4)**, 583-639.
- [53] Tovar, P. and Chuy, A. (2000). Términos de Intercambio y Ciclos Económicos: 1950-1998. *Revista de Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú, **6(8)**, 1-31.
- [54] Végh, C., Vuletin, G., Riera, D., Friedheim, D., Morano, L. and Camarena, J. (2018). Fiscal Adjustment in Latin America and the Caribbean. *World Bank Other Operational Studies* **29666**.
- [55] World Bank (2016). Global Economic Prospects: Spillovers Amid Weak Growth. *A World Bank Group Flagship Report*. Washington D.C.
- [56] Wu, J. and F. Xia (2014). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *NBER Working Papers* **20117**. National Bureau of Economic Research, Inc.

Tabla 1. Test de Variabilidad en el Tiempo de Coeficientes y Volatilidad

Test	Coef.	Muestra		
		1994Q2-2019Q4	1994Q2-2006Q4	2007Q1-2019Q4
Kolmogorov-Smirnov	$B_{0,t}$	15/21	16/21	15/21
	$B_{i,t}$	51/56	48/56	49/56
	Σ_t	7/7	7/7	7/7
t -test	$B_{0,t}$	21/21	21/21	21/21
	$B_{i,t}$	49/56	47/56	43/56
	Σ_t	7/7	7/7	7/7
Test de Traza				
Traza		Perc. 16 %	Perc. 50 %	Perc. 84 %
0.28		0.23	0.31	0.42

Se reporta el número de parámetros que varían en el tiempo de acuerdo al test de Kolmogorov-Smirnov y el t -test. La matriz $B_{0,t}$ contiene los coeficientes de relaciones contemporáneas, $B_{i,t}$ son los coeficientes asociados a los interceptos y las variables rezagadas, y la matriz Σ_t contiene las varianzas de las innovaciones. En el test de traza, se reporta la traza de la matriz de varianza a priori, así como los percentiles 16 %, 50 % y 84 % de la traza de la matriz de varianza posterior.

Tabla 2. Estimaciones de la Verosimilitud Marginal y DIC para el Modelo Base (errores estándar numéricos entre paréntesis)

	TVP-VAR-SV	TVP-VAR	TVP-VAR-R1-SV	TVP-VAR-R2-SV	TVP-VAR-R3-SV	CVAR-SV	CVAR
log-ML	-1277.0 (0.21)	-1442.8 (1.18)	-1271.1 (1.08)	-1272.42 (0.70)	-1247.6 (0.76)	-1251.1 (0.24)	-1444.9 (0.01)
DIC	2365.1 (1.76)	2587.4 (2.97)	2249.8 (1.37)	2321.6 (1.81)	2229.6 (1.49)	2285.3 (2.82)	2619.9 (0.21)
pD	62.3 (1.05)	49.0 (0.49)	76.8 (0.76)	67.8 (0.74)	84.2 (0.36)	66.56 (0.10)	66.56 (0.10)

Para cada modelo obtenemos un total de 10,000 *draws* posterior finales. Las estimaciones de la $Log - MLE$ se basan en 10,000 evaluaciones de la verosimilitud integrada, donde la densidad de muestreo (*importance sampling*) se construye utilizando los 10,000 *draws* posterior. Las estimaciones del DIC se calculan utilizando 10 cadenas paralelas; en cada cadena se evalúa la verosimilitud integrada para los 1,000 *draws* posterior guardados en cada cadena de estimación - resultando en un total de 10,000 evaluaciones. Los valores resaltados indican el modelo con mayor ajuste.

Tabla 3. Efecto Traspaso de los Choques Externos sobre el Crecimiento del PBI Doméstico para el Modelo Base (en %)

Periodo IRF	Trimestres	Choque a:			
		y_t^{usa} ↑ 1%	i_t^* ↑ 1%	y_t^{chn} ↑ 1%	p_t^* ↑ 10%
Muestra total	4	0.20	-0.25	0.75	0.80
	8	0.03	-0.43	1.19	0.67
	20	-0.47	-0.5	1.35	0.60
1995Q1	4	0.18	-0.25	0.76	0.36
	8	0.03	-0.43	1.19	0.34
	20	-0.41	-0.5	1.35	0.31
2006Q1	4	0.19	-0.29	0.70	0.99
	8	0.01	-0.48	1.15	0.83
	20	-0.48	-0.55	1.31	0.75
2019Q1	4	0.24	-0.14	0.82	0.71
	8	0.10	-0.29	1.24	0.56
	20	-0.34	-0.37	1.40	0.51

La Tabla muestra la respuesta acumulada del crecimiento del PBI doméstico para diferentes horizontes de tiempo. El efecto traspaso en el periodo T de una variable x después de un choque en la variable y se construye de la siguiente manera: $PT_T^x = \frac{\sum_{t=0}^T r_t^{x,y}}{\sum_{t=0}^T r_t^{y,y}}$, donde $r_t^{x,y}$ es el valor correspondiente a la IRF en el periodo t para la variable x después de un choque en y .

Tabla 4. Descomposición de la Varianza del Error de Predicción del Crecimiento del PBI Doméstico para el Modelo Base (valores promedio en %)

Muestra	Innovaciones				Externo	Doméstico
	y_t^{usa}	i_t^*	y_t^{chn}	p_t^*		
Muestra total	10.0	1.3	13.8	39.4	64.5	35.5
1994 – 2001	6.4	2.0	18.3	11.0	37.8	62.2
2002 – 2011	11.0	1.5	20.0	46.4	78.9	21.1
2012 – 2019	12.3	0.4	1.7	58.0	72.3	27.7
2019	6.7	2.5	0.7	55.5	65.3	34.7

Tabla 5. Descomposición Histórica: Contribución de los Choques al Crecimiento del PBI Doméstico para el Modelo Base (en %)

	Choque a:							Total
	y_t^{usa}	i_t^*	y_t^{chn}	p_t^*	Externo	Doméstico	Determinístico	
Contribución al auge								
Modelo Base	4.2	11.1	49.3	4.6	69.1	12.4	18.5	100
Priors No Informativas	7.4	9.9	54.1	0.3	71.7	0.4	27.8	100
Cambiando Variables Externas	4.5	0.8	49.2	4.7	59.2	21.3	19.5	100
Incorporando Inversión Pública	6.7	8.7	44.8	1.5	61.6	14.2	24.2	100
Contribución a la desaceleración								
Modelo Base	-1.3	10.4	39.5	8.0	56.6	-13.8	57.3	100
Priors No Informativas	0.4	9.6	41.0	-0.5	50.6	-12.7	62.1	100
Cambiando Variables Externas	0.3	0.7	37.7	5.4	44.0	-10.1	66.1	100
Incorporando Inversión Pública	1.3	8.1	37.6	3.7	50.8	1.9	47.3	100

La Tabla muestra la participación de la variación en el crecimiento del PBI doméstico explicada por cada choque. Denotamos como Auge al periodo de tiempo entre 2002-2011, y como Desaceleración al periodo entre 2012-2019.

Tabla 6. Análisis de Robustez al Modelo Base: Estimaciones de la Verosimilitud Marginal y el DIC

1. Priors No Informativas					2. Cambiando Variables Externas				
Modelo	log-ML	SD	DIC	SD	log-ML	SD	DIC	SD	
TVP-VAR-SV	-1418.4	0.2	2394.2	1.65	-1179.8	0.23	2183.5	1.25	
TVP-VAR	-1574.7	1.08	2579.6	2.84	-1348.3	1.23	2417.6	10.2	
TVP-VAR-R1-SV	-1405.2	1.25	2261.5	2.11	-1189.3	1.01	2083.7	2.02	
TVP-VAR-R2-SV	-1407.1	0.92	2350.6	1.01	-1186.2	0.91	2153.7	1.39	
TVP-VAR-R3-SV	-1392.8	1.01	2247.8	2.55	-1179.0	0.71	2089.8	4.28	
CVAR-SV	-1398.3	0.74	2273.6	2.43	-1182.2	0.32	2112.8	10.4	
CVAR	-1579.9	0.02	2620.3	0.33	-1360.4	0.01	2457.7	0.27	

3. Incorporando Inversión Pública				
Modelo	log-ML	SD	DIC	SD
TVP-VAR-SV	-1773.7	0.41	3294.1	1.86
TVP-VAR	-1951.9	1.96	3488.2	2.56
TVP-VAR-R1-SV	-1754.2	1.17	3140.4	0.81
TVP-VAR-R2-SV	-1774.1	1.05	3248.5	1.4
TVP-VAR-R3-SV	-1713.2	0.82	3093.7	2.83
CVAR-SV	-1717.9	0.24	3421.7	12.57
CVAR	-1920.9	0.02	3472.3	0.18

Para cada modelo obtenemos un total de 10,000 *draws* posterior finales. Las estimaciones de la $Log - MLE$ se basan en 10,000 evaluaciones de la verosimilitud integrada, donde la densidad de muestreo (*importance sampling*) se construye utilizando los 10,000 *draws* posterior. Las estimaciones del DIC se calculan utilizando 10 cadenas paralelas; en cada cadena se evalúa la verosimilitud integrada para los 1,000 *draws* posterior guardados en cada cadena de estimación - resultando en un total de 10,000 evaluaciones. Los valores resaltados indican el modelo con mayor ajuste.

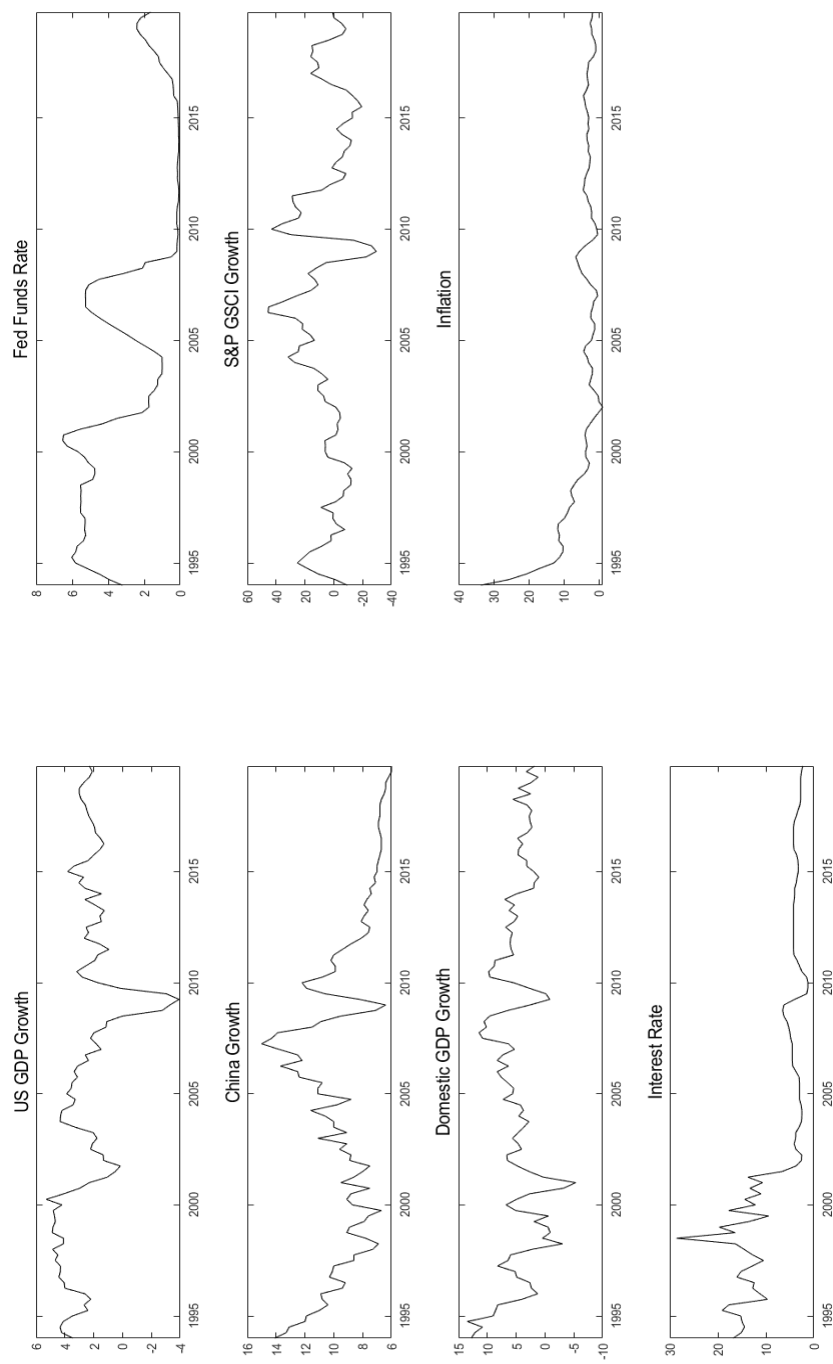


Figura 1. Series de tiempo utilizadas en los modelos

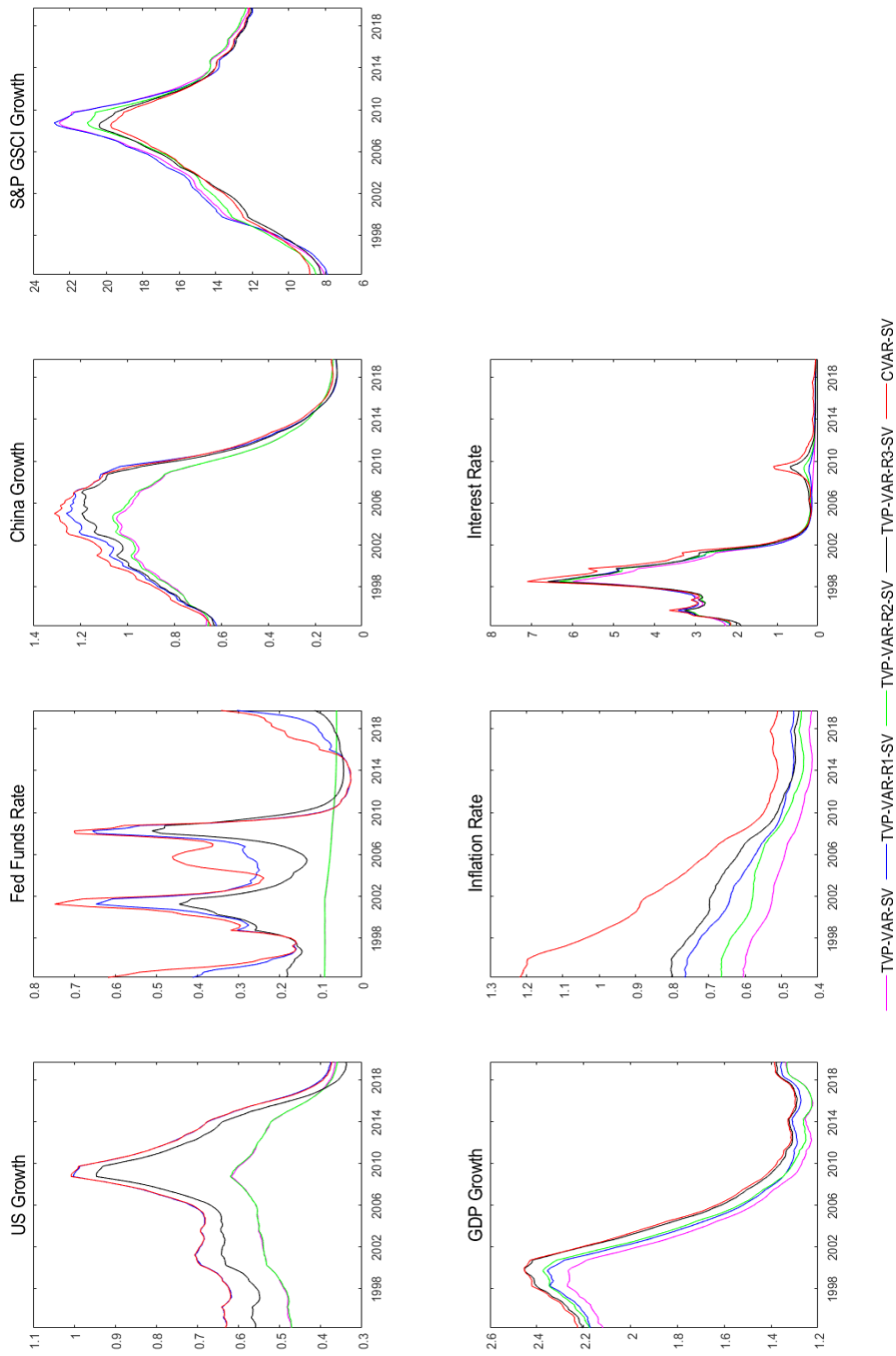


Figura 2. Desviaciones estándar de las innovaciones en cada ecuación. Mediana de los valores.

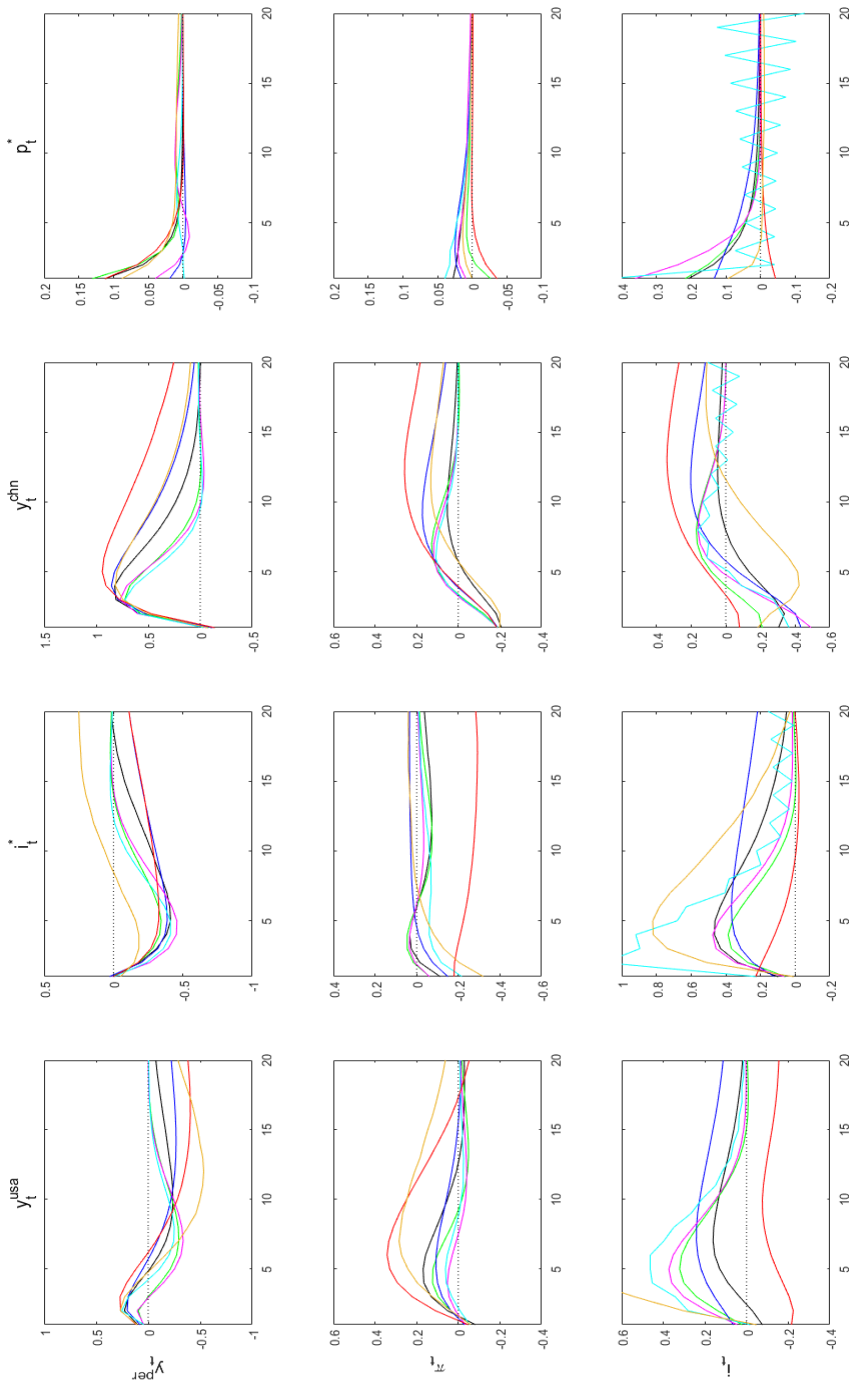


Figura 3. Mediana de las IRFs de las variables domésticas ante diferentes choques externos. La línea color magenta: modelo TVP-VAR-SV; línea celeste: modelo TVP-VAR; línea azul: modelo TVP-VAR-R1-SV; línea verde: modelo TVP-VAR-R2-SV; línea negra: modelo TVP-VAR-R3-SV; línea roja: modelo CVAR-SV; y línea amarilla: modelo CVAR. Las filas representan la respuesta del crecimiento del PBI doméstico, la inflación y la tasa de interés, respectivamente, ante distintos choques externos ordenados en cada columna.

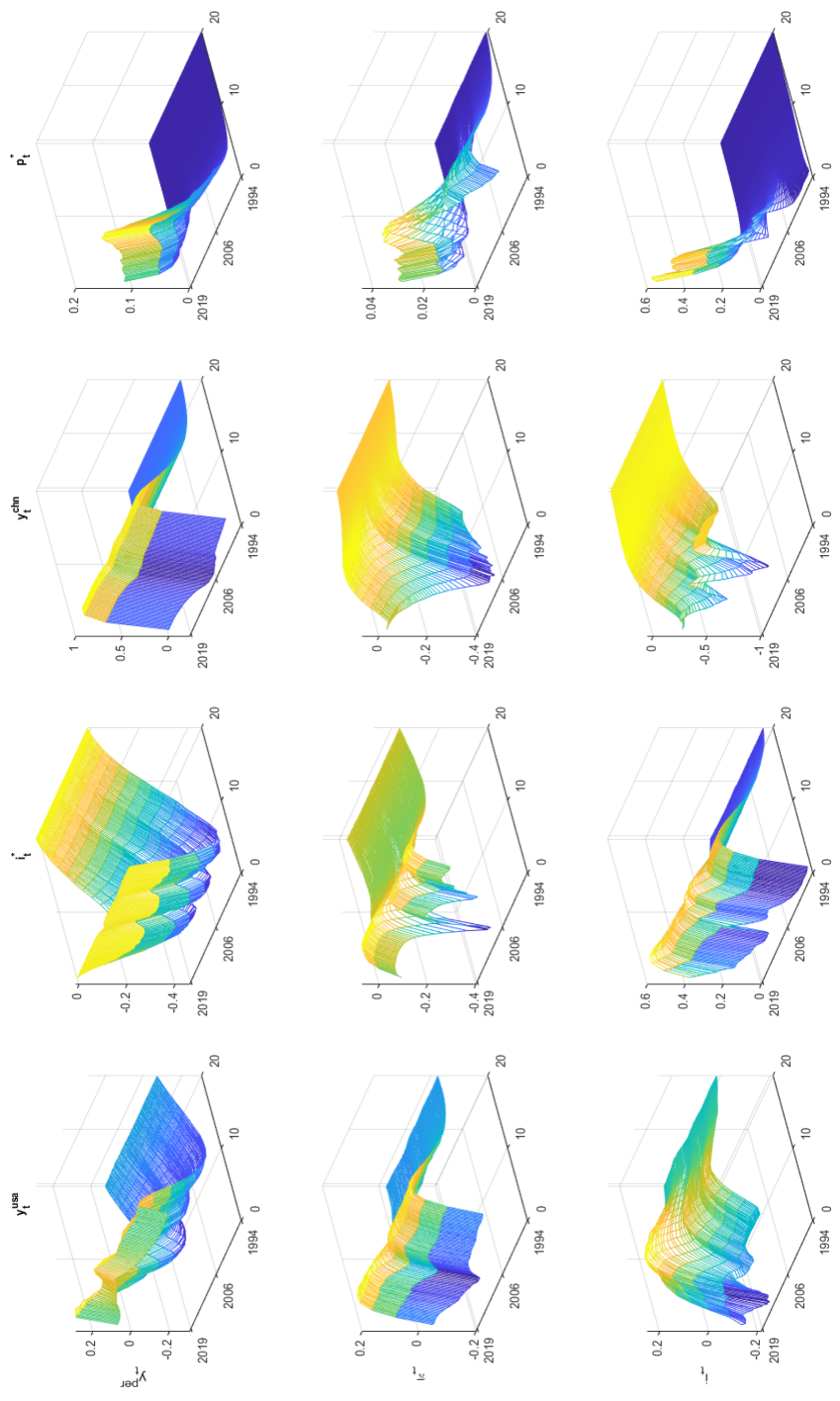


Figura 4. Medianas cambiantes en el tiempo de las IRFs. Respuestas de las variables domesticas ante distintos choques externos para el modelo TVP-VAR-R3-SV. Las filas representan la respuesta del crecimiento del PBI domestico, la inflacion y la tasa de interes, respectivamente, a un conjunto de choques externos, ordenados en cada columna.

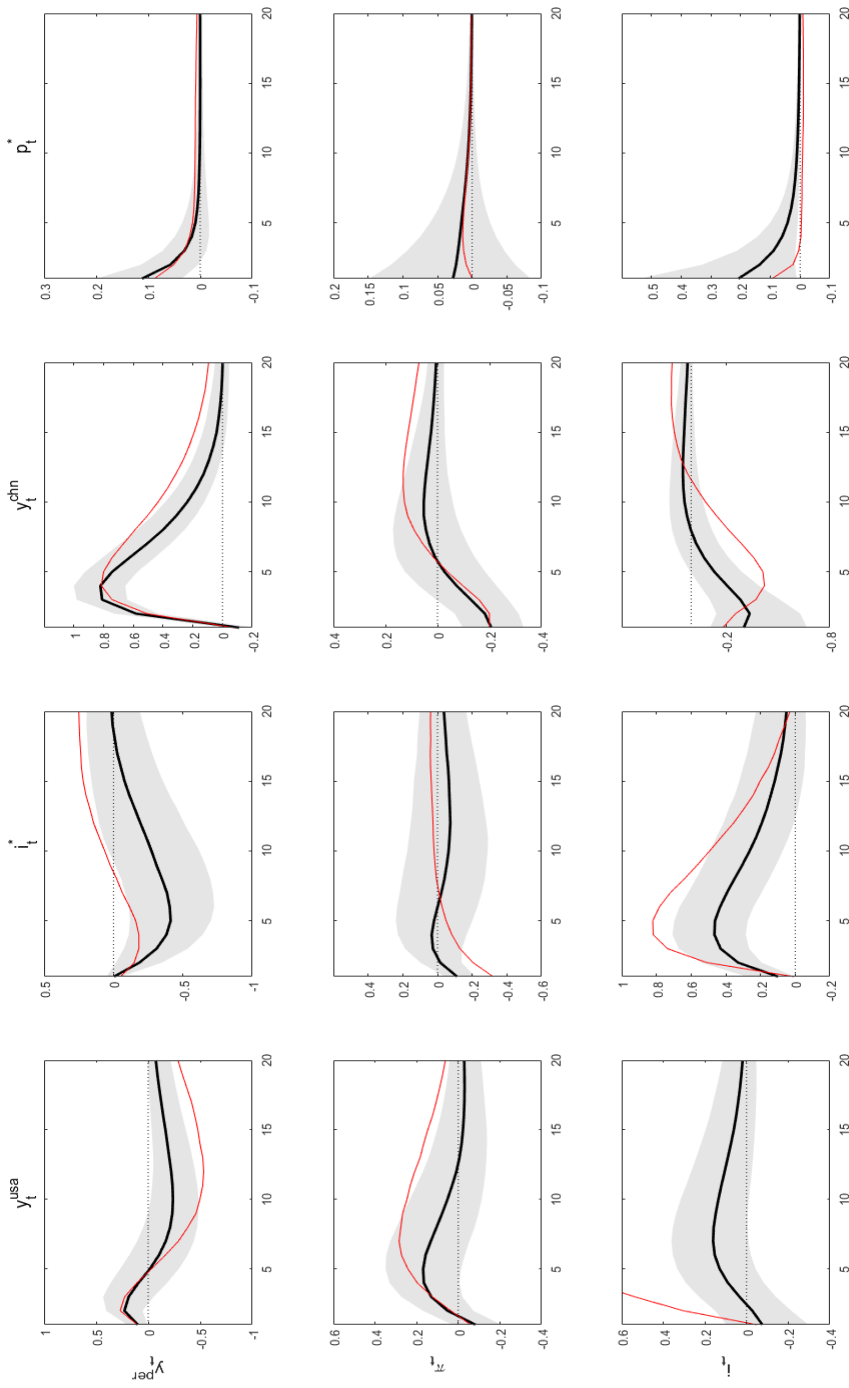


Figura 5. Mediana de las IRFs a lo largo de toda la muestra. Respuesta de las variables domésticas ante distintos choques externos. La línea negra: modelo TVP-VAR-R3-SV y el área sombreada su región de credibilidad al 68%. La línea roja: modelo CVAR. Las filas representan la respuesta del crecimiento del PBI doméstico, la inflación y la tasa de interés, respectivamente, ante distintos choques externos ordenados en cada columna.

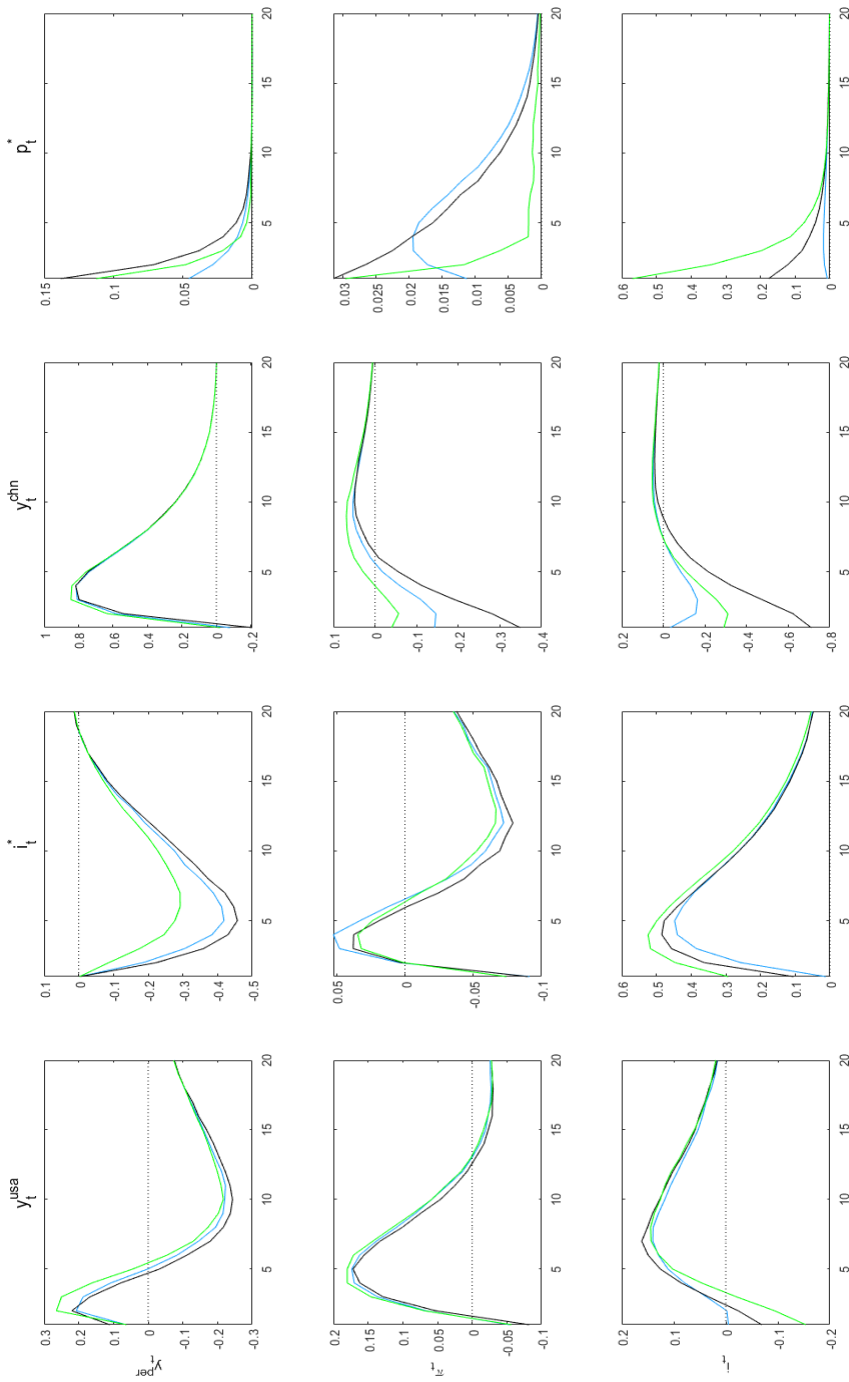


Figura 6. Mediana de las IRFs de las variables domésticas para el modelo TVP-VAR-R3-SV en diferentes periodos de tiempo: 1995Q1 - línea celeste; 2006Q1 - línea negra; y 2019Q1 - línea verde. Las filas representan la respuesta del crecimiento del PBI doméstico, la inflación y la tasa de interés, respectivamente, ante distintos choques externos ordenados en cada columna.

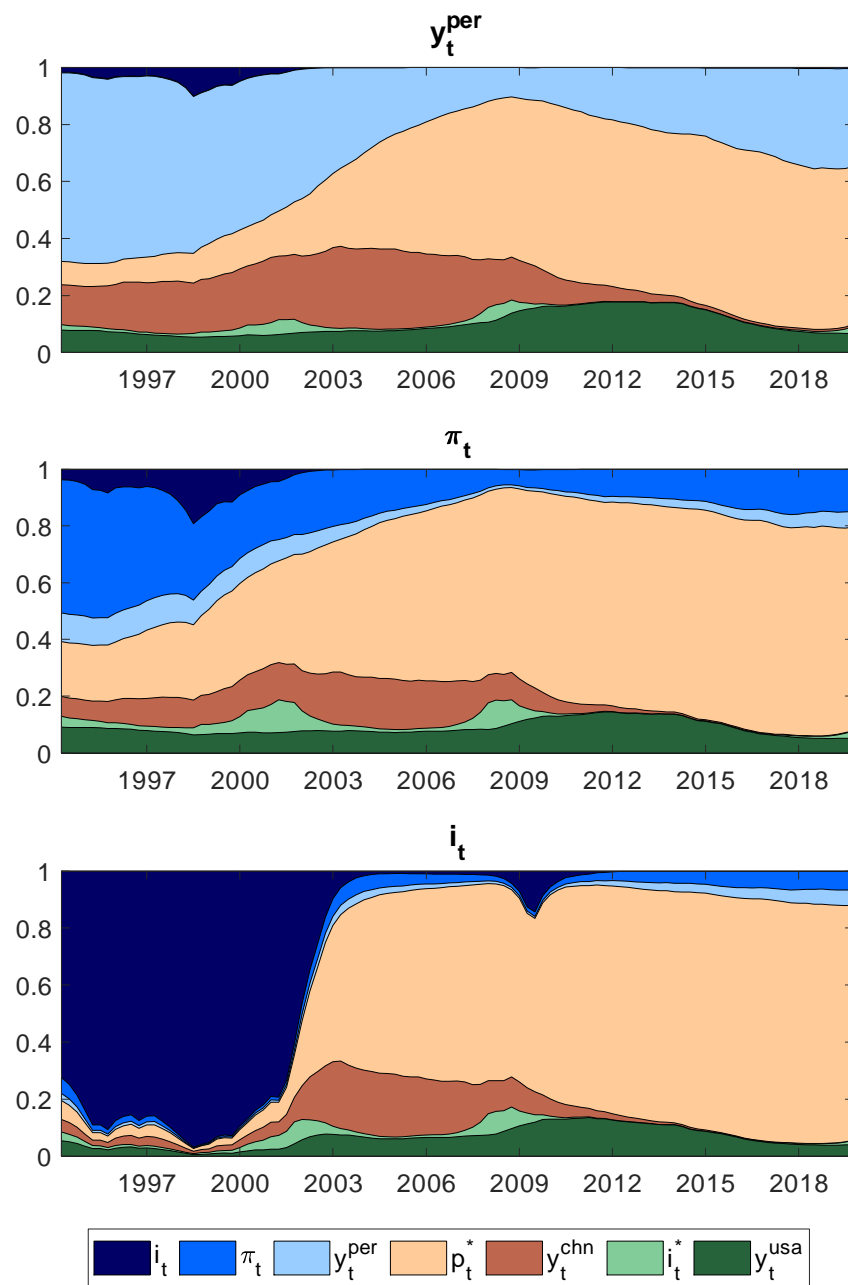


Figura 7. Evolución en el tiempo de la FEVD del crecimiento del PBI doméstico, la inflación y la tasa de interés, para el modelo TVP-VAR-R3-SV.

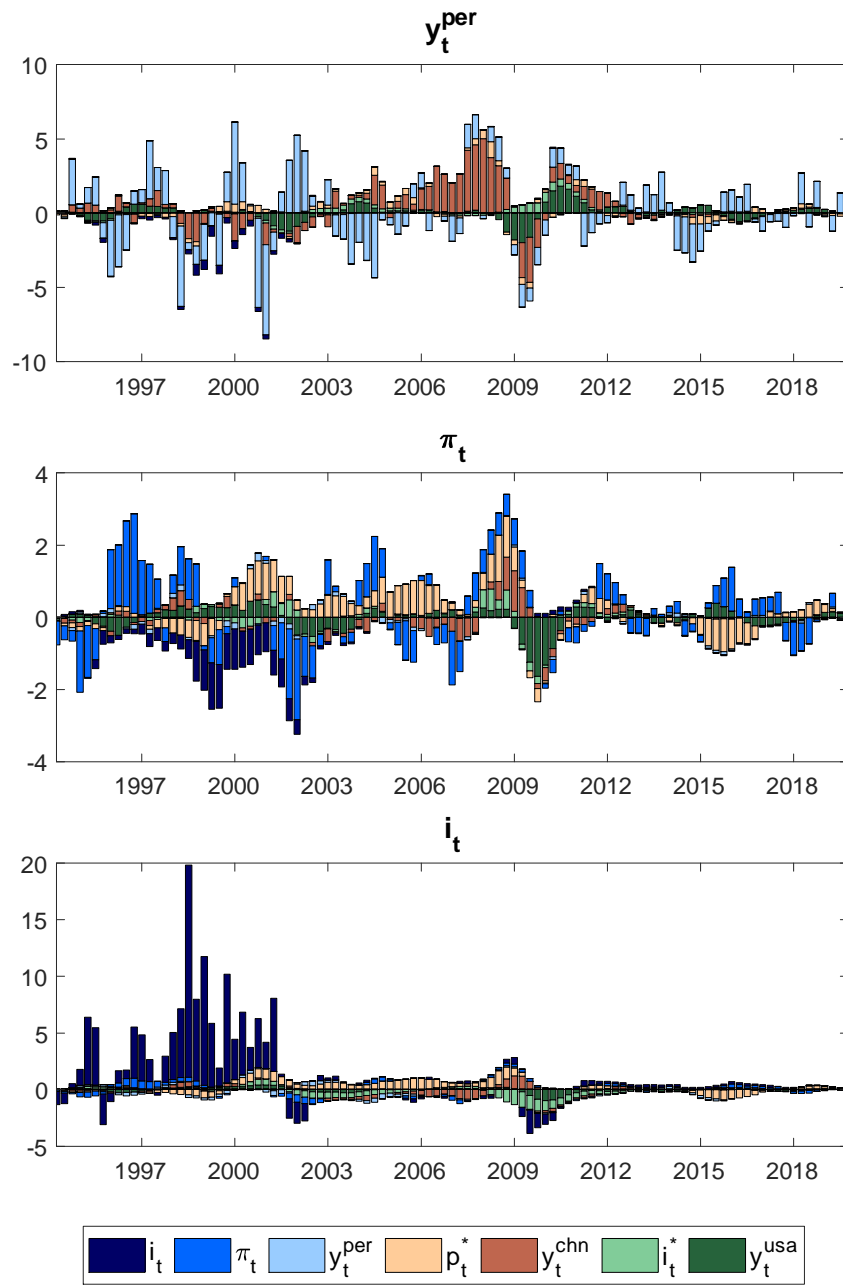


Figura 8. Descomposición Histórica del crecimiento del PBI doméstico, inflación y tasa de interés, para el modelo TVP-VAR-R3-SV.

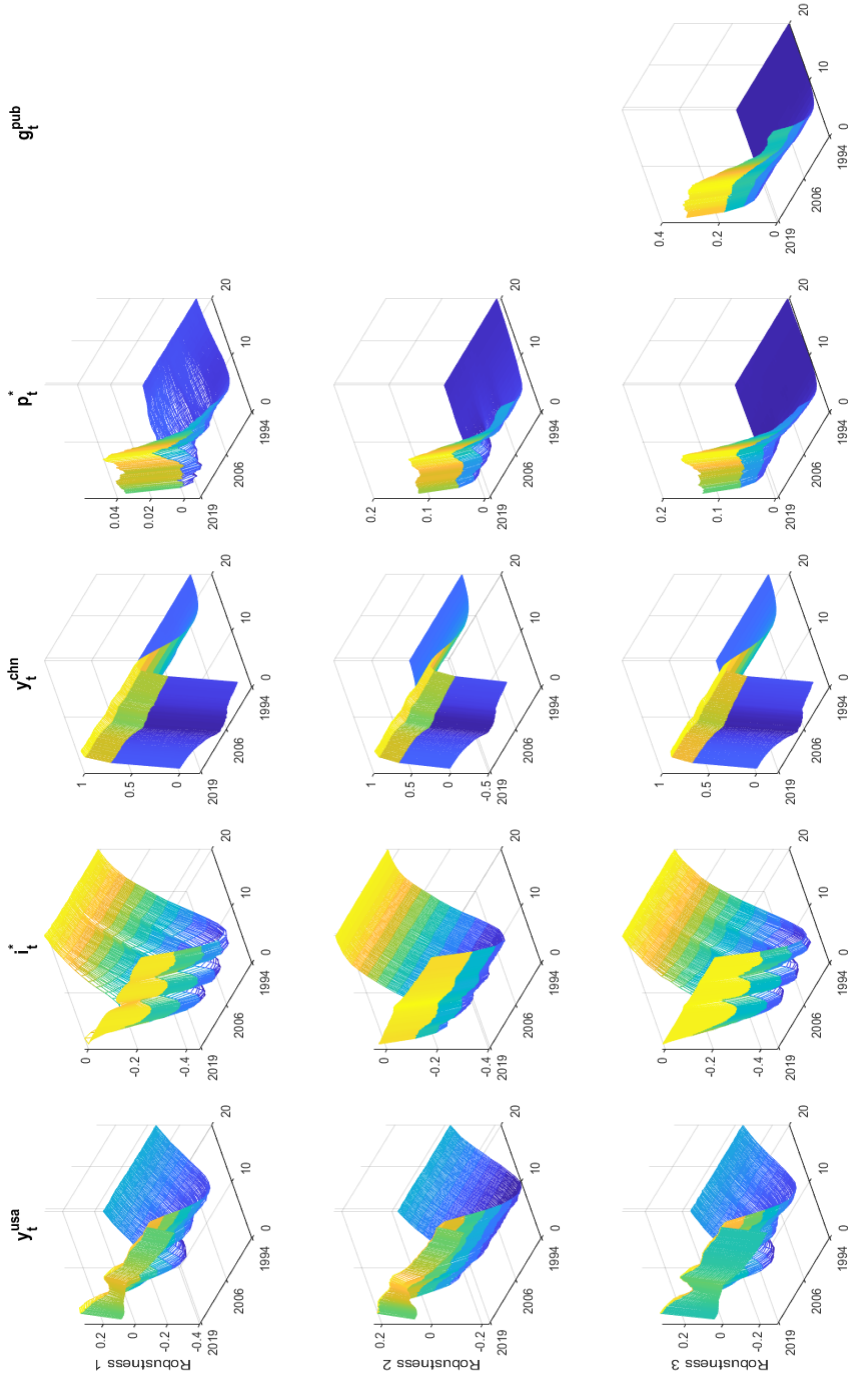


Figura 9. Análisis de Robustez al Modelo Base. Medianas cambiantes en el tiempo de las IRFs. Respuesta de las variables domésticas ante distintos choques externos para el modelo TVP-VAR-R3-SV. Robustez 1 utiliza priors no informativas; Robustez 2 cambia variables externas; y Robustez 3 incorpora el crecimiento de la inversión pública.

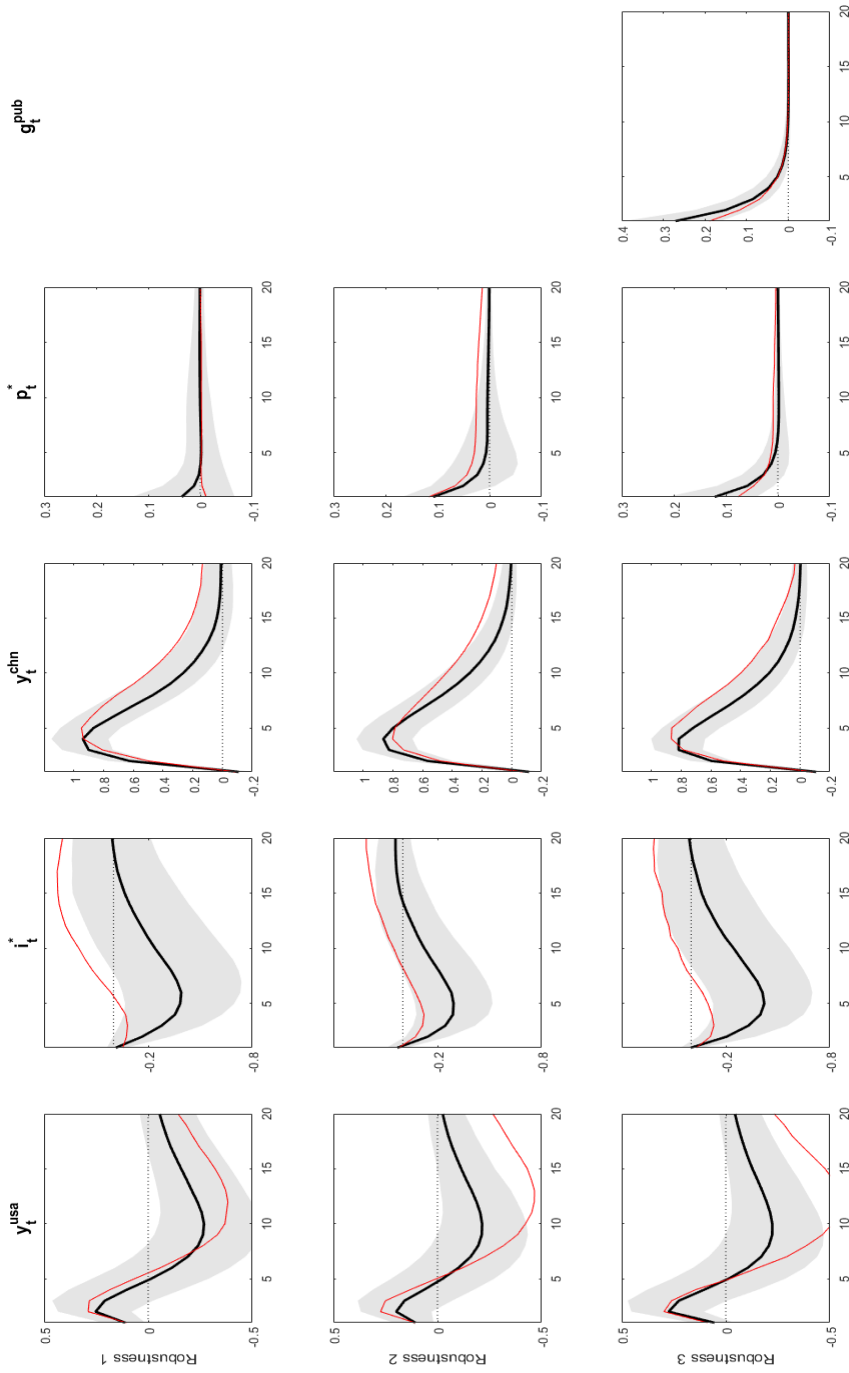


Figura 10. Análisis de Robustez al Modelo Base. Mediana de las IRFs a lo largo de toda la muestra. Respuesta de las variables domésticas ante distintos choques. La línea negra: modelo TVP-VAR-R3-SV y el área sombreada su región de credibilidad al 68%. La línea roja: Robustez 1 utiliza priors no informativas; Robustez 2 cambia variables externas; y Robustez 3 incorpora el crecimiento de la inversión pública.

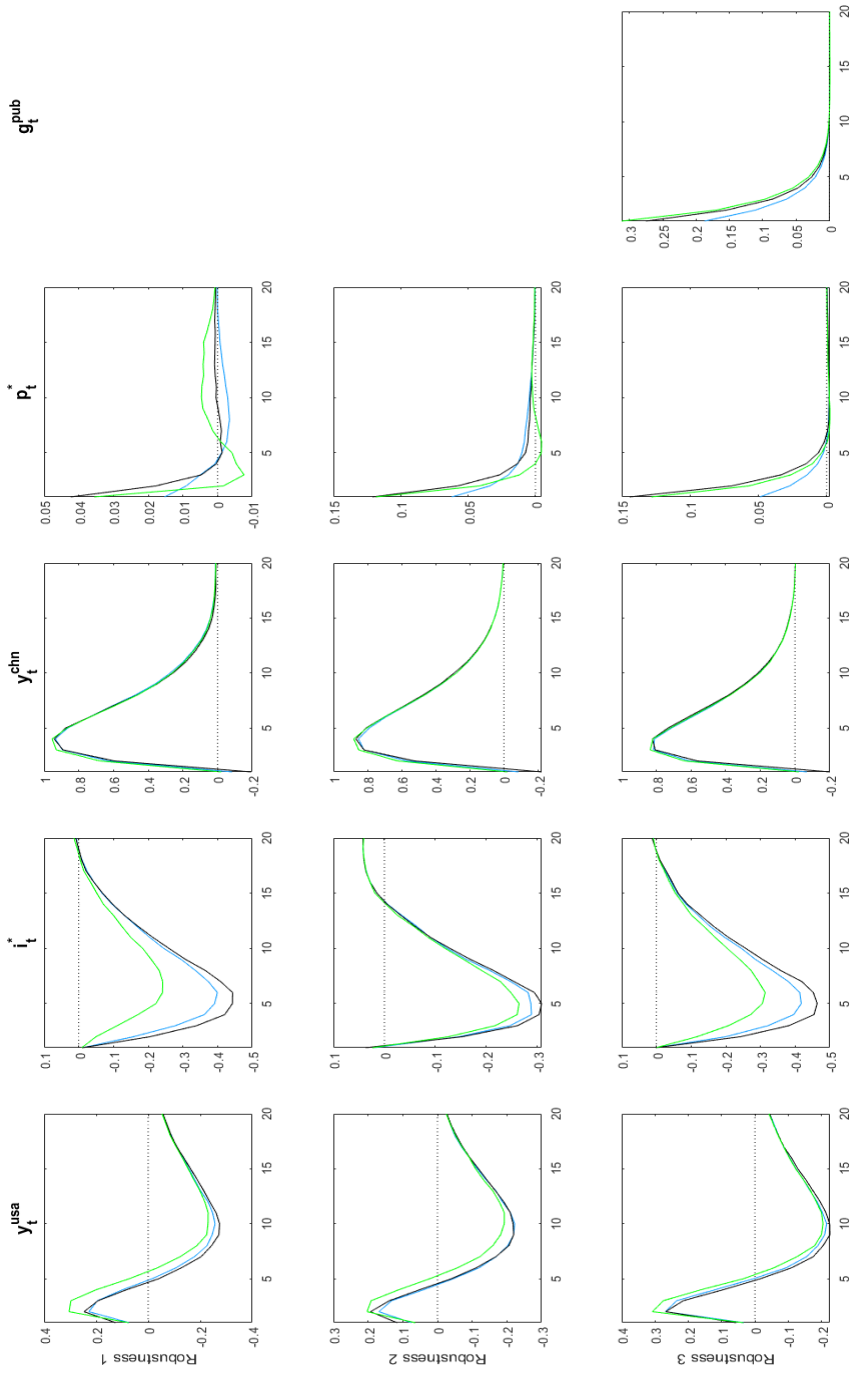


Figura 11. Análisis de Robustez al Modelo Base. Mediana de las IRFs de las variables domésticas para el modelo TVP-VAR-F3-SV en diferentes periodos de tiempo: 1995Q1 - línea celeste; 2006Q1 - línea negra; y 2019Q1 - línea verde. Cada columna representa un choque distinto bajo evaluación. Robustez 1 utiliza priors no informativas; Robustez 2 cambia variables externas; y Robustez 3 incorpora el crecimiento de la inversión pública.

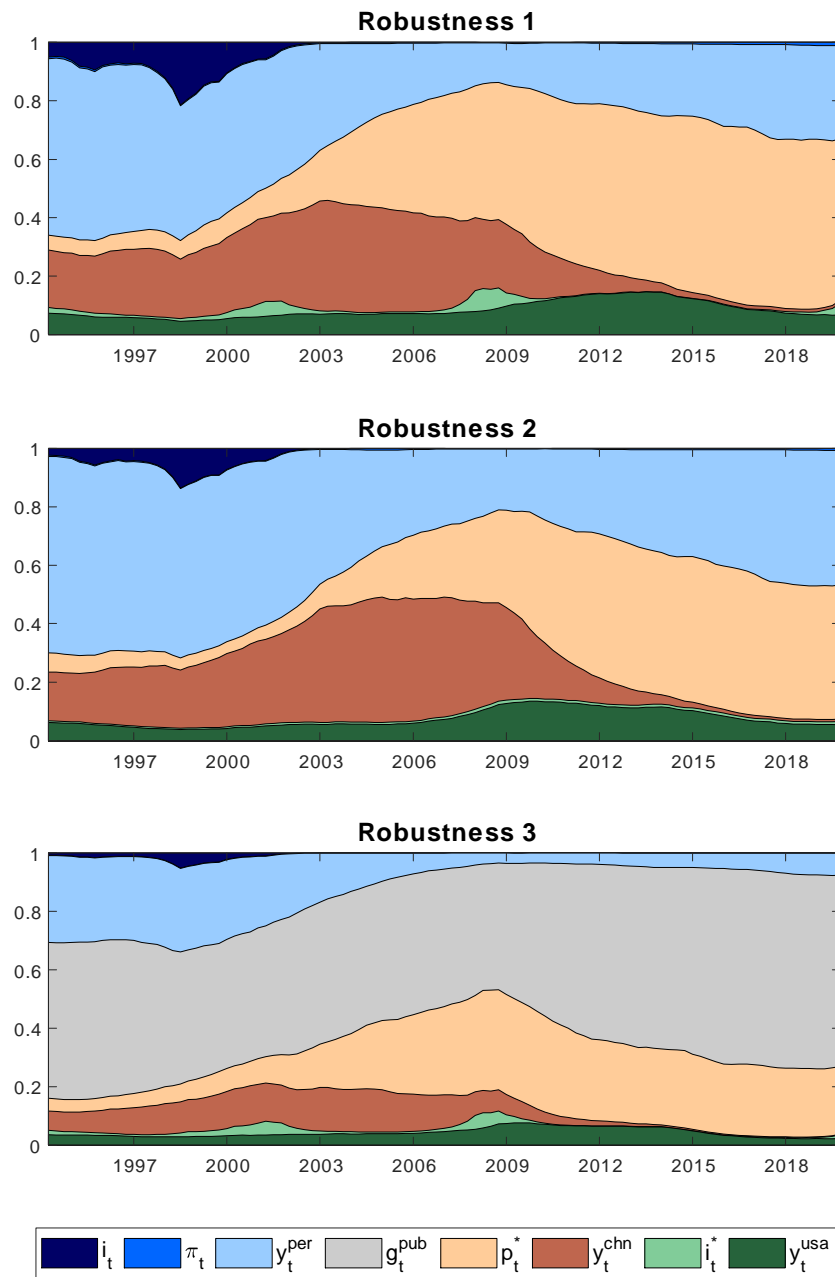


Figura 12. Análisis de Robustez al Modelo Base. Evolución en el tiempo de la FEVD del crecimiento del PBI doméstico para el modelo TVP-VAR-R3-SV. Robustez 1 utiliza priors no informativos; Robustez 2 cambia variables externas; y Robustez 3 incorpora el crecimiento de la inversión pública.

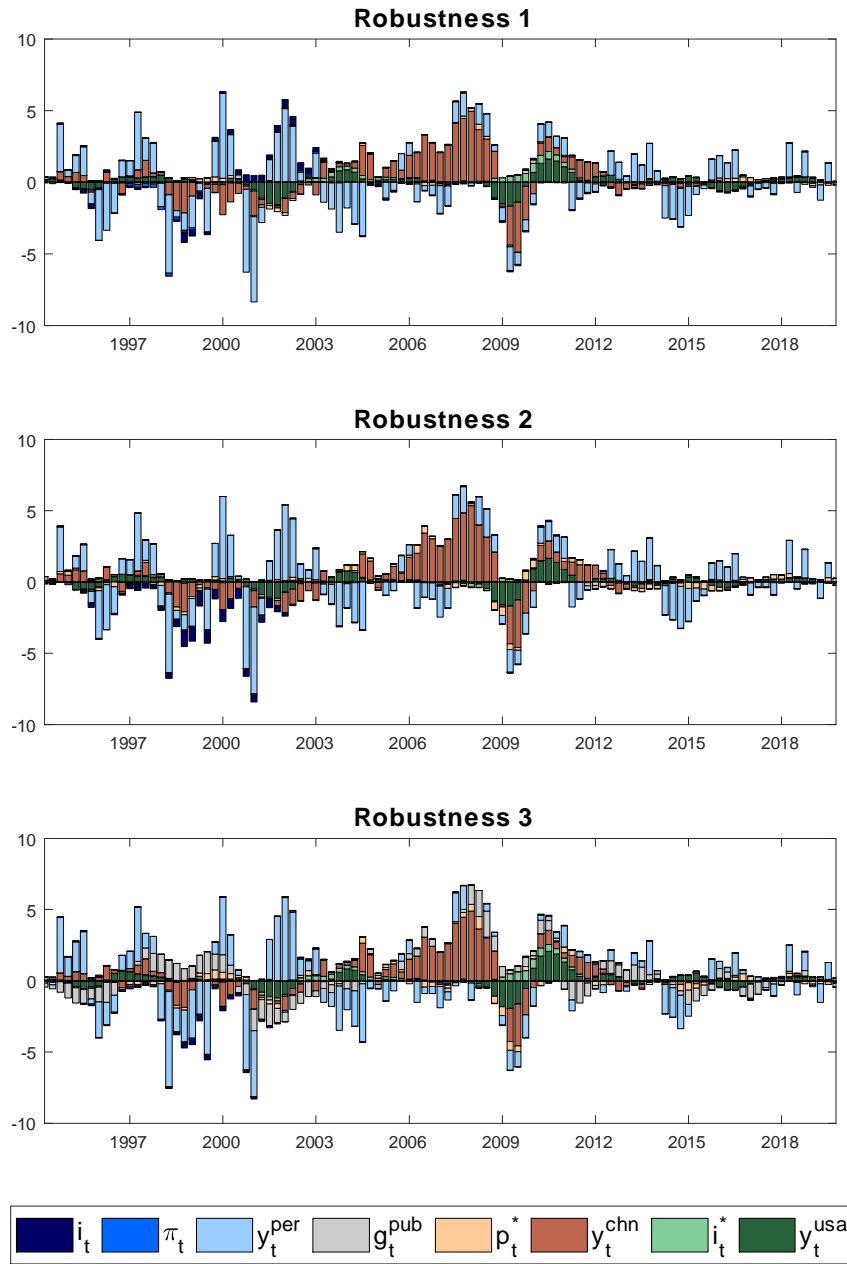


Figura 13. Análisis de Robustez al Modelo Base. Descomposición Histórica del crecimiento del PBI doméstico para el modelo TVP-VAR-R3-SV. Robustez 1 utiliza priors no informativas; Robustez 2 cambia variables externas; y Robustez 3 incorpora el crecimiento de la inversión pública.

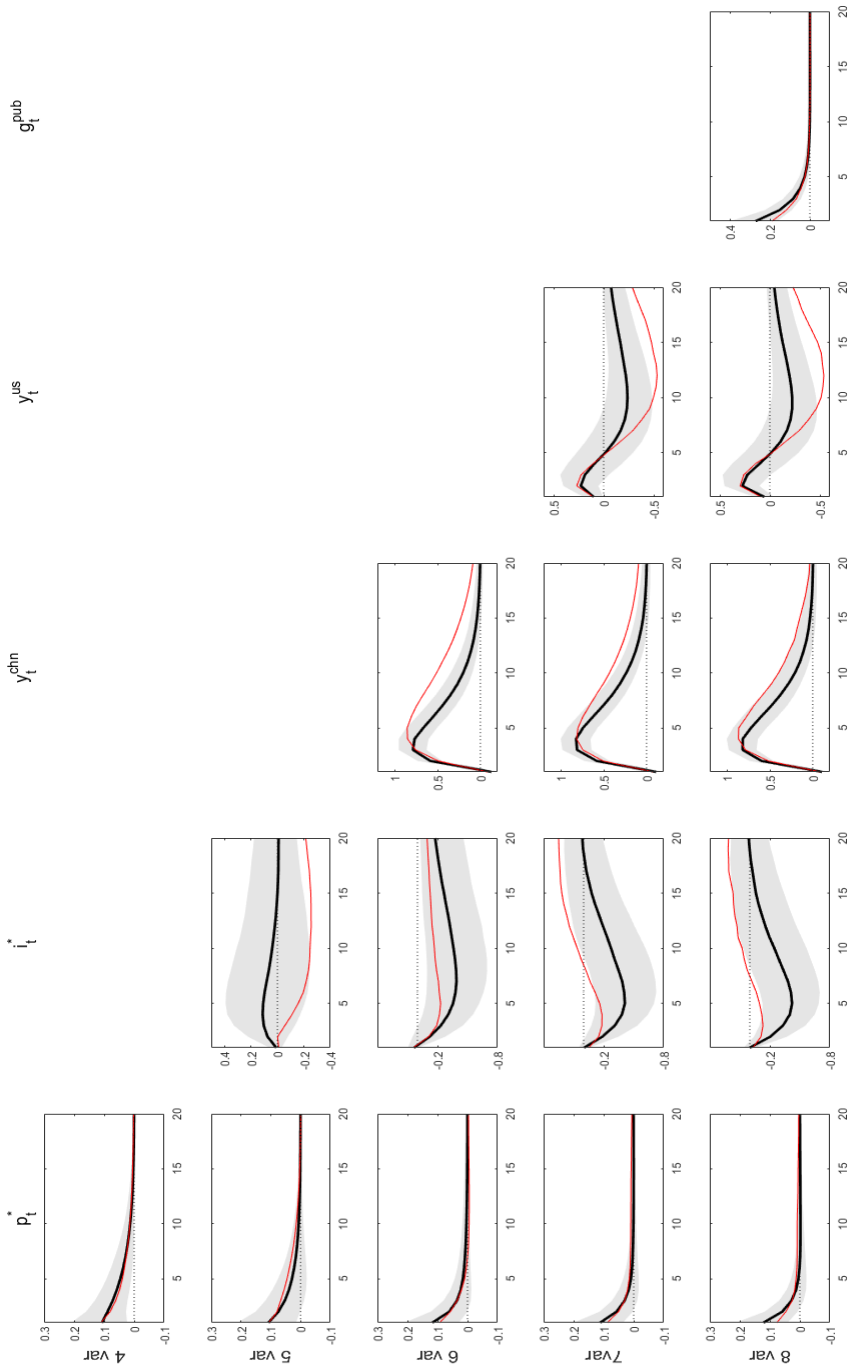


Figura 14. Mediana de las IRFs a lo largo de toda la muestra. Respuesta del crecimiento del PBI doméstico ante distintos choques para el modelo TVP-VAR-R3-SV. El modelo de 4 variables considera el crecimiento del S&P GSCI como la única variable externa; el modelo de 5 variables incorpora la tasa de la Fed; el modelo con 6 variables incorpora el crecimiento de China; el modelo de 7 variables es el Modelo Base; y el modelo con 8 variables añade el crecimiento de la inversión pública.

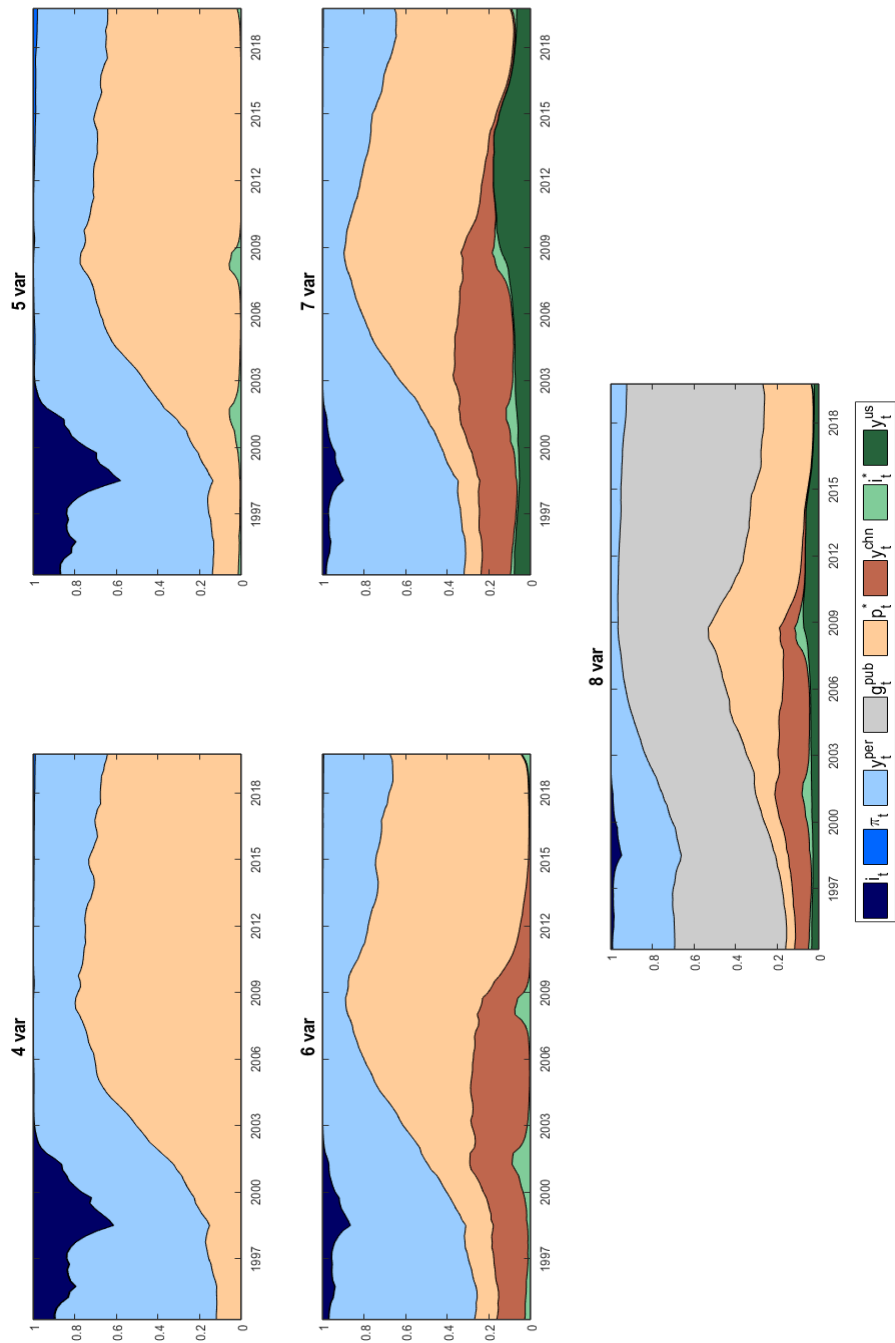


Figura 15. Evolución de la FEVD del crecimiento del PBI doméstico para el modelo TVP-VAR-R3-SV. El modelo de 4 variables considera el crecimiento del S&P GSCI como la única variable externa; el modelo de 5 variables incorpora la tasa de la Fed; el modelo con 6 variables incorpora el crecimiento de China; el modelo de 7 variables es el Modelo Base; y el modelo con 8 variables añade el crecimiento de la inversión pública.

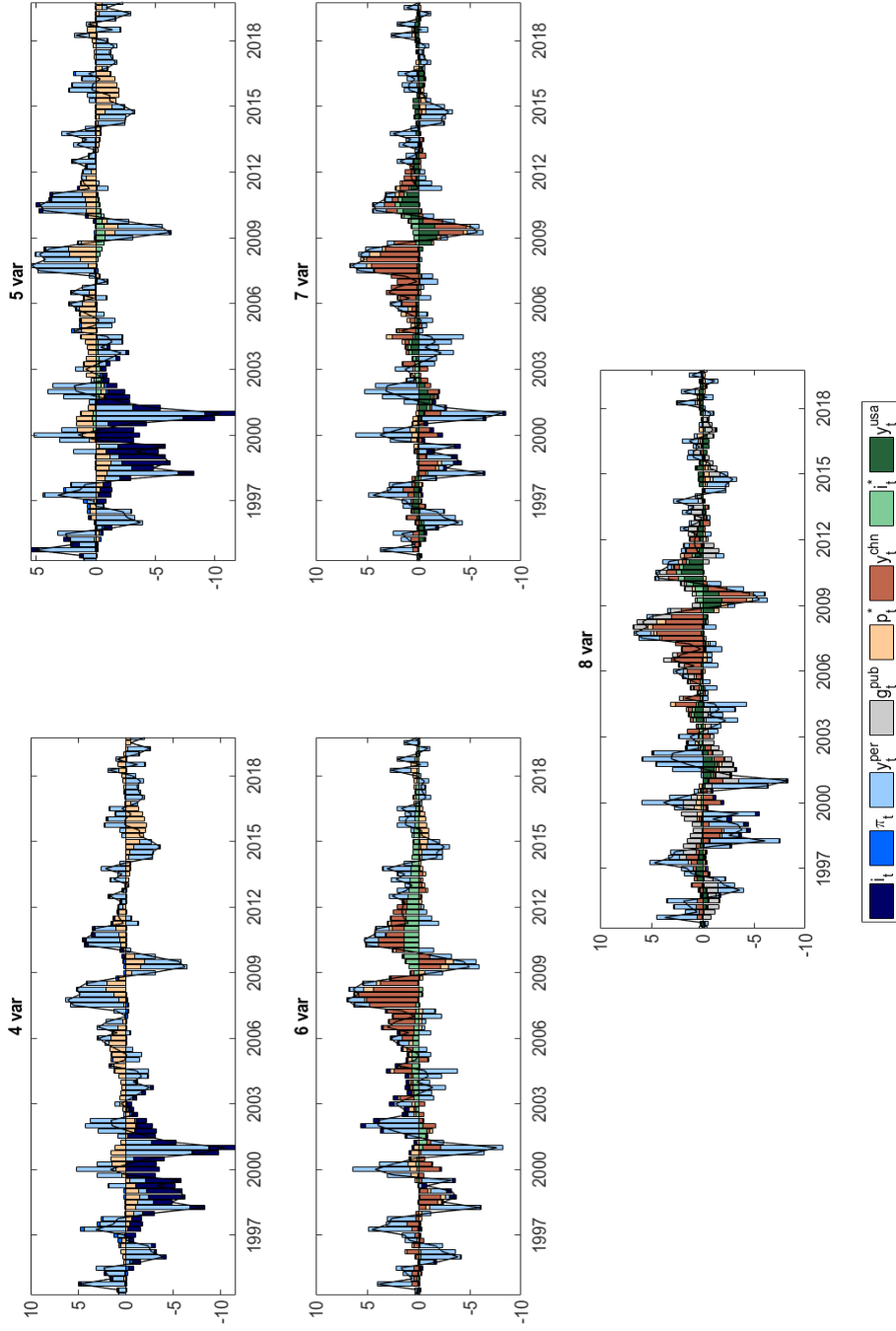


Figura 16. Descomposición Histórica del crecimiento del PBI doméstico para el modelo TVP-VAR-R3-SV. El modelo de 4 variables considera el crecimiento del S&P GSCI como la única variable externa; el modelo de 5 variables incorpora la tasa de la Fed; el modelo con 6 variables incorpora el crecimiento de China; el modelo de 7 variables es el Modelo Base; y el modelo con 8 variables añade el crecimiento de la inversión pública.