

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ**  
**ESCUELA DE POSGRADO**



**CHOQUES EXTERNOS Y FLUCTUACIONES ECONÓMICAS EN  
PERÚ: APLICACIÓN EMPÍRICA USANDO MODELOS TVP-VAR CON  
VOLATILIDAD ESTOCÁSTICA**

**TESIS PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE MAGÍSTER EN  
ECONOMÍA**

**AUTOR**

JUNIOR ALEX OJEDA CUNYA

**ASESOR:**

GABRIEL HENDER RODRÍGUEZ BRIONES

NOVIEMBRE, 2018

## RESUMEN

Usamos una familia de modelos de vectores autorregresivos con coeficientes cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) para estimar el impacto de los choques externos reales en el producto y la inflación en Perú. Para medir la pertinencia de un modelo frente a otro usamos técnicas recientes de elección Bayesiana tales como el Criterio de Información de la Desviación (DIC) y la verosimilitud marginal calculada con el método de Entropía Cruzada (CE). Los resultados son favorables a los modelos con SV frente a un TVP-VAR, un CVAR o los Regime Switching (RS-VAR). Encontramos como modelo ganador al que permite solo los interceptos cambiantes en el tiempo y con SV, coincidiendo esto con el análisis gráfico de los coeficientes estimados, mientras que el modelo CVAR es el que menos se ajusta a los datos. Asimismo, con las IRFs calculadas para el modelo seleccionado medimos el impacto que tendría un choque externo positivo en situaciones de alta inflación, crisis económicas y cambios en la política monetaria, siendo que en períodos de alta incertidumbre el impacto es más alto que en períodos de calma económica. En cuanto al modelo CVAR, este subestima la respuesta del crecimiento del PBI y la inflación en períodos de incertidumbre internacional como 2008 o 2010. Por otra parte, se brinda mayor evidencia en relación a la participación de los choques externos en la variabilidad de las predicciones del crecimiento del PBI (9.16% en 1994Q1 y 81.24% en 2017Q1) y la inflación (15.69% en 1994Q1 y 80.23% en 2017Q1) para cada momento en el tiempo, reflejando que cada choque tiene una mayor o menor importancia de acuerdo al contexto económico en que se halle. Se describen también los resultados respecto al impacto de otros choques (demanda agregada, oferta agregada y política monetaria), los cuales afectan al crecimiento del PBI y la inflación de forma variante en el tiempo. Los resultados son robustos ante cambios en las priors, cambios en la estructura de rezagos, el orden de las variables, cambios en la variable externa y cambios en la variable de actividad económica interna.

# Choques Externos y Fluctuaciones Económicas en Perú: Aplicación Empírica usando Modelos TVP-VAR con Volatilidad Estocástica

Junior Alex Ojeda Cunya

Pontificia Universidad Católica del Perú

Tesis de Maestría

Asesor: Gabriel Rodríguez

23 de Noviembre de 2018

## Abstract

Usamos una familia de modelos de vectores autorregresivos con coeficientes cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) para estimar el impacto de los choques externos reales en el producto y la inflación en Perú. Para medir la pertinencia de un modelo frente a otro usamos técnicas recientes de elección Bayesiana tales como el Criterio de Información de la Desviación (DIC) y la verosimilitud marginal calculada con el método de Entropía Cruzada (CE). Los resultados son favorables a los modelos con SV frente a un TVP-VAR, un CVAR o los Regime Switching (RS-VAR). Encontramos como modelo ganador al que permite solo los interceptos cambiantes en el tiempo y con SV, coincidiendo esto con el análisis gráfico de los coeficientes estimados, mientras que el modelo CVAR es el que menos se ajusta a los datos. Asimismo, con las IRFs calculadas para el modelo seleccionado medimos el impacto que tendría un choque externo positivo en situaciones de alta inflación, crisis económicas y cambios en la política monetaria, siendo que en períodos de alta incertidumbre el impacto es más alto que en períodos de calma económica. En cuanto al modelo CVAR, este subestima la respuesta del crecimiento del PBI y la inflación en períodos de incertidumbre internacional como 2008 o 2010. Por otra parte, se brinda mayor evidencia en relación a la participación de los choques externos en la variabilidad de las predicciones del crecimiento del PBI (9.16% en 1994Q1 y 81.24% en 2017Q1) y la inflación (15.69% en 1994Q1 y 80.23% en 2017Q1) para cada momento en el tiempo, reflejando que cada choque tiene una mayor o menor importancia de acuerdo al contexto económico en que se halle. Se describen también los resultados respecto al impacto de otros choques (demanda agregada, oferta agregada y política monetaria), los cuales afectan al crecimiento del PBI y la inflación de forma variante en el tiempo. Los resultados son robustos ante cambios en las priors, cambios en la estructura de rezagos, el orden de las variables, cambios en la variable externa y cambios en la variable de actividad económica interna.

Clasificación JEL: C11, E32, F41.

Palabras Claves: Fluctuaciones Macroeconómicas, Choques Externos, Vectores Autorregresivos con Parámetros Cambiantes en el Tiempo, Volatilidad Estocástica, Comparación de Modelos Bayesianos, Economía Peruana.

## Tabla de Contenido

<b>1</b>	<b>Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Revisión de la Literatura</b>	<b>3</b>
<b>3</b>	<b>Modelos</b>	<b>9</b>
3.1	Modelo TVP-VAR-SV . . . . .	9
3.2	Otros Modelos . . . . .	11
<b>4</b>	<b>Metodología</b>	<b>12</b>
4.1	Algoritmo de Estimación: Gibbs Sampling . . . . .	12
4.2	Comparación de Modelos . . . . .	13
4.2.1	Método de Entropía Cruzada (EC) . . . . .	13
4.2.2	Deviance Information Criterion (DIC) . . . . .	14
<b>5</b>	<b>Resultados Empíricos</b>	<b>15</b>
5.1	Datos . . . . .	15
5.2	Priors . . . . .	16
5.3	Resultados . . . . .	17
5.4	Ejercicios de Robustez . . . . .	25
5.5	Otros Resultados . . . . .	29
<b>6</b>	<b>Conclusiones</b>	<b>31</b>
<b>7</b>	<b>Referencias</b>	<b>34</b>
<b>8</b>	<b>Apéndice</b>	<b>39</b>
8.1	Tablas . . . . .	39
8.2	Figuras . . . . .	49



## 1 Introducción

La literatura en economía nos muestra que, para una economía pequeña y abierta, las fluctuaciones económicas son fuertemente dependientes de los choques externos. Parte de estos choques externos pueden medirse a través de movimientos en los términos de intercambio, precios de exportaciones o precios de commodities. Un análisis básico de un choque externo positivo para un país principalmente primario exportador como Perú, nos dice que este aumenta la inversión y el nivel de producción de las actividades primarias y, a su vez, aumenta el nivel de actividad de la economía. Asimismo, mejores precios internacionales favorecen las exportaciones, trayendo consigo una mayor cantidad de dólares a la economía que hacen descender el tipo de cambio, lo que a su vez disminuye la inflación.

En la literatura económica se observan resultados interesantes sobre la influencia de los choques externos, entre ellos los términos de intercambio y los precios de commodities, en el producto u otras variables económicas. Las investigaciones de Kose y Riezman (2001) y Kose (2002) nos muestran, a través de un modelo de equilibrio general, la influencia de los choques externos en las fluctuaciones económicas en economías africanas. En la misma línea de investigación se encuentran trabajos como Hernández (2013) y Campos (2015) para Colombia y Argentina, respectivamente, quienes, mediante un enfoque VAR, encuentran que un choque de términos de intercambio produce un crecimiento en la actividad económica medida a través del PBI y un aumento, aunque no significativo y producto del régimen de tipo de cambio fijo, en la inflación.

Para el caso peruano tenemos el trabajo de Castillo y Salas (2010), en el cual se encuentra que los choques de términos de intercambio tienen gran influencia en las variaciones del producto, la inversión y el consumo. Por otro lado, Rodríguez et al. (2018) muestran que las variables agregadas de producto, consumo, inversión privada y gasto público comparten dos tendencias comunes, una externa asociada a los términos de intercambio y otra doméstica asociada a la productividad, concluyendo que las fluctuaciones de largo plazo del producto son explicadas principalmente por movimientos en los términos de intercambio; es decir, la tendencia estocástica externa.

Dada la dependencia mencionada, el presente trabajo busca evaluar la influencia de los choques externos en el producto y la inflación mediante un enfoque de vectores autorregresivos con parámetros cambiantes en el tiempo, tanto en coeficientes VAR como en la volatilidad (TVP-VAR-SV) para el período comprendido desde 1993Q2 hasta 2017Q1. La variación en el tiempo de los parámetros permite evaluar el impacto de estos choques en cada una de las variables analizadas aún cuando existan diferentes regímenes de políticas monetarias o fiscales en el país. Este análisis es pertinente

dado que las economías no permanecen en los mismos regímenes por razones económicas o políticas, lo cual tiende a variar la interdependencia entre las principales variables económicas en cada uno de estos regímenes. Para el caso peruano en especial, podría ser posible observar este comportamiento si consideramos como punto de quiebre la adopción de una política de Metas Explícitas de Inflación (MEI) por parte del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP).

En el presente trabajo, la aplicación de un TVP-VAR-SV permite obtener un enfoque distinto al comúnmente utilizado en el análisis sobre el efecto de los choques externos en las variables de producto e inflación en el Perú y permite discriminar el impacto del cambio de la política económica de la “buena o mala suerte” que puede experimentar el país. Asimismo, aparte de este modelo general, se estiman también modelos más simples y con restricciones tales como el CVAR y el CVAR-SV, hasta modelos intermedios con parámetros constantes en las variables rezagadas, las relaciones contemporáneas o los interceptos. Además, se hace uso de técnicas Bayesianas recientes vinculadas a la estimación y elección de modelos que permiten plantear algunos parámetros invariantes de manera que se pueda optar por el mejor modelo que describa la economía peruana. Los criterios de elección que se usan son el *Deviance Information Criterion* (DIC), planteado por Spiegelhalter et al. (2002) y mejorado por Chan y Grant (2016) para modelos de variables latentes, y la verosimilitud marginal calculada mediante el método de entropía cruzada planteado por Chan y Eisenstat (2015).

Los resultados muestran que los modelos que mejor se ajustan a los datos son los que presentan volatilidad estocástica y cierta variabilidad en el tiempo de los coeficientes VAR, en especial se prefieren los cambios en los interceptos. Con los resultados de las estimaciones se realiza un análisis de las funciones impulso-respuesta (IRF) ante un choque externo. Un choque externo positivo (aumento en el índice de precios de commodities) produce un efecto positivo en el crecimiento del PBI mientras que en la inflación la respuesta es principalmente negativa; sin embargo, estas respuestas presentan distintas magnitudes según el punto en el tiempo en que se tomen, siendo las de los últimos 15 años las más fuertes frente a las respuestas en los primeros 10 años de muestra. Asimismo, se muestra que el modelo VAR constante subestima la magnitud de la respuesta de la tasa de crecimiento del PBI y la inflación ante un choque externo positivo para años recientes, especialmente en períodos de incertidumbre internacional tales como los años 2008 y 2010. La participación de los choques externos en la varianza del error de predicción de las principales variables económicas también muestra un resultado cambiante en el tiempo aumentando drásticamente su participación a partir del nuevo milenio. Los resultados son robustos tanto para diferentes elecciones de priors como para otras variables que reflejen el sector externo (términos de intercambio, precio de exportaciones, precio del cobre), así como para los cambios en la estructura de rezagos,

el ordenamiento en las variables y cambios en las variables del sector doméstico (demanda interna, PBI no primario, entre otras).

La estructura del trabajo sigue en la Sección 2 con la revisión de la literatura del análisis de los choques externos, tanto en precios de commodities como de términos de intercambio en economías desarrolladas y en economías en desarrollo. La Sección 3 presenta los modelos. En la Sección 4 se muestra la metodología aplicada para la estimación de los modelos y los criterios de elección. En la Sección 5 se analizan los resultados de las estimaciones, de las IRF, la descomposición de varianza, la descomposición histórica y los ejercicios de robustez. En la Sección 6 presentamos las conclusiones.

## 2 Revisión de la Literatura

El interés por el efecto de los choques externos en las variables macroeconómicas, como el producto e índices de precios, y sus fluctuaciones ha cobrado gran relevancia a partir de la última década del siglo pasado<sup>1</sup> debido al mayor desarrollo de los modelos de vectores autorregresivos (VAR) promovidos por Sims (1980) y los modelos estocásticos de equilibrio general con el trabajo pionero de Kydland y Prescott (1982). Los resultados de los estudios aquí presentados se muestran divididos. Unos concluyen que los choques externos no influyen en las fluctuaciones de las variables agregadas de economías emergentes y en vías de desarrollo, ver Ahmed y Murthy (1994), Hoffmaister y Roldós (1997), Hoffmaister, Roldós y Wickham (1998). Otros sugieren que los choques externos, especialmente los relacionados con comercio (i.e., precios de commodities; términos de intercambio; precios de importaciones o exportaciones), son importantes para explicar las fluctuaciones económicas; ver Mendoza (1995), Kose y Riezman (2001), Kose (2002).

Uno de los estudios que muestran que los choques externos no tienen relevancia explicativa en las fluctuaciones económicas es el de Ahmed y Murthy (1994), en donde se trata de explicar los ciclos de las variables macroeconómicas en Canadá mediante un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR). Su análisis nos muestra que en vez de los choques externos, los choques domésticos son los más importantes para explicar las fluctuaciones de corto plazo del PBI. Ellos

---

<sup>1</sup>Trabajos anteriores a este período tales como los de Obstfeld (1982) y Svensson y Razin (1983) analizan la existencia del efecto de los términos de intercambio, como parte de un choque externo, sobre la cuenta corriente y el producto doméstico planteado por Harberger (1950) y Laursen and Metzler (1950) (efecto HLM). Los autores concluyen que los efectos calculados dependían de la duración de los choques: un choque negativo y transitorio produce una caída de la cuenta corriente, mientras que si el choque externo es permanente, este no tiene un efecto relevante en la cuenta corriente.

argumentan que para esta economía, los choques externos, representados por choques de términos de intercambio, no influyen de manera marcada los movimientos del producto.

En la misma línea, Hoffmaister y Roldós (1997) aplican un modelo SVAR a países de Asia y América Latina y postulan que los choques externos no tienen un rol importante al explicar las fluctuaciones del PBI. Asimismo, mediante una metodología similar, Hoffmaister, Roldós y Wickham (1998) evalúan la influencia de los choques externos en los movimientos del PBI y el tipo de cambio real en países africanos. Ellos muestran que, si bien en países con una moneda común (Franco de la Comunidad Financiera Africana, CFA) el impacto de estos choques es menor que en países no sujetos al Franco CFA, en ambos casos el impacto es bajo y no explica las fluctuaciones macroeconómicas.

En un enfoque sobre el régimen de tipo de cambio de las economías evaluadas, Broda (2004) analiza 75 países en desarrollo y los clasifica entre economías con tipo de cambio fijo y tipo de cambio flotante. Mediante un modelo VAR y con un estudio de las IRFs y de descomposición de varianza logra determinar que, en economías con un régimen de tipo de cambio fijo, el impacto de los términos de intercambio en el producto es fuerte y positivo y su influencia en las fluctuaciones del producto es de alrededor del 33%. Por otro lado, con un régimen de tipo de cambio flexible la respuesta del producto ante movimientos en los términos de intercambio es poco significativa y logran explicar menos del 13% de las fluctuaciones del producto.

Otro trabajo es el realizado por Lubik y Teo (2005), quien mediante un modelo dinámico estocástico de equilibrio general (DSGE) con estimación Bayesiana para Australia, Canadá, Nueva Zelanda, Chile y México, analiza la influencia tanto de choques de tasas de interés extranjera como de términos de intercambio. Sus resultados muestran que los choques externos reales explican una porción menor al 5% de las fluctuaciones observadas en los ciclos económicos de las cinco economías y una mayor importancia la tienen los choques de política monetaria extranjera explicando entre un 40% y 75% de estas fluctuaciones.

Investigaciones más recientes son las planteadas por Aguirre (2011) y Schmitt-Grohé y Uribe (2018), quienes muestran la poca influencia que tienen los choques de términos de intercambio en las fluctuaciones del producto, consumo, inversión y balanza comercial. El primero analiza una muestra de 15 países de economías emergentes que involucran regiones de Asia, África, Europa y América Latina para el período 1994-2009 y se demuestra que los choques de términos de intercambio solo explican el 5% y 1% de los movimientos del producto y el tipo de cambio real, respectivamente. De la misma manera, Schmitt-Grohé y Uribe (2018) comprueban que los choques externos explican

menos del 10% de las fluctuaciones económicas.

Por otra parte, los trabajos que plantean que los choques externos son importantes en las fluctuaciones macroeconómicas son más numerosos. Uno de ellos es Mellander, Vredin y Warne (1992). Ellos analizan los términos de intercambio, el PBI, consumo e inversión real de Suecia para el período 1875-1986 a través de un VAR con restricciones de cointegración, el cual busca estimar las propiedades de largo plazo de los datos. Los autores muestran que los choques externos permanentes son importantes al explicar las fluctuaciones en el producto.

Un trabajo reconocido en el análisis de los términos de intercambio en economías pequeñas y abiertas es el planteado por Mendoza (1995). Usando un modelo DSGE llega a probar que para las economías estudiadas (7 países industrializados y 23 países en vías de desarrollo) existe un efecto HLM; es decir, un choque externo afecta positivamente la cuenta corriente. Además, a través de un análisis de descomposición de varianza demuestran que estos choques explican las fluctuaciones del producto en un 50%.

Dos trabajos que utilizan también un enfoque DSGE para analizar el rol de los choques externos en las fluctuaciones económicas son los de Kose y Riezman (2001) y Kose (2002), quienes aplican este modelo a economías en vías de desarrollo. Kose y Riezman (2001) muestran que los choques externos reales a través de fluctuaciones en precios de commodities, bienes de capital importados y bienes intermedios, explican el 45% de las fluctuaciones del PBI para una economía africana representativa. Por su parte, Kose (2002) concluye que los choques en los precios mundiales representan el 90% de las fluctuaciones del producto para países en desarrollo.

Blattman, Hwang y Williamson (2004) y Becker y Mauro (2006) estudian los efectos de los choques de términos de intercambio en las fluctuaciones económicas de acuerdo al nivel de desarrollo de las economías. Dividiendo una muestra de 35 países divididos en dos grupos: centro y periferia, los primeros muestran que los cambios en las tendencias de largo plazo de los términos de intercambio producen un efecto positivo y significativo en el crecimiento de los países del centro; en cambio, aumentos en la volatilidad de estos choques provoca una disminución en el crecimiento del producto de los países de la periferia.

Por su parte, Becker y Mauro (2006) analizan el impacto de choques externos en países emergentes y en desarrollo mediante un modelo probit multivariado. Los autores demuestran que los choques externos juegan un rol importante en la caída del producto de la mayoría de países. Además, hacen notar que el nivel de desarrollo es importante también para determinar cuál choque externo es el más importante; de esta manera, para los países emergente los choques financieros y mac-

roeconómicos son los que reducen más el producto, mientras que para países en desarrollo los más relevantes son los choques de términos de intercambio.

Collier y Goderis (2008) analizan datos globales de PBI y precios de commodities entre 1963 y 2003 para medir el efecto que tendrían diferentes tipos de commodities en las fluctuaciones económicas de los países. Ellos encuentran una alta dependencia de los países en vías de desarrollo ante el movimiento de los precios de commodities. Especialmente muestran que se tiene un efecto positivo de corto plazo ante un choque externo positivo y efectos negativos en el largo plazo para países de ingresos altos (compradores de materias primas) y países exportadores de productos no agrícolas, siempre que estos tengan gobiernos e instituciones débiles.

Asimismo, investigaciones recientes que sostienen la importancia de los choques externos reales en las variables agregadas de la economía son las realizadas por Fernández et al. (2015), Shousha (2016) y Fernández et al. (2017). Los autores muestran, con distintos enfoques metodológicos entre ellos el SVAR o un panel-VAR, que los choques de precios de commodities representan una parte importante de la variabilidad del producto de países pobres y emergentes.

Por último, Tiawara (2015) para países africanos, Kamber, Nodari y Wong (2016) para Nueva Zelanda y Farias y Alves da Silva (2017) para Brasil con un modelo de equilibrio general muestran los efectos y la importancia de los choques externos en la actividad económica. Tiawara (2015) y Güneş, Nodari y Wong (2016) muestran que un incremento en los precios de commodities trae consigo un aumento promedio de 3.6% en el PBI per capita de los países africanos y un aumento en el consumo y la inversión de 0.3% y 2%, respectivamente, así como en un alza del tipo de cambio de 1% y una caída de la inflación de productos transables de -0.8%. Farias y Alves da Silva (2017) analizan el movimiento de los precios de commodities y su influencia de acuerdo a si estos son anticipados o no anticipados. Ambos tipos de choques externos positivos muestran un aumento en el PBI real, sin embargo los choques anticipados magnifican este efecto en el PBI, el consumo e inversión.

Para nuestra región existen varios trabajos que ofrecen una visión más clara del efecto de los choques externos en las fluctuaciones económicas. Uno de ellos es el trabajo de Canova (2005), que usa un TVP-VAR para evaluar la transmisión de choques exógenos externos (Estados Unidos) y su impacto en países de América Latina (i.e., México, Panamá, Brasil, Chile, Ecuador, Argentina, Uruguay, Perú). Lo que concluye es que las perturbaciones en EE.UU. explican fracciones importantes de las variaciones de las variables macroeconómicas de estos países: en promedio, los choques externos explican el 58% y el 38% de las fluctuaciones del producto y los precios en América Lat-

ina, respectivamente. Sin embargo, estos choques se transmiten a las economías de América Latina principalmente a través del canal de tasa de interés, mientras que el canal real, relacionado al precio de commodities y los términos de intercambio, no juega un papel importante en la transmisión de estos choques.

Misas, López y Vásquez (2004) usan un modelo VAR con restricciones de cointegración aplicado a los términos de intercambio, producto, consumo e inversión en Colombia. Los autores muestran que especialmente los choques externos permanentes son importantes para explicar el comportamiento de las tres variables anteriormente mencionadas. Asimismo, un trabajo reciente de Hernández (2013) muestra resultados que siguen la misma línea de Misas, López y Vásquez (2004). El autor concluye que los choques de términos de intercambio tienen un impacto positivo, significativo y de gran magnitud en el PBI de este país. Además, se hace notar que estos choques explican alrededor del 33% de las variaciones de corto plazo en el producto entre los años 1994-2011.

Para Argentina, Lanteri (2008) aplica un modelo SVAR sobre variables de crecimiento del producto y variables fiscales y encuentra que los choques externos tienen un impacto positivo en el producto y los ingresos tributarios del gobierno. Del primero, el 19% de su variabilidad es explicada por los choques externos y de los ingresos tributarios, alrededor del 27% de su variabilidad es explicada por los mismos. Bajo la misma metodología, Campos (2015) evalúa los choques de términos de intercambio en el producto y la inflación. El autor muestra que choques positivos en esta variable generan incrementos tanto en el producto como en la inflación. De otra manera, Drechsel y Tenreyro (2018) usan un modelo de equilibrio general para describir el impacto de los choques en precios de commodities en el producto, consumo, inversión y balanza comercial. Los resultados al usar data argentina muestran que los choques externos representan un 38%, 42% y 61% de la variabilidad del crecimiento del producto, el crecimiento del consumo y el crecimiento de la inversión, respectivamente.

Por otro lado, Pedersen (2015) muestra para el caso de Chile que un choque positivo en el precio del cobre, principal materia prima exportada por este país, producirá un impacto positivo en la actividad económica simple y cuando el choque provenga desde el lado de la demanda, mientras que con un choque de oferta o uno especulativo el efecto no es claro.

Para Perú, Dancourt, Mendoza y Vilcapoma (1997) explican si las fluctuaciones económicas en el país se deben a la aplicación de un determinado modelo de desarrollo o estrategia de crecimiento, o si más bien son producto de las perturbaciones externas adversas sufridas por la economía. Los autores concluyen que de los seis períodos recesivos desde 1950 hasta 1996, cinco de ellos coinciden

con choques externos adversos tanto de términos de intercambio, tasa de interés internacional y de crédito.

Castillo y Salas (2010) encuentran, analizando los términos de intercambio, el producto, el consumo y la inversión, que existen dos relaciones de cointegración y dos tendencias comunes relacionadas con choques domésticos y externos. Asimismo, señalan que los términos de intercambio explican entre el 33% y el 95% de las fluctuaciones del producto, el consumo y la inversión.

Recientemente, trabajos como el de Mendoza y Collantes Goicochea (2017) y Rodríguez et al. (2018) también han abordado el tema del impacto de los términos de intercambio y su influencia en las fluctuaciones de las variables económicas agregadas. El primero de ellos, como parte de una evaluación de los resultados del primer año del quinquenio gubernamental de 2016-2021 en Perú, analiza el peso de los factores externos, a través de choques en los términos de intercambio, en las fluctuaciones económicas. Usando un modelo SVAR y mediante una descomposición histórica de la varianza del PBI por factores externos y domésticos muestran que los movimientos en términos de intercambio son el componente más importante de las fluctuaciones del PBI. Los autores llegan a la conclusión que, para el período 2001-2016, los factores externos explican alrededor del 66% de los movimientos del PBI y en particular, los términos de intercambio representan el 25% de los mismos.

Por otra parte, Rodríguez et al. (2018) utilizan un modelo de tendencias comunes y cointegración para evaluar el rol de los términos de intercambio y la productividad doméstica en las fluctuaciones económicas. Sus resultados muestran que la volatilidad de largo plazo del producto es casi totalmente explicada por los movimientos de los términos de intercambios. Además, partiendo de una descomposición histórica del crecimiento del PBI, el consumo, la inversión privada y el gasto público, se indica que los factores externos son el principal componente de este crecimiento, explicando, por ejemplo, la caída del crecimiento del producto potencial en los años 2000, 2008 y 2013.

El presente trabajo se inscribe en la literatura económica a través de la aplicación de un enfoque distinto al tratado por anteriores autores. En la revisión de literatura previa se ha podido notar que las variables económicas de los mismos países, analizados por distintos autores, presentan respuestas distintas, y a veces contrarias, respecto de los choques externos. Una explicación para esto es la diferencia en el período muestral que se toma para el análisis. Al tomar distintos espacios de tiempo en las series se puede estar capturando períodos con distintas reglas de políticas monetarias o fiscales que contribuirían a observar una respuesta desigual en cada investigación. Este problema puede

ser abordado con el modelo TVP-VAR-SV y sus variantes con restricciones que se usan en este trabajo, ya que al estimar los parámetros en cada momento del tiempo le damos la flexibilidad a los mismos para cambiar de acuerdo al escenario económico en el que se encuentra, el cual es representado por las variables que sirven de input para la estimación. Asimismo, se compara este modelo con el enfoque VAR, tradicionalmente usado para evaluar dependencias entre variables, mediante técnicas bayesianas recientes de comparación de modelos, lo que agrega una mayor validez a nuestros resultados.

### 3 Modelos

Respondiendo a los cambios en la dinámica económica producidos a lo largo del tiempo, es necesario presentar un modelo que permita que los coeficientes de las variables rezagadas y los interceptos, así como la varianza de las innovaciones, evolucionen en el tiempo; por tanto, usamos un modelo TVP-VAR con volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV). Asimismo, usamos un modelo VAR estructural con coeficientes constantes y sin volatilidad estocástica (CVAR) como modelo benchmark dado su uso común en la literatura para explicar la interdependencia entre variables económicas.

#### 3.1 Modelo TVP-VAR-SV

Usando como base a Koop y Korobilis (2010) y Chan y Eisenstat (2018), planteamos un modelo TVP-VAR-SV de la forma:

$$B_{0t}y_t = \mu_t + \sum_{j=1}^p B_{j,t}y_{t-j} + \epsilon_t, \quad (1)$$

donde  $y_t$  es un vector  $n \times 1$  que contiene las observaciones de  $n$  variables macroeconómicas,  $\epsilon_t$  es un vector de errores  $n \times 1$  que es *i.i.d.*  $N(0, \Sigma_t)$  y  $\Sigma_t$  es una matriz diagonal de varianzas definida y positiva  $n \times n$ ,  $\mu_t$  es un vector de interceptos  $n \times 1$ ,  $B_{j,t}$  es una matriz de coeficientes  $n \times n$  y  $B_{0t}$  es una matriz triangular inferior  $n \times n$  con 1 en la diagonal principal. Este modelo general puede ser escrito en su forma espacio-estado:

$$y_t = X_t\theta_t + \epsilon_t, \quad (2)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t, \quad (3)$$

donde  $X_t$  es una matriz  $n \times k_\theta$  definida por  $X_t = (\tilde{X}_t, W_t)$ ,  $\tilde{X}_t = I_n \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$  y  $W_t$  es una matriz  $n \times k_\gamma$  de la forma:

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

El vector de coeficientes  $k_\theta \times 1$  se define como  $\theta_t = (\beta'_t, \gamma'_t)'$ ,  $\beta_t = \text{vec}((\mu_t, B_{1,t}, \dots, B_{p,t})')$  y  $\gamma_t = (\gamma_{1t}, \dots, \gamma_{k_\gamma t})'$  representa los elementos de  $B_{0t}$  inferiores a la diagonal, y evoluciona de acuerdo a un proceso de marcha aleatoria donde la condición inicial  $\theta_0$  se toma como un parámetro a estimar y se distribuye  $\theta_0 \sim N(a_\theta, V_\theta)$ ,  $\eta_t$  es un vector  $k_\theta \times 1$  y  $\eta_t \sim N(0, \Sigma_\theta)$  y  $\Sigma_\theta$  es una matriz diagonal de varianzas  $k_\theta \times k_\theta$  de la forma  $\Sigma_\theta = \text{diag}(\sigma_{\theta_1}^2, \dots, \sigma_{\theta_{k_\theta}}^2)$ ,  $k_\theta = k_\beta + k_\gamma$ ,  $k_\beta = n(1 + np)$  y  $k_\gamma = n(n - 1)/2$ . El vector de innovaciones de la ecuación de medida tiene como matriz de varianzas a  $\Sigma_t = \text{diag}(\exp(h_{1t}), \dots, \exp(h_{nt}))$  y  $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{nt})'$  sigue el proceso de marcha aleatoria  $h_t = h_{t-1} + \zeta_t$ , donde la condición inicial  $h_0$  se toma como parámetro a estimar y se distribuye  $h_0 \sim N(a_h, V_h)$  y  $\zeta_t \sim N(0, \Sigma_h)$  con una matriz diagonal de varianzas  $\Sigma_h = \text{diag}(\sigma_{h_1}^2, \dots, \sigma_{h_n}^2)$ . Se asume que los elementos de las matrices diagonales  $\Sigma_\theta$  y  $\Sigma_h$  se distribuyen independientemente como  $\sigma_{\theta_i}^2 \sim IG(\nu_{\theta_i}, S_{\theta_i})$ ,  $i = 1, \dots, k_\theta$ ,  $\sigma_{h_j}^2 \sim IG(\nu_{h_j}, S_{h_j})$ ,  $j = 1, \dots, n$ . Hasta aquí los hiperparámetros que tenemos son  $a_\theta, V_\theta, a_h, V_h, \nu_{\theta_i}, S_{\theta_i}, \nu_{h_j}, S_{h_j}$  y definen su valor en la Sección 5.2.

Agrupando las ecuaciones (2) y (3) en  $t$ , tenemos:

$$\begin{aligned} y &= X\theta + \epsilon, \\ H_\theta \theta &= \tilde{\alpha}_\theta + \eta, \end{aligned} \tag{4}$$

donde la primera parte de (4) representa la ecuación de medida,  $y = (y'_1, \dots, y'_T)'$ ,  $X = \text{diag}(X_1, \dots, X_T)$ ,  $\theta = (\theta'_1, \dots, \theta'_T)'$ ,  $\epsilon = (\epsilon'_1, \dots, \epsilon'_T)'$   $\sim N(0, \Sigma)$ ,  $\Sigma = \text{diag}(\Sigma_1, \dots, \Sigma_T)$ . La ecuación de estado se muestra en la segunda parte de la ecuación (4) donde  $H_\theta$  es una matriz banda inferior de la

forma  $H_\theta = \begin{bmatrix} I_{k_\theta} & 0 & \cdots & 0 \\ -I_{k_\theta} & I_{k_\theta} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & -I_{k_\theta} & I_{k_\theta} \end{bmatrix}$  y permite obtener la representación de los parámetros  $\theta$  en

cada punto en el tiempo,  $\tilde{\alpha}_\theta = (\theta'_0, 0, \dots, 0)'$  donde  $\theta_0$  es la condición inicial planteada anteriormente y permite obtener la suma parcial de las perturbaciones  $\eta_t$ ,  $\eta = (\eta'_1, \dots, \eta'_T)'$   $\sim N(0, S_\theta)$  y  $S_\theta = I_T \otimes \Sigma_\theta$ .

A partir de este modelo general podemos estimar modelos restringidos de acuerdo a cada conjunto de parámetros que se quiera mantener constante. En especial estimamos 7 modelos: (i) TVP-VAR-SV; (ii) TVP-VAR que asume una varianza homocedástica ( $h_t = h_0$ ); (iii) TVP-VAR-R1-SV que asume constantes los parámetros de las variables rezagadas y los interceptos ( $\beta_t = \beta_0$ ); (iv) TVP-VAR-R2-SV que asume constantes los coeficientes de las relaciones contemporáneas ( $\gamma_t = \gamma_0$ ); (v) TVP-VAR-R3-SV que asume que solo los interceptos y la varianza son cambiantes en el tiempo; (vi) CVAR-SV que asume constantes los parámetros de las variables rezagadas y los interceptos ( $\beta_t = \beta_0$ ) pero con volatilidad estocástica y (vii) CVAR donde se asume todo constante.

### 3.2 Otros Modelos

De forma adicional se estiman modelos VAR con cambios de régimen (RS-VAR) donde  $S_t \in \{1, \dots, r\}$  representa el indicador del régimen en el período  $t$  y  $r$  es el número de regímenes. El RS-VAR adopta la forma siguiente:

$$B_{\theta_{S_t}} y_t = \mu_{S_t} + \sum_{j=1}^p B_{j,S_t} y_{t-j} + \epsilon_t,$$

$$\epsilon_t \sim N(0, \Sigma_{S_t}),$$

y cada parámetro estimado está dentro de un régimen específico. De forma similar a los siete modelos anteriores, en el RS-VAR también se estiman 2 modelos con restricciones. En el primer caso, los parámetros  $\theta_{S_t} = (\beta'_{S_t}, \gamma'_{S_t})$ , que se forman como  $\beta_{S_t} = \text{vec}((\mu_{S_t}, \Phi_{1,S_t}, \dots, \Phi_{p,S_t})')$  y  $\gamma_{S_t} = (\gamma_{1,S_t}, \dots, \gamma_{k_\gamma,S_t})'$ , serán constantes para todos los regímenes; y el segundo caso la matriz  $\Sigma_{S_t}$  será la misma para todos los regímenes. Estos modelos se denotan como RS-VAR-R1 y RS-VAR-R2, respectivamente.

## 4 Metodología

En esta sección presentamos el algoritmo usado para obtener los parámetros estimados de los modelos planteados anteriormente, como también el proceso de cálculo de las dos medidas de comparación de modelos: el DIC y el ratio de Bayes.

### 4.1 Algoritmo de Estimación: Gibbs Sampling

La estimación de los parámetros posteriores es realizada mediante el método Gibbs sampling, cuya idea fundamental es dividir los parámetros en bloques y estimar cada bloque de manera separada condicional a las actualizaciones de los otros bloques.

A continuación se detalla el método y las distribuciones utilizadas en el Gibbs sampling para la estimación de cada uno de los modelos presentados. Las draws están basadas en el muestreo de precisión planteado por Chan y Jeliazkov (2009) y desarrollado en Chan y Eisenstat (2018). El algoritmo para la estimación de los modelos TVP-VAR-SV es descrito como<sup>2</sup>:

1. Obtenemos las draws de  $(\theta|y, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h, \theta_0, h_0) \sim N(\hat{\theta}, K_\theta^{-1})$ , donde la inversa de la varianza  $K_\theta = X'\Sigma^{-1}X + H'_\theta S^{-1}H_\theta$  y la media  $\hat{\theta} = K_\theta^{-1}(X'\Sigma^{-1}y + H'_\theta S^{-1}H_\theta\alpha_\theta)$ , donde  $\alpha_\theta = H_\theta^{-1}\tilde{\alpha}_\theta$ . Las matrices  $H_\theta$ ,  $S_\theta$ ,  $\Sigma$  y  $\tilde{\alpha}_\theta$  están descritas en la Sección 3.1;
2. Luego, usando las distribuciones condicionales de los elementos diagonales de  $\Sigma_\theta$ , se obtienen las draws de  $(\sigma_{\theta_i}^2|y, \theta, h, \theta_0, h_0) \sim IG\left(\nu_{\theta_i} + \frac{T}{2}, S_{\theta_i} + \frac{1}{2}\sum_{t=1}^T(\theta_{it} - \theta_{i,t-1})^2\right)$  para  $i = 1, \dots, k_\theta$ , donde  $IG$  representa la distribución Gamma inversa; los hiperparámetros  $\nu_{\theta_i}$  y  $S_{\theta_i}$  se definen en la Sección 5.2;
3. Asimismo, obtenemos las draws de los elementos diagonales de  $\Sigma_h$  de la forma  $(\sigma_{h_j}^2|y, \theta, h, \theta_0, h_0) \sim IG\left(\nu_{h_j} + \frac{T}{2}, S_{h_j} + \frac{1}{2}\sum_{t=1}^T(h_{jt} - h_{j,t-1})^2\right)$  para  $j = 1, \dots, n$ ; los hiperparámetros  $\nu_{h_j}$  y  $S_{h_j}$  se definen en la Sección 5.2;
4. Se obtienen las draws para la condición inicial  $\theta_0$  de  $(\theta_0|y, \theta, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h) \sim N(\hat{\theta}_0, K_{\theta_0}^{-1})$ , donde  $K_{\theta_0} = V_\theta^{-1} + \Sigma_\theta^{-1}$  y  $\hat{\theta}_0 = K_{\theta_0}^{-1}(V_\theta^{-1}a_\theta + \Sigma_\theta^{-1}\theta_1)$ ;
5. Se obtienen las draws para la condición inicial  $h_0$  de  $(h_0|y, \theta, h, \Sigma_\theta, \Sigma_h) \sim N(\hat{h}_0, K_{h_0}^{-1})$ , donde  $K_{h_0} = V_h^{-1} + \Sigma_h^{-1}$  y  $\hat{h}_0 = K_{h_0}^{-1}(V_h^{-1}a_h + \Sigma_h^{-1}h_1)$ ;

<sup>2</sup>Mayores detalles sobre el algoritmo de estimación del TVP-VAR-SV y los demás modelos restringidos se pueden encontrar en Chan y Eisenstat (2018).

6. Repetimos los pasos 1-5  $N$  veces.

## 4.2 Comparación de Modelos

Para la comparación y elección del mejor modelo entre los anteriormente descritos usamos el factor de Bayes (BF) con la verosimilitud marginal calculada por el método de entropía cruzada ( $ML_{CE}$ ) y el DIC.

### 4.2.1 Método de Entropía Cruzada (EC)

Una medida usual de comparación entre modelos Bayesianos es el 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 mejor estimación de la verosimilitud marginal, Chan y Eisenstat (2015) plantean el siguiente estimador en base al *importance sampling*:

$$\hat{p}_{IS}(y) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{p(y|\theta_n)p(\theta_n)}{g(\theta_n)}, \quad (5)$$

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 *importance density* que permita hallar un estimador con varianza 0. Si denotamos a esta *importance density* como  $g^*$  y usamos la densidad porterior como  $g^* = g(\theta) = p(\theta|y) = p(y|\theta)p(\theta)/p(y)$ , tenemos:

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

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 *importance density*  $f(\theta; v^*) \in \mathcal{F}$  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  $f(\theta; v)$ :

$$v_{ce}^* = \arg \min \left( \int g^*(\theta) \log g^*(\theta) d\theta - p(y)^{-1} \int p(y|\theta)p(\theta) \log f(\theta; v) d\theta \right), \quad (7)$$

lo cual es equivalente a maximizar la segunda parte de (7) y obtener su estimador:

$$\widehat{v}_{ce}^* = \arg \max \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \log f(\theta_l; v), \quad (8)$$

donde  $\theta_1, \dots, \theta_L$  son draws obtenidos de la densidad posterior. De esta forma, podemos resumir el algoritmo como:

1. Obtener las 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 (8);
2. Generar un muestreo aleatorio  $\theta_1, \dots, \theta_N$  de la densidad  $f(\cdot; \widehat{v}_{ce}^*)$  y estimar la verosimilitud marginal a través del estimador planteado en (5).<sup>3</sup>

#### 4.2.2 Deviance Information Criterion (DIC)

El criterio de información por desviaciones (DIC) 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:

$$D(\theta) = -2 \log f(y|\theta) + 2 \log h(y), \quad (9)$$

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:

$$p_D = \overline{D(\theta)} - D(\tilde{\theta}), \quad (10)$$

donde  $\overline{D(\theta)} = -2E_{\theta}[\log f(y|\theta)|y] + 2 \log h(y)$ , es la desviación media posterior y  $\tilde{\theta}$  es un estimador de  $\theta$ . Usando las definiciones anteriores, el DIC se presenta como la suma de la desviación media

<sup>3</sup>Otros métodos que pueden usarse para el cálculo de la verosimilitud marginal son los planteados por Gelfand y Dey (1994), Chib (1995) y Chib y Jeliazkov (2001), entre otros; sin embargo, Frühwirth-Schnatter y Wagner (2008) muestran que usando la verosimilitud condicional o la verosimilitud con datos completos, la verosimilitud marginal obtenida por el método de Chib (1995) tiende a elegir modelos incorrectos. Asimismo, Chan y Eisenstat (2015) muestran con resultados empíricos que el método EC es más rápido y más preciso que los tres mencionados anteriormente.

posterior y el número efectivo de parámetros:

$$DIC = \overline{D(\theta)} + p_D. \quad (11)$$

Se asume  $h(y) = 1$  para simplificar la comparación y se reemplaza las definiciones anteriores en (11):

$$\begin{aligned} DIC &= 2\overline{D(\theta)} - D(\tilde{\theta}) \\ DIC &= -4E_{\theta}[\log f(y|\theta)|y] + 2\log f(y|\tilde{\theta}). \end{aligned} \quad (12)$$

El estimador  $\tilde{\theta}$  de  $\theta$  es la moda posterior  $\hat{\theta}$ , el primer término de la expresión (12) se puede estimar como la media de las log-verosimilitudes  $\log f(y|\theta)$  sobre las draws posterior de  $\theta$ . 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:

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

Existen otras versiones de este criterio de elección que se basan en la verosimilitud con datos completos (complete-data likelihood) o la verosimilitud condicional<sup>4</sup>, sin embargo, en el análisis de este trabajo 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.

## 5 Resultados Empíricos

### 5.1 Datos

Las variables son el índice S&P GSCI, el PBI real, la inflación y la tasa de interés en frecuencia trimestral desde 1992Q2 hasta 2017Q1, un total de 100 observaciones. Las series son obtenidas de la base de datos del BCRP. El índice de commodities y el PBI desestacionalizado son tomados en variaciones anuales y la inflación se calcula como la variación anual del Índice de Precios al

---

<sup>4</sup>En Spiegelhalter et al. (2002) podemos encontrar las expresiones del DIC aquí planteadas, mas en el trabajo de Celeux et al. (2006) podemos encontrar hasta 8 versiones del DIC, cada uno con una forma distinta de cálculo para la verosimilitud de acuerdo al tratamiento que se le da a las variables latentes.

Consumidor. La tasa de interés es una combinación de la tasa de interés interbancaria hasta 2003Q3 y desde 2003Q4, la tasa de interés de referencia.

La Figura 1 presenta el logaritmo del índice de commodities, el logaritmo del PBI real, el logaritmo del índice de precios al consumidor y la tasa de interés. Se observa una tendencia creciente del PBI al igual que en los precios, con ciertas fases de estancamiento o decrecimiento en períodos de crisis económicas o políticas. Por otra parte, los precios de commodities han seguido una tendencia creciente desde el año 2000 hasta el 2013, con una caída muy fuerte en el tercer y cuarto trimestre de 2008, lo que coincide con una ligera caída en el producto, sugiriendo una dependencia entre estas dos variables. Sin embargo, si bien los movimientos en las dos variables están relacionados, no se mueven con la misma proporcionalidad a lo largo de la muestra, lo que sugiere que la influencia de los precios de commodities sobre el PBI es variable en el tiempo.

Conclusiones más claras pueden observarse en los gráficos de tasas de crecimiento presentados en la Figura 2. En ciertos períodos previos a la crisis sub-prime, los movimientos del índice de commodities estaban relacionados con movimientos en el producto, por lo que se puede decir que la influencia de los choques externos era similar en estos años. Por otro lado, para los primeros años de la muestra y períodos posteriores a la crisis, los movimientos de estas dos variables no fueron con la misma intensidad.

## 5.2 Priors

A continuación se especifican las priors usadas para los modelos estimados. Dada la sensibilidad que pueden presentar estos modelos a las priors elegidas, se ha optado por usar priors no informativas y los mismos, dentro de lo posible, en todos los modelos.

Para el modelo general TVP-VAR-SV se considera  $a_\theta = 0$ ,  $V_\theta = 10 \times I_{k_\theta}$ ,  $a_h = 0$ ,  $V_h = 10 \times I_n$ ,  $\nu_{\theta i} = \nu_{h j} = 5$ ,  $S_{\theta i} = 0.01^2$  para los coeficientes de las variables rezagadas y  $S_{\theta i} = 0.1^2$  para los interceptos,  $S_{h j} = 0.1^2$ . Las priors en los demás modelos siguen los mismos lineamientos de acuerdo a las restricciones que presenten; por ejemplo, cuando los parámetros  $\theta$  no sean cambiantes en el tiempo (CVAR) no se necesitarán ni  $\nu_{\theta i}$  ni  $S_{\theta i}$ , pero sí  $a_\theta$  y  $V_\theta$  con los valores anteriores.

### 5.3 Resultados

Se han realizado  $N = 11,000$  simulaciones para todos los modelos y se descartaron las primeras 1,000 en 10 cadenas paralelas, quedando en total 100,000 simulaciones, de las cuales se ha tomado 1 cada 10, resultando un total de 10,000 simulaciones. A partir de ellas se han calculado el DIC y la  $\log\text{-ML}_{CE}$ .

La Tabla 1 muestra los tests que evalúan la variabilidad en el tiempo de los parámetros: el test de Traza, el test de Kolmogorov-Smirnov y el  $t$ -test. Los resultados muestran que en el primer test (Trace test), el cual evalúa si la traza de la matriz de varianzas prior es significativamente distinta de la traza de la matriz de varianzas posterior, la traza de las varianzas prior es 0.16 y está por debajo del límite inferior (0.17) del intervalo calculado para la traza de las varianzas posterior. Por tanto, es posible hablar de una volatilidad variante en el tiempo.

Los siguientes dos tests de la Tabla 1 evalúan, en dos puntos diferentes en el tiempo, si cada parámetro puede obtenerse de una misma distribución continua (Kolmogorov-Smirnov) o de dos distribuciones con igual media ( $t$ -test). En un primer ejercicio dividimos la muestra en dos regímenes y comparamos los parámetros en los dos extremos de cada período. El primer período abarca desde 1993Q4 hasta 2003Q1 y el segundo, desde 2003Q1 hasta 2017Q1. Los resultados nos muestran que casi la totalidad de parámetros son variantes en el tiempo en los dos períodos analizados. De igual manera, se aplican los tests cambiando la fecha intermedia, usando el 2005Q2, el cual representa la mitad de la muestra. Los resultados confirman lo mostrado anteriormente, muy pocos parámetros son constantes en el tiempo.

Asimismo, en la Figura 3 se observan las medianas de las posteriors de los coeficientes VAR para cada  $t$  en el modelo TVP-VAR-SV y es notorio que existe una variación en los parámetros a través del tiempo, especialmente en la evolución de los interceptos de todas las ecuaciones. Esto indica que el impacto de las variables rezagadas y de los interceptos no es constante como comúnmente se asume en los modelos CVAR, sino que existen cambios en media en cada una de las variables. Este análisis gráfico, junto con los resultados de la Tabla 1, nos permiten argumentar que los modelos preferidos para describir las relaciones entre estas 4 variables de la economía peruana son los que presentan parámetros cambiantes en el tiempo y entre ellos, sugieren como el mejor modelo al TVP-VAR-R3-SV por considerar únicamente los cambios en media vistos en la Figura 3.

Con los resultados anteriores procedemos a la estimación de los modelos restantes y el cálculo de los criterios de elección, el DIC y la  $\log\text{-ML}_{CE}$ , mostrados en la Tabla 2 y la Tabla 3. En la

Tabla 2 se muestran la media de la  $\log\text{-ML}_{CE}$ , la desviación estándar y el ranking que corresponde a los 13 modelos estimados (7 modelos VAR y TVP-VAR con y sin SV y 6 modelos VAR con cambio de régimen). Los resultados muestran que los modelos que menos se ajustan a los datos son los que presentan tanto coeficientes VAR constantes como varianza no cambiante en el tiempo. Si comparamos la  $\log\text{-ML}_{CE}$  del modelo CVAR con la del modelo más general estimado, es decir el TVP-VAR-SV, notamos que el factor de Bayes (BF) a favor del último es  $2.8 \times 10^{39}$ , y a favor del modelo que mejor se ajusta a los datos (TVP-VAR-R3-SV) es  $5.6 \times 10^{47}$ . Esta preferencia por los parámetros cambiantes se observa también cuando se compara al modelo TVP-VAR con el CVAR y se calcula un BF de 365 a favor del primero. Sin embargo, la mejora en el ajuste no se da principalmente por los coeficientes VAR cambiantes, sino por la SV incluida en la modelación, y esto se comprueba al evaluar la  $\log\text{-ML}_{CE}$  del CVAR-SV contra los modelos que tienen varianza homocedástica. El BF a favor del CVAR-SV frente al TVP-VAR es  $1.3 \times 10^{44}$  y frente al CVAR en  $4.7 \times 10^{46}$ . De la misma manera, el BF a favor del TVP-VAR-SV frente al TVP-VAR es  $7.8 \times 10^{36}$ . Por otro lado, al comparar los modelos con SV frente a los de cambio de régimen (RS) se observa una predilección por la SV al modelar la varianza. Tanto el TVP-VAR-SV y el CVAR-SV son preferidos ante el mejor modelo con RS (RS-VAR-R1-2) ya que presentan un BF de  $1.7 \times 10^{21}$  y  $2.8 \times 10^{28}$ , respectivamente. Esto nos indica que es preferible un cambio suave y continuo en la varianza, aunque también en los coeficientes VAR y los interceptos, antes que un cambio abrupto y discreto en la modelación como es el caso de los modelos RS.

En la Tabla 3 mostramos la selección de modelos de acuerdo al DIC, sin incluir los modelos RS los cuales, como ya hemos visto, no son preferidos frente a los modelos con SV. Los resultados comprueban que el modelo que mejor se ajusta a los datos es el TVP-VAR-R3-SV. Los modelos que menos se ajustan a los datos son el TVP-VAR y el CVAR, ambos modelos con una matriz de varianzas constante en el tiempo. Esto nos lleva a argumentar que la inclusión de la SV es determinante en la modelación de las variables, mucho más que la variación en el tiempo de los coeficientes de las variables rezagadas. Si comparamos los modelos CVAR y CVAR-SV notamos que la inclusión de la SV conlleva a una mejoría en este criterio de elección. Lo mismo sucede si comparamos los modelos TVP-VAR y TVP-VAR-SV (o los TVP-VAR-SV con restricciones): incluir SV trae una mejoría considerable en el DIC.

En este sentido, observar cómo la varianza se comporta en el tiempo es importante para entender los resultados que veremos más adelante. En la Figura 4 vemos la evolución en el tiempo de la desviación estándar de las innovaciones de cada ecuación para el mejor modelo según los criterios de elección (TVP-VAR-R3-SV) y para los modelos desde el más general (TVP-VAR-SV) hasta el

que presenta menos parámetros cambiantes (CVAR-SV) dentro de los que tienen SV. En los resultados vemos que la desviación estándar del índice de commodities es creciente hasta mediados de 2008 y luego cambia de tendencia y desciende hasta el año 2015, a partir de donde mantiene niveles constantes. La volatilidad en el PBI presenta un comportamiento decreciente con ligeras ondulaciones entre 1998-2001 y 2008-2009. Este aumento en la volatilidad se observa más claramente en el gráfico del modelo TVP-VAR-SV. Por otro lado, la inflación muestra un movimiento constante en el tiempo hasta mediados del segundo quinquenio de los años 90 para luego presentar un comportamiento decreciente en los 3 modelos. En la ecuación de tasa de interés la volatilidad tiene una tendencia creciente hasta mediados de 1998, para luego caer rápidamente hasta valores cercanos a 0 en el 2003 debido a la MEI.

Con el objetivo de observar y comprobar los impactos variantes en el tiempo de los choques externos se han calculado las funciones impulso-respuesta (IRF) para todos los modelos estimados, tanto para toda la muestra como para ciertos períodos relevantes en la economía peruana. En la Figura 5 presentamos la mediana de las respuestas del crecimiento del índice de commodities, el crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés ante un choque externo.

En los resultados para el PBI se observa notoriamente el impacto diferenciado que tiene el precio de commodities para los períodos pre y post MEI. Se puede notar una respuesta débil en los primeros años de la muestra, período en el cual el país no estaba demasiado integrado al comercio internacional ni a la inversión extranjera por problemas de índole interna. Sin embargo, conforme avanza el tiempo y las variables económicas y políticas internas se calman, el impacto positivo del choque externo se hace mucho más pronunciado.

Por el lado de la inflación vemos que el efecto negativo del choque externo se va diluyendo mientras la respuesta se va acercando al horizonte máximo (20 trimestres). Sin embargo, la caída observada es menor en el período previo al cambio de política monetaria. En este sentido, el impacto en la inflación antes de 2002 es alrededor de -0.05%, mientras que luego de 2002 el impacto en la inflación se incrementa hasta una mediana de -0.15%. El sentido negativo de la respuesta de la inflación puede deberse al efecto positivo que tienen las exportaciones ante mejores precios internacionales, lo que conlleva una mayor entrada de dólares a la economía, esto produce una caída en el tipo de cambio y, por efecto traspaso del tipo de cambio, la inflación también cae. Los otros modelos presentados en esta Figura muestran IRFs distintas entre sí, aunque los 2 mejores modelos luego del TVP-VAR-R3-SV según la  $\log\text{-ML}_{CE}$  (el CVAR-SV y el TVP-VAR-R1-SV) muestran un comportamiento similar, pero con respuestas de mayor magnitud.

La Figura 6 muestra las IRFs para el modelo TVP-VAR-R3-SV calculadas como la mediana en el tiempo, tanto de todo el período muestral (1993Q4-2017Q1) como del período comprendido entre la primera observación (1993Q4) y el momento previo a la adopción de la política MEI por parte del BCRP y el período que comprende el año 2002Q1 hasta la última observación (2017Q1), y las comparamos con las IRF de los demás modelos. En los gráficos notamos que las respuestas del crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés en los 6 modelos, si bien son un poco diferentes en la mediana, en su mayoría aún están dentro de las bandas de confianza del modelo TVP-VAR-R3-SV en los períodos 1993Q4-2017Q1 y 2002Q1-2017Q1. Sin embargo, para la primera parte de la muestra, 1993Q4-2001Q1, las bandas de confianza en las 4 variables son más angostas y las IRFs de la mayoría de modelos comparativos no entran dentro de ellas. El modelo que está dentro de las bandas de confianza del TVP-VAR-R3-SV es principalmente el modelo CVAR-SV, el cual también presenta coeficientes VAR constantes y SV.

En las últimas dos columnas de la Figura 6 las diferencias en las respuestas en ambos intervalos de tiempo son notorias. En el crecimiento del PBI las respuestas en el primer período llegan a un incremento máximo de 0.1% en la mediana y un 0.15% en las bandas de confianza; en cambio, en el segundo período la respuesta máxima es de alrededor de 0.2% y con un límite superior cercano a 0.4%. Un aspecto importante de este análisis es comparar la IRF del modelo CVAR frente a la calculada para el modelo TVP-VAR-R3-SV. Los resultados nos muestran que la respuesta del crecimiento del PBI ante un choque externo en el modelo CVAR es similar a la respuesta promedio del TVP-VAR-R3-SV para el período 2002Q1-2017Q1; sin embargo, al compararla con la IRF del TVP-VAR-R3-SV para el período 1993Q4-2002Q1 el modelo CVAR sobreestima la respuesta de esta variable. Por tanto, con el modelo CVAR solo se puede calcular una respuesta promedio de la muestra analizada, mas no es posible diferenciar las respuestas en períodos distintos en el tiempo, tanto en situaciones de crisis o auge en la economía. Las diferencias en la inflación también son marcadas. La magnitud en la respuesta de la inflación en el segundo período es más negativa tanto en mediana como en el rango comprendido por las bandas de confianza. En el primer período un incremento de 1% en el crecimiento de los precios de commodities genera una caída máxima cercana a -0.1% en el modelo TVP-VAR-R3-SV, mientras que en el segundo período el impacto máximo en la inflación es mayor a -0.2%; sin embargo, estas respuestas no son significativamente diferentes de 0 dada la amplitud de los intervalos de confianza.

Por otra parte, para observar las distintas respuestas del crecimiento del PBI y la inflación ante un choque positivo en los precios de commodities presentamos en la Figura 7 las IRF para las fechas 1994Q1, 1999Q1, 2003Q1, 2008Q4, 2010Q1 y 2017Q1. Los períodos elegidos representan

crisis económicas (crisis asiática y rusa en 1998, la crisis sub-prime de 2007-2008 y la crisis de deuda europea en 2010), cambio de política monetaria (MEI en 2002) y periodos de calma en el discurrir de las variables económicas. Las IRF para 1994Q1 tienen una magnitud baja en el crecimiento del PBI lo cual está relacionado a la poca integración comercial con la que contaba el Perú y donde el principal problema era el control de la inflación. De la misma manera, en la segunda fecha analizada (1999Q1) donde la crisis es más bien proveniente del sector financiero externo y tiene efectos principales en la tasa de interés, el choque externo de precios de commodities no es lo suficientemente importante como para influir de manera fuerte en el crecimiento del PBI. En las IRF para el 2003Q1, donde existe cierta calma política en el contexto interno y un entorno macroeconómico mundial de crecimiento moderado con una mayor integración comercial del Perú, estas tienen una magnitud más alta y con una mayor duración en el tiempo. Además, este período es el más parecido a la IRF calculada con el modelo CVAR, con el cual solo se estaría capturando el impacto de un choque externo en este período y no la verdadera magnitud aplicable a distintos puntos en la muestra.

Otro período que se ha analizado es la crisis sub-prime de 2007-2008 la cual, si bien es financiera, tiene un impacto real por su vinculación con el sector inmobiliario y de construcción. Podemos observar que en la inflación se tiene un impacto más negativo que en los periodos anteriormente analizados y la respuesta en el crecimiento del PBI presenta una magnitud mucho más elevada a la calculada para el 2003. El máximo impacto lo alcanza en el segundo trimestre de proyección con una magnitud mayor a 0.2% y vuelve a cero luego del sexto trimestre.

Asimismo, otro punto de análisis es el 2010Q1 que muestra que el choque externo genera un incremento en el PBI cercano a 0.25%, muy similar al del período de crisis de 2008. Esta respuesta se da en un contexto de gran optimismo en los mercados internacionales por la recuperación luego de los bajos niveles de crecimiento de 2009, pero también de cierta incertidumbre por los problemas de deuda de algunos países europeos. Esta respuesta del crecimiento del PBI confirma lo visto en el anterior escenario de crisis donde ante gran turbulencia nacional o internacional, los choques externos producen un impacto muy alto en esta variable.

Por último, se calculan las IRF para 2017Q1, última observación de la muestra y un período de crecimiento moderado a nivel internacional y de crecimiento de precios de commodities. Los resultados muestran que, tal como se ha adelantado en párrafos anteriores, en períodos moderadamente favorables en el crecimiento mundial el crecimiento del PBI peruano tiene también un incremento moderado ante un choque externo real, y esto es comparable con la respuesta calculada en 2003Q1 y para el modelo CVAR. Por tanto, las respuestas para el crecimiento del PBI calculadas con el

modelo CVAR no reflejan de manera precisa el efecto de los choques externos reales en momentos de incertidumbre económica mundial o interna, y más bien solo permiten capturar el impacto de estos choques en períodos de calma en la economía.

La Tabla 4 y la Figura 8 presentan los resultados de la descomposición de varianza del error de predicción (FEVD) del crecimiento PBI para los 4 diferentes choques; la Tabla 4 muestra estos resultados para 6 distintos puntos en el tiempo en el modelo TVP-VAR-R3-SV, mientras que la Figura 8 muestra su evolución a lo largo del tiempo para distintos horizontes de predicción y para los seis modelos que presentan parámetros cambiantes en el tiempo. En la Figura 8 notamos que en el corto plazo (horizontes 2 y 4) los choques externos (área gris oscuro) explican menos del 40% de las fluctuaciones del crecimiento del PBI en los modelos con SV y solo hasta el período de adopción de la política de MEI, el resto de tiempo la participación de los choques externos es mayor llegando a estabilizarse en valores cercanos al 80% de acuerdo al modelo utilizado, muy parecido a la participación que se tiene en el modelo TVP-VAR. A medida que el horizonte de predicción aumenta, los choques externos adquieren una mayor relevancia para explicar la incertidumbre del crecimiento del PBI. Sin embargo, siguen el comportamiento descrito anteriormente: antes del 2002 su participación en la varianza del error de predicción es baja y luego sube drásticamente hasta valores de 80% y, en algunos casos, a valores cercanos al 100% (modelos TVP-VAR-SV, TVP-VAR-R1-SV y TVP-VAR-R2-SV).

Además, la participación del choque de política monetaria (MP) es alta en los primeros años de la muestra, especialmente a partir de 1997, debido al alza de la tasa de interés por la crisis asiática planteado en Velarde y Rodríguez (2001), hasta 2002. Este resultado va de acuerdo a lo mostrado por Castillo, Montoro y Tuesta (2009) sobre la alta variabilidad de la tasa de interés para el período 1994-2001 y su posterior estabilización a partir de 2002.

De la misma forma, la Tabla 4 muestra una alta participación de los choques externos en la variabilidad del PBI; sin embargo, esta participación es baja (entre el 6% y 17%) en los períodos previos al cambio de política monetaria (1994Q1 y 1999Q1), mientras que para períodos posteriores al planteamiento de MEI esta participación aumenta en promedio al 72.96% en el corto plazo y en el largo plazo al 79.56%. La participación de los choques de demanda agregada (AD), en cambio presentan una mayor importancia para explicar las fluctuaciones del PBI en períodos previos a las MEI, para luego mantener una participación alrededor del 20% en fechas más recientes.

Al igual que para la variabilidad del crecimiento del PBI, en la Tabla 5 y Figura 9 se muestran los resultados para la inflación. En la Figura 9 los choques externos en el corto plazo explican entre

el 20% y el 60% hasta antes del 2002, luego de esta fecha su participación asciende hasta valores superiores al 80%. Para horizontes más lejanos, la importancia de los choques externos se eleva hasta valores entre el 60% y el 100%. Como en el PBI, la participación de la tasa de interés es mayor entre 1997 y 2002 para todos los modelos, excepto el TVP-VAR.

En la Tabla 5 observamos resultados más detallados que los vistos en la Figura 9. Los choques externos reales pasan de tener una participación en la variabilidad de la inflación de 16.64% en 1994Q1 a 74.90% en 2017Q1. Por el lado de la tasa de interés, su participación adquiere valores importantes en el largo plazo en 1999Q1 (23.10%), mas en períodos posteriores su importancia se reduce a un promedio de 0.12%. Observamos también en la Tabla 5 que los choques de AD tienen poca participación en la inflación, lo cual indica que esta variable reacciona principalmente a los movimientos en los precios internacionales, mas que a variables internas de demanda. Similares hallazgos se observan en el trabajo de Ahmed (2003) quien también encuentra que los choques de AD no tienen una alta participación en la variabilidad de la inflación y representan solo el 7% en el corto plazo (1 año) y el 12% luego de 5 años. En el mismo documento se muestra que para la varianza del error de predicción del crecimiento del producto, los choques de precios locales tampoco tienen una alta participación. Estos resultados pueden ser explicados por lo encontrado por Armas y Grippa (2008), quienes mencionan que para el período entre la adopción del esquema MEI y la crisis sub-prime, las fluctuaciones en la inflación fueron impulsadas principalmente por choques de oferta agregada (AS) y por la inflación importada relacionada a movimientos en los precios internacionales de nuestras importaciones.

Asimismo, los resultados respecto a la influencia variante en el tiempo de los choques externos van de acuerdo a lo mostrado por Jiménez (2009) y Mendoza (2013) sobre la apertura comercial acentuada luego de 2001. Jiménez (2009) argumenta que la economía peruana se hizo más sensible a los choques externos a partir de 2001 debido a la reducción en los aranceles efectivos principalmente para las materias primas y bienes intermedios; estos pasaron de 11.39% en 1993 y 8.6% en 2001 a 3.9% en 2006 y 2.3% en 2007. Por otra parte, Mendoza (2013) muestra el grado de apertura comercial del Perú como el porcentaje sobre el PBI que representan las exportaciones más las importaciones, encontrando niveles menores a 30% hasta 2003 para luego tener una tendencia creciente hasta niveles cercanos al 50% en 2009 y 2012. Esto nos indica que la apertura comercial del país se vio incrementada luego del año 2000, lo cual aunado a las IRFs y la FEVD comprueban el impacto variante en el tiempo de los choques externos.

En la Figura 10 se presentan las descomposiciones históricas calculadas con el modelo TVP-VAR-R3-SV del crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés como un análisis comple-

mentario a la descomposición de varianza del error de predicción para medir la contribución en el tiempo de cada choque en los valores reales de las variables analizadas. La Figura 10 nos muestra resultados similares a los presentados en la FEVD. En el crecimiento del PBI, los choques externos reales y de AD presentan una contribución importante a lo largo de la muestra, y casi total en algunos puntos, mientras que los choques de MP solo mantienen su importancia hasta períodos previos a la adopción de la política MEI y los choques de AS muestran una participación baja en todos los puntos de la muestra.

Por otro lado, en la inflación los choques de AS son importantes hasta el 2003 y luego empiezan a perder influencia frente a los choques externos de precios de commodities de períodos más recientes. Los choques de MP son importantes hasta 2003 también, pero luego su contribución se pierde frente a la influencia de otros choques. Los choques de AD mantienen una participación baja, pero en cierto sentido constante a lo largo de la muestra. Por último, en el panel que muestra la descomposición histórica de la tasa de interés se observa que los choques de MP tienen una muy alta participación hasta el 2002; luego, al igual que la volatilidad de esta variable, estos disminuyen y pierden importancia, por lo cual en los último 15 años la mayor participación la tienen los choques externos y los choques de AD.

Asimismo, en las Figuras 11 y 12 mostramos la descomposición histórica para el crecimiento del PBI y la inflación, respectivamente, basada en los otros modelos estimados. Los resultados en la Figura 11 muestran participaciones similares a las encontradas con el modelo TVP-VAR-R3-SV: baja participación de los choques externos y una alta influencia de los choques de MP hasta alrededor de 2003 para luego cambiar esta tendencia. Sin embargo, en el CVAR se mantiene la alta participación de los choques MP hasta el 2000 pero esta no baja demasiado tal como lo hace en los otros modelos, sino que mantiene una participación importante hasta el final de la muestra. De la misma manera, en la Figura 12 observamos la descomposición histórica para todos los modelos estimados, excepto el modelo ganador (TVP-VAR-R3-SV). La participación de los choques AS es alta hasta el 2000 y luego baja y la participación es compartida con los choques externos y de AD.

Los resultados respecto a la participación de los factores externos va de acuerdo a lo encontrado en Rodríguez et al. (2018) donde los choques externos representan casi el 100% de la variabilidad del PBI en el largo plazo. Estos hallazgos muestran que la política de estabilización de la inflación mediante metas y la utilización de una regla de Taylor para determinar el movimiento de la tasa de interés fueron beneficiosos para la economía peruana, ya que estos mejoraron la credibilidad del BCRP para mantener la inflación en su rango meta e hicieron que los movimientos de la tasa de

interés fueran previsible y pudieron ser interiorizados en las decisiones de los agentes económicos. Por lo cual, los choques de AS tendrían un impacto bajo y de corto plazo al preverse que estos serían controlados rápidamente por el BCRP, con lo cual los choques de MP, a través de una subida o caída en la tasa de interés, podrían ser perfectamente previsible y la economía solo se vería afectada por choques no anticipados.

#### 5.4 Ejercicios de Robustez

Con el sentido de validar nuestros resultados previos, se han realizado 3 grupos de ejercicios de robustez. Como primer grupo se estimaron todos los modelos nuevamente con las mismas variables pero con tres condiciones diferentes a lo analizado anteriormente: diferentes priors, diferente número de rezagos y diferente orden de las variables. El segundo grupo consiste en cambiar la variable externa de precios de commodities por los términos de intercambio, precio de exportaciones y precio del cobre. Por último, se hacen estimaciones con diferentes variables de actividad económica: demanda interna, PBI no primario, empleo e inversión privada.

Dentro del primer grupo de ejercicios de robustez se hacen estimaciones con priors mas difusas para la media de la varianza de los errores en los coeficientes VAR ( $\Sigma_\theta$ ). Para esto las priors para  $S_i$  cambian de  $0.01^2$  a  $0.1^2$  para los coeficientes de las variables rezagadas y de  $0.1^2$  a  $1^2$  para los interceptos. Los resultados se muestran en el primer panel de la Tabla 6 y nos confirman que la inclusión de la SV es el principal factor de diferenciación y de mejora en el ajuste con los datos. Además, hacer más difusos los hiperparámetros y favorecer la variabilidad en los coeficientes no trae buenos resultados en términos de la  $\log\text{-ML}_{CE}$  y el DIC. En este caso el ranqueo de los modelos cambia ligeramente, en especial el que tiene como base la  $\log\text{-ML}_{CE}$ ; sin embargo el cambio no es drástico y el mejor modelo encontrado anteriormente (TVP-VAR-R3-SV) solo cae una posición, tomando su lugar el modelo CVAR-SV, el cual tiene una modelación muy parecida excepto por los interceptos. Asimismo, de los modelos que se ajustan menos a los datos, el TVP-VAR aún mantiene uno de los últimos lugares, manteniendo la preferencia por los modelos que incluyen la SV.

Asimismo, se han calculado IRFs, FEVD y descomposición histórica de cada uno de los ejercicios de robustez<sup>5</sup>. En el caso del cambio en las priors, las IRF mantienen tendencias similares; sin embargo con algunos choques las respuestas se vuelven no significativas, como en el choque de

---

<sup>5</sup>Las IRF, FEVD y descomposición histórica para estos ejercicios de robustez no se muestran en esta versión final por razones de espacio. Sin embargo, están a libre disponibilidad según sean requeridos.

AD, o los intervalos de confianza se hacen más angostos, como en el choque de AS. Respecto a la FEVD y la descomposición histórica se observa que los choques externos adquieren una mayor participación, especialmente en el corto plazo.

Adicionalmente, usamos las variables principales para realizar estimaciones aumentando un rezago en la modelación. Los resultados se presentan en el segundo panel de la Tabla 6 y reflejan que con 3 rezagos los criterios de elección empeoran en magnitud y en errores estándar, especialmente para la verosimilitud marginal. Sin embargo, los resultados mantienen en gran medida el ranking de modelos planteado en las estimaciones principales: el TVP-VAR-R3-SV como el mejor modelo y los modelos sin SV como los menos favorables a los datos.

En el caso de agregar un rezago más a la estimación, las IRF presentan resultados similares a la estimación principal, excepto en el choque de AS, en el cual el crecimiento del PBI tiene una caída muy de corto plazo, diferenciándola de la estimación principal. La participación de los choques se mantiene tanto en la FEVD y la descomposición histórica.

Como tercer ejercicio con las variables principales cambiamos el orden establecido en las variables; es decir, intercambiamos la posición de las variables de crecimiento de PBI y tasa de interés. Los resultados muestran que las estimaciones principales son robustas a cambios en el orden de las variables, tanto en la elección de modelos como en lo observado en las IRF.

Por otra parte, la Tabla 7 muestra los resultados de las estimaciones del segundo grupo de ejercicios de robustez, es decir con los términos de intercambio, los precios de exportaciones y precio del cobre como variable externa, lo que permitirá confirmar nuestros resultados ante cambios en la variable externa utilizada. Los resultados nos confirman que los modelos que menos se ajustan a los datos son los que no contemplan la modelación de la SV. Además, observamos que el mejor modelo es el TVP-VAR-R2-SV según la verosimilitud marginal y el TVP-VAR-R3-SV según el DIC para los términos de intercambio y el precio de exportaciones, pero para el precio del cobre con ambos criterios de elección el mejor modelo es el TVP-VAR-R3-SV.

En este mismo grupo de ejercicios de robustez, se muestra en la Figura 13 la mediana de las IRF calculadas con el modelo TVP-VAR-R3-SV para cada variable externa. La primera fila muestra las IRF para un choque en los términos de intercambio, en la segunda fila usamos los precios de exportaciones y en la tercera usamos el precio del cobre. Con los términos de intercambio las IRF mantienen resultados similares en el crecimiento del PBI y la inflación ante un choque externo, pero en la tasa de interés se observan resultados contrarios a lo que vemos en las estimaciones principales, en este caso la tasa de interés tiende a subir luego del choque externo. En el crecimiento del PBI,

un choque en los términos de intercambio de 1% aumenta esta variable en menos de 0.1% para el período previo a 2003 y luego la respuesta aumenta a alrededor de 0.14%. Respecto a los precios de exportaciones, el crecimiento del PBI responde en 0.17% en promedio en los últimos 15 años. Por el contrario, con el precio del cobre las respuestas son bajas en magnitud y no concluyentes. Por otro lado, ante un choque en los términos de intercambio de 1% la inflación cae, hasta el 2003, alrededor de -0.1% y posteriormente tiene una caída máxima de 0.3%. Con los precios de exportaciones y el precio del cobre, la respuesta de la inflación es más baja y solo cae -0.05% antes de 2003 y para el período posterior cae en promedio -0.1%.

Las Figuras 14, 15 y 16 muestran las IRF con los términos de intercambio, precio de exportaciones y precio del cobre, respectivamente, como medianas en el tiempo y con intervalos de confianza y permiten comparar si los demás modelos estimados están dentro de estas bandas. Al igual que para las variables principales se han trabajado tres períodos muestrales: 1992Q4-2017Q1, 1992Q4-2001Q4 y 2002Q1-2017Q1. En la Figura 14 vemos que el crecimiento del PBI sube alrededor de 0.1% ante el choque foráneo. Por otro lado, la inflación cae en promedio -0.2% en la muestra completa, mientras que en el primer período cae alrededor de -0.1% y en el segundo período llega a un máximo de -0.4%. En la Figura 15, con precios de exportaciones, el crecimiento del PBI sube en promedio 0.1% en los tres períodos muestrales y llega a un máximo de 0.2%. Con la misma variable externa, la inflación reacciona de forma distinta en el primer y segundo período muestral: en el primero (1992Q4-2001Q4) la respuesta no es significativa y es sobrestimada por el CVAR (-0.2%), mientras que en el segundo período (2002Q1-2017Q1) se tienen intervalos de confianza más amplios y tiene una respuesta máxima mayor a -0.2%. En la Figura 16 usamos el precio de cobre y la respuesta del crecimiento del PBI es no significativa ya que el intervalo de confianza tiene un máximo de 0.1% y un mínimo de -0.1%. Asimismo, vemos que la inflación cae alrededor de -0.1%, pero también con un intervalo que incluye el 0.

El análisis por fechas específicas se presenta en la Figura 17 con cada fila representado al choque en cada variable externa. El crecimiento del PBI supera ligeramente el 0.1% para 2008Q4 y 2010Q1 cuando se usan los términos de intercambio y cuando se usan los precios de exportaciones, para las mismas fechas, las respuestas superan el 0.15%. Las respuestas con el precio del cobre no parecen significativas y no se alejan del 0. Respecto a la inflación, se observa que las respuestas son crecientes conforme avanzamos en el tiempo. Para 1994Q1, con términos de intercambio, la inflación cae alrededor de -0.5%, mientras que para 1999Q1 y 2003Q1 la caída es mayor y alcanza el -0.15%. En fechas más recientes (2008Q4, 2010Q1 y 2017Q1) la caída de la inflación alcanza el -0.25%. Los resultados con precios de exportaciones siguen la misma tendencia pero con magnitudes

menores.

Asimismo, en la Figura 18 y 19 presentamos la FEVD para el crecimiento del PBI y la inflación, respectivamente, por cada variable externa analizada. Un hecho resaltante, para todas las variables externas utilizadas, es la menor participación de los choques foráneos que encontramos, la cual alcanza, en períodos recientes, el 30% en el corto plazo y el 50% en el largo plazo. De forma similar, con los precios de exportaciones y con el precio del cobre los choques externos alcanzan una participación en el crecimiento del PBI de 40% en el corto plazo y el 60% en el largo plazo. Estos resultados van de acuerdo a lo encontrado por el BCRP (2018) en el Reporte de Inflación del primer trimestre de 2018, donde se muestra que los términos de intercambio participan en el 50% de la variabilidad de la brecha del PBI. Los choques MP mantienen una alta participación (40%) hasta 2002 y luego caen hasta menos del 1% tal como con las variables principales. Por otro lado, en la inflación la participación de los choques externos es creciente con cualquier variable externa, pero varía ligeramente en magnitud con cada una. Con los términos de intercambio y el precio del cobre, los choques externos alcanzan un máximo de 70% a partir de 2010, mientras que con los precios de exportaciones la participación es de 60%. La participación de los choques AD es de 10% con los términos de intercambio, 20% con los precios de exportaciones y 15% con el precio del cobre. Los choques MP alcanzan un máximo del 20% en 1998 para luego descender a menos de 1%.

Además, en la Figura 20 mostramos la descomposición histórica del crecimiento del PBI y la inflación por cada variable externa utilizada. Los resultados son similares a cuando utilizábamos el índice de commodities; es decir, la mayor participación en el crecimiento del PBI la tienen los choques MP hasta 2003 y luego caen, e incluso desaparecen por períodos, y la mayor participación la tienen los choques externos y AD. En la inflación, los choques AS y MP son los principales hasta 2003; sin embargo, la participación de los choques AS caen después de esta fecha y ganan importancia los choques foráneos.

Por último, el tercer grupo de ejercicios de robustez realiza estimaciones con otras variables que reflejen la actividad económica interna, entre estas se usaron la demanda interna, el PBI no primario, el empleo y la inversión privada. Revisando las IRF calculadas con estas variables concluimos que, salvo pequeñas diferencias en la magnitud de las respuestas, estas mantienen la tendencia observada en los resultados principales; es decir, los choques externos afectan positivamente a la variable de actividad económica, mucho más en períodos recientes, y reducen, tal como antes, a la inflación. Asimismo, la participación de los choques externos en la FEVD y la descomposición histórica es creciente en el tiempo y más aún a partir del cambio a la política de MEI. En el mismo sentido, los choques de MP pierden participación conforme las variables de inflación y tasa de interés se

estabilizan.

Estos resultados nos muestran que las estimaciones anteriores son robustas ante cambios en las priors y el número de rezagos. Además, se mantienen las mismas conclusiones cuando se cambia la variable externa o la variable de actividad económica. Los impactos en las variables de cada uno de los choques también mantienen similar magnitud y sentido al calcular las IRF, la FEVD y la descomposición histórica.

## 5.5 Otros Resultados

Es esta parte del trabajo se presentan los resultados asociados a los choques de las otras variables; es decir, si bien no se presentan las Figuras de las IRF de los choques de AD, AS y de MP, sí se presenta un análisis respecto a ellas. Además, otros resultados que se muestran son los estimados para una muestra más corta que cubre el período de la implementación de las MEI, es decir de 2003Q1 al 2017Q1.

Al igual que para el choque foráneo en las variables principales, también podemos describir los resultados para un choque de AD con gráficos similares en 3D, gráficos con bandas de confianza y una evaluación por fechas específicas. Analizando el choque de AD como una mediana en cada punto del tiempo (3D) podemos notar que un choque positivo de este tipo se trasladará a los precios mediante presiones inflacionarias llegando a un máximo de alrededor de 0.2%. Asimismo, la tasa de interés responde al crecimiento del PBI y la inflación incrementándose hasta niveles alrededor de 0.3%.

Evaluando el choque como una mediana en el tiempo y con intervalos de confianza, se nota que los últimos, en la muestra completa, son bastante anchos y tienen una respuesta máxima de 0.4%, muy parecidos a los resultados obtenidos en la submuestra 2002Q1-2017Q1; sin embargo, en el intervalo 1993Q4-2001Q4 las bandas de confianza son más angostas.

En las IRF por fechas específicas se puede notar que el modelo CVAR subestima la respuesta de la inflación en el corto plazo ante el choque AD y recién en el quinto trimestre iguala la respuesta calculada por los otros modelos. Por otro lado, en la mayoría de modelos la respuesta de la tasa de interés es positiva y creciente hasta un máximo de 0.2%, pero con el modelo CVAR la respuesta de mueve en una dirección opuesta a la respuesta calculada con los modelos con SV; sin embargo, luego del tercer trimestre esta respuesta se vuelve positiva y adquiere el comportamiento observado con los otros modelos.

De forma similar al anterior análisis, podemos evaluar el impacto de un choque AS negativo caracterizado por un incremento en la inflación. Este choque produce un incremento significativo en la tasa de interés hasta un máximo alrededor de 0.5%. El choque de AS aunado al incremento de la tasa de interés hace que la respuesta del crecimiento del PBI sea muy negativa hasta valores de -0.4%. Como decimos, esta respuesta se hace más negativa por la reacción de la tasa de interés ya que en el período previo a la adopción de políticas MEI la respuesta del crecimiento del PBI solo alcanzaba el -0.2%.

Al usar las medianas en el tiempo con sus intervalos de confianza vemos que los otros modelos estimados con SV están dentro de las bandas de confianza en las IRF para el crecimiento del PBI. Sin embargo, para la tasa de interés se observa que en la primera parte de la muestra el modelo CVAR sobrestima en el corto plazo la reacción de esta variable ante un choque AS negativo hasta un máximo de 0.55%, mientras que las bandas de confianza alcanzan el 0.2%.

En las IRF para fechas específicas vemos que la respuesta de la tasa de interés ante un choque AS negativo tiene un máximo de 0.2% en la mayoría de las fechas; sin embargo, en 2017Q1 y con el modelo CVAR las respuestas de esta variable llega a un máximo 0.5%. En el crecimiento del PBI, cuando la respuesta de la tasa de interés es mayor (2017Q1 y CVAR), esta variable tiene una caída máxima cercana a -0.5%, mientras que para otras fechas la respuesta llega a un máximo de -0.3%.

Ante un choque MP contractivo observamos que el crecimiento del PBI cae alrededor de -0.3%, lo cual concuerda con la teoría económica. Por el contrario, la inflación sube en el corto plazo debido básicamente al traslado de costos más altos a los precios por parte de los empresarios e inversionistas; sin embargo, es regulada rápidamente y cae por el nivel más alto de la tasa de interés.

Asimismo, como medianas en el tiempo, la respuesta del crecimiento del PBI ante el choque MP muestra una caída máxima de -0.6% y todos los modelos con SV están dentro de las bandas de confianza. Al igual que en el caso anterior, la inflación sube en el corto plazo y luego baja para el resto de horizontes de predicción. Sin embargo, el intervalo de confianza de la respuesta de la inflación siempre comprende el 0, por lo cual se concluye que la respuesta de esta variable es no significativa.

Por último, analizando por fechas específicas se observa que el crecimiento del PBI baja cerca del -0.4% en promedio ante el choque MP. La inflación, por su parte sube en el corto plazo y luego, con cierto rezago, baja. Al comparar estas respuestas con el modelo CVAR vemos que este último

hace que la inflación suba aún más que con el TVP-VAR-R3-SV<sup>6</sup>.

Por otro lado, se han realizado estimaciones con una muestra más pequeña que involucre solo la etapa donde se implementa las MEI; es decir, cubren el período 2003Q1-2017Q1. La selección de modelos se muestra en la Tabla 8 y vemos que el mejor modelo según la  $\log\text{-ML}_{CE}$  es el TVP-VAR-R1-SV y según el DIC es el CVAR-SV, sin embargo el modelo elegido con la muestra completa (TVP-VAR-R3-SV) se mantiene entre los 3 primeros mejores modelos. Asimismo, en la Tabla 9 y 10 mostramos la FEVD del crecimiento del PBI y la inflación para el modelo TVP-VAR-R3-SV<sup>7</sup>. Los resultados reflejan que la participación calculada previamente con la muestra completa mantienen la misma tendencia; es decir, una baja participación de los choques de AS y de MP en el crecimiento del PBI y también una baja participación de los choques de MP en la inflación.

En el mismo sentido, la FEVD de cada variable se muestra en la Figura 21 y se observan los mismos resultados que con la muestra completa en este período. Se encuentra una alta participación de los choques externos (alrededor del 70% en el corto plazo y 90% en el largo plazo) y una participación de alrededor del 10% en el largo plazo de los choques AD en el crecimiento del PBI y en la inflación. Además, una participación conjunta de los choques AS y AD de alrededor del 20% en el corto plazo, para luego bajar a una participación del 10% luego de 5 años. Por otra parte, los choques MP tienen una influencia mínima en todas las variables analizadas, tal como se observa en los resultados con la muestra completa para este período. La descomposición histórica presentada en la Figura 22 confirma los resultados anteriormente descritos al dar una mayor participación a los choques externos en todas las variables, pero con un ligero incremento para los choques AD y AS en el crecimiento del PBI y la inflación, respectivamente.

## 6 Conclusiones

En el presente trabajo se evalúa el impacto de los choques externos en el crecimiento del PBI y la inflación bajo modelos VAR tanto constantes como con coeficientes variantes en el tiempo y SV. La evidencia empírica para datos peruanos de 1993Q2 hasta 2017Q1 muestra que, mediante los criterios de elección bayesiana DIC y verosimilitud marginal, un modelo cambiante en parámetros y

---

<sup>6</sup>Todas las Figuras respecto a los choques de AD, AS y MP tratados en esta sección no se muestran en esta versión final por razones de espacio, pero están a libre disponibilidad según sean requeridos.

<sup>7</sup>Es necesario indicar que se han realizado los mismos ejercicios para los modelos seleccionados en esta sub-muestra; sin embargo, solo presentamos los resultados para el modelo TVP-VAR-R3-SV para que estos sean comparables y guarden consistencia con los resultados con la muestra completa. Los resultados con los otros modelos son similares y ofrecen las mismas conclusiones a los presentados con el modelo TVP-VAR-R3-SV. Las Figuras están disponibles según sean requeridas.

con volatilidad estocástica se ajusta mejor a nuestra economía que mantener una varianza homocedástica y parámetros constantes. Asimismo, luego de observar los parámetros estimados del modelo TVP-VAR-SV y estimar este modelo con restricciones en los parámetros de las variables rezagadas, los interceptos y las varianzas, se llega a la conclusión que el modelo que mejor se aproxima a los datos es el TVP-VAR-R3-SV, es decir el que solo considera cambiantes a los interceptos de cada ecuación.

Asimismo se muestra la evolución de la volatilidad de las innovaciones de cada ecuación y notamos que esta es distinta a lo largo del tiempo. Los choques externos presentan una volatilidad creciente hasta mediados de 2008 para luego descender hasta el 2015. De otro lado, la volatilidad de los choques en el crecimiento del PBI y la inflación muestra un comportamiento decreciente en toda la muestra y para los choques en la tasa de interés esta es creciente hasta 1998 para caer luego a valores cercanos a 0 en el 2003.

Además, se han calculado las IRF para todos los modelos y se puede concluir que existen diferencias entre las respuestas en el crecimiento del PBI y la inflación para cada uno de ellos. Comprobamos también que evaluando las IRF en puntos específicos en el tiempo estas son de distinta magnitud de acuerdo al momento en que se calculen. De esta manera, se observa una marcada diferencia en las respuestas del crecimiento del PBI y la inflación antes y después de la adopción del esquema de política monetaria de MEI. Además, notamos que el crecimiento del PBI presenta respuestas de mayor magnitud ante choques en los precios de commodities en períodos de crisis en el ámbito nacional como el internacional; sin embargo en circunstancias más estables y de crecimiento moderado la respuesta del PBI es de menor magnitud y de corto plazo.

Analizando la FEVD para el crecimiento del PBI se observa que los choques externos representan menos del 30% de las fluctuaciones de esta variable para las observaciones antes de 2002. Luego de esta fecha, los choques externos aumentan su participación a más del 80% de la variabilidad del crecimiento del PBI. En términos de inflación, los choques externos mantienen una alta participación en la varianza del error de predicción con el mismo comportamiento que en el PBI: una menor magnitud hasta antes de 2002 y luego de esta fecha alcanzan incluso el 100% en algunos modelos. Asimismo, la descomposición histórica muestra resultados muy similares a la FEVD: una gran contribución de los choques externos en el crecimiento del PBI y la inflación y una influencia significativa de los choques de MP hasta períodos previos a la adopción de MEI.

Los resultados respecto al impacto de otros choques muestran comportamientos de acuerdo a la teoría económica; es decir, un choque de MP contractiva reduce la inflación con cierto rezago y

tienen un efecto negativo en el crecimiento del PBI. Un choque negativo de AS reduce el producto y tiene un efecto variable y pequeño en la tasa de interés, mientras que un choque de AD positivo aumenta la inflación y produce un aumento en la tasa de interés con el objetivo de moderar la economía.

Por otro lado, estimaciones con una muestra más pequeña que solo comprenda el período MEI muestran que los resultados presentados anteriormente son consistentes y mantienen la tendencia de una amplia participación de los choques externos y una influencia por debajo del 2% de los choques de MP para fechas más recientes.

Mostramos también que los resultados son robustos a cambios en las priors, cambios en el número de rezagos, orden de las variables, cambio en la variable externa y cambios en la variable de actividad económica interna.

Se concluye que el aplicar parámetros constantes, especialmente en la varianza de los choques, no permite medir de forma correcta la variabilidad que estos tienen a lo largo del tiempo; con lo cual, su influencia y participación dentro de las fluctuaciones de las variables económicas presentan mediciones que no se condicen con el desarrollo de la economía. En cambio, el aplicar parámetros cambiantes en el tiempo, en especial la SV, en la modelación brinda ventajas al considerar la volatilidad cambiante en el tiempo de los choques y su efecto diferenciado en la economía. En consecuencia, es importante que los hacedores de política tengan en cuenta el contexto económico en el que se encuentran para medir la magnitud del efecto que tendría un choque externo y se puedan aplicar de manera correcta las políticas fiscales o monetarias frente a esto.

## 7 Referencias

- [1] Aguirre, E. (2011), “Business cycles in emerging markets and implications for the real exchange rate”, *Tesis Doctoral*, Columbia University, New York.
- [2] Ahmed, S. and R. Murthy (1994), “Money, output and real business cycles in a small open economy”, *The Canadian Journal of Economics* **27(4)**, 982-993.
- [3] Ahmed, S. (2003), “Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes”, *Journal of Development Economics* **72(1)**, 181-202.
- [4] Armas, A. and F. Grippa (2008), “Metas de inflación en una economía dolarizada: La experiencia del Perú”, *Revista de Análisis del BCB* **10(1)**, 7-44.
- [5] BCRP (2018), “Reporte de Inflación: Panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2018-2019-Marzo 2018”, Banco Central de Reserva del Perú.
- [6] Becker, T. and P. Mauro (2006), “Output drops and the shocks that matter”, Working Paper **06-172**, International Monetary Fund.
- [7] Blattman C., J. Hwang and J. Williamson (2004), “The impact of the terms of trade on economic development in the periphery, 1870-1939: Volatility and secular change”, NBER Working Paper **10600**.
- [8] Broda, C. (2004), “Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries”, *Journal of International Economics* **63(1)**, 31-58.
- [9] Campos, L. (2015), “An analysis of exogenous shocks using structural vector autorregressions identified with sign restrictions”, *Tesis Doctoral*, Universidad Complutense de Madrid, Madrid, España.
- [10] Canova, F. (2005), “The transmission of US shocks to Latin America”, *Journal of Applied Econometrics* **20**, 229-251.
- [11] Castillo, P., C. Montoro and V. Tuesta (2009), “Dinero, inflación y tasas de interés: ¿Cambia el vínculo cuando cambia el instrumento de política monetaria?”, Working Paper **2009-001**, Banco Central de Reserva del Perú.

- [12] Castillo P. and J. Salas (2010), “The terms of trade as drivers of economic fluctuations in developing economies: An empirical study”, Premio de Banca Central Rodrigo Gómez.
- [13] Celeux, F., F. Forbes, C. P. Robert and D. M. Titterton (2006), “Deviance information criteria for missing data models”, *Bayesian Analysis* **1(4)**, 651-674.
- [14] Chan, J. C. C. and E. Eisenstat (2015), “Marginal likelihood estimation with the Cross-Entropy method”, *Econometric Reviews* **34(3)**, 256-285.
- [15] Chan, J. C. C. and E. Eisenstat (2018), “Bayesian model comparison for time-varying parameter VARs with stochastic volatility”, forthcoming in *Journal of Applied Econometrics* DOI: 10.1002/jae.2617.
- [16] Chan, J. C. C. and A. Grant (2016), “Fast computation of the deviance information criterion for latent variable models”, *Computational Statistics and Data Analysis* **100**, 847-859.
- [17] Chan, J. C. C. and I. Jeliazkov (2009), “Efficient simulation and integrated likelihood estimation in state state models”, *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimization* **1**, 101-120.
- [18] Chib, S. (1995), “Marginal likelihood from the Gibbs output”, *Journal of the American Statistical Association* **90**, 1313-1321.
- [19] Chib, S. and I. Jeliazkov (2001), “Marginal likelihood from the Metropolis-Hastings output”, *Journal of the American Statistical Association* **96**, 270-281.
- [20] Collier, P. and B. Goderis (2008), “Commodity prices, growth, and the natural resource curse: Reconciling a conundrum”, *MPRA Paper* **17315**, University Library of Munich.
- [21] Dancourt, O., W. Mendoza and L. Vilcapoma (1997), “Fluctuaciones económicas, shocks externos, Perú 1950-1996”, Working Paper **135**, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [22] Drechsel, T. and S. Tenreyro (2018), “Commodity booms and busts in emerging economies”, *Journal of International Economics* **112**, 200-218.
- [23] Farias, L. and M. Alves da Silva (2017), “Commodity prices and business cycles in small open economies: The role of news shocks”, *Manuscript*, Universidade Federal de Pernambuco.
- [24] Fernández, A., A. González and D. Rodríguez.(2015) “Sharing a ride on the commodities roller coaster: common factors in business cycles of emerging economies”, Working Paper **280**, International Monetary Fund.

- [25] Fernández, A., S. Schmitt-Grohé and M. Uribe (2017), “World shocks, world prices, and business cycles: an empirical investigation”, *Journal of International Economics* **108(S1)**, S2-S14.
- [26] Frühwirth-Schnatter, S. and H. Wagner (2008), “Marginal likelihoods for non-Gaussian models using auxiliary mixture sampling”, *Computational Statistics and Data Analysis* **52(10)**, 4608-4624.
- [27] Gelfand, A. E. and D. K. Dey (1994), “Bayesian model choice: Asymptotics and exact calculations”, *Journal of the Royal Statistical Society Series B* **56(3)**, 501-514.
- [28] Harberger, A. (1950), “Currency depreciation, income and the balance of trade”, *Journal of Political Economy* **58**, 47-60.
- [29] Hernández, G. (2013), “Terms of trade and output fluctuations in Colombia”, *CEPAL Review* **110**, 109-131.
- [30] Hoffmaister A. W. and J. E. Roldós (1997), “Are business cycles different in Asia and Latin America?”, Working Paper **9**, International Monetary Fund.
- [31] Hoffmaister A. W., J. E. Roldós and Wickham (1998), “Macroeconomic fluctuations in Sub-Saharan Africa”, *IMF Staff Papers* **45(1)**, 132-160.
- [32] Jiménez, F. (2009), “La economía peruana frente a la crisis y las restricciones al crecimiento económico”, en Dancourt, O. y F. Jiménez (ed.), *Crisis internacional. Impactos y respuestas de política económica en el Perú*, Fondo Editorial - Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [33] Kamber, G., G. Nodari and B. Wong (2016), “The impact of commodity price movements on the New Zealand economy”, Reserve Bank of New Zealand Analytical Note Series **2016/05**.
- [34] Koop, G. and D. Korobilis (2010), “Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics”, *Foundations and Trends in Econometrics* **3(4)**, 267-358.
- [35] Kose, M. A. (2002), “Explaining business cycles in small open economies: How much do world prices matter?”, *Journal of International Economics* **56**, 299-327.
- [36] Kose, M. A. and R. Riezman (2001), “Trade shocks and macroeconomic fluctuations in Africa”, *Journal of Development Economics* **65(1)**, 55-80.
- [37] Kydland, F. E. and E. C. Prescott (1982), “Time to build and aggregate fluctuations”, *Econometrica* **50(6)**, 1345-1370.

- [38] Lanteri, L. N. (2008), “Choques de precios de materias primas, desempeño fiscal y crecimiento. Una propuesta de VAR estructural para la economía Argentina”, *Estudios Económicos* **23(2)**, 163-202.
- [39] Laursen, S. and L. Metzler (1950), “Flexible exchange rate and the theory of employment”, *Review of Economics and Statistics* **32(4)**, 281-299.
- [40] Lubik, T. A. and W. L. Teo (2005), “Do world shocks drive domestic business cycles? Some evidence from structural estimation”, Working Paper **522**, John Hopkins University.
- [41] Mellander E, A. Vredin and A. Warne (1992), “Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy”, *Journal of Applied Econometrics* **7(4)**, 369-394.
- [42] Mendoza, E. G. (1995), “The terms of trade, the real exchange rate and economic fluctuations”, *International Economic Review* **36(1)**, 101-137.
- [43] Mendoza, W. (2013), “Contexto internacional y desempeño macroeconómico en América Latina y el Perú: 1980-2012”, Documento de trabajo **351**, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [44] Mendoza, W. and E. Collantes Goicochea (2017), “La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que los separa”, Documento de trabajo **440**, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [45] Misas, M., E. López and D. Vásquez (2004), “Tendencias estocásticas comunes y fluctuaciones en la economía colombiana 1950-2002”, *Borradores de Economía* **275**.
- [46] Obstfeld, M. (1982), “Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metzler effect?”, *The Quarterly Journal of Economics* **97(2)**, 251-270.
- [47] Pedersen, M. (2015), “The impact of commodity price shocks in a major producing economy. The case of copper and Chile”, Working Paper **753**, Central Bank of Chile.
- [48] Rodríguez, G., P. Villanueva Vega and P. Castillo Bardalez (2018), “Driving economic fluctuations in Peru: The role of the terms of trade”, *Empirical Economics* **53(3)**, 1089-1119. Ver también Working Paper **389**, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [49] Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe (2018), “How important are terms of trade shocks?”, *International Economic Review* **59(1)**, 85-111.
- [50] Shousha, S. (2016), “Macroeconomic effects of commodity booms and busts”, Manuscript, Columbia University.

- [51] Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and reality”, *Econometrica* **48(1)**, 1-48.
- [52] Spiegelhalter, D. J., N. G. Best, B. P. Carlin and A. van der Linde (2002), “Bayesian measures of model complexity and fit”, *Journal of the Royal Statistical Society Series B* **64(4)**, 583-639.
- [53] Svensson, L. E. O. and A. Razin (1983), “The terms of trade and the current account: The Harberger-Laursen-Metzler effect”, *Journal of Political Economy* **91(1)**, 97-125.
- [54] Tiawara, H. N. O. (2015), “The effect of commodity prices on African economic growth”, *Culminating Projects in Economics* **1**, St. Cloud State University.
- [55] Velarde, J. and M. Rodríguez (2001), “Efectos de la crisis financiera internacional en la economía peruana 1997-1998: lecciones e implicancias de política económica”, Working Paper **36**, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.



## 8 Apéndice

### 8.1 Tablas

Table 1. Tests for Time Variation in Coefficients and Volatility

Trace test			
trace	16% perc.	50% perc.	84% perc.
0.16	0.17	0.25	0.38
Kolmogorov-Smirnov test			
A			
1993Q4-2003Q1	2003Q1-2017Q1	1993Q4-2005Q2	2005Q2-2017Q1
6/6	6/6	6/6	6/6
B			
1993Q4-2003Q1	2003Q1-2017Q1	1993Q4-2005Q2	2005Q2-2017Q1
28/36	30/36	28/36	30/36
H			
1993Q4-2003Q1	2003Q1-2017Q1	1993Q4-2005Q2	2005Q2-2017Q1
4/4	4/4	4/4	4/4
<i>t</i> -test			
A			
1993Q4-2003Q1	2003Q1-2017Q1	1993Q4-2005Q2	2005Q2-2017Q1
6/6	6/6	6/6	6/6
B			
1993Q4-2003Q1	2003Q1-2017Q1	1993Q4-2005Q2	2005Q2-2017Q1
26/36	28/36	26/36	28/36
H			
1993Q4-2003Q1	2003Q1-2017Q1	1993Q4-2005Q2	2005Q2-2017Q1
4/4	4/4	4/4	4/4

A represents the coefficients of contemporaneous relationships, B are the coefficients associate to intercepts and lagged variables and H are the variances of innovations.

Table 2. Models Selection

Model	log-ML <sub>CE</sub>	SD	Rank
TVP-VAR-SV	-1010.853	0.114	5
TVP-VAR	-1095.801	0.380	8
TVP-VAR-R1-SV	-998.719	0.200	3
TVP-VAR-R2-SV	-1000.631	0.233	4
<b>TVP-VAR-R3-SV</b>	<b>-991.749</b>	<b>0.082</b>	<b>1</b>
CVAR-SV	-994.226	0.034	2
CVAR	-1101.700	0.027	9
RS-VAR-2	-1143.215	-0.035	12
RS-VAR-R1-2	-1059.717	-0.021	6
RS-VAR-R2-2	-1113.896	-0.064	10
RS-VAR-3	-1152.704	-0.067	13
RS-VAR-R1-3	-1067.507	-0.059	7
RS-VAR-R2-3	-1116.316	-0.019	11

For each model we obtain a total of 100,000 posterior draws from 10 parallel chains after a burn-in of 10,000. We take every 10th draw for 10,000 final draws. Log-ML<sub>CE</sub> estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws.

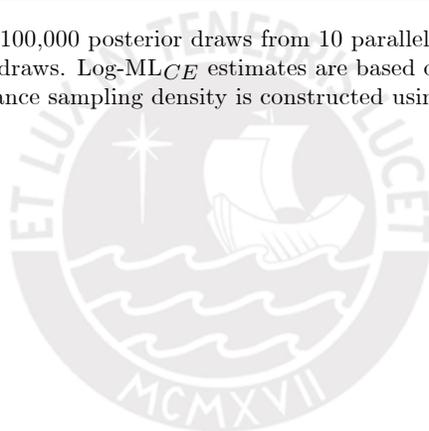


Table 3. Models Selection

Model	log-ML <sub>CE</sub>	SD	Rank	DIC	SD	Rank
TVP-VAR-SV	-1010.853	0.114	5	1783.718	1.423	4
TVP-VAR	-1095.801	0.380	6	1890.801	5.657	7
TVP-VAR-R1-SV	-998.719	0.200	3	1715.435	0.235	2
TVP-VAR-R2-SV	-1000.631	0.233	4	1751.257	1.301	3
<b>TVP-VAR-R3-SV</b>	<b>-991.749</b>	<b>0.082</b>	<b>1</b>	<b>1687.990</b>	<b>0.679</b>	<b>1</b>
CVAR-SV	-994.226	0.034	2	1801.402	1.441	5
CVAR	-1101.700	0.027	7	1888.423	0.115	6

For each model we obtain a total of 100,000 posterior draws from 10 parallel chains after a burn-in of 1,000 in every chain, and keep every 10th draw for 10,000 final posterior draws. Log-ML<sub>CE</sub> estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain — a total of 10,000 evaluations.



Table 4. Mean Variance Decomposition of GDP Growth for the TVP-VAR-R3-SV Model (in %)

Horizon	Foreign Shock								AD Shock									
	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1
2	6.85	17.57	55.07	82.95	82.53	71.27	90.30	70.93	44.06	16.83	17.22	28.18	90.30	70.93	44.06	16.83	17.22	28.18
4	8.78	16.05	60.29	85.79	85.22	78.52	79.13	46.85	37.87	13.73	14.26	20.50	79.13	46.85	37.87	13.73	14.26	20.50
8	9.11	14.52	62.03	87.32	86.99	80.97	73.54	38.95	35.37	12.01	12.30	17.97	73.54	38.95	35.37	12.01	12.30	17.97
12	9.14	14.40	62.24	87.49	87.17	81.18	73.03	38.23	35.06	11.82	12.10	17.74	73.03	38.23	35.06	11.82	12.10	17.74
16	9.16	14.38	62.28	87.51	87.20	81.23	72.93	38.07	35.00	11.79	12.07	17.69	72.93	38.07	35.00	11.79	12.07	17.69
20	9.16	14.37	62.29	87.52	87.20	81.24	72.91	38.02	34.99	11.79	12.06	17.68	72.91	38.02	34.99	11.79	12.06	17.68
Horizon	AS Shock								Monetary Policy Shock									
	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1
2	1.04	1.06	0.78	0.19	0.22	0.54	1.81	10.45	0.09	0.03	0.03	0.00	1.81	10.45	0.09	0.03	0.03	0.00
4	1.74	1.39	1.28	0.31	0.35	0.96	10.35	35.71	0.55	0.18	0.17	0.02	10.35	35.71	0.55	0.18	0.17	0.02
8	2.38	1.63	1.70	0.41	0.46	1.02	14.97	44.90	0.90	0.26	0.24	0.03	14.97	44.90	0.90	0.26	0.24	0.03
12	2.51	1.69	1.78	0.43	0.48	1.04	15.32	45.68	0.92	0.26	0.25	0.04	15.32	45.68	0.92	0.26	0.25	0.04
16	2.52	1.69	1.79	0.44	0.49	1.04	15.39	45.86	0.92	0.26	0.25	0.04	15.39	45.86	0.92	0.26	0.25	0.04
20	2.53	1.69	1.80	0.44	0.49	1.04	15.40	45.91	0.92	0.26	0.25	0.04	15.40	45.91	0.92	0.26	0.25	0.04

Table 5. Mean Variance Decomposition of Inflation for the TVP-VAR-R3-SV Model (in %)

Horizon	Foreign Shock								AD Shock									
	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1
2	16.64	29.78	60.32	85.11	85.34	74.90	19.66	11.10	3.89	1.84	1.90	3.48						
4	15.26	27.16	59.86	86.05	86.25	75.92	24.24	14.02	5.73	2.41	2.46	4.48						
8	15.47	25.72	62.70	88.24	88.40	79.06	28.96	16.50	7.51	2.80	2.86	5.41						
12	15.67	25.22	63.47	88.74	88.86	80.01	29.00	16.11	7.59	2.76	2.85	5.41						
16	15.69	25.09	63.60	88.86	88.97	80.18	29.00	16.00	7.62	2.76	2.86	5.43						
20	15.69	25.07	63.65	88.91	89.01	80.23	29.00	15.97	7.62	2.76	2.86	5.44						
Horizon	AS Shock								Monetary Policy Shock									
	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1	1994Q1	1999Q1	2003Q1	2008Q4	2010Q1	2017Q1
2	62.87	54.43	35.76	13.03	12.75	21.61	0.83	4.69	0.03	0.01	0.01	0.00						
4	58.53	49.96	34.32	11.52	11.27	19.59	1.96	8.86	0.09	0.02	0.02	0.00						
8	50.49	39.33	29.57	8.90	8.68	15.52	5.08	18.45	0.21	0.06	0.06	0.01						
12	48.77	36.51	28.66	8.42	8.22	14.56	6.56	22.16	0.28	0.08	0.08	0.02						
16	48.42	35.97	28.48	8.30	8.09	14.37	6.90	22.94	0.30	0.08	0.08	0.02						
20	48.34	35.85	28.42	8.25	8.05	14.32	6.97	23.10	0.31	0.08	0.08	0.02						

Table 6. Models Selection under Alternative Priors on the Error Variance of VAR Coefficients, Different Lags and Different Order of Variables

Alternative Priors										p=3			
Model	log-MLCE	SD	Rank	DIC	SD	Rank	log-MLCE	SD	Rank	DIC	SD	Rank	
TVP-VAR-SV	-1228.753	0.080	6	2285.831	0.971	6	-1054.849	0.206	5	1802.033	1.912	5	
TVP-VAR	-1255.24	0.016	7	2299.703	0.237	7	-1125.233	0.209	6	1874.737	3.546	7	
TVP-VAR-R1-SV	-1102.254	0.149	4	1933.515	0.763	4	-1036.037	0.101	3	1700.667	0.533	2	
TVP-VAR-R2-SV	-1179.147	0.082	5	2168.418	1.079	5	-1047.714	0.309	4	1770.765	1.518	4	
TVP-VAR-R3-SV	-1028.309	0.318	2	<b>1774.16</b>	<b>0.821</b>	<b>1</b>	<b>-1027.066</b>	<b>0.224</b>	<b>1</b>	<b>1667.881</b>	<b>0.366</b>	<b>1</b>	
CVAR-SV	<b>-994.226</b>	<b>0.034</b>	<b>1</b>	1801.402	1.441	2	-1028.667	0.027	2	1741.610	3.565	3	
CVAR	-1101.700	0.027	3	1888.423	0.115	3	-1129.430	0.013	7	1862.938	0.112	6	

S&P GSCI (order 2)									
Model	log-MLCE	SD	Rank	DIC	SD	Rank	log-MLCE	SD	Rank
TVP-VAR-SV	-1007.141	0.140	5	1777.458	0.616	4	-1096.173	0.450	6
TVP-VAR	-1096.173	0.450	6	1898.793	8.944	6	-997.075	0.214	3
TVP-VAR-R1-SV	-997.075	0.214	3	1713.155	0.468	2	-998.245	0.153	4
TVP-VAR-R2-SV	-998.245	0.153	4	1748.964	1.274	3	<b>-988.550</b>	<b>0.103</b>	<b>1</b>
TVP-VAR-R3-SV	<b>-988.550</b>	<b>0.103</b>	<b>1</b>	<b>1687.129</b>	<b>0.365</b>	<b>1</b>	-991.127	0.032	2
CVAR-SV	-991.127	0.032	2	1777.780	1.095	5	-1102.288	0.010	7
CVAR	-1102.288	0.010	7	1888.216	0.140	7			

For each model we obtain a total of 100,000 posterior draws from 10 parallel chains after a burn-in of 1,000 in every chain, and keep every 10th draw for 10,000 final posterior draws. Log-MLCE estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain — a total of 10,000 evaluations.

Table 7. Models Selection with the Terms of Trade, Export Prices and Copper Price as Foreign Variable

Model	Terms of Trade				Export Prices				
	log-MLCE	SD	Rank	DIC	SD	Rank	DIC	SD	Rank
TVP-VAR-SV	-945.442	0.078	2	1647.148	0.746	4	1692.073	0.736	4
TVP-VAR	-1023.676	0.296	6	1760.123	5.754	6	1812.489	5.331	6
TVP-VAR-R1-SV	-952.254	0.127	5	1620.448	0.367	2	1662.900	0.488	2
TVP-VAR-R2-SV	<b>-942.885</b>	<b>0.094</b>	<b>1</b>	1629.244	0.817	3	1673.352	1.256	3
TVP-VAR-R3-SV	-949.759	0.090	3	<b>1607.707</b>	<b>0.387</b>	<b>1</b>	1645.973	<b>0.317</b>	<b>1</b>
CVAR-SV	-950.314	0.029	4	1660.650	1.758	5	1747.359	3.207	5
CVAR	-1056.454	0.010	7	1819.778	0.143	7	1874.603	0.163	7

Copper									
Model	Terms of Trade				Export Prices				
	log-MLCE	SD	Rank	DIC	SD	Rank	DIC	SD	Rank
TVP-VAR-SV	-1078.364	0.143	5	1910.590	0.878	5	2038.118	7.860	6
TVP-VAR	-1167.490	0.436	6	1864.187	0.603	2	1882.748	0.520	3
TVP-VAR-R1-SV	-1076.765	0.117	4	1829.559	<b>0.514</b>	<b>1</b>	1901.496	2.230	4
TVP-VAR-R2-SV	-1071.381	0.171	3	2064.151	0.194	7			
TVP-VAR-R3-SV	<b>-1065.942</b>	<b>0.099</b>	<b>1</b>						
CVAR-SV	-1067.142	0.045	2						
CVAR	-1193.501	0.009	7						

For each model we obtain a total of 100,000 posterior draws from 10 parallel chains after a burn-in of 1,000 in every chain, and keep every 10th draw for 10,000 final posterior draws. Log-MLCE estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain — a total of 10,000 evaluations.

Table 8. Models Selection - Sub-Sample 2003Q1-2017Q1

Model	log-MLCE	SD	Rank	DIC	SD	Rank
TVP-VAR-SV	-553.897	0.222	5	899.597	0.815	6
TVP-VAR	-598.841	0.166	7	948.897	1.377	7
<b>TVP-VAR-R1-SV</b>	<b>-545.800</b>	<b>0.114</b>	<b>1</b>	859.036	0.402	3
TVP-VAR-R2-SV	-546.275	0.225	2	870.708	1.008	5
TVP-VAR-R3-SV	-546.559	0.203	3	848.208	0.337	2
<b>CVAR-SV</b>	-548.508	0.044	4	<b>846.891</b>	<b>0.230</b>	<b>1</b>
CVAR	-581.573	0.009	6	868.237	0.202	4

For each model we obtain a total of 100,000 posterior draws from 10 parallel chains after a burn-in of 1,000 in every chain, and keep every 10th draw for 10,000 final posterior draws. Log-MLCE estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain — a total of 10,000 evaluations.

Table 9. Mean Variance Decomposition of GDP Growth for the TVP-VAR-R3-SV Model - Sub-Sample 2003Q1-2017Q1 (in %)

Horizon	Foreign Shock					AD Shock				
	2003Q3	2008Q4	2010Q1	2017Q1	2017Q1	2003Q3	2008Q4	2010Q1	2017Q1	2017Q1
2	73.12	78.93	75.51	68.54	26.32	20.44	23.78	31.07		
4	85.80	91.65	89.80	84.46	12.38	7.23	8.84	14.09		
8	89.90	94.56	93.19	88.74	6.82	3.69	4.71	8.64		
12	90.29	94.84	93.65	89.76	6.51	3.46	4.31	7.84		
16	90.44	94.94	93.74	89.90	6.25	3.32	4.17	7.61		
20	90.38	94.93	93.75	89.89	6.25	3.31	4.14	7.59		
Horizon	AS Shock					Monetary Policy Shock				
	2003Q3	2008Q4	2010Q1	2017Q1	2017Q1	2003Q3	2008Q4	2010Q1	2017Q1	2017Q1
2	0.35	0.29	0.28	0.28	0.21	0.34	0.42	0.11		
4	1.50	0.66	0.86	1.31	0.32	0.46	0.50	0.13		
8	2.95	1.20	1.54	2.51	0.33	0.55	0.56	0.11		
12	2.85	1.15	1.45	2.27	0.35	0.56	0.59	0.13		
16	2.94	1.18	1.49	2.35	0.37	0.57	0.60	0.14		
20	2.99	1.19	1.51	2.38	0.38	0.57	0.61	0.15		

Table 10. Mean Variance Decomposition of Inflation for the TVP-VAR-R3-SV Model - Sub-Sample 2003Q1-2017Q1 (in %)

Horizon	Foreign Shock					AD Shock				
	2003Q3	2008Q4	2010Q1	2017Q1	2017Q1	2003Q3	2008Q4	2010Q1	2017Q1	2017Q1
2	85.62	91.56	89.59	85.11	85.11	3.31	2.76	3.75	6.71	6.71
4	88.03	93.66	92.25	88.15	88.15	3.93	2.53	3.30	6.68	6.68
8	89.94	94.73	93.68	90.36	90.36	3.96	2.46	3.07	5.94	5.94
12	90.74	95.03	93.91	90.79	90.79	3.71	2.40	3.02	5.73	5.73
16	90.71	95.09	93.99	90.74	90.74	3.81	2.42	3.03	5.80	5.80
20	90.85	95.14	94.03	90.83	90.83	3.77	2.40	3.01	5.77	5.77
Horizon	AS Shock					Monetary Policy Shock				
	2003Q3	2008Q4	2010Q1	2017Q1	2017Q1	2003Q3	2008Q4	2010Q1	2017Q1	2017Q1
2	11.00	5.60	6.57	8.15	8.15	0.07	0.09	0.09	0.02	0.02
4	7.80	3.62	4.21	5.10	5.10	0.24	0.19	0.23	0.07	0.07
8	5.77	2.54	2.92	3.59	3.59	0.33	0.27	0.33	0.11	0.11
12	5.19	2.28	2.72	3.36	3.36	0.36	0.29	0.36	0.13	0.13
16	5.12	2.20	2.62	3.32	3.32	0.37	0.29	0.36	0.14	0.14
20	5.02	2.16	2.58	3.27	3.27	0.36	0.29	0.37	0.13	0.13

## 8.2 Figuras

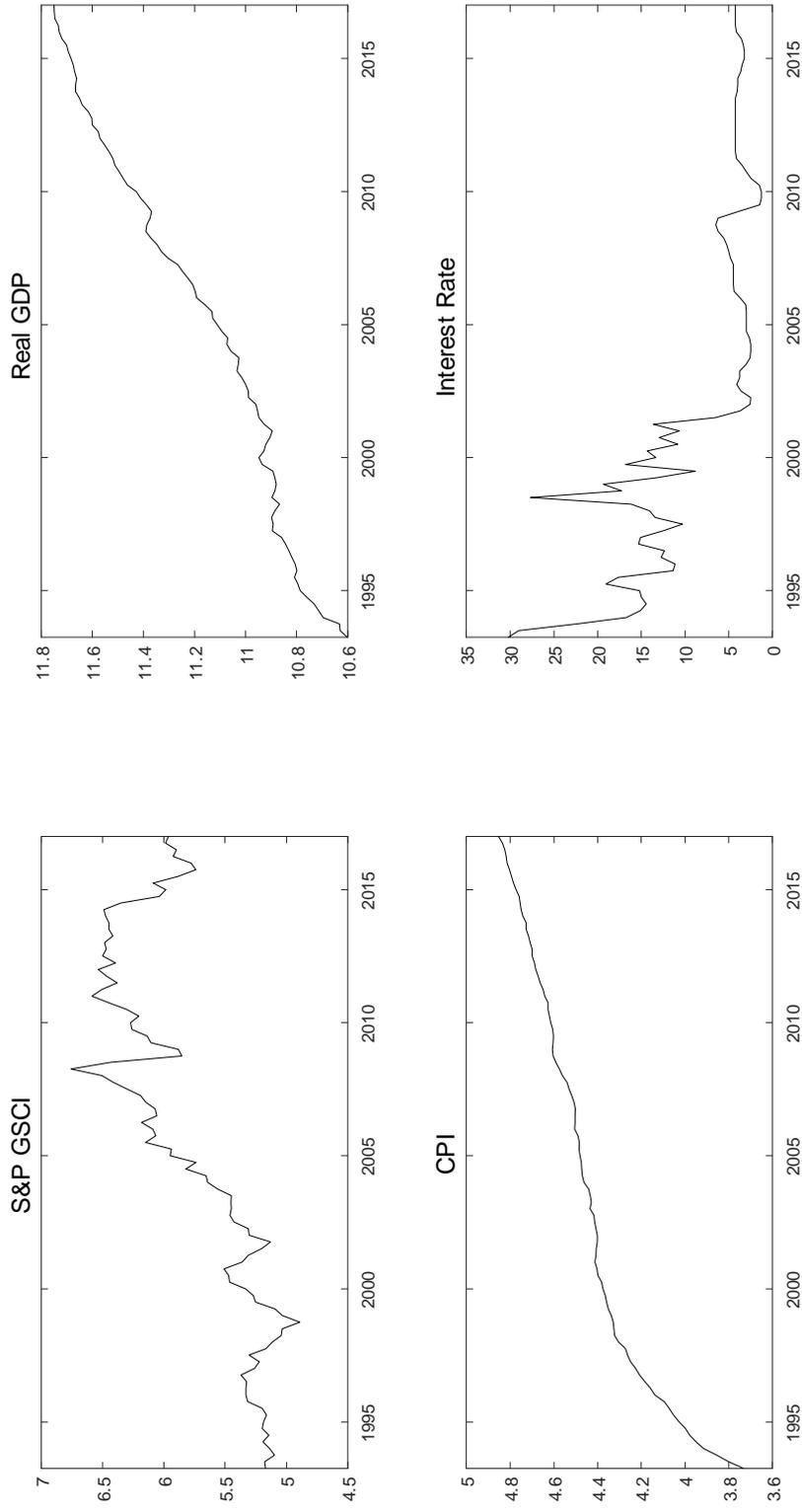


Figure 1. Time Series in Levels: Sample 1992Q2 - 2017Q1

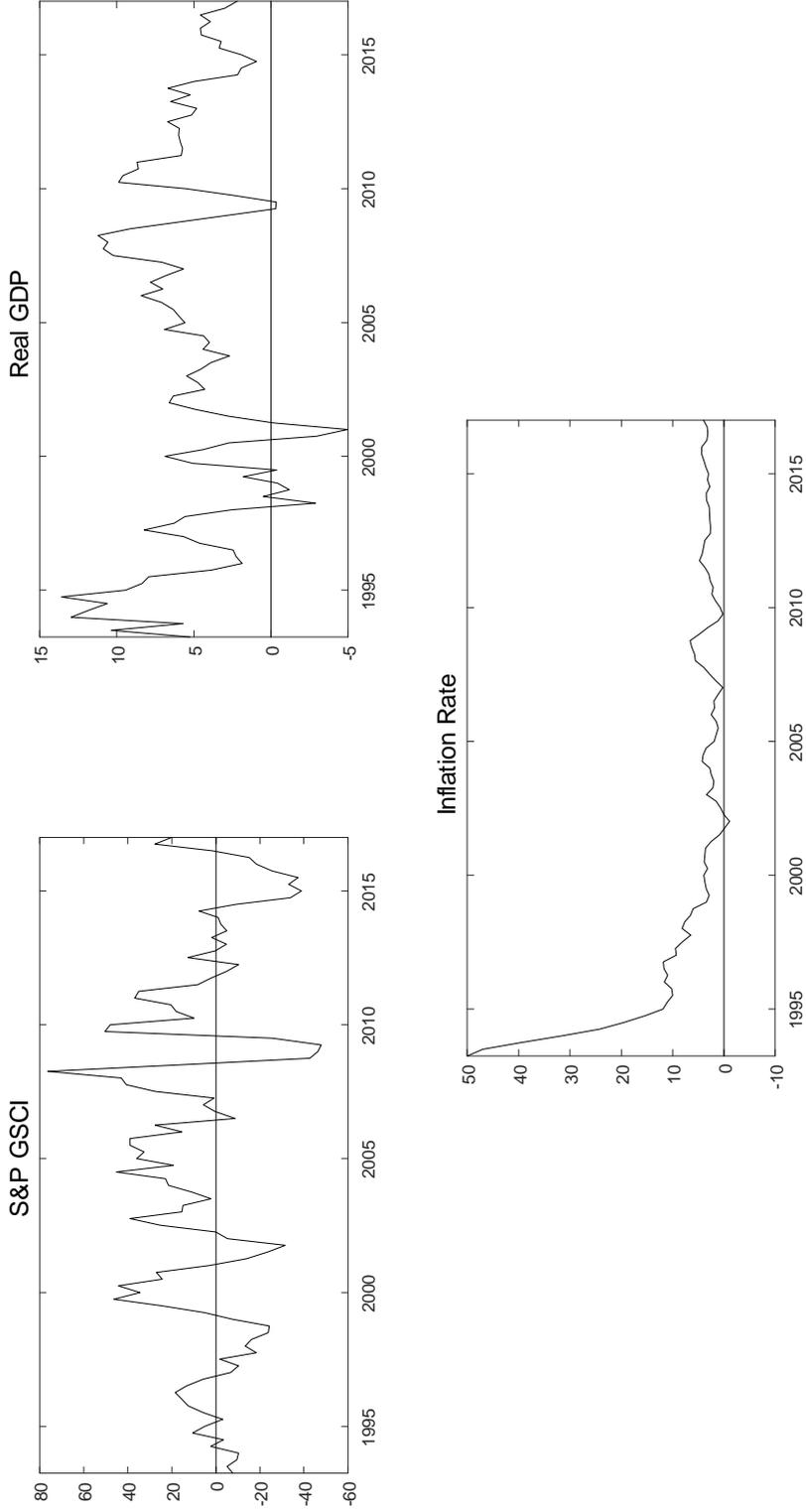


Figure 2. Time Series in Annual Growth Rates.

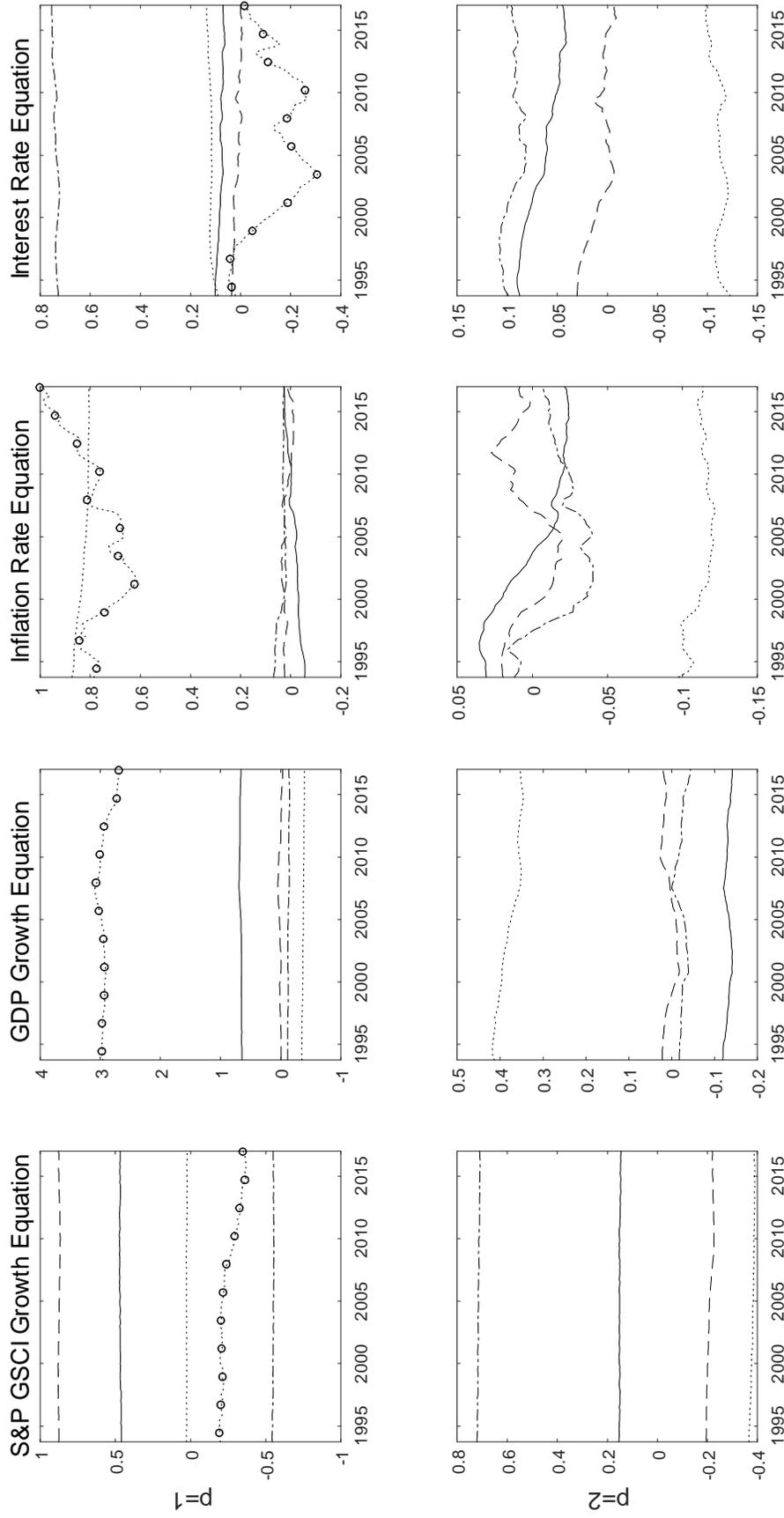


Figure 3. Evolution of the Parameters  $\beta_t$  in the TVP-VAR-SV Model. Dotted line with circles represent the intercepts in each equation, dashed line is the coefficient associated with the lagged variable of the S&P GSCI Index, the solid line is the coefficient associated with the lagged variable of GDP, dotted line is the coefficient associated with the lagged variable of inflation and dashed-dotted line is the coefficient associated with the lagged variable of the interest rate.

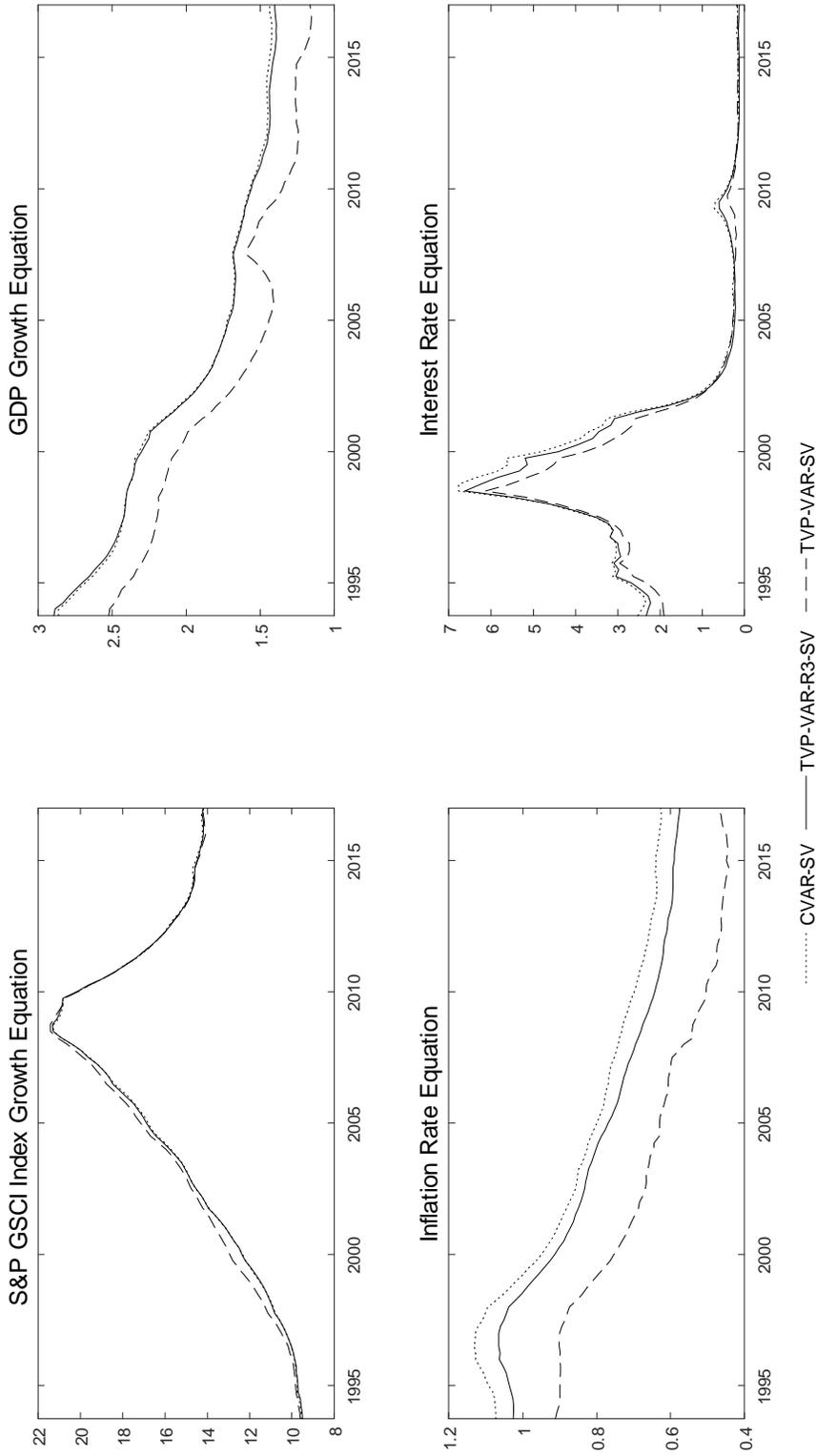


Figure 4. Standard Deviation of the Innovations in each Equation for the CVAR-SV, TVP-VAR-R3-SV and TVP-VAR-SV Models, Median Values.

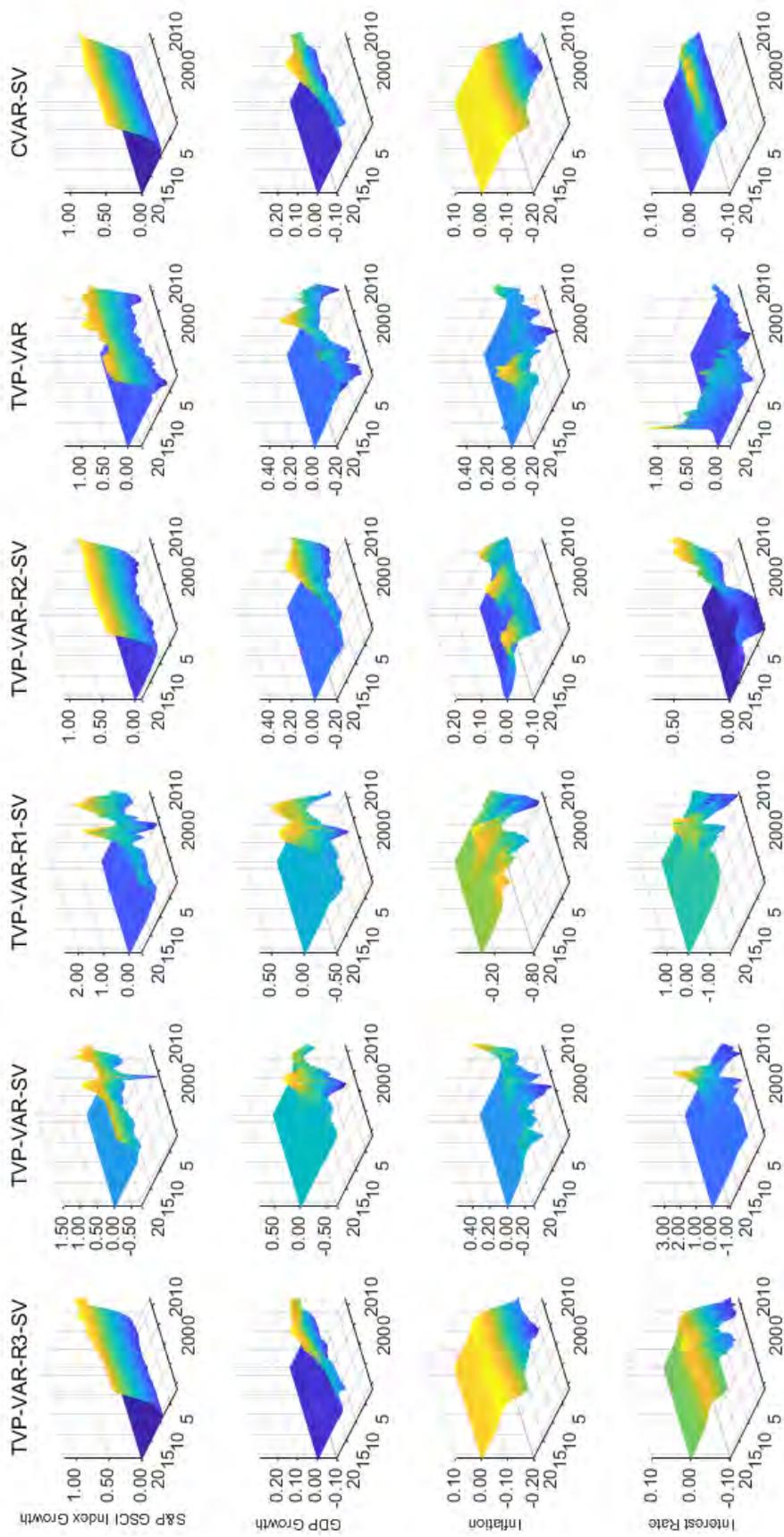


Figure 5. Time-Varying Impulse Responses: Median Time-Varying IRF to a Foreign Shock. The shock is normalized to increase the Terms of Trade growth by 1% at each point in the sample period.

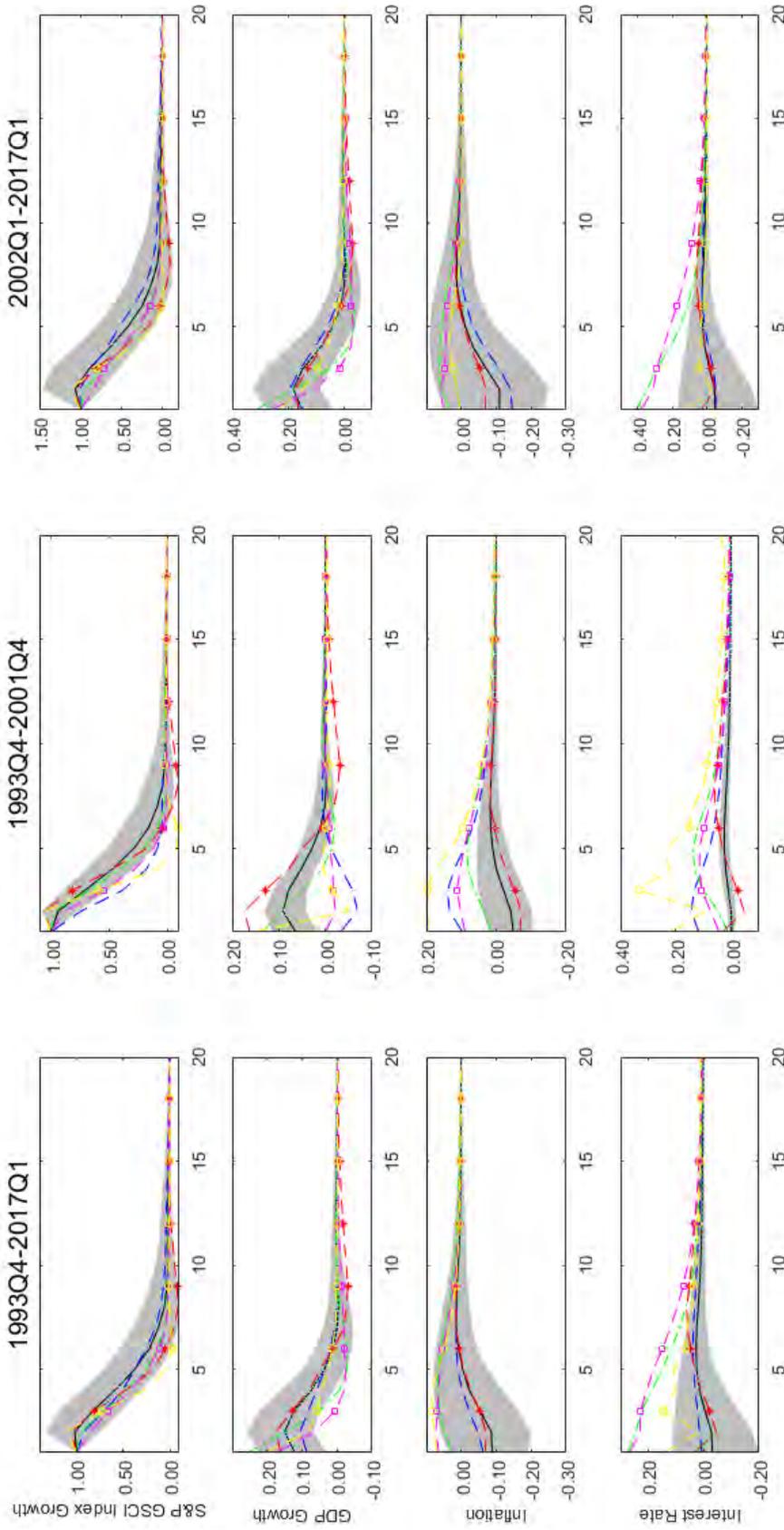


Figure 6. Time-Varying Impulse Responses to a Foreign Shock. Left to right: Median IRF for 1993Q4-2017Q1 period; Median IRF for 1993Q4-2001Q4 period; Median IRF for 2001Q4-2017Q1 period. The solid black line represents the TVP-VAR-R3-SV model and the shaded area its 68% error band; the dashed blue line represents the TVP-VAR-R1-SV model; the dashed-dotted green line represents the TVP-VAR-R2-SV model; the dashed red line with a “\*” marker represents the CVAR model; the dotted cyan line represents the CVAR-SV model; the dashed magenta line with a “□” marker represents the TVP-VAR-SV model; and the dashed yellow line with a “o” marker represents the TVP-VAR model.

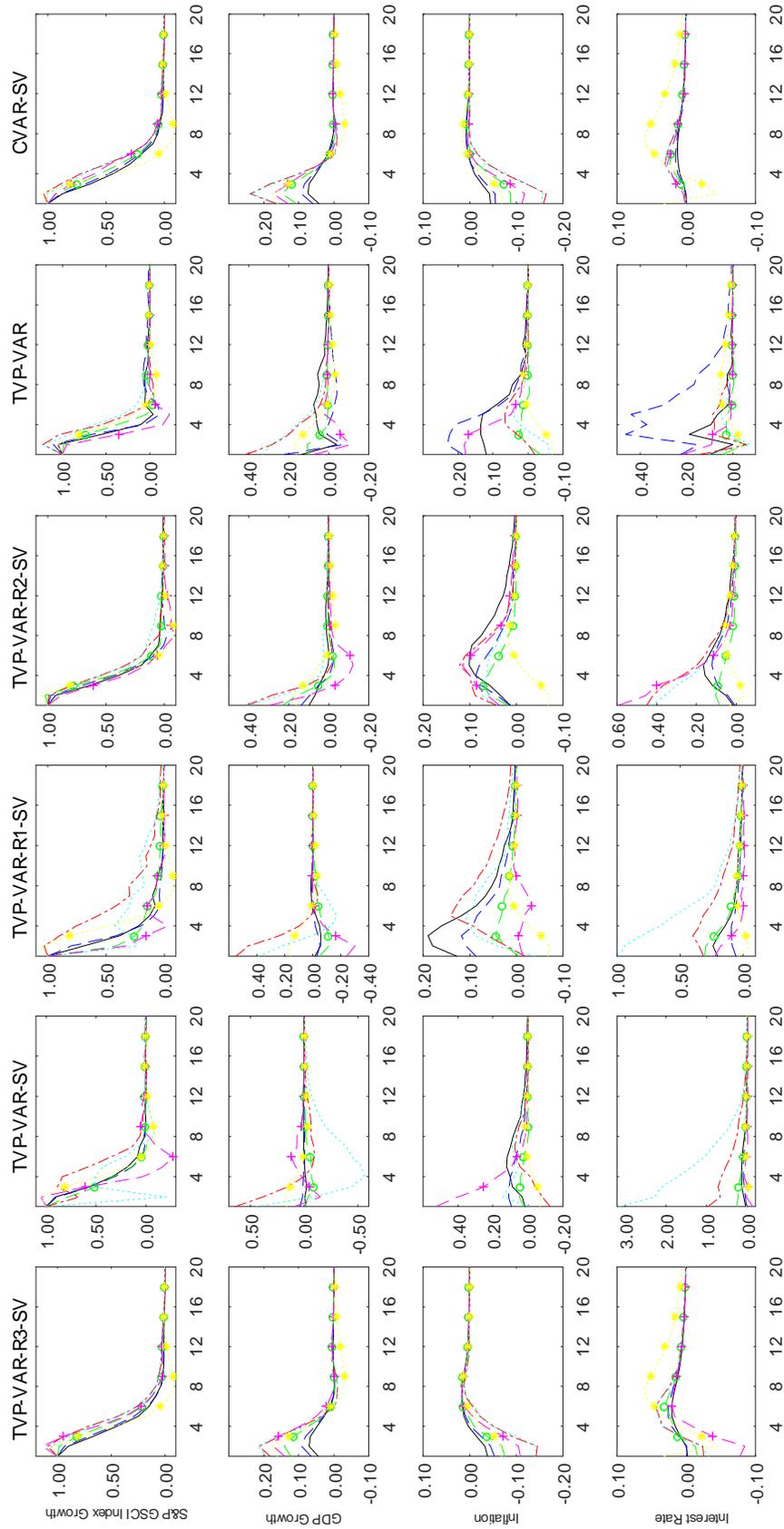


Figure 7. Impulse Responses at Different Time Periods to a Foreign Shock: 2017Q1 - dashed magenta line and plus sign marker; 2008Q4 - dashed-dotted red line; 2003Q1 - dashed green line and circle marker; 1999Q1 - dashed blue line; 1994Q1 - solid black line; CVAR Model - dotted yellow line and star marker; Median Values.

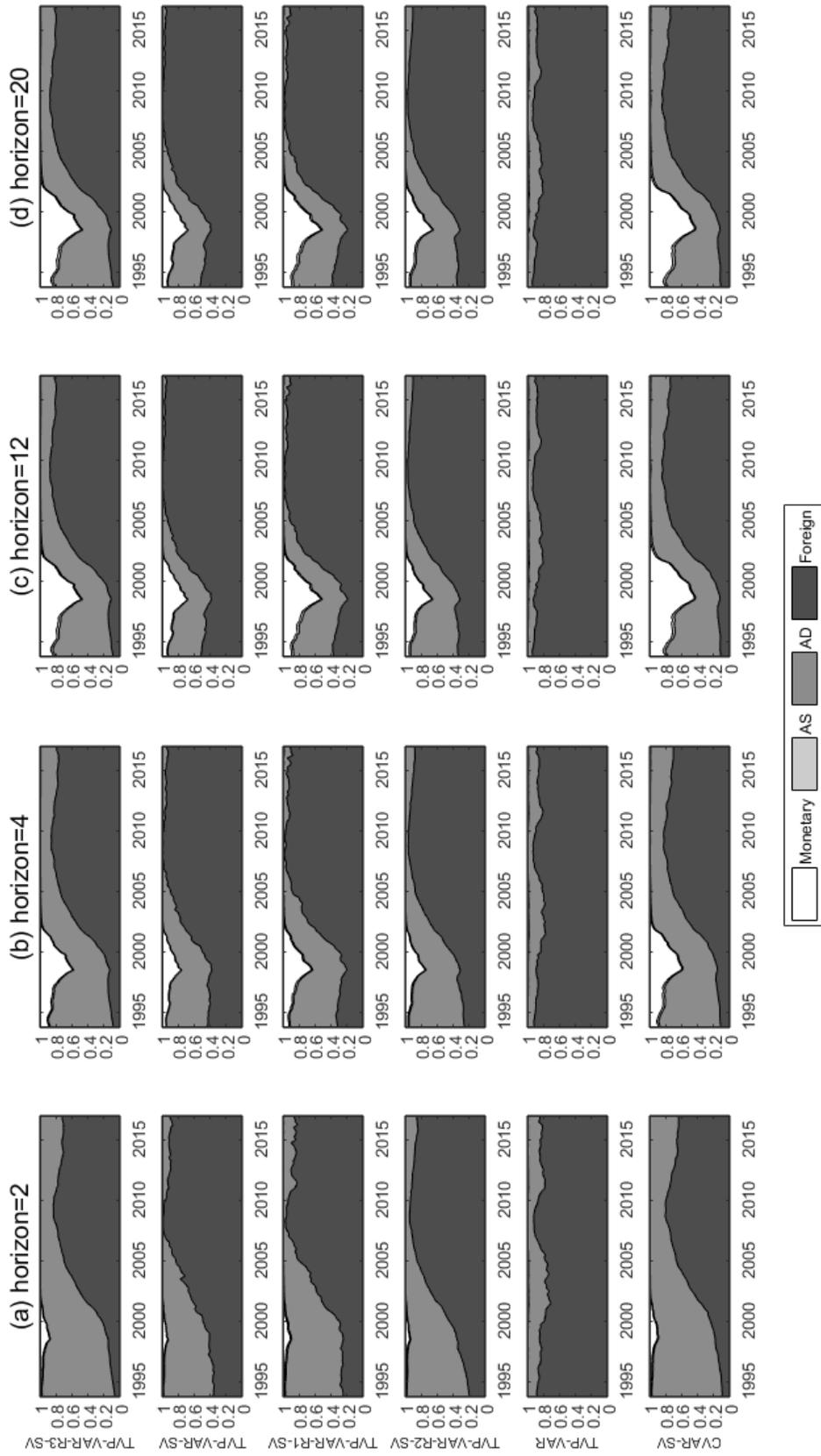


Figure 8. Time Evolution of the Variance Decomposition of GDP Growth for various Models at Different Horizons.

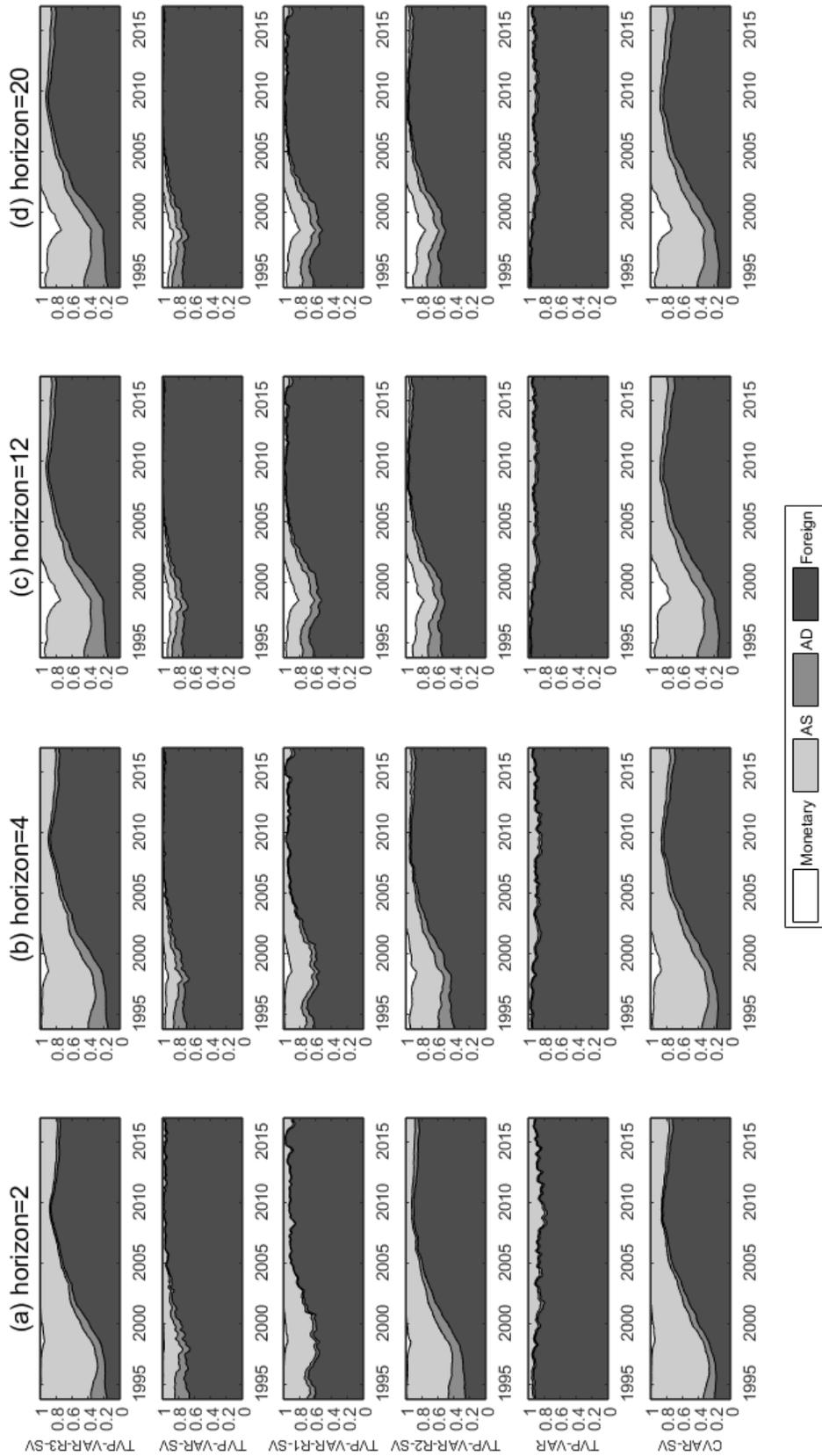


Figure 9. Time Evolution of the Variance Decomposition of Inflation for various Models at Different Horizons.

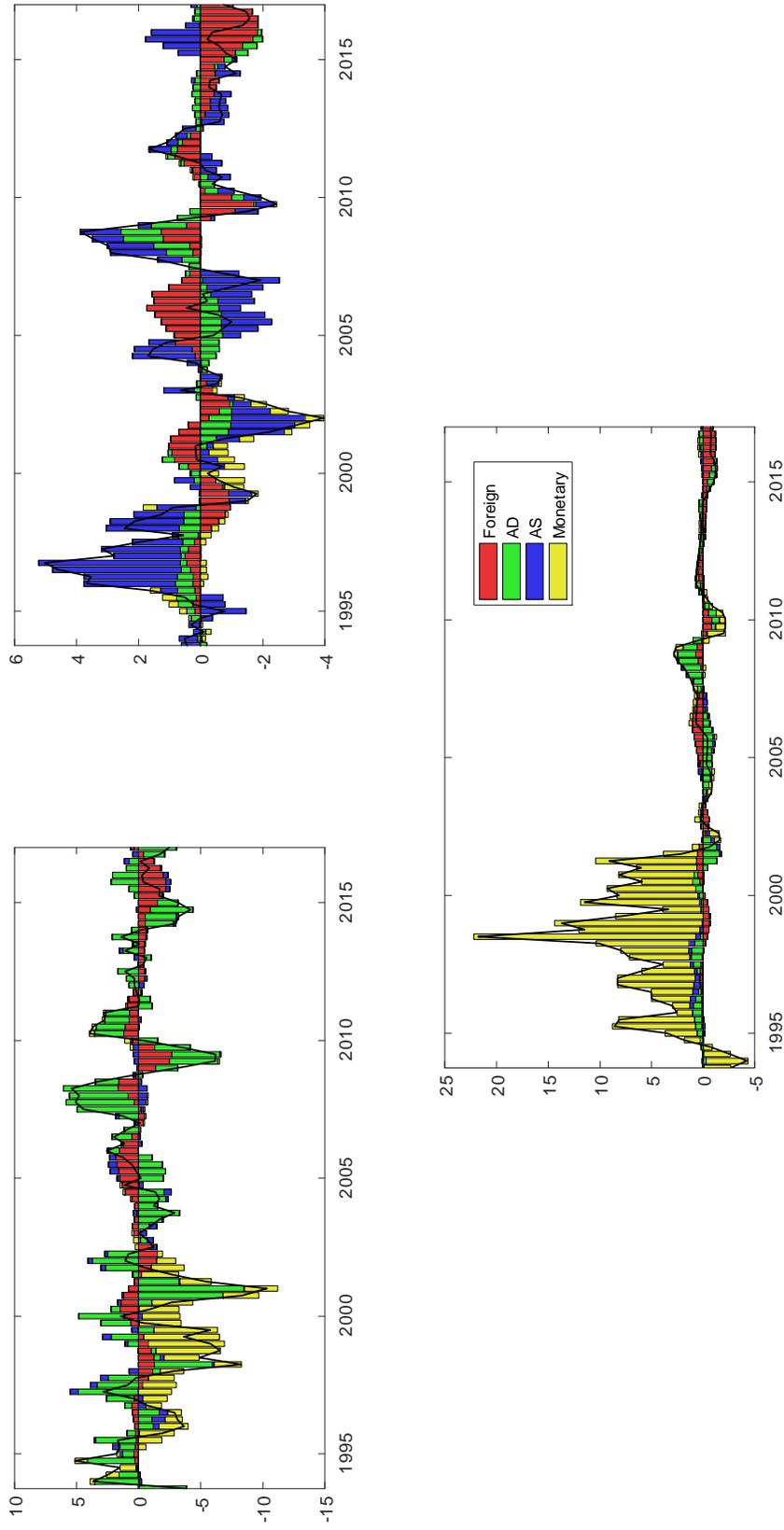


Figure 10. Historical Decomposition of GDP Growth (left top corner), Inflation Rate (right top corner) and Interest Rate (bottom) for the TVP-VAR-R3-SV Model. Foreign indicates Foreign Shocks, AD Aggregate Demand Shocks, AS Aggregate Supply Shocks and Monetary indicates Monetary Policy Shocks.

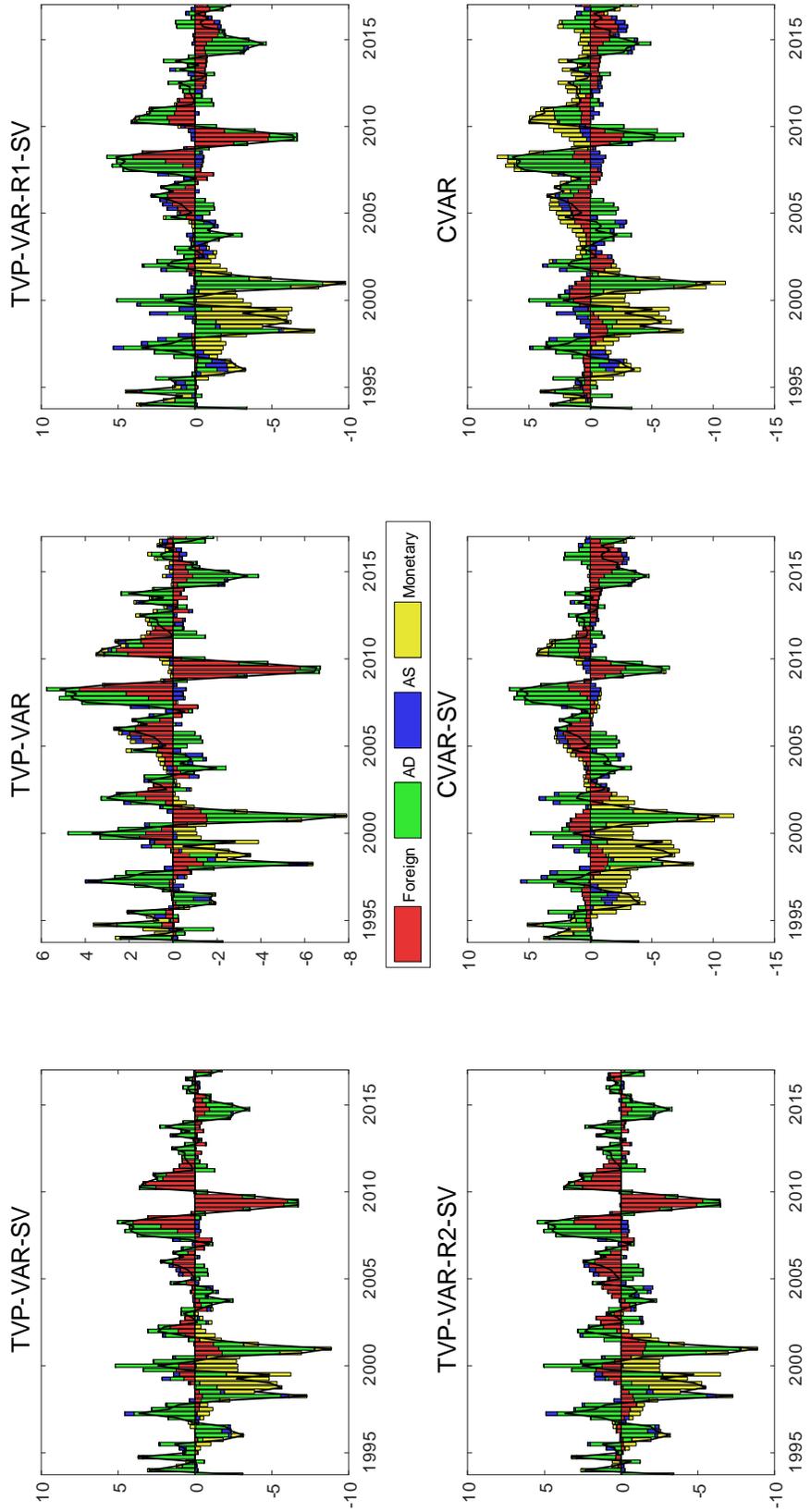


Figure 11. Historical Decomposition of GDP Growth for various Models. Foreign indicates Foreign Shocks, AD Aggregate Demand Shocks, AS Aggregate Supply Shocks and Monetary indicates Monetary Policy Shocks.

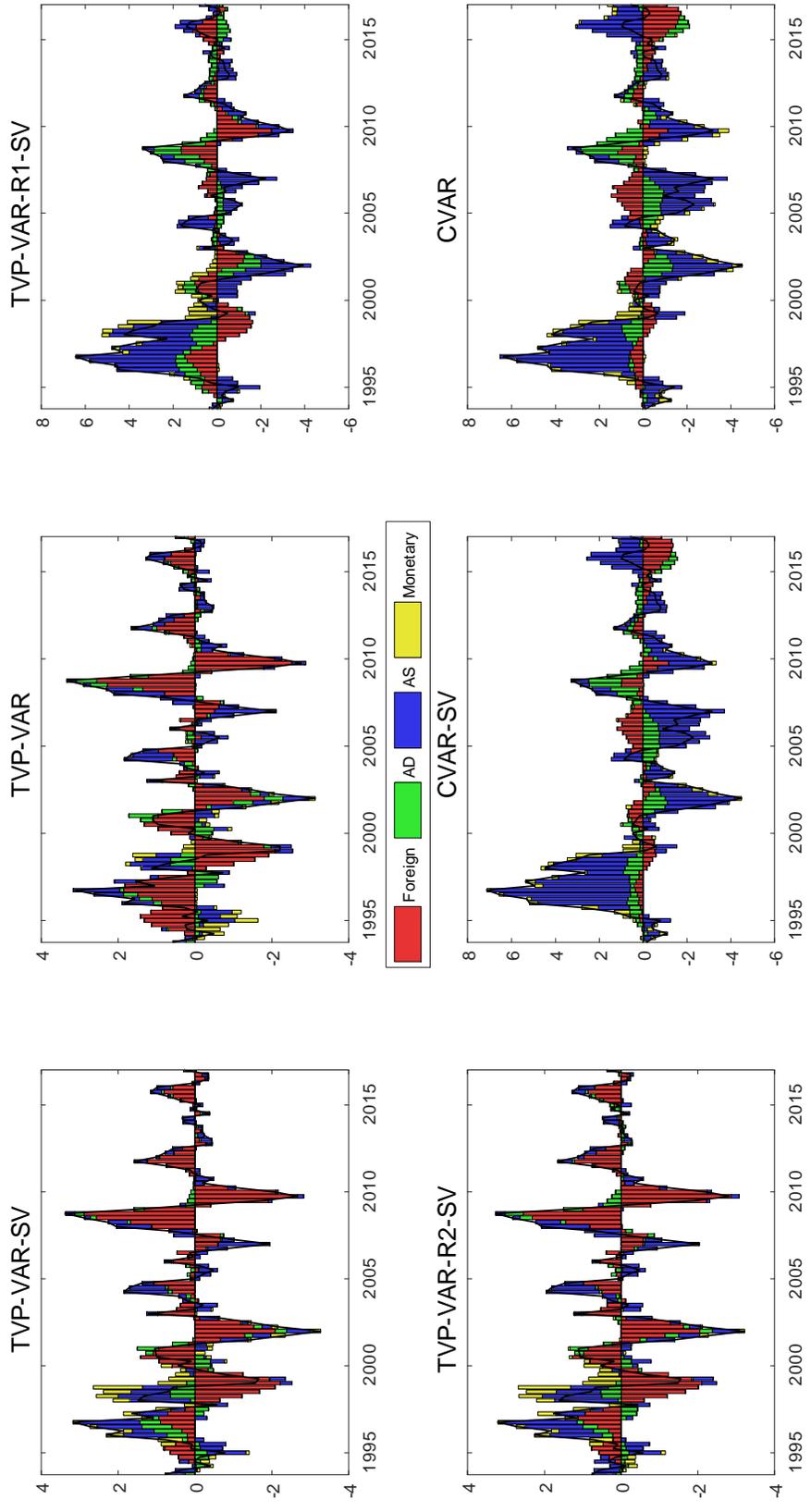


Figure 12. Historical Decomposition of Inflation Rate for various Models. Foreign indicates Foreign Shocks, AD Aggregate Demand Shocks, AS Aggregate Supply Shocks and Monetary indicates Monetary Policy Shocks.

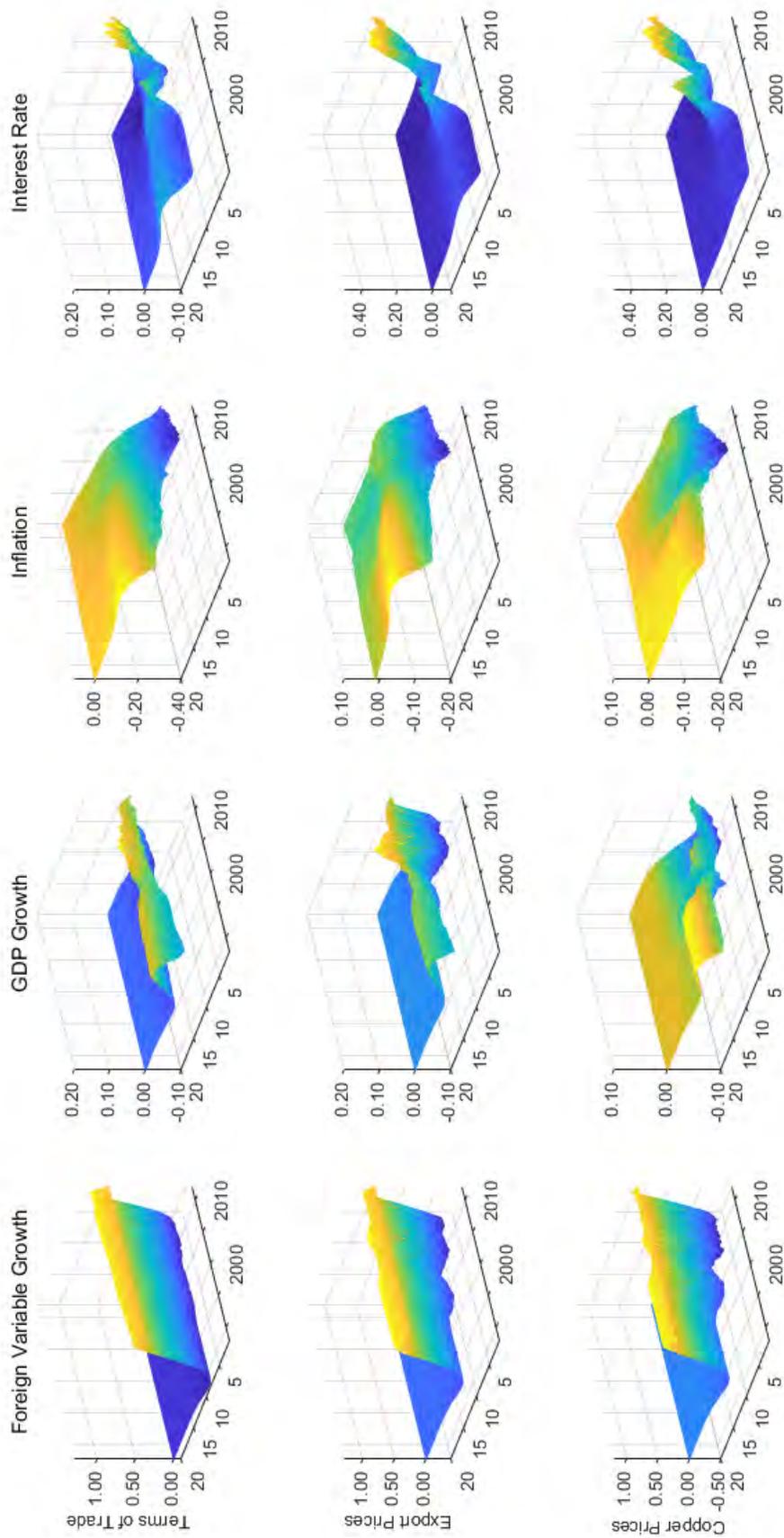


Figure 13. Time-Varying Impulse Responses: Median Time-Varying IRF to a Foreign Shock for each Foreign Variable: Terms of Trade, Export Prices and Copper Prices, for the TVP-VAR-R3-SV Model. The shock is normalized to increase the foreign variable by 1% at each point in the sample period.

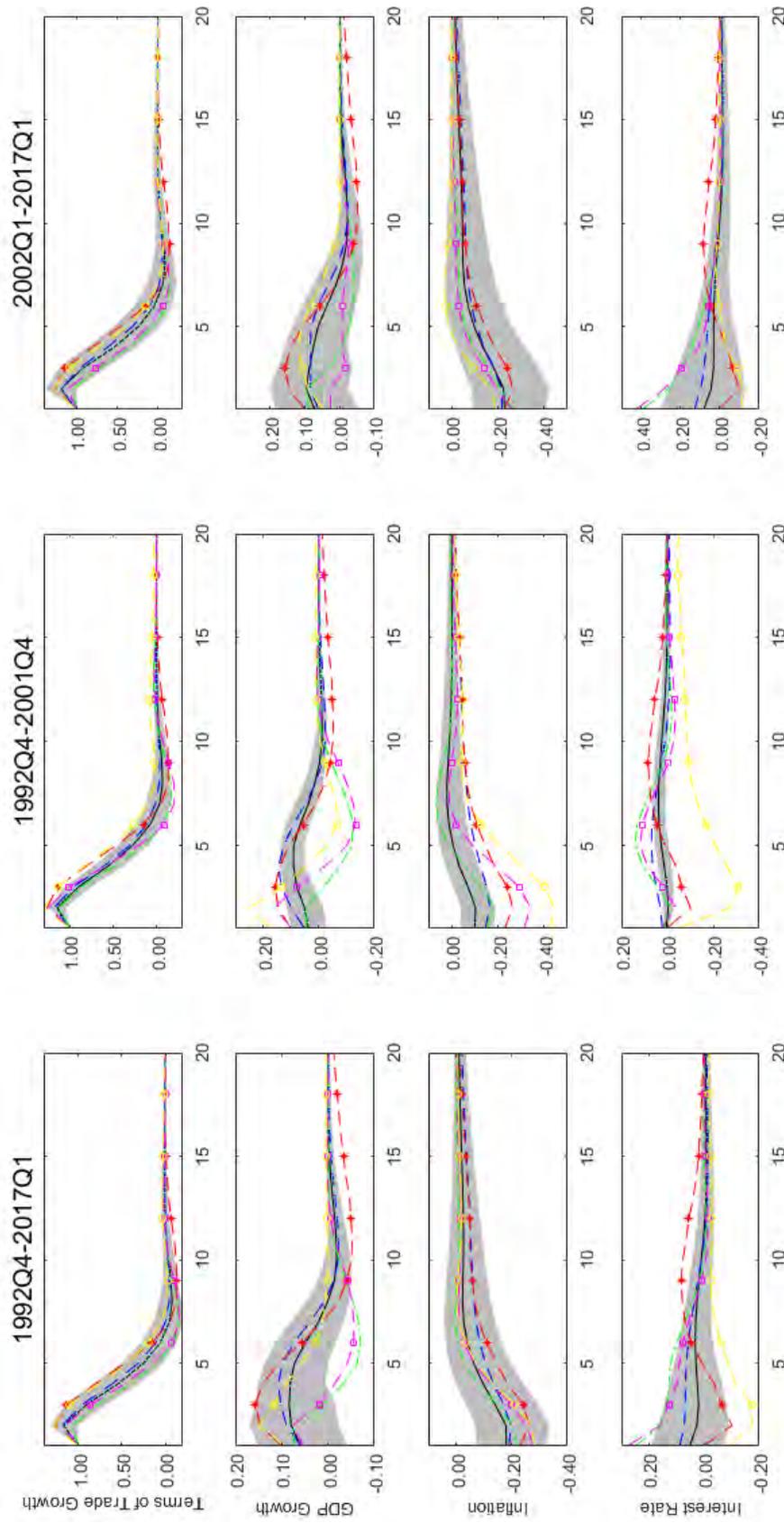


Figure 14. Time-Varying Impulse Responses to a Foreign Shock - **Terms of Trade**. Left to right: Median IRF for 1993Q4-2017Q1 period; Median IRF for 1992Q4-2001Q4 period; Median IRF for 2001Q4-2017Q1 period. The solid black line represents the TVP-VAR-R3-SV model and the shaded area its 68% error band; the dashed blue line represents the TVP-VAR-R1-SV model; the dashed-dotted green line represents the TVP-VAR-R2-SV model; the dashed red line with a “\*” marker represents the CVAR model; the dotted cyan line represents the TVP-VAR-SV model; the dashed magenta line with a “□” marker represents the TVP-VAR-SV model; and the dashed yellow line with a “o” marker represents the TVP-VAR model.

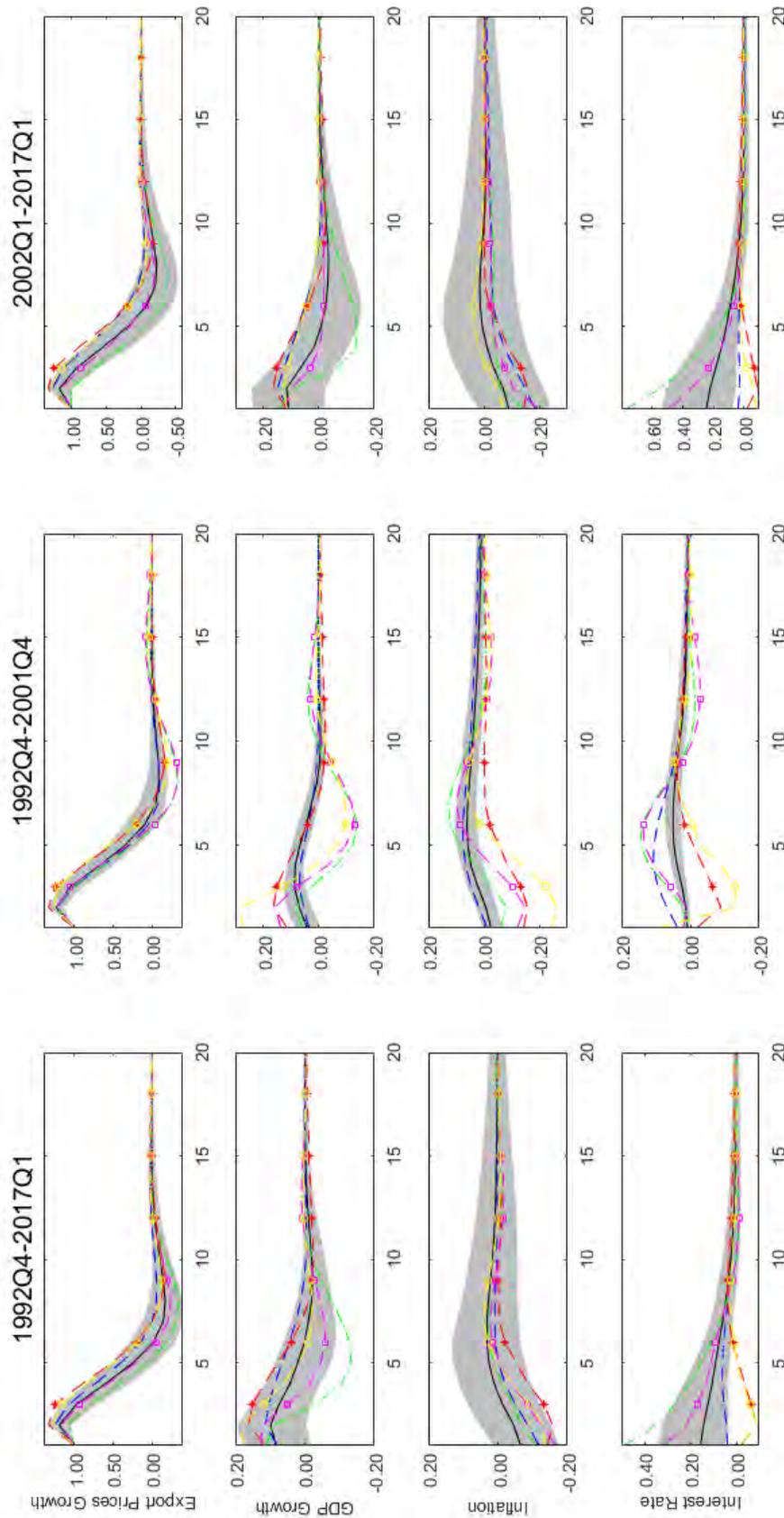


Figure 15. Time-Varying Impulse Responses to a Foreign Shock - **Export Prices**. Left to right: Median IRF for 1993Q4-2017Q1 period; Median IRF for 1993Q4-2001Q4 period; Median IRF for 2001Q4-2017Q1 period. The solid black line represents the TVP-VAR-R3-SV model and the shaded area its 68% error band; the dashed blue line represents the TVP-VAR-R2-SV model; the dotted green line represents the TVP-VAR-R1-SV model; the dashed-dotted red line with a “\*” marker represents the CVAR model; the dotted cyan line represents the TVP-VAR-SV model; the dashed magenta line with a “□” marker represents the TVP-VAR-SV model; and the dashed yellow line with a “o” marker represents the TVP-VAR model.

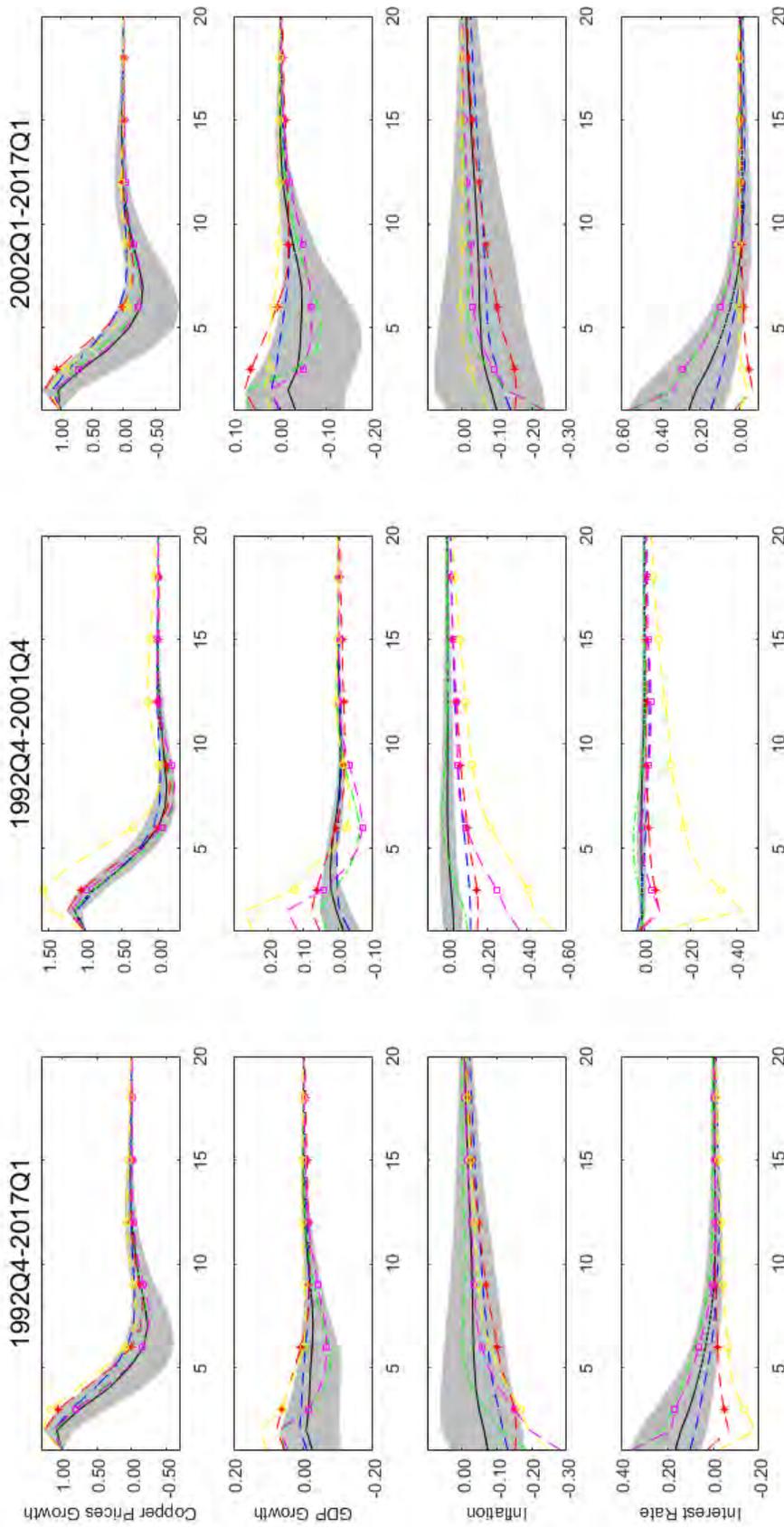


Figure 16. Time-Varying Impulse Responses to a Foreign Shock - **Copper Prices**. Left to right: Median IRF for 1993Q4-2017Q1 period; Median IRF for 1993Q4-2001Q4 period; Median IRF for 2001Q4-2017Q1 period. The solid black line represents the TVP-VAR-R3-SV model and the shaded area its 68% error band; the dashed blue line represents the TVP-VAR-R1-SV model; the dashed-dotted green line represents the TVP-VAR-R2-SV model; the dashed red line with a “\*” marker represents the CVAR model; the dotted cyan line represents the TVP-VAR-SV model; the dashed magenta line with a “□” marker represents the TVP-VAR-SV model; and the dashed yellow line with a “o” marker represents the TVP-VAR model.

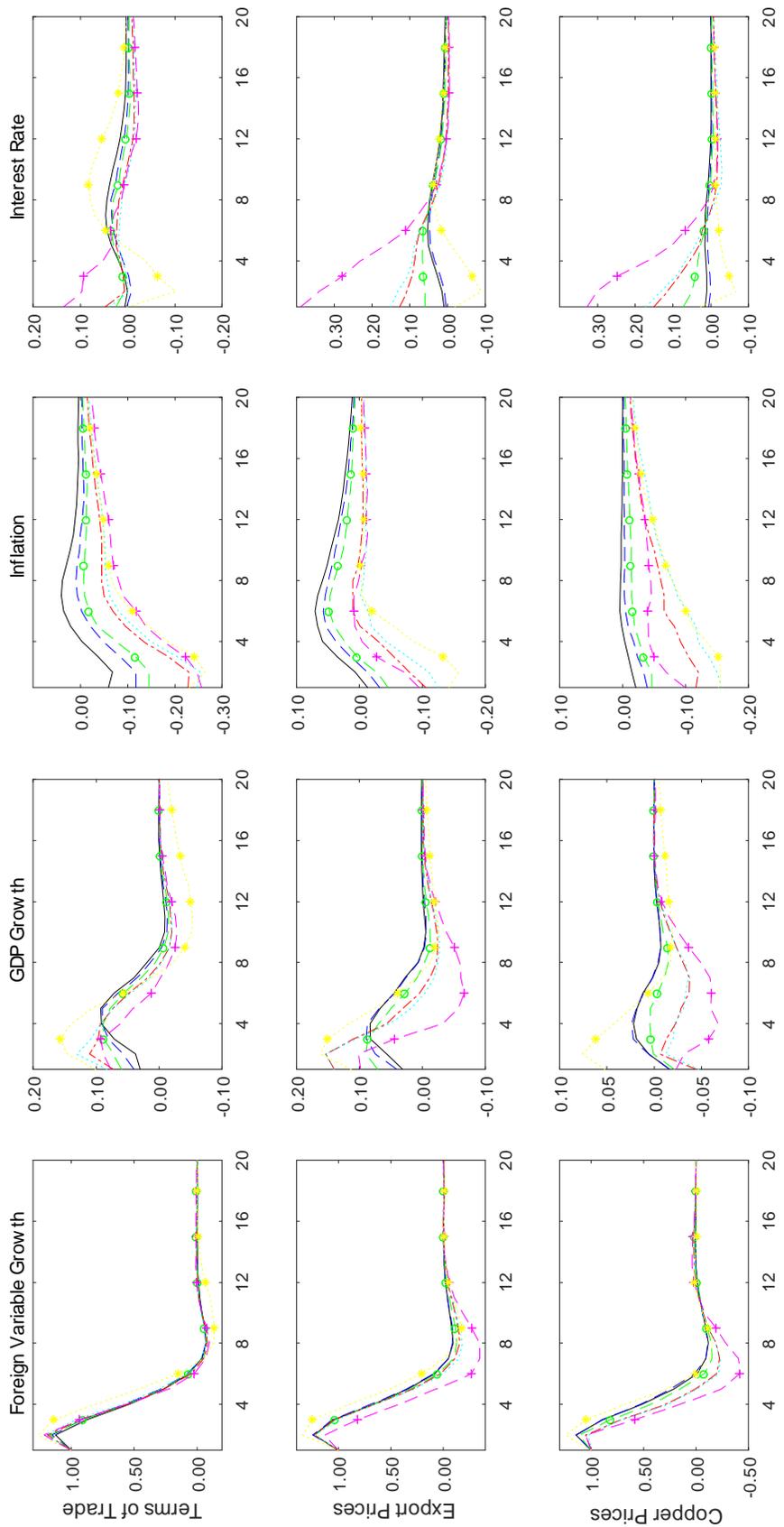


Figure 17. Impulse Responses at Different Time Periods to a Foreign Shock in the TVP-VAR-R3-SV Models for each Foreign Variable: Terms of Trade, Export Prices and Copper Prices: 2017Q1-dashed magenta line and plus sign marker; 2010Q1 - dotted cyan line; 2008Q4 - dashed-dotted red line; 2003Q1 - dashed green line and circle marker; 1999Q1 - dashed blue line; 1994Q1 - solid black line; CVAR Model - dotted yellow line and star marker; Median Values.

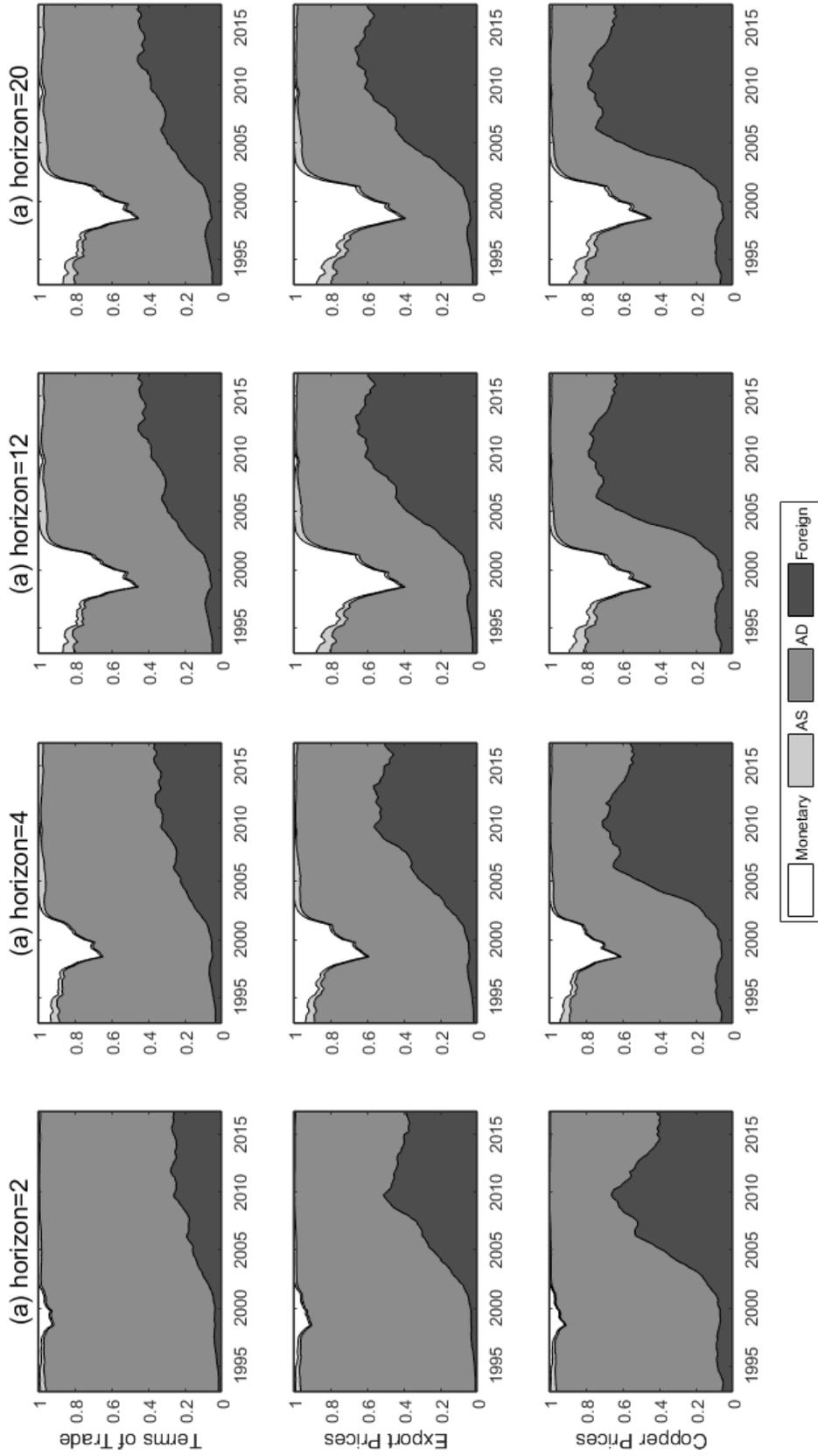


Figure 18. Time Evolution of the Variance Decomposition of GDP Growth in the TVP-VAR-R3-SV Model for various Foreign Variables at Different Horizons.

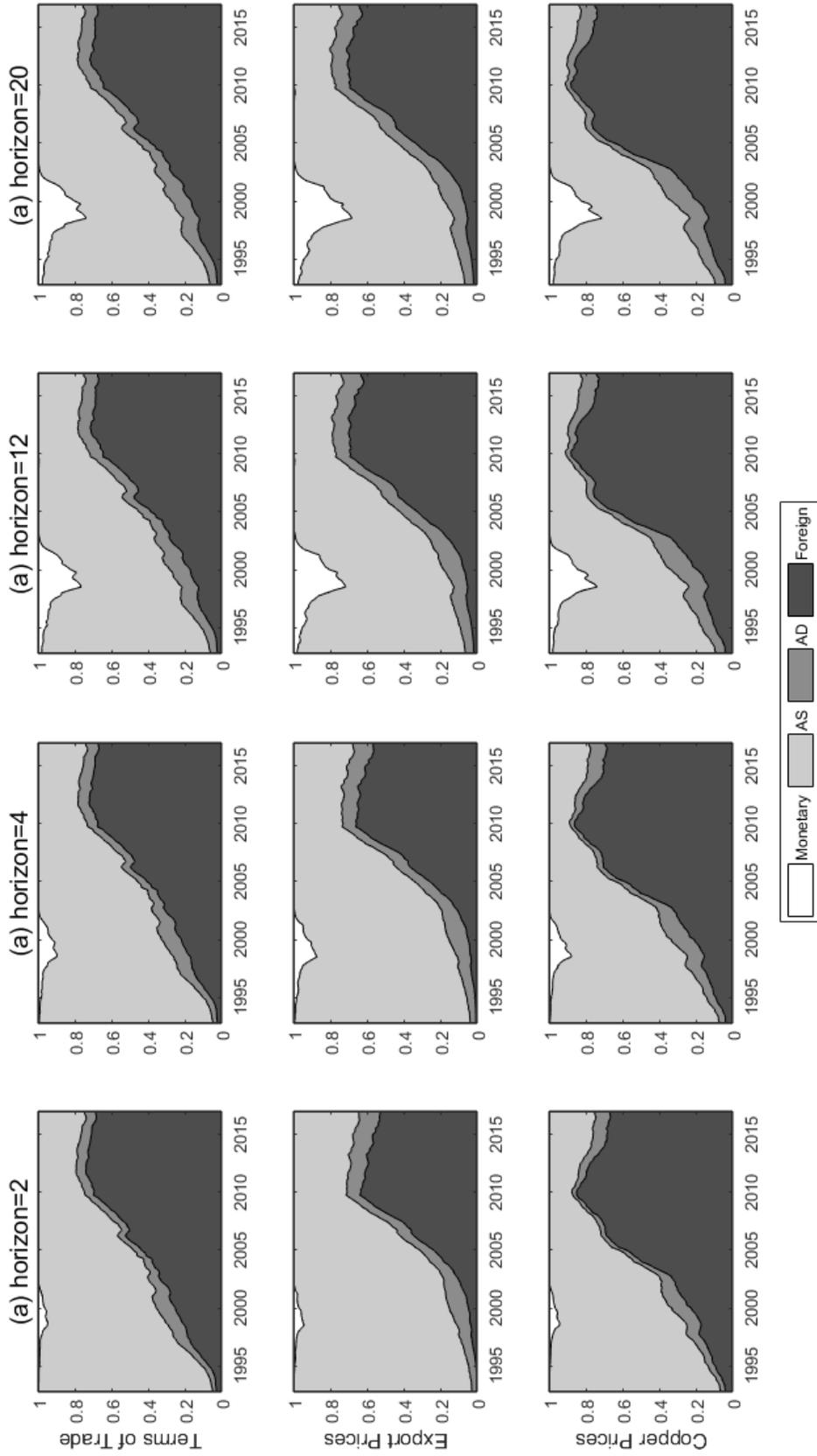


Figure 19. Time Evolution of the Variance Decomposition of Inflation Rate in the TVP-VAR-R3-SV Model for various Foreign Variables at Different Horizons.

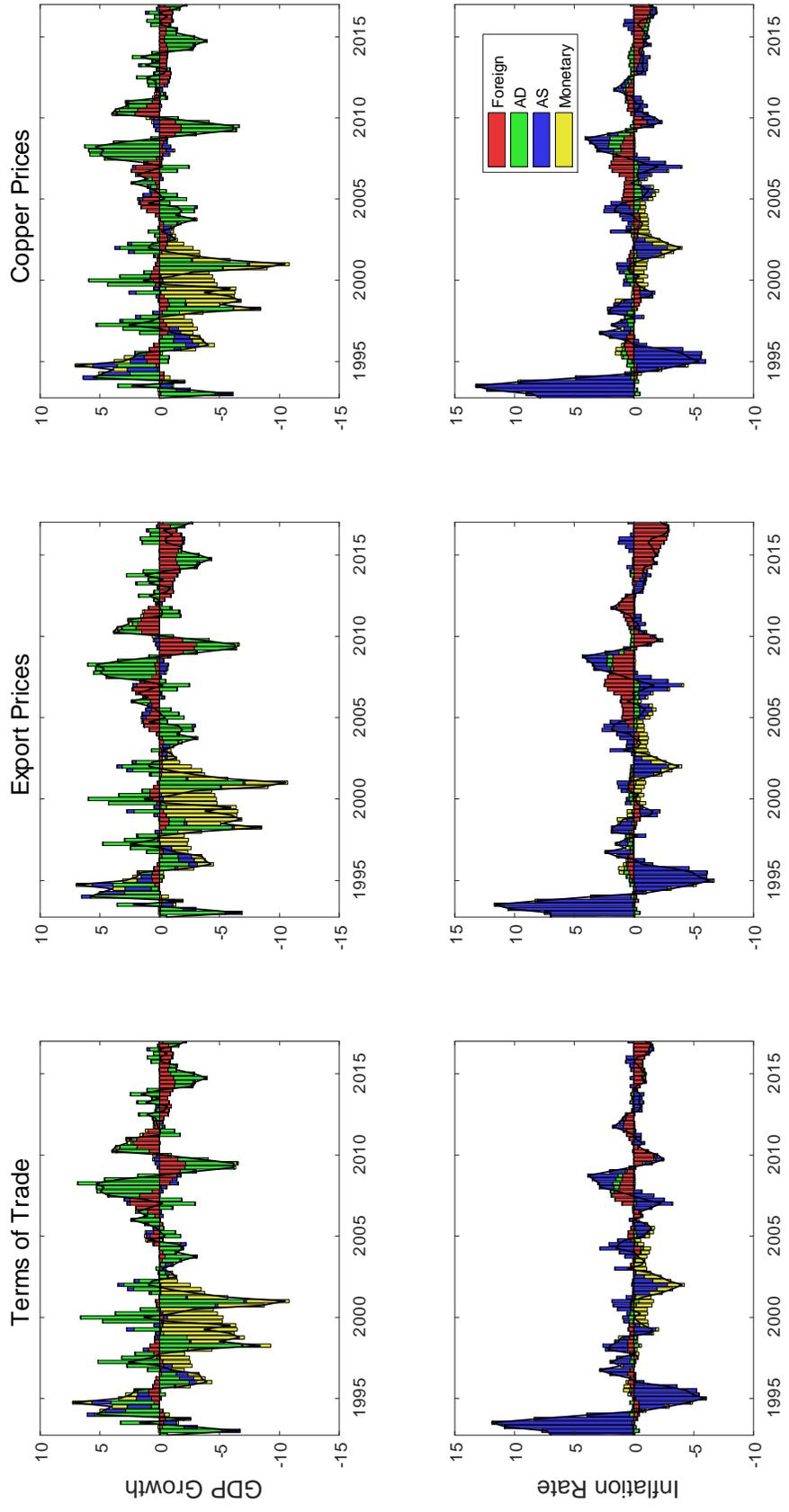


Figure 20. Historical Decomposition of GDP Growth and Inflation Rate for the TVP-VAR-R3-SV Model for various Foreign Variables. Foreign indicates Foreign Shocks, AD Aggregate Demand Shocks, AS Aggregate Supply Shocks and Monetary indicates Monetary Policy Shocks.

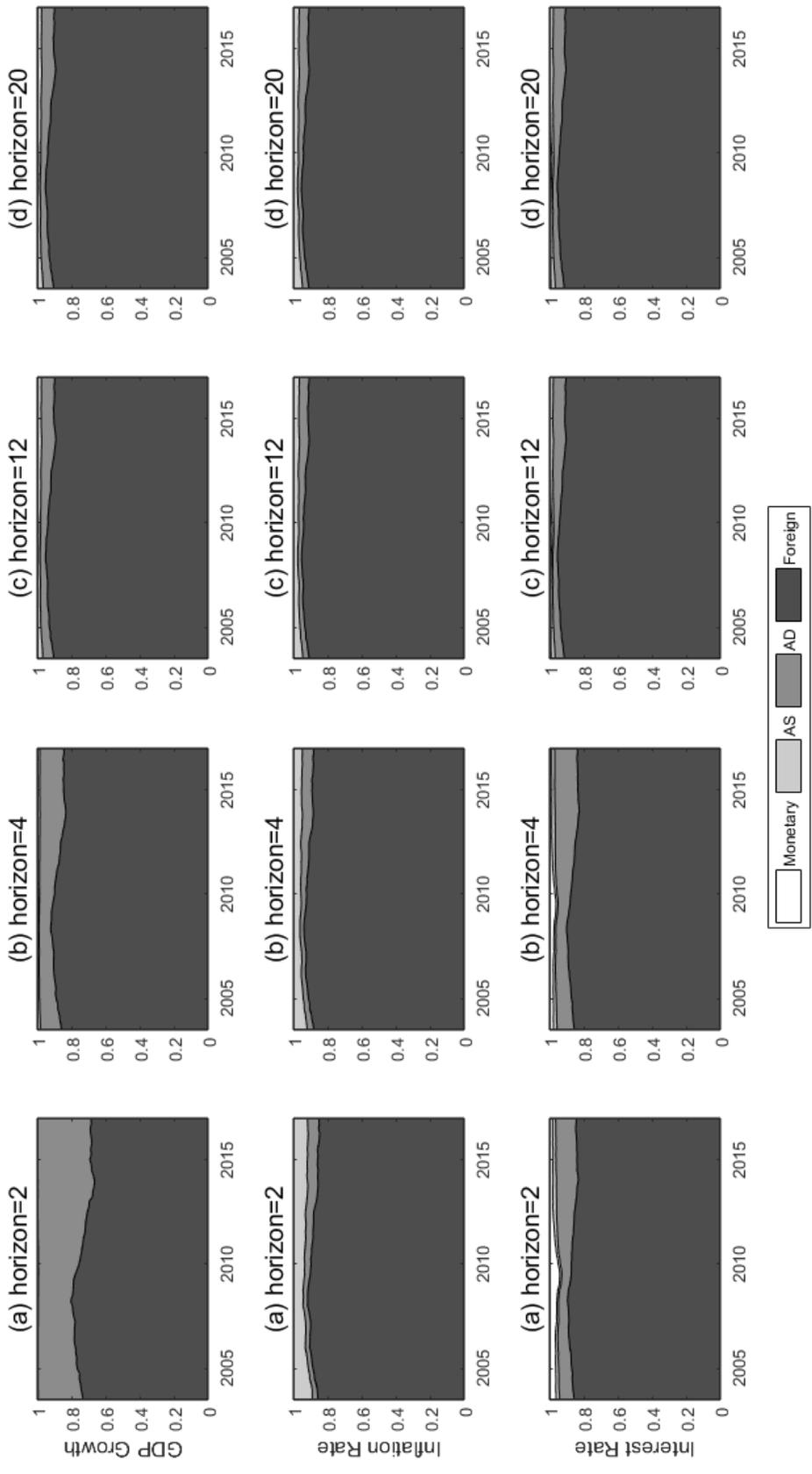


Figure 21. Time Evolution of the Variance Decomposition of all Variables for the TVP-VAR-R3-SV Model - Sub-sample 2003Q1-2017Q1.

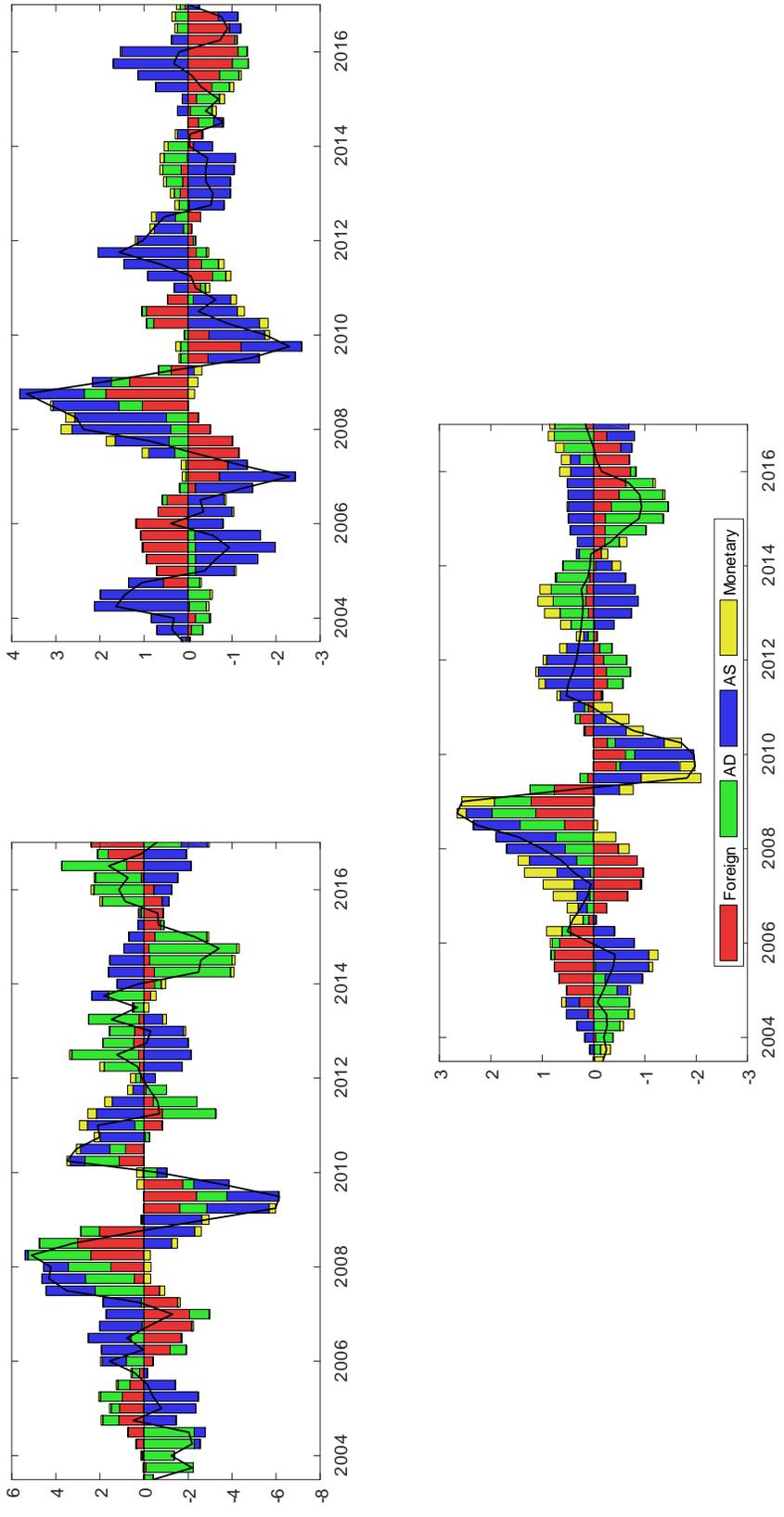


Figure 22. Historical Decomposition of GDP Growth (left top corner), Inflation Rate (right top corner) and Interest Rate (bottom) for the TVP-VAR-R3-SV Model. Foreign indicates Foreign Shocks, AD Aggregate Demand Shocks, AS Aggregate Supply Shocks and Monetary indicates Monetary Policy Shocks - Sub-sample 2003Q1-2017Q1.