

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
ESCUELA DE POSGRADO



**Efectos Cambiantes en el Tiempo de los Choques Externos sobre las
Fluctuaciones Macroeconómicas en Perú: Aplicación Empírica Utilizando
Modelos Regime-Switching VAR con Volatilidad Estocástica**

Tesis para optar el Grado Académico de
Magíster en Economía

AUTOR

Paulo Alejandro Chávez Condori

ASESOR

Gabriel Hender Rodríguez Briones

Mayo 2021

Resumen

Nosotros cuantificamos y analizamos la evolución del efecto de los choques externos sobre las fluctuaciones del PBI de Perú durante 1994Q1-2019Q4, utilizando un grupo de modelos con parámetros cambiantes entre regímenes y volatilidad estocástica (RS-VAR-SV) planteados por Chan y Eisenstat (2018). Los datos para la economía peruana sugieren un modelo con coeficientes contemporáneos, rezagos e interceptos constantes, pero con varianzas cambiantes entre regímenes. Asimismo, los datos evidencian solo dos regímenes. A partir del análisis de las IRFs, FEVDs y HDs evidenciamos que: (i) los choques del crecimiento del PBI de China tienen el mayor efecto sobre el crecimiento del PBI peruano (alrededor de 0.8%); (ii) los choques financieros contraen en 0.3% el crecimiento del PBI interno, y la política monetaria interna está sincronizada con los movimientos de la tasa de la Fed; (iii) los choques externos explican 35% de las fluctuaciones del PBI en el primer régimen y 70% en el segundo régimen; y (iv) el choque del crecimiento del PBI de China contribuyó en 1.0 p.p. sobre el incremento de 1.1 p.p. (89% aproximadamente) de la tasa de crecimiento del PBI peruano entre el primer y segundo régimen.



Efectos Cambiantes en el Tiempo de los Choques Externos sobre las Fluctuaciones Macroeconómicas en Perú: Aplicación Empírica Utilizando Modelos Regime-Switching VAR con Volatilidad Estocástica

Paulo Chávez

Pontificia Universidad Católica del Perú

Mayo del 2021

Abstract

Nosotros cuantificamos y analizamos la evolución del efecto de los choques externos sobre las fluctuaciones del PBI de Perú durante 1994Q1-2019Q4, utilizando un grupo de modelos con parámetros cambiantes entre regímenes y volatilidad estocástica (RS-VAR-SV) planteados por Chan y Eisenstat (2018). Los datos para la economía peruana sugieren un modelo con coeficientes contemporáneos, rezagos e interceptos constantes, pero con varianzas cambiantes entre regímenes. Asimismo, los datos evidencian solo dos regímenes. A partir del análisis de las IRFs, FEVDs y HDs evidenciamos que: (i) los choques del crecimiento del PBI de China tienen el mayor efecto sobre el crecimiento del PBI peruano (alrededor de 0.8%); (ii) los choques financieros contraen en 0.3% el crecimiento del PBI interno, y la política monetaria interna está sincronizada con los movimientos de la tasa de la Fed; (iii) los choques externos explican 35% de las fluctuaciones del PBI en el primer régimen y 70% en el segundo régimen; y (iv) el choque del crecimiento del PBI de China contribuyó en 1.0 p.p. sobre el incremento de 1.1 p.p. (89% aproximadamente) de la tasa de crecimiento del PBI peruano entre el primer y segundo régimen.

Clasificación JEL: C32, C52, E31, F41.

Palabras Claves: Choques Externos, Fluctuaciones Macroeconómicas, Vectores Autoregresivos con Cambios de Régimen, Volatilidad Estocástica, Comparación de Modelos, Economía Peruana.

Tabla de contenido

1	Introducción	1
2	Revisión de la Literatura	3
3	Metodología	7
3.1	Modelos	7
3.2	Algoritmo de Estimación: Gibbs Sampling	8
3.3	Cálculo de la Verosimilitud Marginal	8
4	Resultados Empíricos	9
4.1	Datos	9
4.2	Esquema de Identificación	10
4.3	Priors	11
4.4	Resultados	11
4.4.1.	Ajuste de mejor Modelo	11
4.4.2.	Regímenes del Modelo	12
4.4.3.	Análisis de la Impulso Respuesta (IRFs)	12
4.4.4.	Análisis de la Descomposición de Varianza del Error de Predicción (FEVD)	16
4.4.5.	Análisis de la Descomposición Histórica	17
5	Robustez	19
5.1	Cambio de Priors	19
5.2	Cambio de Variables	20
5.3	Cambio en el Ordenamiento	21
5.4	Modelo con 4 variables	22
5.5	Modelos con 5 variables	22
5.6	Modelo con 6 variables	23
5.7	Modelo con 8 variables (con política fiscal)	24
6	Conclusiones	25
	Referencias	26
	Tablas	32
	Figuras	34

1 Introducción

Los choques externos sobre las economías en desarrollo latinoamericanas, como Perú, se consideran la principal fuente de variabilidad en las fluctuaciones del PIB según Izquierdo et al. (2008). La mayor integración comercial y financiera de los últimos años ha amplificado este efecto en países que dependen principalmente de las exportaciones de materias primas. Desde la década de 1990, diversas crisis financieras, el super ciclo de las materias primas, el crecimiento de China y su posterior desaceleración han sido objeto de estudio y preocupación por parte de la academia; ver Cesa-Bianchi et al. (2011), Gruss (2014), y Bing et al. (2019), entre otros. En ese contexto, un punto crucial es el impacto y severidad con la que los choques externos pueden deteriorar las variables macroeconómicas durante las crisis internacionales y periodos de bonanza; ver Calvo et al. (1993). Este escenario internacional cambiante, ha llevado a los responsables de la formulación de políticas a modificar su respuesta de política en el tiempo, a través de nuevos instrumentos o, en algunos casos, a través de cambios institucionales de las autoridades monetarias y fiscales.

El caso de la economía peruana es de interés debido a su rol como principal proveedor de materias primas metálicas a economías industrializadas como China y Estados Unidos. Además, sus excelentes indicadores macroeconómicos construidos con base en la disciplina fiscal y monetaria (ver IMF, 2020) han convertido al Perú en un lugar atractivo para los inversionistas internacionales. En ese sentido, las fluctuaciones de los agregados macroeconómicos internos se encuentran sujetos a diferentes choques externos con diferentes orígenes: (i) los choques reales o de demanda externa que provienen principalmente de Estados Unidos y China, nuestros principales socios comerciales; (ii) el canal financiero que está caracterizado por los movimientos de la tasa de interés internacional, que afecta la rentabilidad de la inversión y el costo del crédito; y (iii) los choques por el canal nominal o de precio de los commodities, que se presentan en el movimiento del precio de nuestros diferentes productos de exportación e importación.

Los hechos estilizados de la economía peruana muestran un grado de integración comercial que ha ido aumentando. Durante el período 1994-2002, el comercio como porcentaje del PIB fluctuó alrededor de 32.5%, para luego posicionarse en 49% durante el período 2002-2018. En particular, los principales destinos de exportación de los productos peruanos son China y Estados Unidos, los cuales representan 27% y 16% de las exportaciones totales en 2018, respectivamente. Cabe destacar que la estructura de los productos exportados está constituida principalmente por materias primas, representando el 50% de las exportaciones, seguido de bienes intermedios que representan el 32% de las exportaciones de 2018.

En cuanto a los indicadores de integración financiera, la economía peruana ha mostrado un excelente desempeño en los indicadores de facto¹ y de jure². Entre 1994 y 2008, el total de activos

¹La medida de facto que consideramos es la de Lane y Milesi-Ferretti (2006), quienes utilizan como indicador la cantidad de activos y pasivos externos.

²La medida de jure considera la información sobre las restricciones que la legislación impone a los flujos de capitales en cada economía, para lo cual utilizamos el índice calculado por Chinn e Ito (2008).

externos, excluidas las reservas y los pasivos externos como porcentaje del PIB, osciló alrededor del 88%; sin embargo, luego de la crisis financiera, el indicador se ubicó en 106% para 2009-2018. En cuanto al indicador de apertura financiera de jure, la economía desde 1997 ha sido respetuosa con la libre movilidad de capitales. En contraste con el canal comercial, Estados Unidos es el principal destino de inversión de cartera y la principal fuente de inversión directa en comparación con China. En ese sentido, los movimientos de la tasa de política monetaria de la Fed tienen implicaciones para el mercado de activos financieros peruano, y los costos de financiamiento de nuevos proyectos de inversión.

En relación con el canal nominal, el precio de las materias primas ha evolucionado exponencialmente durante el periodo 2000-2014, reportando el índice S&P GSCI un crecimiento acumulado de 72%. Los commodities metálicos como el cobre registraron un crecimiento acumulado de 235% durante el mismo periodo, impulsado principalmente por países con un sector industrial creciente, como China e India. Otros commodities como el oro, la plata y el zinc también mostraron elevadas tasas de crecimiento.

Este documento realiza un análisis empírico del efecto y evolución de los choques externos y su dinámica de propagación sobre la tasa de crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés interna del Perú. Nuestras estimaciones consideran tres canales de transmisión por los que se propagan los choques externos (el canal de demanda real, el canal financiero y el canal nominal), los cuales están en línea con los hechos estilizados de la economía peruana. El período de análisis se encuentra entre 1994Q1-2019Q4, el cual captura diferentes eventos internacionales como las crisis económicas de 1998 y 2008, crisis asiática-rusa y la crisis financiera, respectivamente. Asimismo, durante este periodo se adoptaron nuevos regímenes de políticas económicas como la adopción de las metas explícitas de inflación (MEI) por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) en 2002. Por otra parte, la mayor integración financiera y global ha aumentado la exposición de la economía peruana a los choques externos, cuya naturaleza ha sido cambiante en el tiempo. Dadas las características cambiantes del escenario internacional, es que optamos por utilizar una metodología VAR con cambios de régimen y volatilidad estocástica (RS-VAR-SV), siguiendo a Chan y Eisenstat (2018).

Los resultados indican que los datos de la economía peruana se ajustan mejor a un modelo VAR con coeficientes constantes y varianzas cambiantes entre regímenes (denotado como RS-VAR-SV-R1) en lugar de un VAR tradicional con coeficientes constantes (CVAR) y otros modelos RS-VAR-SV restrictos. Asimismo, se identifican dos regímenes delimitados por 2002 (los regímenes pre-MEI y post-MEI), siendo el régimen post-MEI el más persistente. En cuanto a la respuesta de las variables internas a los choques externos, destacamos que el crecimiento de la economía china es el choque con el impacto más significativo en el crecimiento del PIB interno. Así, ante un choque de 1% del crecimiento del PIB chino, la tasa de crecimiento del PBI interno aumenta en 0.8% después de un año. En contraste, la expansión de 1% de los choques financieros tienen un efecto contractivo en el crecimiento del producto, cayendo 0.3% luego de un año. Otro resultado de interés es el aumento de la incertidumbre de los choques externos para predecir el crecimiento del producto en

el segundo régimen, explicando el 70% de dicha variabilidad, la cual está conformada principalmente por los choques del crecimiento del producto chino (34%) y el precio de los commodities (30%). Respecto a la contribución histórica de los choques externos, destacamos que el aumento de la tasa de crecimiento del PBI en el segundo régimen estuvo influenciado por el choque del crecimiento de la actividad China, que contribuyó con 89% de dicho aumento. Asimismo, el cambio de régimen muestra que las menores tasas de interés y la menor inflación en el segundo régimen están explicadas por la moderación de los choques monetarios.

El resto del documento está estructurado como sigue. La Sección 2 provee una comprensiva revisión de la literatura de los choques externos en economías emergentes³. La Sección 3 expone la metodología aplicada para la estimación de los modelos, el algoritmo de estimación y el criterio de elección propuestos por Chan y Eisenstat (2018). La Sección 4 presenta los datos, el esquema de identificación, las priors del modelo, la selección del modelo, los regímenes del modelo, el análisis de las funciones impulso respuesta (IRFs), la descomposición de varianza del error de predicción (FEVD) y la descomposición histórica (HD). La Sección 5 discute los ejercicios de robustez y la Sección 7 presenta las conclusiones.

2 Revisión de la Literatura

Mendoza (1995) propone un modelo de ciclos reales (RBC) y evidencia que el efecto de los choques de términos de intercambio contribuye en 50% sobre la variabilidad del PBI y tipo de cambio real en economías en desarrollo. Hoffmaister y Roldós (1997) y Hoffmaister et al. (1998) estiman un modelo panel VAR con restricciones de largo plazo y muestran que los choques de términos de intercambio tienen un mayor efecto en la balanza comercial en comparación con el producto en Asia y América Latina. En base a un modelo RBC, Kose (2002) también encuentra que los choques externos comerciales representan aproximadamente el 45% de las fluctuaciones económicas en la producción agregada, y que los choques financieros tienen menor impacto para economías en desarrollo.

Para Latinoamérica, Ahmed (2003) estima el efecto de los choques externos y domésticos sobre las fluctuaciones del producto, tipo de cambio real e inflación. Los resultados de su modelo panel VAR muestran que los choques de términos de intercambio explican 6% de la variabilidad del PBI, mientras que la tasa de interés real de Estados Unidos explica el 10%. Bajo la misma metodología, Broda y Tille (2003) utilizan 75 países en desarrollo para estimar las IRFs y la FEVD y evidencian que, en economías con un régimen de tipo de cambio fijo, el impacto de los términos de intercambio sobre el producto es fuerte y positivo, el cual explica 33% de la variabilidad del producto, mientras que con tipo de cambio flexible logran explicar menos del 13% de las fluctuaciones del producto. En contraste, Lubik y Teo (2005) muestran que los choques externos reales explican 3% de las fluctuaciones observadas en los ciclos económicos y los choques de tasa de interés extranjera explican

³En este documento nos centramos en países emergentes, sin embargo, también existe literatura para países desarrollados; véase Cesa-Bianchi et al. (2011), Charnavoki y Dolado (2014), Dungey et al. (2020).

entre 40% y 75% de estas fluctuaciones.

Los choques de USA hacia Latinoamérica son abordados por Canova (2005), quien muestra que los choques de oferta y demanda no tienen una influencia significativa sobre las fluctuaciones de las variables internas (PBI, tasas de interés y tipo de cambio), no obstante, los choques de política monetaria de la Fed inducen respuestas significativas y grandes. En ese sentido, el canal financiero juega un rol importante en la amplificación del ciclo de las economías latinoamericanas. Asimismo, los choques de USA contribuyen en 43% sobre la variabilidad de las variables monetarias (tasas de interés y tipo de cambio).

Izquierdo et al. (2008) estiman un modelo de corrección de errores (VECM) para calcular el efecto de los choques financieros (la tasa de los bonos soberanos de USA y el índice EMBI) y los choques de términos de intercambio sobre el producto de las economías latinoamericanas durante el periodo 1990-2006, y muestran que el crecimiento de los países latinoamericanos no es sostenido y está condicionado al contexto favorable o desfavorable de los choques de precios de commodities o tasas de interés, los cuales se contrastan con la crisis rusa de 1998 y el boom de commodities (2002-2006).

Para Argentina, Lanteri (2008) utiliza un modelo VAR con restricciones de corto plazo para evaluar el efecto de los choques de precios de las materias primas sobre el crecimiento del producto y las variables fiscales, y evidencian que la variabilidad explicada por los choques de las materias primas en el PIB real y los ingresos tributarios es de 19% y 27%, respectivamente. En la misma línea, Collier y Goderis (2008) estiman un panel VAR cointegrado con datos globales de PBI y precios de commodities entre 1963 y 2003 y muestran que los choques del precio de las materias primas tienen efectos positivos a corto plazo en la producción, pero adversos a largo plazo.

Posteriormente, Castillo y Salas (2010) estiman un modelo VAR con tendencias estocásticas comunes y con restricciones de cointegración para las economías peruana y chilena, evidenciando el efecto de los choques transitorios y permanentes de los términos de intercambio sobre el producto, el consumo y la inversión. Asimismo, se muestra que los choques permanentes externos tienen una mayor contribución en las fluctuaciones del producto, consumo e inversión, mientras que la influencia relativa de los choques transitorios es mayor para el consumo e inversión en comparación con el producto.

Campos (2014) emplea un modelo VAR con restricciones de signo para evaluar los choques de términos de intercambio en el producto y la inflación en Argentina. A partir de ello estima que los efectos del choque de términos de intercambio se concentran principalmente en la inflación. Con la misma metodología, Pedersen (2015) concluye que un choque positivo en el precio del cobre produce un impacto positivo en la actividad económica chilena, siempre y cuando, el choque provenga desde el lado de la demanda, mientras que un choque de oferta no es significativo. Asimismo, Sousha (2016) y Fernández et al. (2017) muestran que el precio de los commodities genera mayor volatilidad sobre el producto e inversión en países emergentes, más que en países avanzados.

Mediante un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE), Drechsel y Tenreyro

(2017) analizan el impacto de los choques del precio de los commodities en el producto, consumo, inversión y balanza comercial en Argentina. Sus resultados muestran que los choques externos representan un 38%, 42% y 61% de la variabilidad del crecimiento del producto, consumo e inversión, respectivamente. Por otro lado, Fernández et al. (2018) encuentran que los precios de los commodities aportan alrededor de un tercio sobre la variabilidad de las fluctuaciones del PBI en economías emergentes. En la misma línea, Schmitt-Grohé y Uribe (2018) muestran que los choques de términos de intercambio explican en promedio 10% de la variabilidad del producto para 38 países pobres y emergentes.

Para Perú, Dancourt et al. (1997) encuentran una alta correlación entre los episodios de recesión del PBI peruano y un indicador de choques externos, elaborado en base a la capacidad de importación del país. Además, muestran que las fluctuaciones económicas, independiente del modelo de crecimiento económico o desarrollo, se ven afectadas principalmente por las reglas de política de las autoridades monetarias.

Nolazco et al. (2016) modelan diferentes choques externos y su propagación endógena, usando un sistema de ecuaciones simultáneas estimadas por el Método Generalizado de Momentos, las cuales muestran que el impacto de los choques externos sobre el crecimiento observado del PBI es aproximadamente 36% y 28% durante los periodos de 2005-2008 y 2010-2013, respectivamente. Asimismo, Mendoza y Collantes Goicochea (2017) usan un modelo SVAR con restricciones de largo plazo y concluyen que los choques externos explican más del 60% de la variabilidad del PBI real.

Por otra parte, Rodríguez et al. (2018) utilizan un modelo de tendencias comunes y cointegración, y muestran que la volatilidad de largo plazo del producto es casi totalmente explicada por los movimientos de los términos de intercambio. Además, calculan la HD del crecimiento del PBI, el consumo, la inversión privada y el gasto público, evidenciando que los factores externos son el principal componente de crecimiento.

En base a diferentes especificaciones de modelos SVAR, Florián et al. (2018) evidencian la importancia de los choques de términos de intercambio sobre la economía peruana. Asimismo, encuentran mayor importancia de los choques anticipados más que de los choques no anticipados, mostrando que los choques anticipados explican alrededor de 50% de la variabilidad del producto, mientras que los choques no anticipados solo explican alrededor de 25%.

IMF (2019) estima los efectos de la reciente guerra comercial entre China y USA sobre las economías latinoamericanas. Para ello utilizan un modelo VAR global (GVAR) con 33 módulos; ver Pesaran et al. (2004) y Déés et al. (2007) y evidencian que los efectos son asimétricos entre países, condicional al grado de integración comercial con estos socios. Así, Perú y Chile son afectados, en mayor medida, por China a través del canal comercial y por el precio de los commodities, mientras que México y Brasil son afectados por USA a través del canal financiero. Asimismo, estos resultados se asemejan a los de Rodríguez y Vassallo (2021).

Recientemente, Ojeda Cunya y Rodríguez (2021) utilizan una familia de modelos con parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) para explicar el rol de los choques

externos en las fluctuaciones de la economía peruana. En base a esta metodología, encuentran mayor evidencia sobre la importancia de los choques de precio de commodities, y su impacto asimétrico a través del tiempo en el PBI, inflación y tasa de interés.

Rodríguez y Vassallo (2021) amplían el modelo de 4 variables de Ojeda Cunya y Rodríguez (2021) a 7 variables y caracterizan la dinámica de los choques externos a través de diferentes canales de propagación (canal de demanda real de China y USA, canal financiero y el canal de precio de commodities) sobre los países de la Alianza del Pacífico. Sus hallazgos muestran que la participación de los choques externos sobre la variabilidad del PBI de Perú oscila entre 35% y 80% a lo largo de la muestra. Asimismo, los choques de precio de commodities son los que más incertidumbre aportan a la predicción del PBI.

Guevara et al. (2021) usan modelos TVP-VAR-SV con mezcla de innovaciones para calcular el efecto de los choques externos sobre la dinámica macroeconómica interna de Perú, evidenciando que el mayor impacto proviene de los choques de sus principales socios comerciales (China y USA) y que la variabilidad de los agregados domésticos está explicada principalmente por los choques externos (alrededor del 75%).

Nuestra investigación se inscribe dentro de la metodología empleada inicialmente por Rubio-Ramírez et al. (2005) y Sims y Zha (2006), quienes estiman modelos RS-VAR-SV para la evaluación de la política monetaria y su impacto en la unión europea y la economía estadounidense, respectivamente. Cabe destacar que utilizan una metodología Bayesiana (el algoritmo de Gibbs sampling), a diferencia del enfoque tradicional (el algoritmo Expectation-maximization (EM algorithm)) utilizado por Krolzig (1997). Así, estudios como los Sims et al. (2008) y Lanne et al. (2010) destacan la importancia del enfoque Bayesiano sobre la estimación de este tipo de modelos, en particular, la eficiencia para computar modelos altamente parametrizados por el número de regímenes. Asimismo, con este enfoque se facilita la inferencia de los resultados, por ejemplo, se uniformiza la discusión sobre el cálculo de las IRFs para estos modelos (ver Droumaguet (2012)). En ese contexto, nosotros seguimos la metodología de estimación de Chan y Eisenstat (2018), quienes consideran un grupo de modelos RS-VAR-SV con diferentes restricciones, a partir de supuestos sobre la constancia (o cambio) entre regímenes de los interceptos, coeficientes contemporáneos, coeficientes de rezagos, y sobre la matriz de varianzas.

Los principales factores en los que destaca nuestra investigación sobre los trabajos referenciados previamente son el tratamiento novedoso de las no linealidades en la relación entre los choques externos y la dinámica macroeconómica, utilizando modelos RS-VAR-SV. Y, el cálculo y análisis de la FIRs, FEVDs y HDs en este tipo de modelos. Por otra parte, nuestra propuesta considera una especificación más amplia de los choques externos (similar a Rodríguez y Vassallo (2021)), de modo que consideramos tres canales de transmisión de estos choques a la economía peruana (canal comercial, financiero y de precios). Así, nuestras estimaciones parten de un modelo con 7 variables (4 externas y 3 domésticas), para luego realizar diversos ejercicios de robustez y validar los principales hallazgos de este documento.

3 Metodología

3.1 Modelos

La especificación planteada por Sims (1980) de un CVAR en su forma estructural es la siguiente:

$$\mathbf{B}_0 \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{B}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad \boldsymbol{\epsilon}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}), \quad (1)$$

donde $\boldsymbol{\mu}$ es un vector de interceptos de dimensión $n \times 1$, $(\mathbf{B}_1, \dots, \mathbf{B}_p)$ son matrices de coeficientes estructurales de tamaño $n \times n$, \mathbf{B}_0 es una matriz triangular inferior con unos en la diagonal, también conocida como matriz de relaciones contemporáneas y $\boldsymbol{\Sigma}$ es una matriz diagonal de orden $n \times n$ que contiene las varianzas de los choques estructurales.

Siguiendo la notación de Chan y Eisenstat (2018) se plantea un RS-VAR-SV donde $S_t \in \{1, \dots, r\}$ representa el indicador de régimen en el periodo t , r es el número de régimen:

$$\mathbf{B}_{0S_t} \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_{S_t} + \mathbf{B}_{1S_t} \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{B}_{pS_t} \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad \boldsymbol{\epsilon}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{S_t}), \quad (2)$$

donde $\boldsymbol{\mu}_j$, $(\mathbf{B}_{0j}, \mathbf{B}_{1j}, \dots, \mathbf{B}_{pj})$ y $\boldsymbol{\Sigma}_j$ para $j = 1, \dots, r$ son parámetros de regímenes específicos. El índice S_t es un estado no observable que sigue un proceso de Markov con una probabilidad de transición $P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}$.

En base a la especificación (2) consideramos diferentes modelos restringidos similares a los de Rubio-Ramírez et al. (2005) y Sims y Zha (2006), restringiendo el cambio entre regímenes del vector de interceptos, la matriz de coeficientes contemporáneos y de rezagos $(\boldsymbol{\mu}_j, \mathbf{B}_{0j}, \mathbf{B}_{1j}, \dots, \mathbf{B}_{pj})$ o la matriz de varianzas $\boldsymbol{\Sigma}_j$. Así, el modelo RS-VAR-SV-R1 restringe todos los coeficientes con excepción de $\boldsymbol{\Sigma}_j$, mientras que el modelo RS-VAR-R2 restringe solamente $\boldsymbol{\Sigma}_j$ y deja variar el resto de los coeficientes. Por otra parte, el modelo RS-VAR-SV-R3 restringe $(\mathbf{B}_{0j}, \mathbf{B}_{1j}, \dots, \mathbf{B}_{pj})$, exceptuando $\boldsymbol{\mu}_j$ y $\boldsymbol{\Sigma}_j$. El modelo RS-VAR-SV-R4 restringe \mathbf{B}_{0j} y permite variar los demás coeficientes. Finalmente, el modelo RS-VAR-SV-R5 restringe $(\boldsymbol{\mu}_j, \mathbf{B}_{1j}, \dots, \mathbf{B}_{pj})$ y deja variar los demás coeficientes.

La representación de los parámetros en tres grupos es la siguiente:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_{S_t} + \tilde{\mathbf{X}}_t \boldsymbol{\beta}_{S_t} + \mathbf{W}_t \boldsymbol{\gamma}_{S_t} + \boldsymbol{\epsilon}_t \quad \boldsymbol{\epsilon}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{S_t}), \quad (3)$$

donde $\boldsymbol{\mu}_{S_t}$ son los interceptos de dimensión $k_\mu \times 1$, $\boldsymbol{\beta}_{S_t}$ son los coeficientes rezagados del VAR de dimensión $k_\beta \times 1$ y los coeficientes de relaciones contemporáneas $\boldsymbol{\gamma}_j$ de dimensión $k_\gamma \times 1$. Además, tenemos que la matriz que contiene las variables rezagadas $\tilde{\mathbf{X}}_t = \mathbf{I}_n \otimes (\mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-p})$, y \mathbf{W}_t tiene dimensión $n \times k_\gamma$ que contiene los elementos de $-\mathbf{y}_t$.

Para estimar los parámetros conjuntamente, los agrupamos como sigue:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\theta}_{S_t} + \boldsymbol{\epsilon}_t \quad \boldsymbol{\epsilon}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{S_t}), \quad (4)$$

donde el vector de parámetros $\boldsymbol{\theta}_{S_t} = (\boldsymbol{\mu}_{S_t}, \boldsymbol{\beta}_{S_t}, \boldsymbol{\gamma}_{S_t})$ tiene dimensión $k_\theta = k_\mu + k_\beta + k_\gamma$.

3.2 Algoritmo de Estimación: Gibbs Sampling

La estimación de los parámetros posterior se realiza por medio del algoritmo Gibbs sampling. Este algoritmo consiste en dividir a los parámetros en bloques para luego estimar cada uno separadamente, condicional a las actualizaciones de los otros bloques. El algoritmo para la estimación de los modelos RS-VAR-SV es el siguiente: (i) obtenemos los draws de $(\boldsymbol{\theta}_j | \mathbf{y}_j, \boldsymbol{\Sigma}_j, \mathbf{S}_j, \mathbf{P}_j) \sim \mathcal{N}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_j, \mathbf{V}_{j\theta})$, donde $\hat{\boldsymbol{\theta}}_j = \mathbf{K}_{j\theta}^{-1} (\mathbf{V}_\theta^{-1} \mathbf{a}_\theta + \mathbf{X}'_j \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \mathbf{X}_j)$ y $\mathbf{K}_{j\theta} = \mathbf{V}_\theta^{-1} + \mathbf{X}'_j \boldsymbol{\Sigma}_j^{-1} \mathbf{X}_j$ para $j = 1, \dots, r$; (ii) usando las distribuciones condicionales de los elementos de la diagonal de $\boldsymbol{\Sigma}_j$ se obtienen los draws de $(\sigma_i^2 | \mathbf{y}, \boldsymbol{\theta}, \mathbf{S}, \mathbf{P}) \sim \mathcal{IG} \left(\nu_0 + \frac{T}{2}, \mathbf{S}_0 + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\epsilon_{it})^2 \right)$ para $i = 1, \dots, n$, donde \mathcal{IG} representa la distribución Gamma Inversa; (iii) obtenemos los draws de la variable latente $p(\mathbf{S} | \mathbf{y}, \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\Sigma}, \mathbf{P})$; (iv) calculamos los draws de las probabilidades de transición entre los estados $p(\mathbf{P} | \mathbf{y}, \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\Sigma}, \mathbf{S})$; (v) repetimos los pasos (i)-(iv) N veces.

3.3 Cálculo de la Verosimilitud Marginal

El Factor de Bayes (BF) es una medida de comparación entre modelos bayesianos, cuyo cálculo está representado por un ratio de verosimilitudes marginales $BF_{ij} = \frac{p(\mathbf{y} | M_i)}{p(\mathbf{y} | M_j)}$, donde la verosimilitud marginal es $p(\mathbf{y} | M_m) = \int p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\theta}_m, M_m) p(\boldsymbol{\theta}_m | M_m) d\boldsymbol{\theta}_m$ bajo el modelo M_m , $m = i, j$. Chan y Eisenstat (2015) proponen una estimación más precisa y eficiente de las verosimilitudes marginales en base al *importance sampling*:

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

donde $\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_N$ son draws independientes que se obtienen de la densidad de importancia $g(\cdot)$. El estimador $\hat{p}_{IS}(\mathbf{y})$ cumple con las características de ser consistente e insesgado, independientemente del valor que adquiera $g(\boldsymbol{\theta}_n)$; sin embargo, es sensible a la varianza determinada por $g(\boldsymbol{\theta}_n)$. Por lo tanto, para elegir óptimamente g , de modo que tenga varianza mínima, se utiliza el método de Entropía Cruzada. Si denotamos esta densidad de importancia óptima como g^* y empleamos la densidad posterior como $g^* = g(\boldsymbol{\theta}) = p(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{y}) = p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\theta}) p(\boldsymbol{\theta}) / p(\mathbf{y})$, obtenemos:

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

Para elegir g^* se plantea una familia paramétrica $F = \{f(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{v})\}$ indexada por el vector \mathbf{v} , de la cual encontramos la densidad de importancia $f(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{v}^*) \in F$ que esté más cerca a g^* . El objetivo es encontrar \mathbf{v}_{ce}^* que minimice la distancia de Entropía Cruzada entre la densidad óptima y la densidad elegida $f(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{v})$:

$$\mathbf{v}_{ce}^* = \arg \min D_1(g^*, f(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{v}))$$

$$= \arg \min \left(\int g^*(\boldsymbol{\theta}) \log g^*(\boldsymbol{\theta}) d\boldsymbol{\theta} - p(\mathbf{y})^{-1} \int p(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}) p(\boldsymbol{\theta}) \log(\boldsymbol{\theta}; v) d\boldsymbol{\theta} \right). \quad (7)$$

Dado que la primera parte de (7) no depende de \mathbf{v} , resolver el problema de minimización es equivalente a maximizar la segunda parte, cuyo estimador es:

$$\hat{\mathbf{v}}_{ce}^* = \arg \max_v \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \log f(\boldsymbol{\theta}_l; \mathbf{v}), \quad (8)$$

donde $\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_L$ son los draws obtenidos de las posteriors. En suma, el algoritmo está dividido en dos partes: (i) obtener los draws $\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_L$ de la densidad posterior $g^*(\boldsymbol{\theta}) = p(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y}) \propto p(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta})$ y buscar una solución para (8); (ii) generar un muestreo aleatorio $\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_N$ de la densidad $f(\cdot; \hat{\mathbf{v}}_{ce}^*)$ y estimar la verosimilitud marginal a través del estimador planteado en (5).

4 Resultados Empíricos

Esta sección presenta la descripción de las variables del modelo, la especificación del modelo estimado, las priors utilizadas en las estimaciones, los regímenes identificados y los cálculos de las IRFs, FEVDs, HDs de los diferentes modelos RS-VAR-SV.

4.1 Datos

La Figura 1 presenta las variables del modelo en frecuencia trimestral⁴ y tasas de crecimiento anual, exceptuando las tasas de interés internacional y local. La muestra que utilizamos está comprendida entre 1994Q1-2019Q4, y los datos fueron extraídos del BCRP, Bloomberg, Gruss y Kebhaj (2019) y la Reserva Federal de St. Louis (FRED). Nuestro modelo emplea dos bloques de variables, que se dividen en variables externas y domésticas. El primer bloque caracteriza cuatro fuentes de choques externos que afectan a la economía peruana (Han (2014), Nolzco et al. (2016) y Rodríguez y Vassallo (2021)); para ello, utilizamos la tasa de crecimiento del PBI de USA (y_t^{USA}), la tasa de interés de política de la Reserva Federal de Estados Unidos (i_t^*), la tasa de crecimiento del PBI de China (y_t^{CHN}) y el índice de precios de exportación (p_t^*). El segundo bloque contiene tres agregados internos: la tasa de crecimiento del PBI de Perú (y_t^{PER}), la tasa de inflación (π_t^{PER}) y la tasa de interés (i_t^{PER}).

El bloque de variables externas caracteriza las tres fuentes de choques externos, que son modelados parsimoniosamente. De este modo, los choques reales están representados por los movimientos de y_t^{USA} y y_t^{CHN} . En ese sentido, Canova (2005), IMF (2014) y Kose et al. (2017) muestran a Perú como uno de los principales socios comerciales de USA dentro de los países emergentes, de modo que, las exportaciones de Perú hacia USA son alrededor de 3.3% del PBI. Asimismo, Han (2014), Nolzco et al. (2016), IMF (2019) muestran que las exportaciones hacia China representan alrededor de 6.2% del PBI, duplicando las exportaciones hacia USA.

⁴Las series fueron desestacionalizadas con Tramo-Seats de Gómez y Maravall (1996).

Luego, utilizamos a p_t^* para modelar los choques externos por el canal nominal, que está compuesto, en parte, por el precio de commodities metálicos como el cobre, oro y zinc; los cuales posicionan al Perú como el segundo productor mundial más grande de cobre en 2019 (representando 12% de la producción global), y el segundo productor de zinc a nivel mundial en 2019 (11% de la producción global). Además, a partir del cálculo de la desviación estándar de p_t^* durante 2003-2019 (20.5 aproximadamente), la cual es dos veces mayor a la del periodo 1994-2002, evidenciamos el incremento de su volatilidad en el tiempo.

Finalmente, el canal financiero está representado con i_t^* , que está sujeta a la política monetaria de USA e influye directamente sobre la tasa de interés interbancaria de corto plazo en dólares en el Perú, de modo que, ambas tasas se encuentran altamente correlacionadas (0.7 entre 1994 y 2019). El efecto de este choque se refleja directamente en los créditos en dólares que representan el 27% del crédito total al sector privado. Cabe mencionar que, el crédito privado ha aumentado con el mayor desarrollo del sector financiero en los últimos años (representado 42% del PBI).

Por parte del bloque de variables domésticas utilizamos a y_t^{PER} , π_t^{PER} e i_t^{PER} que se caracterizan por mostrar diferentes niveles de variabilidad a lo largo de la muestra. Para y_t^{PER} , calculamos que la desviación estándar hasta 2002 es 4.1 y después de 2002 es 2.5. Este hecho está asociado principalmente a que, en la primera parte de la muestra, la economía peruana estuvo expuesta a diferentes crisis internacionales, como la crisis del Tequila (1994), la crisis Asiática y Rusa (1997), y la crisis dot.com (1999); por otra parte, los eventos internos como el fenómeno del Niño (1998) y la inestabilidad política del 2001, generaron una elevada volatilidad del producto en esta primera submuestra. Para el periodo después de 2002, y_t^{PER} se encuentra más expuesta a eventos internacionales, debido a la mayor apertura comercial. Sin embargo, las políticas económicas internas, como la adopción de las Metas Explícitas de Inflación (MEI) por el BCRP, tuvieron un rol fundamental en estabilizar estos choques según Portilla Goicochea y Rodríguez (2020).

4.2 Esquema de Identificación

La identificación del modelo estructural sigue un ordenamiento recursivo de la variable más exógena a más endógena: $\mathbf{y}_t = (y_t^{USA}, y_t^{CHN}, i_t^*, p_t^*, y_t^{PER}, \pi_t^{PER}, i_t^{PER})'$. Este ordenamiento asume que y_t^{USA} no está afectada contemporáneamente por los choques de otras variables. Este supuesto se basa en los hallazgos de Kose et al. (2017) quienes muestran la gran influencia de USA sobre economías avanzadas y emergentes. Luego, asumimos que las decisiones de USA afectan directamente a y_t^{CHN} . Posteriormente, la respuesta contemporánea de i_t^* está afectada por los choques de y_t^{USA} y y_t^{CHN} . La respuesta contemporánea del p_t^* está afectada por los choques de y_t^{USA} , y_t^{CHN} y i_t^* basándonos en Roache (2012). Por otra parte, las variables domésticas como y_t^{PER} están afectadas contemporáneamente por todos los choques del bloque de variables externas; así, π_t^{PER} está afectada por los choques contemporáneos externos y de y_t^{PER} . Finalmente, i_t^{PER} responde contemporáneamente a los choques de todas las variables del sistema.

4.3 Priors

Primero, las priors en la estimación de θ siguen una distribución Gaussiana $\theta \sim \mathcal{N}(\mathbf{a}_\theta, \mathbf{V}_\theta)$, donde $\mathbf{a}_\theta = \mathbf{0}$, $\mathbf{V}_\theta = 10 \times \mathbf{I}_{k_\theta}$. Segundo, las priors para la estimación de la varianza siguen una distribución Inversa Gamma $\Sigma = (\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2)$, donde $\sigma_i^2 \sim \mathcal{IG}(\nu_0, \mathbf{S}_0)$ y $\nu_0 = 5$, $\mathbf{S}_0 = (\nu_0 - 1) \times \mathbf{I}_n$. Tercero, las probabilidades de transición siguen una distribución Dirichlet ($Dir(\alpha_0)$) sugeridas por Chib (1996), con una prior simétrica $\alpha_0 = 2 \times \mathbf{1}_r$.

4.4 Resultados

Siguiendo a Bijsterbosch and Falagiarda (2015), la Tabla 1 presenta tres tests que evalúan la presencia de parámetros cambiantes en el tiempo en las matrices de relaciones contemporáneas (\mathbf{B}_{0t}), los coeficientes de rezagos e interceptos (\mathbf{B}_{it}) y la matriz de varianzas (Σ_t) en un modelo TVP-VAR-SV. Primero, de acuerdo con Cogley y Sargent (2005) el test de traza evalúa si la traza de la prior de Σ_t es significativamente menor que la posterior de Σ_t . Segundo, el test de Kolgomorov-Smirnov evalúa si cada conjunto de parámetros puede obtenerse de la misma distribución continua. Tercero, el t-test establece si la media de dos muestras aleatorias pertenece a la misma distribución.

En general, nuestros resultados muestran evidencia de parámetros cambiantes en el tiempo. En particular, el test de traza estima un estadístico de 0.28 que es menor al de la prior en el percentil 50% y 84%. En cuanto a los otros tests, éstos son evaluados para dos submuestras. La primera submuestra considera el periodo entre 1994Q2-2003Q4, y la segunda submuestra se ubica entre 2004Q1-2019Q4. El test de Kolgomorov-Smirnov y el t-test reportan que el 100% de los parámetros de Σ_t cambian en las dos submuestras. Respecto a los coeficientes de \mathbf{B}_{it} y \mathbf{B}_{0t} evidenciamos que el 90% de los parámetros de \mathbf{B}_{it} y 76% de los parámetros de \mathbf{B}_{0t} cambian en el tiempo según el test de Kolgomorov-Smirnov. De forma similar, el t-test reporta que, en la primera y segunda submuestra, alrededor del 87% de los parámetros de \mathbf{B}_{it} y 100% de los parámetros de \mathbf{B}_{0t} cambian en el tiempo.

4.4.1 Ajuste del mejor Modelo

Las estimaciones de los modelos RS-VAR-SV con un rezago y sus verosimilitudes log-marginales se presentan en la Tabla 2. Dos comentarios generales pueden ser obtenidas de estos resultados. El primer comentario sugiere que, comparando contra el modelo CVAR, el modelo RS-VAR-SV es ampliamente menos favorecido por el ajuste de los datos; en específico, el factor de Bayes en favor del primer modelo es 1.8×10^{24} . No obstante, este resultado cambia cuando solo se deja variar las volatilidades entre regímenes. En ese sentido, el modelo RS-VAR-SV-R1 tiene un mayor ajuste que el modelo CVAR con un factor de Bayes de 1.3×10^{25} . Ello indicaría que la mayor ganancia del ajuste de los datos proviene de la volatilidad estocástica. De hecho, cuando se compara un modelo con la matriz de varianzas constantes (RS-VAR-R2) frente al modelo RS-VAR-SV, se evidencia que el factor de Bayes en favor del último modelo es de 1738, lo cual indica su mayor ajuste a los datos.

Por otra parte, los modelos restringidos del RS-VAR-SV, denotados, RS-VAR-SV-R3, RS-VAR-SV-R4 y RS-VAR-SV-R5, son menos favorecidos por los datos frente al modelo RS-VAR-SV-R1. Por lo tanto, nuestros resultados sugieren que los modelos con volatilidad estocástica y coeficientes constantes entre regímenes se ajustan mejor a los datos, en comparación, a los modelos con todos los coeficientes cambiantes o todos constantes. Este hallazgo está en línea con Ojeda Cunya y Rodríguez (2021), Rodríguez y Vassallo (2021) y Guevara et al. (2021), quienes indican que los modelos con volatilidad estocástica e interceptos cambiantes se ajustan mejor a los datos de Perú.

El segundo comentario sugiere que el número de regímenes estimados dentro de cada modelo RS-VAR-SV también afecta el ajuste del modelo. En general, se obtiene que los modelos con dos regímenes son altamente favorecidos por los datos. Por ejemplo, al comparar el modelo RS-VAR-SV-R1 con dos regímenes frente al mismo modelo con tres y cuatro regímenes, encontramos que el factor de Bayes en favor del primer modelo para ambos casos es 5260 y 4.4×10^6 , respectivamente.

4.4.2 Regímenes del Modelo

La Figura 2 muestra la probabilidad de estado para todos los modelos con 2 regímenes⁵. Los modelos de dos regímenes indican una clara delimitación de los estados en 2002, el régimen pre-MEI y post-MEI. Asimismo, tomando al modelo RS-VAR-SV-R1 como referencia, encontramos que la duración del primer régimen es de 11 trimestres y la del segundo régimen es 33 trimestres, evidenciándose la mayor persistencia del régimen post-MEI.

En base a los resultados del modelo RS-VAR-SV-R1, calculamos la desviación estándar de los choques relativa al primer régimen, y encontramos que en el régimen post-MEI los choques de las variables domésticas son 50% menos volátiles respecto al régimen pre-MEI. Asimismo, evidenciamos que la desviación estándar de los choques externos de y_t^{USA} , y_t^{CHN} y i_t^* en el régimen post-MEI son 10% menores que en el régimen pre-MEI, mientras que la desviación estándar del choque de p_t^* en el régimen post-MEI es 50% más alta que la del régimen pre-MEI.

Adicionalmente, los resultados de los modelos con tres regímenes muestran que el tercer régimen en cada modelo no cumple con la regla práctica de Hamilton (1989), es decir, las probabilidades de estado estimadas no pasan la probabilidad de 0.5, lo cual implica que el tercer régimen no es de importancia para nuestro estudio. Este hallazgo está en línea con los resultados del apartado anterior, el cual muestra evidencia en favor de los modelos con dos regímenes frente a los modelos con tres regímenes.

4.4.3 Análisis de las Funciones Impulso Respuesta (IRFs)

En esta sección analizamos las IRFs de las variables domésticas, principalmente del crecimiento del PBI de Perú, ante diferentes choques externos (choques de y_t^{USA} , y_t^{CHN} , i_t^* y p_t^*); además, calculamos las IRFs para el régimen pre-MEI y post-MEI. Para facilitar la interpretación de nuestros

⁵Realizamos el mismo análisis para los modelos con tres regímenes que están disponibles a solicitud.

resultados, normalizamos las IRFs de forma que las variables domésticas responderán a un aumento de 1% de los choques externos.

La Figura 3 muestra las IRFs de y_t^{PER} , π_t^{PER} e i_t^{PER} ante diferentes choques externos en el régimen 1 y 2. Notamos que las respuestas de y_t^{PER} , para todos los modelos, tienen una respuesta positiva frente a los choques de y_t^{USA} , y_t^{CHN} y p_t^* , y una respuesta negativa frente a los choques de i_t^* , todo lo que guarda coherencia con lo que predice la teoría económica; véase Kose (2002). Por otra parte, las diferencias entre las respuestas de los modelos se centran en su magnitud y persistencia.

En base a las premisas anteriores, podemos inferir cuatro resultados generales sobre la respuesta de y_t^{PER} : (i) los choques de y_t^{USA} y y_t^{CHN} (choques por el canal real) tienen un efecto positivo sobre y_t^{PER} , los cuales son de 0.3% y 0.8% luego de un año, respectivamente. Asimismo, el choque de y_t^{CHN} es más persistente que el de y_t^{USA} ; (ii) el choque de i_t^* (choque por el canal financiero) tiene un impacto negativo y transitorio de 0.4% aproximadamente sobre y_t^{PER} ; (iii) el choque de p_t^* (choque por el canal de precios) tiene un impacto positivo sobre y_t^{PER} y la respuesta es heterogénea dependiendo del tipo de modelo y régimen; (iv) en el régimen post-MEI las respuestas de y_t^{PER} ante los choques externos son más estables y semejantes entre sí, que en el régimen pre-MEI.

En adelante, solo dedicaremos nuestro análisis al modelo RS-VAR-SV-R1 con dos regímenes, debido a su mejor ajuste a los datos según el factor de Bayes. La Figura 4 nos muestra las respuestas de las variables domésticas ante los choques de y_t^{USA} , y_t^{CHN} , i_t^* y p_t^* con sus respectivas bandas de confiabilidad al 68% para verificar la significancia de las respuestas. Además, incorporamos las IRFs del modelo CVAR (líneas de color rojo), que se utilizan como *benchmark*.

a) Choques Externos Reales de USA: La primera columna de la Figura 4 muestra la respuesta de las variables domésticas ante un choque de y_t^{USA} . La respuesta de y_t^{PER} es positiva en ambos regímenes y con mayor impacto en el primer régimen. La respuesta de π_t^{PER} e i_t^{PER} también son positivas y con mayor impacto en el primer régimen. Por otra parte, notamos que las respuestas de y_t^{PER} , π_t^{PER} e i_t^{PER} son menos persistentes que las del modelo CVAR.

La respuesta de y_t^{PER} indica una expansión de 0.3% ante el crecimiento de 1% de y_t^{USA} , luego de tres trimestres de haberse registrado el choque. Sin embargo, en el décimo trimestre la respuesta de y_t^{PER} se contrae en 0.3%, para luego disiparse hacia el quinto año. Este comportamiento mixto está influenciado por dos fuerzas contrarias. La primera fuerza está relacionada al canal comercial, es decir, la expansión de y_t^{USA} influye positivamente en nuestras exportaciones, al ser uno de nuestros principales socios comerciales. Sin embargo, luego de un periodo de expansión de y_t^{USA} , el incremento de precios en su economía resultaría en un aumento de la tasa de interés de la Fed, que actuaría como la segunda fuerza contraria, afectando negativamente a y_t^{PER} . Las respuestas positivas de π_t^{PER} e i_t^{PER} están asociadas por las mayores expectativas de inflación, como respuesta de la mayor actividad económica, esperándose mayores tasas de interés que compensen el aumento de la inflación y el spread con la tasa de interés externa.

La respuesta de y_t^{PER} en el primer régimen es mayor a la del segundo régimen, lo cual está relacionado a la menor dependencia comercial con USA en el régimen post-MEI. Nuestro resultado está en línea con los trabajos de Canova (2005) e IMF (2019), quienes explican que la menor significancia está asociada a la menor participación de USA como comprador de materias primas.

b) Choques Externos Reales de China: La segunda columna de la Figura 4 indica las IRFs de los agregados internos ante el choque de y_t^{CHN} . Para y_t^{PER} , observamos que el impacto es positivo en los dos regímenes y de mayor impacto en el segundo régimen. Este resultado se contrasta con el efecto del choque de y_t^{USA} , debido a que en el régimen post-MEI se intensifican las relaciones comerciales con China más que con USA. Las respuestas de π_t^{PER} e i_t^{PER} mantienen coherencia con las respuestas de y_t^{PER} . Cabe resaltar que las respuestas del modelo CVAR subestiman los efectos de los choques externos en ambos regímenes.

La importancia de los choques de China reside en que desde 2002 ha sido el principal demandante de materias primas de Perú, incluso, desde 2011, desplazó a USA como principal destino de nuestras exportaciones. En ese sentido, los choques de y_t^{CHN} tienen un impacto notable a través de la mayor demanda de insumos y commodities metálicos. Este resultado se justifica principalmente por el rol de China en el mercado de commodities y la presencia de Perú como uno de los principales exportadores de commodities metálicos (72% de las exportaciones hacia China son commodities metálicos). Asimismo, la mayor demanda de los commodities metálicos incrementa su precio, lo que implica un mayor ingreso de dólares a la economía por las exportaciones, generando una apreciación del Sol (moneda doméstica). Por otra parte, las expectativas optimistas del sector minero atraen mayor inversión en nuevos proyectos de exploración y explotación, siendo China uno de los principales inversionistas en los últimos años.

Ante la expansión de 1% de y_t^{CHN} , la respuesta de y_t^{PER} llega a 0.8% luego de un año en el régimen post-MEI, mostrando un mayor efecto que los choques de y_t^{USA} , y este efecto expansivo se mantiene altamente significativo hasta el segundo año. Cabe resaltar que los choques de China también reflejan el efecto indirecto del precio de commodities según Gruss (2014) e IMF (2019). En línea con el reciente informe sobre la importancia de la integración comercial de Latinoamérica y el Caribe; ver World Bank (2019), nuestros resultados se asemejan a la elasticidad de 0.7%, que estiman en dicho reporte para y_t^{PER} ante choques de 1% de y_t^{CHN} .

Respecto a las respuestas de π_t^{PER} e i_t^{PER} , evidenciamos que son inflacionarias a partir del cuarto trimestre, lo cual está explicado por el mayor dinamismo de la demanda interna. Ante ello, se generan mayores expectativas de inflación, las cuales tienen una respuesta expansiva de i_t^{PER} para compensar el escenario inflacionario según Mendoza y Collantes Goicochea (2017). Por otra parte, el aumento de las relaciones comerciales y la mayor integración a los mercados de commodities, a partir de 2002, ha cambiado la reacción de π_t^{PER} e i_t^{PER} entre los regímenes, siendo más inflacionarias en el segundo régimen.

c) Choques Externos Financieros: La tercera columna de la Figura 4 muestra la respuesta de las variables domésticas ante un choque de i_t^* . La respuesta de y_t^{PER} es contractiva, la cual ha aumentado en el segundo régimen. Como predice la teoría, este efecto se produce por el aumento de la rentabilidad del dólar, depreciándose el tipo cambio, y generando salida de capitales. Este efecto repercutiría sobre el costo del crédito, afectando el financiamiento de la inversión privada, por ende, sobre y_t^{PER} . Asimismo, el aumento de i_t^* repercute positivamente sobre el comportamiento de la política monetaria peruana, aumentando las tasas de interés domésticas. Cabe señalar que este efecto también se ha ido acrecentando en el segundo régimen. Por otra parte, los resultados del modelo seleccionado son más persistentes que los del CVAR.

El incremento de 1% de i_t^* contrae y_t^{PER} en 0.5% en el segundo trimestre, siendo estadísticamente significativo en el corto plazo. Nuestros resultados concuerdan con los hallazgos de Mendoza y Collantes Goicochea (2017), quienes mencionan que cuando salen capitales de la economía, el precio de los activos financieros se reduce y por efecto riqueza cae la demanda y la producción. El hecho de que los choques financieros tengan mayor impacto que los choques de y_t^{USA} , se explica por la mayor inversión directa y de cartera con USA; ver IMF (2019). En relación con las respuestas de las variables monetarias, encontramos que π_t^{PER} no muestra una respuesta clara; sin embargo, i_t^{PER} responde positivamente en los primeros trimestres, corroborando la sincronización de la política monetaria peruana con las decisiones de la Fed. En ese sentido, la mayor participación de Perú en los mercados financieros, y el mayor acceso al crédito, por parte de hogares y empresas, a partir de 2002, ha influido sobre el incremento del efecto de los choques financieros en el segundo régimen.

d) Choques Externos del Precio de los Commodities: La cuarta columna de la Figura 4 indica que las respuestas de y_t^{PER} son positivas al choque de p_t^* y con un mayor impacto en el segundo régimen. Este resultado está asociado al hecho de que el Perú se ha convertido en uno de los principales productores de cobre, zinc, plata, oro y otros minerales a partir del boom de las commodities, que también coincide con el notable crecimiento de China y la economía global, lo cual impulsó el aumento de la demanda de minerales a partir de 2000.

Así, un choque positivo de p_t^* se verá reflejado en el incremento de la rentabilidad de explotación de las empresas mineras, incentivando a otros inversionistas a llevar a cabo sus proyectos en Perú. Asimismo, se percibirán mayores ingresos por los productos exportados. El aumento de la renta de los agentes económicos trae consigo una mayor recaudación del impuesto a la renta (principalmente, el canon minero), quedando más espacio para que el gobierno pueda financiar la inversión pública; ver IMF (2015) y Jiménez y Rodríguez (2020).

Ante un impulso positivo de 10% de p_t^* , la actividad económica crecería 0.5% en el segundo trimestre del régimen 2, para luego disiparse en un año, mostrándose como un choque transitorio. En contraste con los demás choques externos, este resulta de menor impacto, en principio, por la presencia de y_t^{CHN} en el modelo⁶. Otros estudios como el de Ojeda Cunya y Rodríguez (2021),

⁶En la sección de los ejercicios de robustez, analizamos en detalle este punto, comparando los resultados de un

encuentran que ante el aumento del 10% del precio de commodities, y_t^{PER} registra una expansión entre 1% y 2%, asimismo, Rodríguez y Vassallo (2021) muestran una respuesta alrededor de 1.1%. A pesar de las diferencias en magnitud, nuestros resultados corroboran la transitoriedad de los choques, así como el cambio a través del tiempo. Respecto a la respuesta de π_t^{PER} e i_t^{PER} , encontramos que en los primeros trimestres es contractiva. Esta caída es resultado de la mayor entrada de dólares por el efecto precio sobre las exportaciones, lo que conlleva a una disminución en los precios de importación, y por efecto traspaso del tipo de cambio, la inflación también cae. Dado que el choque es temporal, la política monetaria no muestra una reacción significativa.

4.4.4 Análisis de la Descomposición de la Varianza del Error de Predicción (FEVD)

La Figura 5 muestra la FEVD de y_t^{PER} , π_t^{PER} e i_t^{PER} para 20 trimestres, los dos regímenes del modelo RS-VAR-SV-R1 y el modelo CVAR. Se consideran los choques externos de y_t^{USA} , y_t^{CHN} , i_t^* , p_t^* , y los choques internos de demanda agregada (AD), oferta agregada (AS) y política monetaria (MP).

La FEVD del crecimiento del PBI de Perú nos muestra que los choques externos en conjunto explican alrededor del 70% de las fluctuaciones de y_t^{PER} en el segundo régimen, siendo 40 puntos porcentuales (p.p.) mayor que en el primer régimen. La mayor incertidumbre del segundo régimen viene asociada por la mayor volatilidad de los choques de p_t^* (30%) y y_t^{CHN} (34%), los cuales aumentaron considerablemente (en 19 p.p. y 16 p.p. respecto al primer régimen). El resto de la volatilidad viene explicado por los choques de i_t^* (1%) y y_t^{USA} (5%), los cuales no han cambiado sustancialmente respecto al primer régimen. Cabe mencionar que el choque de y_t^{USA} aporta mayor incertidumbre a la proyección de y_t^{PER} a medida que incrementa el horizonte de proyección, alcanzando alrededor del 10% de la variabilidad de y_t^{PER} en el trimestre 20.

Nuestros resultados empíricos están en línea con Rodríguez y Vassallo (2021), Ojeda Cunya y Rodríguez (2021) y Guevara et al. (2021), quienes encuentran valores de 65% y 80%, respecto a la contribución de los choques externos sobre la variabilidad de y_t^{PER} . Asimismo, nuestros resultados coinciden con los eventos descritos por Mendoza (2013) sobre la mayor integración comercial de Perú (como los nuevos tratados de libre comercio) y el boom de commodities que se experimentó a partir de 2002, los cuales expusieron a la economía peruana a la mayor incertidumbre de los choques externos.

Por parte de los choques internos de AS, AD y MP, evidenciamos que explican 70% de la variabilidad de y_t^{PER} en el primer régimen, mientras que solo el 30% en el segundo régimen. Esta reducción de 40 p.p. está estrechamente relacionada con el mejor manejo de la política monetaria y fiscal. Por el lado monetario, el BCRP adoptó las MEI en 2002 (véase Portilla Goicochea y Rodríguez (2020)), y, por el lado fiscal, el Ministerio de Economía (MEF) disciplinó el uso de sus recursos (véase Jiménez y Rodríguez (2020))

modelo que contiene como choques externos solo a p_t^* y otro modelo en el que se consideran conjuntamente p_t^* y y_t^{CHN} .

En particular, nuestros resultados indican que la contribución del choque de MP ha disminuido en el segundo régimen, explicando 1% de la variabilidad de y_t^{PER} (19 p.p. menos que en el primer régimen). Este resultado se ha traducido en la mayor predictibilidad de la política monetaria del BCRP y la mayor confianza de los agentes económicos sobre las decisiones de política del BCRP (véase Castillo et al. (2016), Portilla Goicochea y Rodríguez (2021)).

Los resultados de las FEVDs de π_t^{PER} e i_t^{PER} , indican que los choques externos explican 80% de la variabilidad de cada variable en el régimen 2 (lo que representa un aumento de 60 p.p. y 70 p.p. en comparación con el primer régimen, respectivamente). En particular, dicho aumento está influenciado principalmente por el choque de p_t^* (66% y 70%, respectivamente), reflejando el efecto de los choques externos por el canal nominal sobre las variables monetarias. Adicionalmente, los choques de i_t^* y y_t^{USA} afectan significativamente a i_t^{PER} (8% y 20%, respectivamente) en el régimen post-MEI.

En línea con lo que predice Canova (2005), Han (2014) e IMF (2019), nuestros resultados reflejan los efectos de los costos de financiamiento internacionales, y la mayor conexión con USA a través del canal financiero. Por otro lado, los choques internos aportan mayor volatilidad a la proyección π_t^{PER} e i_t^{PER} en el primer régimen (63% y 89%, respectivamente), mientras que, en el segundo régimen, solo explican el 20%. Este resultado también respalda el éxito de la adopción de las MEI, debido a la menor incertidumbre del choque de π_t^{PER} y la mayor previsibilidad del choque de i_t^{PER} en el régimen post-MEI.

Por otra parte, los resultados del modelo CVAR, en comparación con el modelo RS-VAR-SV-R1, muestran que los choques externos explican menos del 60% de la variabilidad de y_t^{PER} , siendo 10 p.p. menores a lo que predice el modelo RS-VAR-SV-R1 en el segundo régimen. Este resultado está asociado a la menor contribución del choque de p_t^* (20 p.p. aproximadamente), asimismo, este hallazgo se replica en la FEVD de π_t^{PER} e i_t^{PER} . Cabe resaltar que en la FEVD de i_t^{PER} , los choques de y_t^{USA} tienen una contribución de 20% en el largo plazo, lo cual no se observa en el modelo RS-VAR-SV-R1.

Además, los choques de AS, AD y MP en el modelo CVAR son más influyentes, en particular, evidenciamos una mayor contribución del choque de MP. Por ejemplo, el choque de MP explica 40% de la variabilidad de i_t^{PER} en el cuarto trimestre, siendo 20 p.p. mayor que lo estimado en el segundo régimen del modelo RS-VAR-SV-R1. Por lo tanto, el modelo CVAR falla en replicar la moderación de la política monetaria luego de la adopción de las MEI.

4.4.5 Análisis de la Descomposición Histórica (HD)

Las Figura 6 muestra la HD de y_t^{PER} , π_t^{PER} e i_t^{PER} para el modelo RS-VAR-SV-R1 y el modelo CVAR, utilizando la metodología de Wong (2017). La HD de y_t^{PER} del modelo RS-VAR-SV-R1 evidencia que y_t^{PER} aumentó de 4% en el primer régimen a 5.1% en el segundo régimen. El principal factor de este aumento de 1.1 p.p. fue el choque de y_t^{CHN} , el cual explicó 1.0 p.p. de dicho aumento (89% aproximadamente). Otro determinante del incremento de y_t^{PER} en el segundo régimen fue

el choque de y_t^{USA} , que contribuyó en 0.3 p.p. sobre dicho incremento (25% aproximadamente). Estos resultados sugieren que fue beneficiosa la mayor integración comercial y los tratados de libre comercio firmados con nuestros principales socios comerciales, los cuales han sido determinantes de la mayor tasa de y_t^{PER} en el régimen post-MEI.

A diferencia de los choques reales, el choque de i_t^* tuvo un impacto negativo sobre el aumento de y_t^{PER} entre regímenes, explicando -0.1 p.p. de dicho incremento (aproximadamente -5%). Asimismo, el choque de p_t^* tuvo la misma contribución que el choque de i_t^* sobre y_t^{PER} . A pesar de su contribución negativa, ambos choques no fueron de gran importancia, en comparación con los choques reales, para determinar y_t^{PER} en el régimen post-MEI.

Por parte de los choques internos, evidenciamos que el choque de MP han contribuido en gran medida sobre el incremento de y_t^{PER} , el cual explicó 0.3 p.p. (28,5% aproximadamente), reflejando el manejo acertado de la política monetaria por parte del BCRP en el segundo régimen. Asimismo, los choques de AS y AD contribuyeron con 0.5 p.p. (41% aproximadamente) sobre la diferencia observada de y_t^{PER} entre el régimen pre-MEI y post-MEI.

Los resultados de la HD de y_t^{PER} del modelo CVAR y el modelo RS-VAR-SV-R1 coinciden en que el choque de y_t^{CHN} es el principal factor que explica el incremento de y_t^{PER} en el segundo régimen. No obstante, el modelo CVAR estima que la contribución del choque de y_t^{USA} contribuyó en 0.7 p.p. sobre dicho incremento (66% aproximadamente). Asimismo, el CVAR estima que los choques de MP contribuyeron en -0.1 p.p. con el crecimiento de y_t^{PER} en el régimen post-MEI (-7% aproximadamente), lo cual no es consistente con los hallazgos del modelo RS-VAR-SV-R1.

Utilizando la HD de y_t^{PER} del modelo RS-VAR-SV-R1, calculamos el efecto de las crisis internacionales sobre y_t^{PER} en determinados periodos. Durante 1998, encontramos que el conjunto de choques externos tuvo un efecto negativo sobre y_t^{PER} , que coinciden con la crisis asiática-rusa; ver Castillo y Pereda (2009). Al comparar el y_t^{PER} de 1997 con el de 1998, calculamos que y_t^{PER} disminuyó en -6.8 p.p., de la cual, los choques externos contribuyeron con -1.6 p.p. (23.4% aproximadamente). Por otra parte, a principios de 1998, se produjo el fenómeno del niño, que destruyó el capital instalado, redujo la producción pesquera y deterioró las exportaciones; de modo que, los choques de AS y AD en conjunto contribuyeron en -5.3 p.p. (78% aproximadamente) sobre la caída de y_t^{PER} entre 1997 y 1998.

Hacia 2009, la crisis financiera de 2008 afectó a los países emergentes, y_t^{PER} cayó de 9.2% en 2008 a 1.1% en 2009. El principal factor detrás de esta caída de 8.1 p.p. fue el choque de y_t^{CHN} , el cual explicó 4.7 p.p. del total de dicha caída (aproximadamente el 58%). Otro factor de interés fue el crecimiento de USA, el cual contribuyó con 1.4 p.p. sobre dicha caída (17.8% aproximadamente). Por otra parte, con la política monetaria expansiva de USA, el choque de i_t^* atenuó la caída de y_t^{PER} , contribuyendo en -0.6 p.p. sobre dicha caída (-7.6% aproximadamente).

Un evento reciente es la guerra comercial entre China y USA en 2019. El crecimiento observado del PBI en 2018 era 4.0%, reduciéndose a 2.2% en 2019. Esta disminución de 1.8 p.p. estuvo explicada principalmente por los choques de y_t^{CHN} , que contribuyeron en 0.7 p.p. sobre dicha

reducción (40% aproximadamente), asimismo, los bajos precios de los commodities impactaron a través del choque de p_t^* , el cual representó 0.3 p.p. (15.4% aproximadamente) de la diferencia de y_t^{PER} entre 2018 y 2019.

De otro lado, π_t^{PER} en el primer régimen es 8% y en el segundo régimen es 2.7%. La reducción de 5.3 p.p. de los niveles de π_t^{PER} está explicada principalmente por los choques de AS y MP, que contribuyeron en 1.7 p.p. sobre dicha reducción (31.6% aproximadamente). En contraste, los resultados del modelo CVAR consideran que el choque de MP no fue importante para reducir π_t^{PER} , lo cual no está en línea con los hallazgos de la literatura sobre el buen manejo de la política monetaria en Perú; ver Castillo et al. (2016), Portilla Goicochea y Rodríguez (2020).

Respecto a la HD de i_t^{PER} del modelo RS-VAR-SV-R1 evidenciamos que los valores observados del primer y segundo régimen son 13.7% y 3.7%, lo cual representa una reducción de 10 p.p., evidenciándose el éxito de las MEI. Esta reducción tiene como factor importante la disminución del choque de MP, el cual contribuyó en 4.2 p.p. de dicha reducción (41.5% aproximadamente). Al igual que el resultado de la HD de π_t^{PER} , el modelo CVAR no logra capturar la importancia del choque de MP en el segundo régimen, estimando que su contribución es de 0.4 p.p. (4% aproximadamente) sobre la reducción de i_t^{PER} entre el régimen pre-MEI y post-MEI.

5 Robustez

Presentamos 7 ejercicios de robustez: (i) estimamos los modelos con priors alternativos; (ii) se cambian las variables externas (i_t^* y p_t^*); (iii) cambiamos el ordenamiento de las variables internas; del ejercicio (iv) al (vii) estimamos el modelo base con 4 variables, 5 variables, 6 variables y 8 variables, respectivamente. Además, calculamos las IRFs, FEVDs y HDs de cada ejercicio.

5.1 Cambio de Priors

Las estimaciones base de los modelos utilizan los priors propuestas por Chan y Eisenstat (2018), las cuales son no informativas. Por ello, nuestro primer ejercicio de robustez es evaluar la sensibilidad de nuestros resultados con un conjunto de priors que usa las estimaciones por mínimos cuadrados para una *training sample* entre 1994 y 2004, la cual contiene cuarenta observaciones al igual que Primiceri (2005). Asimismo, en base al cálculo del factor de Bayes encontramos que los datos favorecen ampliamente al modelo RS-VAR-SV-R1 con dos regímenes frente al resto de modelos.

La primera y segunda columna de la Figura 7 muestran las IRFs de y_t^{PER} en los regímenes 1 y 2 para el modelo RS-VAR-SV-R1 ante los choques de y_t^{USA} , y_t^{CHN} , i_t^* y p_t^* . Los resultados no muestran cambios en la dirección de las respuestas en comparación con el modelo base. A pesar de la gran similitud con el modelo base, los choques de y_t^{CHN} difieren ligeramente del modelo base, así como la respuesta a los choques de i_t^* que no son significativos con las bandas de confiabilidad al 68%. Estos resultados sugieren que el modelo base con priors no informativas replica sin complicaciones los hechos estilizados de la economía peruana.

Del análisis de la FEVD (ver Figura 8), hallamos que la contribución de los choques externos explican 60% de la variabilidad de y_t^{PER} en el segundo régimen, mientras que en el primer régimen explican menos del 20%. Al igual que en el modelo base, la principal fuente de incertidumbre en la predicción de y_t^{PER} es el choque de p_t^* y el choque de y_t^{CHN} , aunque este último en comparación con el modelo base es 20 p.p. menor en el cuarto trimestre. Con las priors alternativas las diferencias del modelo CVAR y el modelo RS-VAR-SV-R1 aún se mantienen como en la estimación base.

La Figura 9 ilustra la HD de y_t^{PER} e indica que el incremento de y_t^{PER} del régimen 1 al régimen 2 es de 1.1 p.p., de los cuales -0.5 p.p. fueron explicados por el choque de p_t^* (-43.7% aproximadamente), asimismo, el choque de i_t^* contribuyó con 0.1 p.p. sobre dicho incremento (11% aproximadamente). A pesar de que estos resultados difieren del modelo base, los resultados de los choques de demanda real externa de y_t^{CHN} y y_t^{USA} mantienen su contribución conjunta de 1.3 p.p. sobre dicho incremento (119% aproximadamente), lo cual muestra su importancia para explicar el aumento de y_t^{PER} en el segundo régimen, al igual que en el modelo base.

5.2 Cambio de Variables

El segundo ejercicio de robustez consiste en cambiar las variables que caracterizan el canal financiero y el canal de precios. Para ello, cambiamos la i_t^* por una variable similar, la tasa de interés sombra (i_t^{SR}), calculada por Wu y Xia (2014). Asimismo, cambiamos p_t^* por un índice de commodities globales elaborado por Goldman Sachs, S&P GSCI (p_t^{SP}). Cabe resaltar que en la literatura empírica para Perú se ha usado la i_t^{SR} por Flores (2016) como alternativa a i_t^* , y p_t^{SP} se ha utilizado en las estimaciones de Ojeda Cunya y Rodríguez (2021) y Rodríguez y Vassallo (2021). Al igual que en el ejercicio anterior, el modelo RS-VAR-SV-R1 con dos regímenes se ajusta mejor a los datos en comparación con los otros modelos.

La primera y segunda columna de la Figura 10 muestran las IRFs de y_t^{PER} ante el choque de i_t^{SR} en el régimen 1 y 2. Los resultados indican que la respuesta de y_t^{PER} es contractiva en el segundo trimestre en 0.3%, similar al resultado del modelo base. Respecto al choque de p_t^{SP} , hallamos que las respuestas de y_t^{PER} no son significativas, y no tienen una dirección clara. Este resultado está influenciado por la estructura del índice S&P GSCI, que está compuesto por el precio del petróleo y de otros commodities que importa Perú. Por lo tanto, la respuesta a este choque tiene el efecto de precios de exportación e importación, los cuales tienen un efecto en dos direcciones opuestas sobre y_t^{PER} .

El análisis de la FEVD (ver Figura 11) indica que los choques externos contribuyen en 78% sobre la variabilidad de y_t^{PER} en el segundo régimen, es decir, 10 p.p. más que en el modelo base; sin embargo, la composición de los choques externos se mantiene semejante a la del modelo base. Para el choque de i_t^{SR} , evidenciamos que contribuye en 10% sobre la variabilidad de y_t^{PER} en ambos regímenes, lo cual es similar a lo que aporta i_t^* en el modelo base. Respecto al choque de p_t^{SP} , encontramos que aporta 47% sobre la variabilidad de y_t^{PER} en el segundo régimen, es decir, 17 p.p. más de lo que aporta el choque de p_t^* en el modelo base, lo cual está asociado a que p_t^{SP}

está compuesto de commodities más volátiles como el petróleo y gas natural.

La Figura 12 muestra la HD de y_t^{PER} y evidencia que el choque de y_t^{CHN} contribuyó con 1.4 p.p (122% aproximadamente) sobre el incremento de 1.1 p.p. de y_t^{PER} entre el régimen 1 y régimen 2. Asimismo, el choque de y_t^{USA} aportó 0.6 p.p (50% aproximadamente) sobre dicho incremento. Estos resultados están en línea con el modelo base, dado que los choques reales y, particularmente, el choque de y_t^{CHN} fue el factor principal del aumento de y_t^{PER} en el régimen post-MEI. Por otra parte, los choques de i_t^{SR} y p_t^{SP} contribuyeron con 0.2 p.p. sobre dicho incremento (19% aproximadamente), los cuales difieren del modelo base, sin embargo, estos choques al igual que en el modelo base tuvieron una baja contribución sobre el incremento de y_t^{PER} en el segundo régimen.

5.3 Cambio en el Ordenamiento

El tercer ejercicio de robustez estima el modelo base con un ordenamiento alternativo de las variables domésticas. Para ello, seguimos el ordenamiento de Mendoza y Collantes Goicochea (2017), considerando a y_t^{PER} como la variable más endógena del sistema, y a i_t como la variable doméstica más exógena. Así, el ordenamiento quedaría de la siguiente manera: $\mathbf{y}_t = (y_t^{USA}, i_t^*, y_t^{CHN}, p_t^*, i_t^{PER}, \pi_t^{PER}, y_t^{PER})'$. Dado que nuestros modelos siguen un ordenamiento recursivo, evaluamos este ejercicio de robustez para verificar la sensibilidad de nuestros resultados al cambio en el ordenamiento de las variables. A pesar del cambio en el ordenamiento, el modelo RS-VAR-SV-R1 tiene el mejor ajuste a los datos frente al resto de modelos.

El análisis de las IRFs (ver las dos primeras columnas de la Figura 13) indica que la respuesta de y_t^{USA} aún mantiene el comportamiento expansivo y contractivo del modelo base. Las respuestas al choque de y_t^{CHN} mantienen su comportamiento persistente. Las respuestas al choque de i_t^* son contractivas y transitorias y las respuestas de p_t^* son expansivas y transitorias. Por lo tanto, el cambio en el ordenamiento de las variables domésticas no ha modificado los resultados del modelo base para ambos regímenes.

La Figura 14 muestra la FEVD de y_t^{PER} , de modo que los choques externos contribuyen en 70% sobre la variabilidad de y_t^{PER} y la composición de los diferentes choques externos es similar al modelo base, es decir, los choques de p_t^* y y_t^{CHN} siguen como los choques que generan mayor incertidumbre en la predicción de y_t^{PER} . Asimismo, los choques internos como el de MP, muestran una moderación en el régimen post-MEI, reduciendo su contribución sobre la variabilidad de y_t^{PER} en 30 p.p. respecto al régimen pre-MEI.

Los resultados de la HD de y_t^{PER} (ver Figura 15) indican que la contribución de los choques externos no cambian respecto al modelo base y que los choques reales de y_t^{USA} y y_t^{CHN} son los que más contribuyen con el incremento de y_t^{PER} . Respecto a los choques internos, los resultados son similares al modelo base, por ejemplo, el choque de AS contribuyó con 0.3 p.p. sobre los 1.1 p.p. que se incrementó y_t^{PER} entre el régimen 1 y régimen 2 (32% aproximadamente).

5.4 Modelo con 4 Variables

El siguiente ejercicio de robustez especifica el modelo base con una variable externa (p_t^*), y mantiene las tres variables domésticas del modelo base. La siguiente especificación se asemeja al estudiado por Ojeda Cunya y Rodríguez (2021), con la salvedad, de que optamos por utilizar como variable externa a p_t^* , en lugar de p_t^{SP} . Cabe destacar, que el modelo RS-VAR-SV-R1 con dos regímenes es ampliamente favorecido por el factor de Bayes frente al resto de modelos.

La primera fila de las Figuras 16a (régimen 1) y 16b (régimen 2) muestra las IRFs de y_t^{PER} , las cuales son positivas en ambos regímenes, y ante un choque de 10% de p_t^* , la respuesta de y_t^{PER} es 1% en el primer régimen y 2% en el segundo régimen, los cuales son altamente significativos. Asimismo, los choques en el segundo régimen son menos persistentes que en el primer régimen, dado que se disipan en 5 trimestres, mientras que en el primer régimen se disipan luego de 2 años.

La primera fila de la Figura 17 presenta la FEVD de y_t^{PER} e indica que el choque de p_t^* aporta mayor incertidumbre en el segundo régimen (explicando 60% de la variabilidad de y_t^{PER}), mientras que en el primer régimen solo explica el 8% de la variabilidad de y_t^{PER} . Por otra parte, los choques domésticos son menos volátiles en el segundo régimen, en particular el choque de MP, que explica menos del 5% de la variabilidad de y_t^{PER} , mientras que en el primer régimen explica el 30%. Este resultado refleja la moderación de la política monetaria del BCRP (véase Portilla Goicochea y Rodríguez (2020)).

La HD de y_t^{PER} (ver primera fila de la Figura 18) evidencia que el choque de p_t^* contribuyó en -0.02 p.p. sobre el aumento de 1.1 p.p. de y_t^{PER} entre el régimen 1 y régimen 2 (-2% aproximadamente) y que los choques internos contribuyeron con 1.6 p.p. sobre dicho incremento (140% aproximadamente). En principio, este resultado parece contraintuitivo, sin embargo, el choque de p_t^* solo captura los cambios del precio de commodities entre 1994 y 2019, los cuales han tenido un efecto positivo y negativo sobre y_t^{PER} durante el segundo régimen. Este efecto doble está asociado al boom de commodities, crisis financiera y caída del precio de commodities luego del 2013. La mayor contribución de los choques internos está asociado principalmente a los choques de MP, que reflejan el acertado impacto del BCRP en sus decisiones de política durante el segundo régimen; ver Castillo et al. (2016), Portilla Goicochea y Rodríguez (2020).

5.5 Modelo con 5 Variables

Al modelo anterior le añadimos el efecto de los choques financieros (i_t^*), caracterizando al bloque de variables externas con p_t^* e i_t^* , y mantenemos el bloque interno con las mismas variables. El ordenamiento considera a i_t^* como la variable más exógena, bajo el supuesto de que la política monetaria de USA tiene un efecto más exógeno sobre el precio de los commodities según Frankel (2014). De forma similar al ejercicio anterior, el factor de Bayes indica que el modelo RS-VAR-SV-R1 con dos regímenes se ajusta mejor a los datos en comparación con el resto de modelos.

Las IRFs de y_t^{PER} se muestran en la segunda fila de las Figuras 16a (régimen 1) y 16b (régimen 2), ambas respuestas indican que el choque de p_t^* es expansivo y transitorio en ambos regímenes,

siendo mayor el impacto en el segundo régimen, asimismo, la magnitud de este choque es semejante a la del modelo con 4 variables. Respecto a las respuestas de y_t^{PER} ante el choque de i_t^* , no muestran una dirección clara, lo cual está asociado a que el choque de i_t^* está recogiendo información de otros canales no identificados.

La segunda columna de la Figura 17 presenta la FEVD de y_t^{PER} , y encontramos que los choques externos explican 60% de la variabilidad de y_t^{PER} en el segundo régimen y menos del 5% en el primer régimen. Además, la mayor parte de la variabilidad es explicada por el choque de p_t^* en el primer y segundo régimen. Por parte de los choques internos, evidenciamos que el choque de MP explica 40% de la variabilidad de y_t^{PER} en el primer régimen (se incrementó 10 p.p. en comparación con el modelo de 4 variables) y 1% en el segundo régimen.

Los resultados de la HD (ver segunda fila de la Figura 18) evidencian que los choques de i_t^* han aportado -0.3 p.p. sobre el incremento de y_t^{PER} entre el régimen 1 y régimen 2 (-25% aproximadamente). Además, al igual que el modelo con 4 variables, el choque de MP contribuyó con 1.9 p.p. sobre dicho incremento (172% aproximadamente), lo cual está asociado con el mejor manejo de la política monetaria en el régimen post-MEI.

5.6 Modelo con 6 Variables

En el siguiente ejercicio de robustez aumentamos a y_t^{CHN} en el bloque externo y consideramos a y_t^{CHN} como la más exógena, dado que la importancia de China se ha incrementado como principal productor mundial, reflejando su importancia sobre los mercados globales financieros y de commodities. Asimismo, los resultados del cálculo del factor de Bayes muestran al modelo RS-VAR-SV-R1 con dos regímenes como el modelo con mejor ajuste a los datos de Perú.

Del análisis de las IRFs de y_t^{PER} en la tercera fila de las 16a (régimen 1) y 16b (régimen 2), encontramos que al incorporar el choque de y_t^{CHN} , se reduce el impacto de p_t^* en ambos regímenes, y se identifica mejor el impacto marginal de i_t^* . Este resultado sugeriría que la omisión de los choques de China resulta en una mala especificación del modelo VAR. Por otra parte, encontramos que los choques de y_t^{CHN} sobre y_t^{PER} son expansivos, y con una duración de más de dos años. La elasticidad del choque de y_t^{CHN} en ambos regímenes es de 0.8% aproximadamente. Respecto a los choques de i_t^* , evidenciamos que son contractivos, con una elasticidad de 0.3%, y la respuesta de y_t^{PER} ante un choque de 10% de p_t^* es de 0.1%, en el primer régimen y 0.5% en el segundo régimen.

Los resultados de la FEVD en la tercera columna de la Figura 17 sugieren que los choques externos explican 70% de la variabilidad de y_t^{PER} para el segundo régimen y 35% en el primer régimen. Además de dicho aumento, la composición de la variabilidad de y_t^{PER} cambia con la nueva especificación. Así, del 35% de variabilidad que aportan los choques externos a y_t^{PER} , 32% son explicados por el choque de y_t^{CHN} , y del 70% de variabilidad que explican los choques externos en el segundo régimen, 37% son explicados por el choque de y_t^{CHN} , 30% son explicados por el choque de p_t^* y el resto por el choque de i_t^* .

Al incluir y_t^{CHN} , los resultados de la HD de y_t^{PER} (ver tercera fila de la Figura 18) indican que

los choques de demanda real fueron el principal factor que explicó el incremento de y_t^{PER} en el segundo régimen. En específico, el choque de y_t^{CHN} aportó con 0.8 p.p. sobre dicho aumento (76% aproximadamente). Asimismo, la contribución de los choques internos disminuyen en comparación con los modelos anteriores, por ejemplo, el choque de MP contribuyó en 0.3 p.p. sobre dicho incremento (29% aproximadamente), evidenciándose nuevamente la importancia de incorporar los choques de y_t^{CHN} , de lo contrario se estaría especificando erróneamente el modelo VAR.

5.7 Modelo con 8 Variables (con política fiscal)

El siguiente ejercicio de robustez nos permite incorporar un canal de política fiscal dentro del bloque de las variables internas. Para caracterizar la política fiscal utilizamos el crecimiento de la inversión pública (g_t^{pub}). Así, el sistema queda conformado por 8 variables: (i) el bloque externo (y_t^{USA} , y_t^{CHN} , i_t^* y p_t^*), y (ii) el bloque interno de (g_t^{pub} , y_t^{PER} , π_t^{PER} e i_t^{PER}). Cabe mencionar que elegimos al gasto de capital como instrumento de política fiscal en lugar del gasto corriente, dado que es el principal driver del crecimiento del PBI peruano según Jiménez y Rodríguez (2020). Asimismo, al igual que los ejercicios anteriores, el modelo RS-VAR-SV-R1 con dos regímenes es ampliamente favorecido por el factor de Bayes frente al resto de modelos.

El análisis de las IRFs de y_t^{PER} en la quinta fila de las Figuras 16a (régimen 1) y 16b (régimen 2) muestra que los choques de y_t^{USA} , y_t^{CHN} y p_t^* son expansivos en ambos regímenes, mientras que los choques de i_t^* son contractivos. Además, las magnitudes de las respuestas son similares a las del modelo base con 7 variables para ambos regímenes. En cuanto al choque de g_t^{pub} , evidenciamos que la respuesta de y_t^{PER} es expansiva y se disipa luego de un año. Cabe resaltar que la evolución de las IRFs entre regímenes sugiere que el impacto ha aumentado significativamente en el régimen post-MEI, por lo cual un incremento hoy de la inversión pública tiene mayores retornos del PBI, que en el régimen pre-MEI. En específico, para el primer régimen se registra una respuesta de y_t^{PER} de 0.2% ante un choque de 1% de g_t^{pub} y en el segundo régimen es de 0.3%, lo cual está en línea con Jiménez y Rodríguez (2020).

Los resultados de la FEVD (ver quinta columna de la Figura 17) indican que al incluir los choques de g_t^{pub} , los choques externos contribuyen en menor proporción sobre la variabilidad de y_t^{PER} en el primer y segundo régimen (25% y 38%, respectivamente). Así, nuestros resultados están en línea con los de Mendoza y Collantes Goicochea (2017), Jiménez y Rodríguez (2020) y Rodríguez y Vassallo (2021), quienes al incorporar el choque de g_t^{pub} reducen considerablemente la incertidumbre de los choques externos. En específico, el choque de g_t^{pub} explica alrededor del 35% de las fluctuaciones de y_t^{PER} en el primer régimen y 60% en el segundo régimen. Estos resultados están asociados a que el gasto de capital se elige discrecionalmente (decisión del MEF) y la ejecución impredecible de g_t^{pub} por parte de los gobiernos subnacionales, quienes ejecutan alrededor del 50% del presupuesto de gasto de capital según Jiménez et al. (2020).

En base al resultado de la HD de y_t^{PER} en la quinta fila de la Figura 18, calculamos que del incremento de 1.1 p.p. de y_t^{PER} del primer régimen al segundo régimen, el choque de g_t^{pub}

contribuyó en 0.2 p.p. sobre dicho incremento (16% aproximadamente), lo cual corroboraría el rol de la inversión pública como uno de los principales buffers de crecimiento económico. Asimismo, la mayor contribución en el segundo régimen está asociado a la descentralización del gasto de capital hacia los gobiernos subnacionales, quienes, a partir de la mayor recaudación de recursos de canon minero, lograron financiar más obras públicas según Santa María et al. (2009). Por otra parte, el choque de MP aportó 0.3 p.p. (23% aproximadamente) sobre el aumento de y_t^{PER} en el régimen post-MEI. Por lo tanto, estos hallazgos también corroboran el buen manejo de las políticas domésticas por parte del MEF y del BCRP en el régimen post-MEI; ver Jiménez y Rodríguez (2020), Rodríguez y Vasallo (2021).

6 Conclusiones

En este artículo se estudia el efecto y evolución de los choques externos sobre las fluctuaciones macroeconómicas en Perú entre 1994Q1 y 2019Q4. Para ello, estimamos modelos con cambios de régimen y volatilidad estocástica (RS-VAR-SV), los cuales fueron identificados de forma recursiva. Usando cuatro variables externas y tres variables domésticas, encontramos que los datos favorecen un modelo con volatilidad estocástica y parámetros constantes (RS-VAR-SV-R1) en lugar de un modelo VAR convencional (CVAR). Cabe resaltar que, se identifican dos regímenes, los cuales dividen la muestra de estudio en el régimen pre-MEI (1994-2002) y el régimen post-MEI (2003-2019).

Todos los choques externos tienen el impacto esperado sobre la tasa de crecimiento del PBI (y_t^{PER}). En específico, el choque de demanda real de USA (y_t^{USA}) tiene un impacto mixto sobre la respuesta de y_t^{PER} , el choque del crecimiento del PBI de China (y_t^{CHN}) y el choque de precio de commodities (p_t^*) tienen un impacto positivo sobre y_t^{PER} , mientras que el choque de tasa de interés de la Fed (i_t^*) tiene un impacto negativo. Además, se evidencia un impacto mayor de los choques de y_t^{CHN} y p_t^* sobre y_t^{PER} en el segundo régimen.

Los choques externos explican 35% de la variabilidad de y_t^{PER} en el primer régimen y 70% en el segundo régimen. La mayor incertidumbre en el primer régimen está asociado con los choques de y_t^{CHN} y y_t^{USA} , mientras que en el segundo régimen los choques de y_t^{CHN} y p_t^* son la principal fuente de incertidumbre de y_t^{PER} . Asimismo, evidenciamos la moderación de la política monetaria luego de la adopción de las metas explícitas de inflación.

Mediante la descomposición histórica, evidenciamos que el factor principal que impulsó el incremento de y_t^{PER} en el segundo régimen fue el choque de y_t^{CHN} , el cual explicó alrededor del 89% de dicho incremento. Asimismo, nuestro análisis de la crisis financiera global y la guerra comercial entre China y USA, indican que los choques de demanda real externa impactaron negativamente sobre y_t^{PER} , mientras que los choques de política monetaria han sido importantes para contrapesar el efecto negativo en dichos eventos.

Además, en base a la estimación de diferentes especificaciones, encontramos que, al omitir los choques del crecimiento de la economía china, la magnitud y significancia del choque de precios

de los commodities se alteran. Por otra parte, al considerar un modelo de política fiscal e incluir el crecimiento de la inversión pública, las respuestas de los choques externos no se modifican; sin embargo, se reduce la incertidumbre de los choques externos sobre el crecimiento del PBI.

Los hallazgos de este artículo muestran los desafíos de un escenario internacional cambiante sobre una economía pequeña, abierta y exportadora de materias primas, como es Perú. Dada la volatilidad de los choques externos, uno de los principales desafíos que enfrentan los responsables de la formulación de políticas es implementar herramientas de política anticíclica para reducir sus efectos sobre la estabilidad macroeconómica. Además, la alta participación del precio de las materias primas en la variabilidad del crecimiento del PIB destaca la necesidad de diversificar la actividad productiva en el Perú como mecanismo para reducir la incertidumbre del crecimiento en el mediano y largo plazo. Asimismo, las políticas del MEF y del BCRP, como la adopción del MEI y la disciplina fiscal, deben mantenerse para asegurar la respuesta óptima a diferentes choques, como se ha realizado durante el segundo régimen.

Finalmente, cabe destacar algunas extensiones de la presente investigación para futuros documentos de trabajo: i) una identificación estructural (por ejemplo: restricción de signos, largo plazo, etc.); ii) implementar un bloque de variables exógenas, de modo que el bloque exógeno no interactúe contemporáneamente ni con los rezagos del bloque endógeno.

Referencias

- [1] Ahmed, S. (2003), “Sources of Economic Fluctuations in Latin America and Implications for Choice of Exchange Rate Regimes”, *Journal of Development Economics* **72(1)**, 181-182.
- [2] Bijsterbosch, M. and M. Falagiarda (2015), “The macroeconomic impact of financial fragmentation in the euro area: Which role for credit supply?”, *Journal of International Money and Finance* **54**, 93-115.
- [3] Bing, X., M. Roth and Santabárbara, D (2019), “Global Impact of a Slowdown in China”, *Economic Bulletin* **1**, 1-11.
- [4] Broda, C. M. and C. Tille (2003), “Coping with Terms-of-trade Shocks in Developing Countries”, *Current Issues in Economics and Finance* **9(11)**, 1-7.
- [5] Calvo, G., L. Leiderman and C. Reinhart (1993), “Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors”, *IMF Staff Papers* **40(1)**, 108-151.
- [6] Campos, L. (2014), “An Analysis of Exogenous Shocks Using Structural Vector Autoregressions Identified with Sign Restrictions”, Ph.D. Thesis, Universidad Complutense de Madrid.
- [7] Canova, F. (2005), “The transmission of US shocks to Latin America”, *Journal of Applied Econometrics* **20(2)**, 229-251.

- [8] Castillo, P. and J. Pereda (2009), “Lecciones de la crisis rusa para enfrentar la crisis financiera global mundial”, *Revista Moneda* **139**, 43-48.
- [9] Castillo, P., J. Montoya and R. Quineche (2016), “From the “Great Inflation” to the “Great Moderation” in Peru: A Time Varying Structural Vector Autoregressions Analysis”, BCRP Working Papers **2016-003**.
- [10] Castillo, P. and J. Salas (2010), “Los Términos de Intercambio como Impulsores de Fluctuaciones Económicas en Economías en Desarrollo: Estudio Empírico”, *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA*.
- [11] Cesa-Bianchi, A., M. H. Pesaran, A. Rebucci, and T. Xu (2011), “China’s Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America”, IDB Working Papers **266**.
- [12] Charnavoki, V., and J. J. Dolado (2014), “The Effects of Global Shocks on Small Commodity-Exporting Economies: Lessons from Canada”, *American Economic Journal: Macroeconomics* **6** (2), 207-37.
- [13] Cogley, T. and T. J. Sargent (2005), “Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US”, *Review of Economic Dynamics* **8**(2), 262-302.
- [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”, *Journal of Applied Econometrics* **33**(4), 509-532.
- [16] Chib, S. (1996), “Calculating Posterior Distribution and Model Estimates in Markov Mixture Models”, *Journal of Econometrics* **75**(1), 79-97.
- [17] Chinn, D. and H. Ito (2008), “A New Measure of Financial Openness”, *Journal of Comparative Policy Analysis* **10**(3), 309-322.
- [18] Collier, P. and B. Goderis (2007), “Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum”, Working Paper **15**, University of Oxford.
- [19] Dancourt, O., C. Mendoza and L. Vilcapoma (1997), “Fluctuaciones económicas y shocks externos, Perú 1950-1996”, *Economía* **20**(39-40), 63-102.
- [20] Dées, S., F. Di Mauro, V. Smith and M. Pesaran (2007), “Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis”, *Journal of Applied Econometrics* **22**(1), 1-38.
- [21] Drechsel, T. and S. Tenreyro (2018), “Commodity Booms and Busts in Emerging Economies”, *Journal of International Economics* **112**, 200-2018.

- [22] Dungey, M., R. Fry-McKibbin and V. Volkov (2020), “Transmission of a Resource Boom: The Case of Australia”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **82 (3)**, 503-525.
- [23] Fernández, A., A. Gonzáles and D. Rodríguez (2018), “Sharing a Ride on the Commodities Roller Coaster: Common Factors in Business Cycles of Emerging Economies”, *Journal of International Economics* **111(C)**, 99-121.
- [24] 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.
- [25] Flores J. (2016), “Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfoque GVAR”, *Revista Estudios Económicos* **32**, 35-54.
- [26] Florián, D., J. Aguilar, H. Toma and C. Velásquez (2018), “Impacto de los cambios anticipados de los términos de intercambio en la economía”, *Revista Moneda* **174**, 21-25.
- [27] Gómez V. and A. Maravall (1996), “Programs TRAMO and SEATS, Instruction for User (Beta Version: september 1996)”, Working Papers **9628**, Banco de España.
- [28] Gruss, B. (2014), “After the boom—commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean”, IMF Working Papers **14/154**.
- [29] Gruss, B, and S. Kebhaj, “Commodity Terms of Trade: A New Database”, IMF Working Paper **19/21**.
- [30] Guevara, B., G. Rodríguez, and L. Yamuca (2021), “Time-Varying Impact of Foreign Shocks on Peruvian Economy: Empirical Application Using a Mixture Innovation TVP-VAR-SV Model”, manuscript, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [31] Han, M. F. (2014), “Measuring external risks for Peru: Insights from a macroeconomic model for a small open and partially dollarized economy”, IMF Working Papers **14/161**.
- [32] Hoffmaister, A. W., and J. Roldós (1997), “Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?”, IMF Working Papers **97/9**.
- [33] Hoffmaister, A. W., Roldós, J. and P. Wickham (1998), “Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa”, *IMF Staff Papers* **45(1)**, 132-160.
- [34] IMF (2014), “Peru: Staff Report for the 2013 Article IV Consultation”, International Monetary Fund, Washington D.C.
- [35] IMF (2015), “Peru: Staff Report for the 2015 periodic Consultation”, International Monetary Fund, Washington D.C.

- [36] IMF (2019), “Regional Economic Outlook: Stunted by Uncertainty. Spillovers to Latin America from Growth Slowdowns in China and the United States”, International Monetary Fund, Washington D.C.
- [37] IMF (2020), “Peru: Staff Report for the 2019 Article IV Consultation”, International Monetary Fund, Washington D.C.
- [38] Izquierdo, A., R. Romero and E. Talvi (2008), “Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors”, IDB Working Papers **631**.
- [39] Jiménez, A. and G. Rodríguez (2020), “Time-Varying Impact of Fiscal Shocks over GDP Growth in Peru: An Empirical Application using Hybrid TVP-VAR-SV Models”, Working Paper **489**, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [40] Jiménez, A., C. Merino and J. C. Sosa (2020), “Local Public Investment Drivers in Peru”, *Economía* **43(86)**, 57-78.
- [41] Kose, M. A. (2002), “Explaining business cycles in small open economies: How much do world prices matter?”, *Journal of International Economics* **56(2)**, 299-327.
- [42] Kose, A., C. Lakatos, F. L. Ohnsorge and M. Stocker (2017), “The global role of the US economy: Linkages, policies and spillovers”, The World Bank Policy Research Working Paper **7962**.
- [43] Krolzig, H.M. (1997), “Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis”, *Springer*, Berlin.
- [44] Lane, R. and G. Milesi-Ferretti (2006), “The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004”, IMF Working Papers **06/69**.
- [45] Lanne, M., H. Lütkepohl and K. Maciejowska (2010), “Structural vector autoregressions with Markov switching”, *Journal of Economic Dynamics and Control* **34(2)**, 121-131.
- [46] 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.
- [47] Lubik, T. and W. L. Teo (2005), “Do World Shocks Drive Domestic Business Cycles? Some Evidence from Structural Estimation”, Economics Working Paper Archive **522**, The Johns Hopkins University, Department of Economics.
- [48] Mendoza, E. G. (1995), “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations”, *International Economic Review* **36(1)**, 101-107.

- [49] Mendoza, W. (2013), “Milagro peruano: ¿buena suerte o buenas políticas?”, *Economía* **36(72)**, 35-90.
- [50] Mendoza, W. and E. Collantes Goicochea (2017), “La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que los separa”, Working Paper **440**, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [51] Nolzaco, J., P. Lengua Laffose and N. Céspedes (2016), “Contribución de los choques externos en el Crecimiento Económico del Perú: un modelo semi-estructural”, Working Paper **80**, *Asociación Peruana de Economía*.
- [52] Ojeda Cunya, J. A., and G. Rodríguez (2021), “Time-Varying Effects of Foreign Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Peru: Empirical Application using TVP-VAR-SV Models”, manuscript, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [53] 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.
- [54] Pesaran, M., T. Schuermann and S. Weiner (2004). “Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model”, *Journal of Business & Economic Statistics* **22(2)**, 129-162.
- [55] Portilla Goicochea, J. and G. Rodríguez (2020), “Evolution of Monetary Policy in Peru: An Empirical Application using a Mixture Innovation TVP-VAR-SV Model”, Working Paper **485**, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [56] Primiceri, G. E. (2005), “Time varying structural vector autoregressions and monetary policy”, *The Review of Economic Studies* **72(3)**, 821-852.
- [57] Roache, S. K. (2012), “China’s Impact on World Commodity Markets”, IMF Working Papers **12/115**.
- [58] Rodríguez, G., P. Villanueva and P. Castillo Bardalez (2018), “Driving Economic Fluctuations in Peru: The Role of the Terms of Trade”, *Empirical Economics* **55(3)**, 1089-1119.
- [59] Rodríguez, G. and R. Vassallo (2021), “Time-Varying Effects of Foreign Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Pacific Alliance Countries: Empirical Application using a Set of TVPVAR-SV Models”, manuscript, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [60] Rubio-Ramirez, J. F., D. F. Waggoner and T. Zha (2005), “Markov-switching structural vector autoregressions: theory and application”, FRB of Atlanta Working Paper **27**.

- [61] Santa María, H., J. Saavedra and L. Burga, (2009), “Historia de la Política Fiscal en el Perú 1980-2009”, In IFA-Perú (Eds.), Cuadernos Tributarios N 29 Edición 25 aniversario (125-194). Lima: Asociación Fiscal Internacional (IFA) Grupo Peruano.
- [62] Schdmitt-Grohé, S. and M. Uribe (2018), “How Important Are Terms-of-trade Shocks?”, *International Economic Review* **59(1)**, 85-111.
- [63] Shousha, S. (2016), “Macroeconomic Effects of Commodity Booms and Busts: The Role of Financial Frictions”, Unpublished Manuscript.
- [64] Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica* **48(1)**, 1-48.
- [65] Sims, C. A. and T. Zha, (2006), “Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy?”, *The American Economic Review* **96(1)**, 54-81.
- [66] Sims, C.A., D.F. Waggoner and T. Zha (2008), “Methods for inference in large multiple-equation Markov-switching models”, *Journal of Econometrics* **146(2)**, 255–274.
- [67] Tiawara, H. N. O (2015), “The Effect of Commodity Prices on African Economic Growth”, Culminating Projects in Economics. Working Paper **1**, St. Cloud State University.
- [68] Wong, B. (2017), “Historical Decompositions for Nonlinear Vector Autoregression Models”, CAMA Working Paper **62**.
- [69] Wu, J. C. and F. D. Xia (2016), “Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound”, *Journal of Money, Credit and Banking* **48**, 253-291.

Table 1. Tests for Time Variation in Coefficients and Volatility

Trace Test				
Trace		16% perc.	50% perc.	84% perc.
0.28		0.21	0.30	0.40
Test	Matrix	Sample		
	Coeff.	1993Q2-2019Q4	1993Q2-2019Q4	1993Q2-2006Q2
Kolmogorov-Smirnov	\mathbf{B}_{0t}	15/21	16/21	16/21
	\mathbf{B}_{it}	51/56	48/56	49/56
	Σ_t	7/7	7/7	7/7
t-test	\mathbf{B}_{0t}	20/21	19/21	21/21
	\mathbf{B}_{it}	49/56	47/56	43/56
	Σ_t	7/7	7/7	7/7

The Trace test reports the trace of the prior variances matrix (Σ_t). The second, third and fourth columns report the 16%, 50% and 84% percentiles of the posterior of Σ_t . The

Kolmogorov-Smirnov and t-test report the number of time-varying coefficients in the matrix of contemporaneous relationships (\mathbf{B}_{0t}), the matrix of intercepts and lagged coefficients (\mathbf{B}_{it}) and Σ_t in three samples.

Table 2. Log-Marginal Likelihood estimates for Baseline Models

Model	Log-ML _{CE}		
	2-Regimes	3-Regimes	4-Regimes
RS-VAR-SV	-1587.9 (0.07)	-1597.7 (0.07)	-1606.1 (0.10)
RS-VAR-SV-R1	-1474.2 (0.06)	-1489.5 (0.20)	-1595.4 (0.09)
RS-VAR-R2	-1595.4 (0.09)	-1676.9 (0.51)	-1680.9 (0.44)
RS-VAR-SV-R3	-1635.9 (0.37)	-1664.6 (0.01)	-1666.7 (0.19)
RS-VAR-SV-R4	-1608.9 (0.60)	-1618.9 (0.46)	-1627.6 (0.69)
RS-VAR-SV-R5	-1570.2 (0.56)	-1579.5 (0.57)	-1586.9 (0.47)
CVAR		-1532.1 (0.01)	

For each model, the Log-ML_{CE} estimate is based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using 20,000 posterior draws after a burn-in period of 5,000. In parenthesis, we report the numerical standard errors.

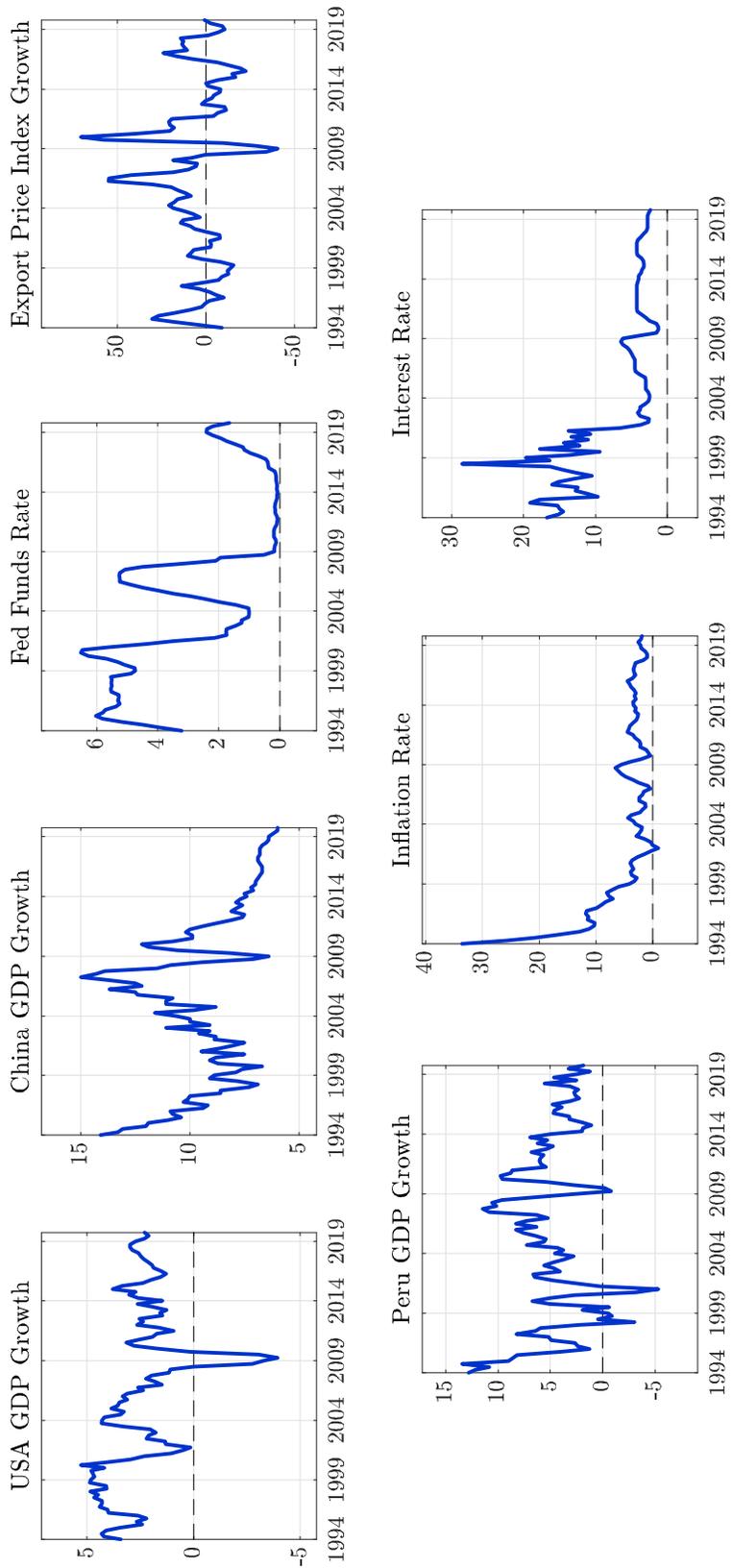


Figure 1. Time Series in Growth Rates 1994Q1-2019Q4

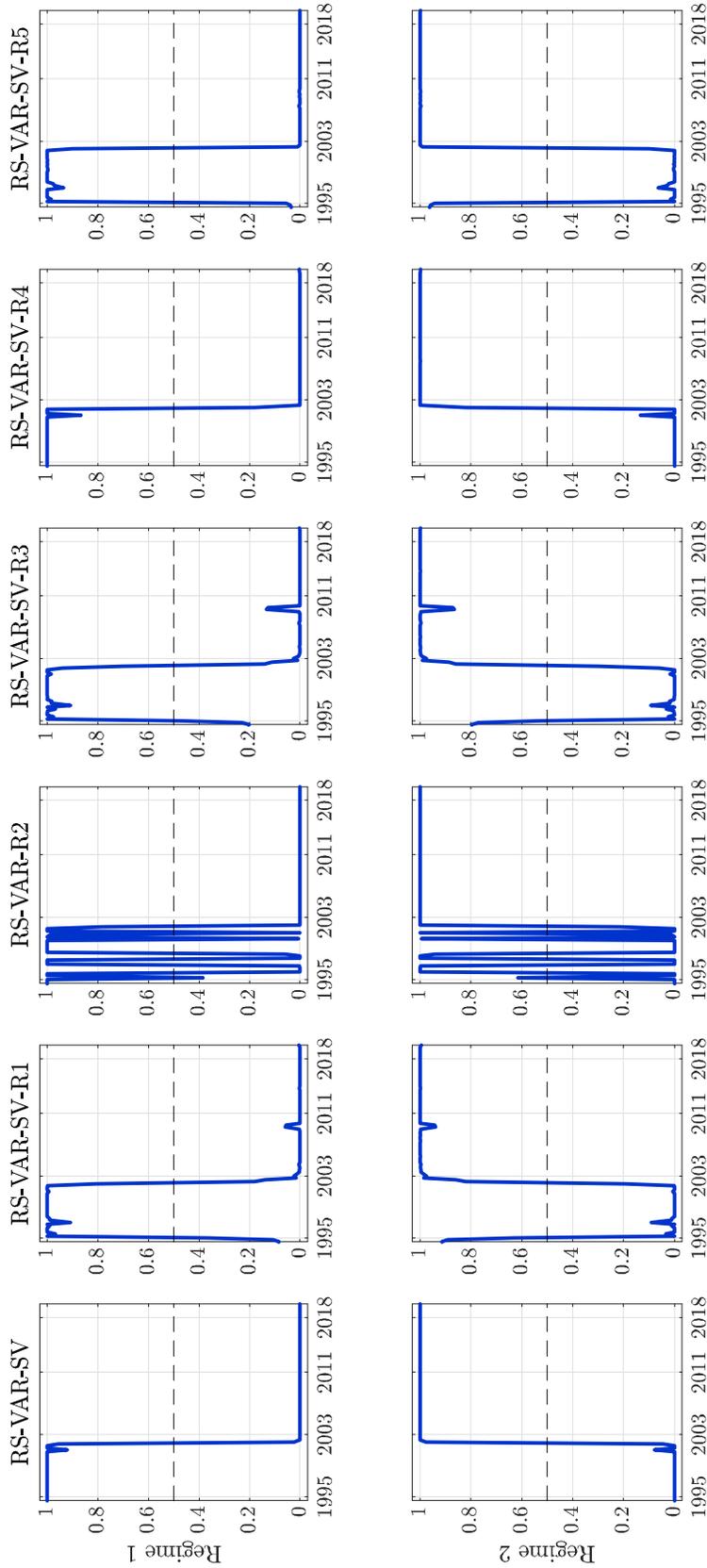


Figure 2. State-Probabilities for Baseline Models, 2-State Regime-Switching.

The columns indicate the Baseline Models, and rows report the two Regimes of each Model.

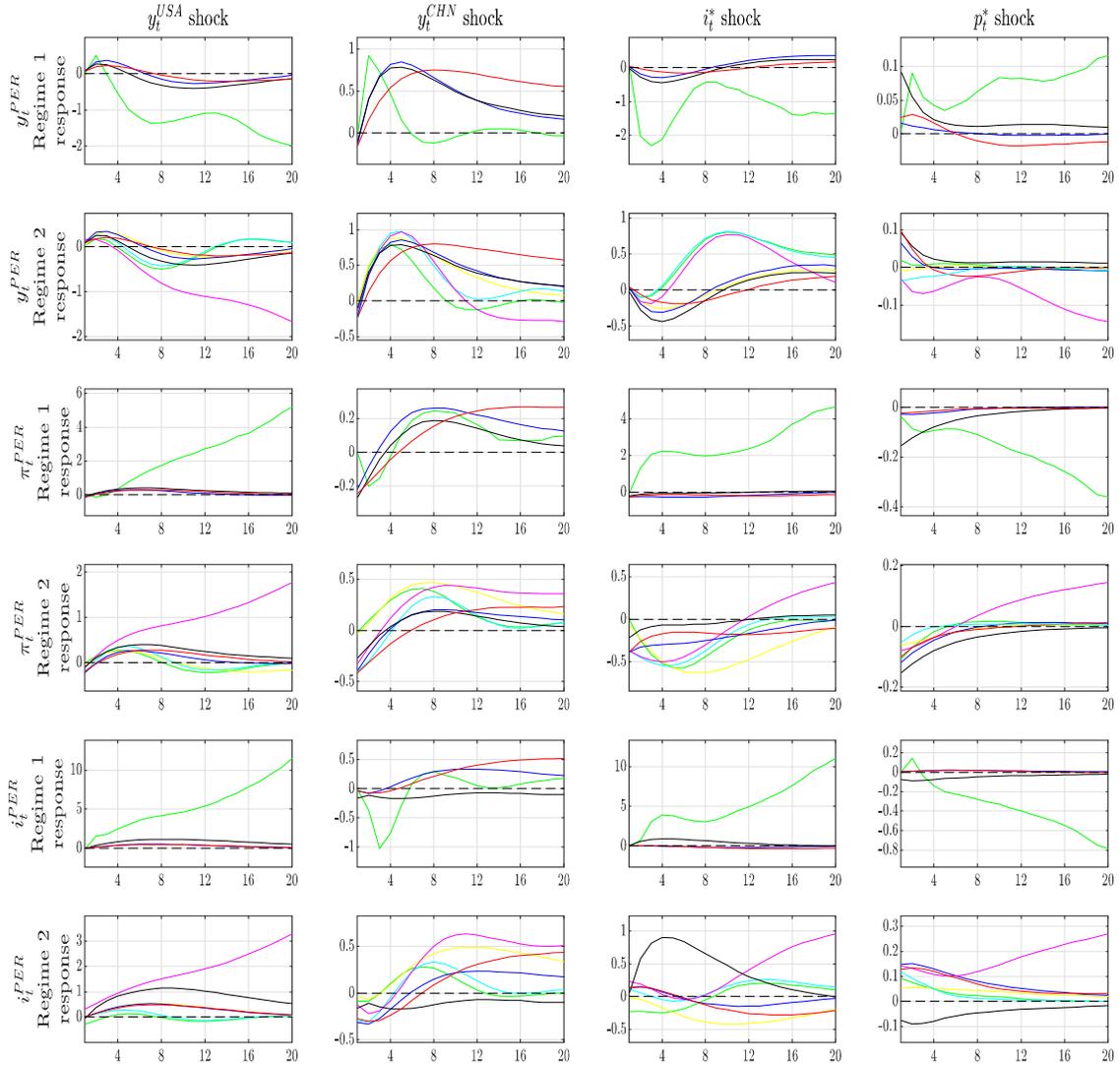


Figure 3. First and Second Regime IRFs to different Foreign shocks. The cyan line: RS-VAR-SV model; the blue line: RS-VAR-SV-R1 model; the magenta line: RS-VAR-R2 model; the red line: RS-VAR-SV-R3 model; the green line: RS-VAR-SV-R4 model; the yellow line: RS-VAR-SV-R5 model; the black line: CVAR model. Rows represent the response of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate in the Regime 1 and Regime 2 to a set of Foreign Shocks, ordered in each column. We omit the IRFs of RS-VAR-SV and RS-VAR-SV-R2 in the First Regime, due to they are unstable.

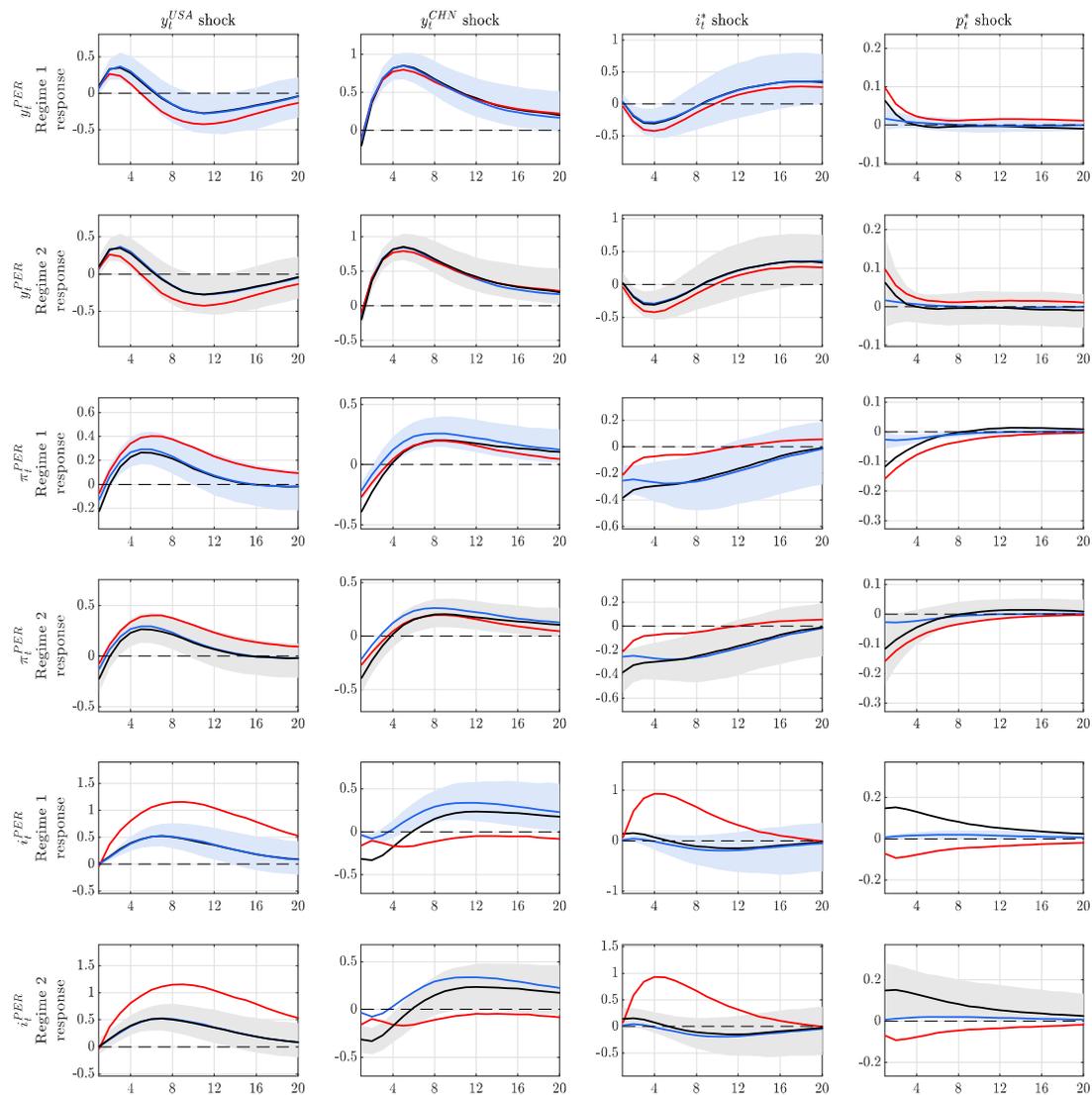


Figure 4. First and Second Regime IRFs of Domestic Variables to different Foreign Shocks. The solid blue line: RS-VAR-SV-R1 model First Regime; the solid black line: RS-VAR-SV-R1 model Second Regime; the solid red line: CVAR model. The blue shaded area is the 68% error band in the First Regime; the grey shaded area is the 68% error band in the Second Regime. Rows represent the response of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate to Regime 1 and Regime 2 to a set of Foreign Shocks, ordered in each column.

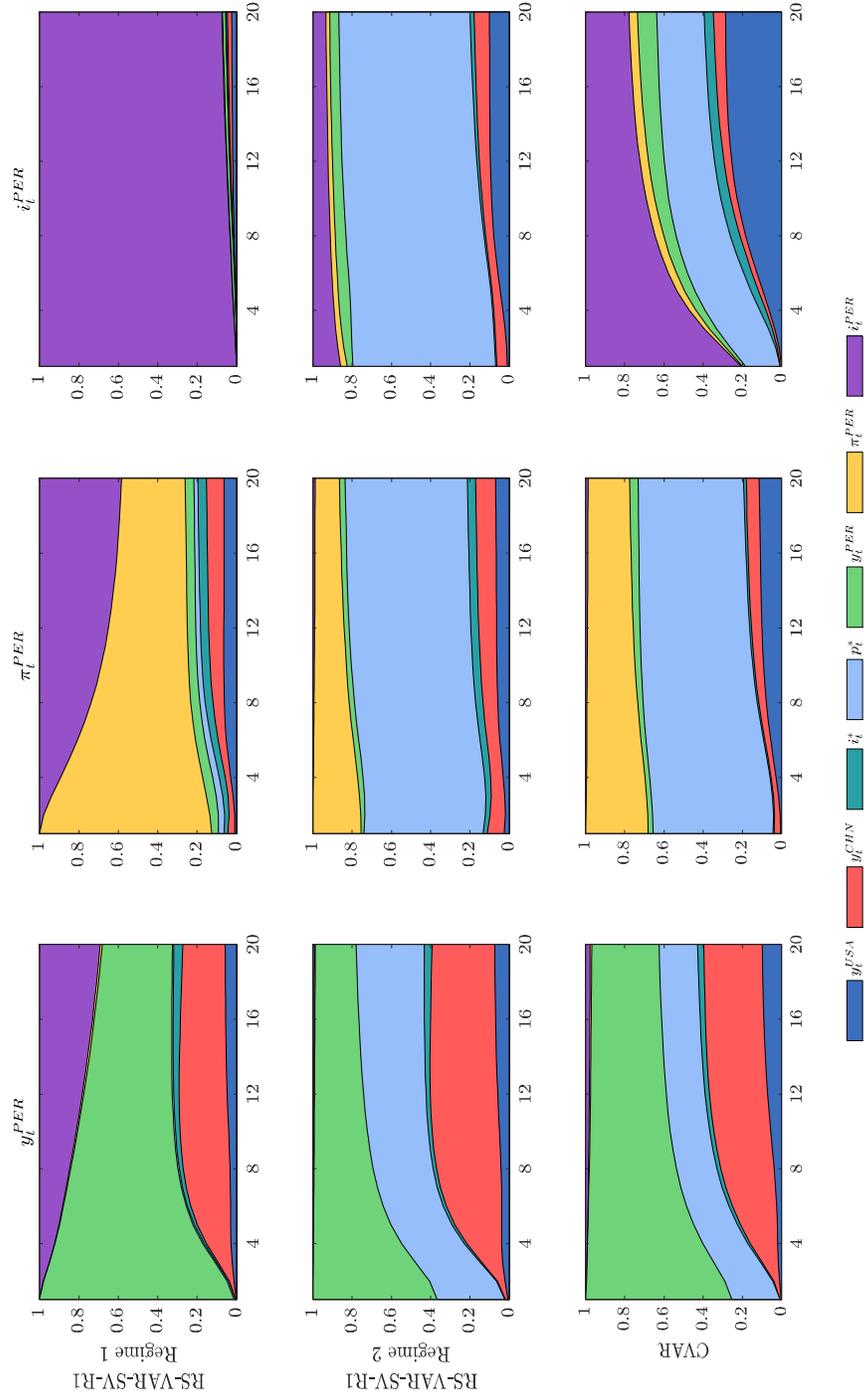


Figure 5. FEVD of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for the RS-VAR-SV-R1 Model by Regime and the CVAR Model, 20 periods.

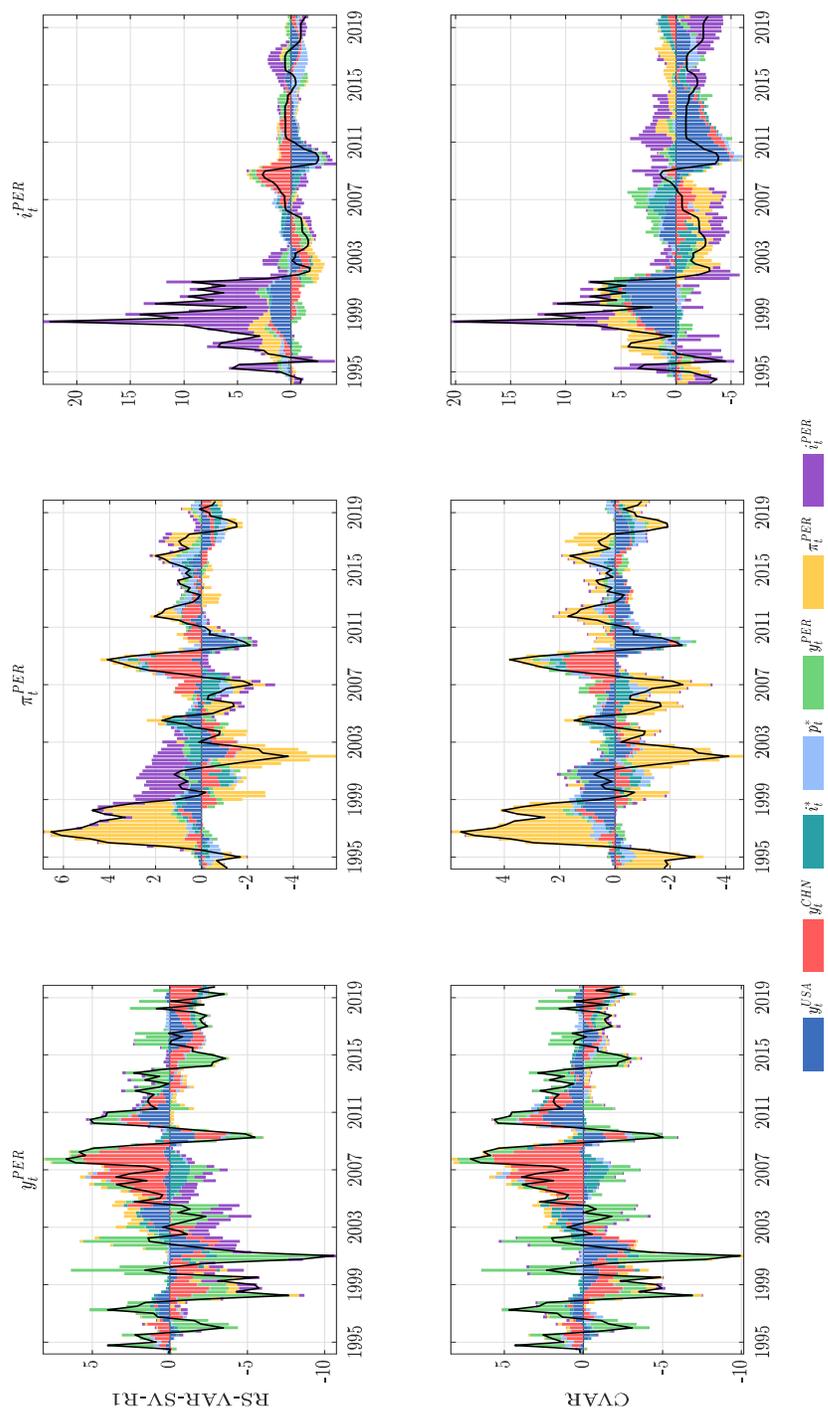


Figure 6. Historical Decomposition of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for the RS-VAR-SV-R1 Model and CVAR Model.

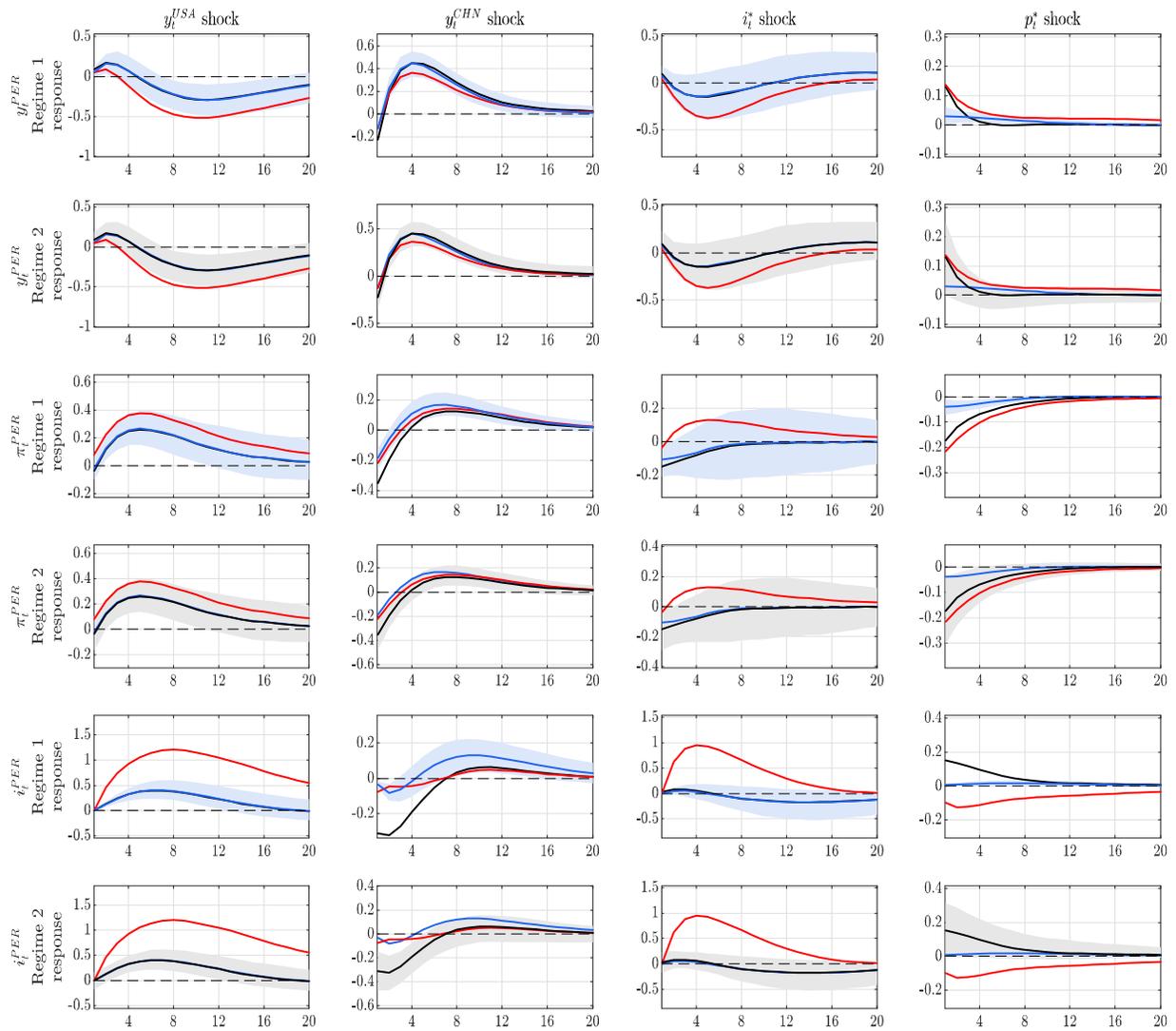


Figure 7. Robustness Analysis to the Baseline Model with Alternative Priors. First and Second Regime IRFs of Domestic Variables to different Foreign Shocks. The solid blue line: RS-VAR-SV-R1 model First Regime; the solid black line: RS-VAR-SV-R1 model Second Regime; the solid red line: CVAR model. The blue shaded area is the 68% error band in the First Regime; the grey shaded area is the 68% error band in the Second Regime. Rows represent the response of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate to Regime 1 and Regime 2 to a set of Foreign Shocks, ordered in each column.

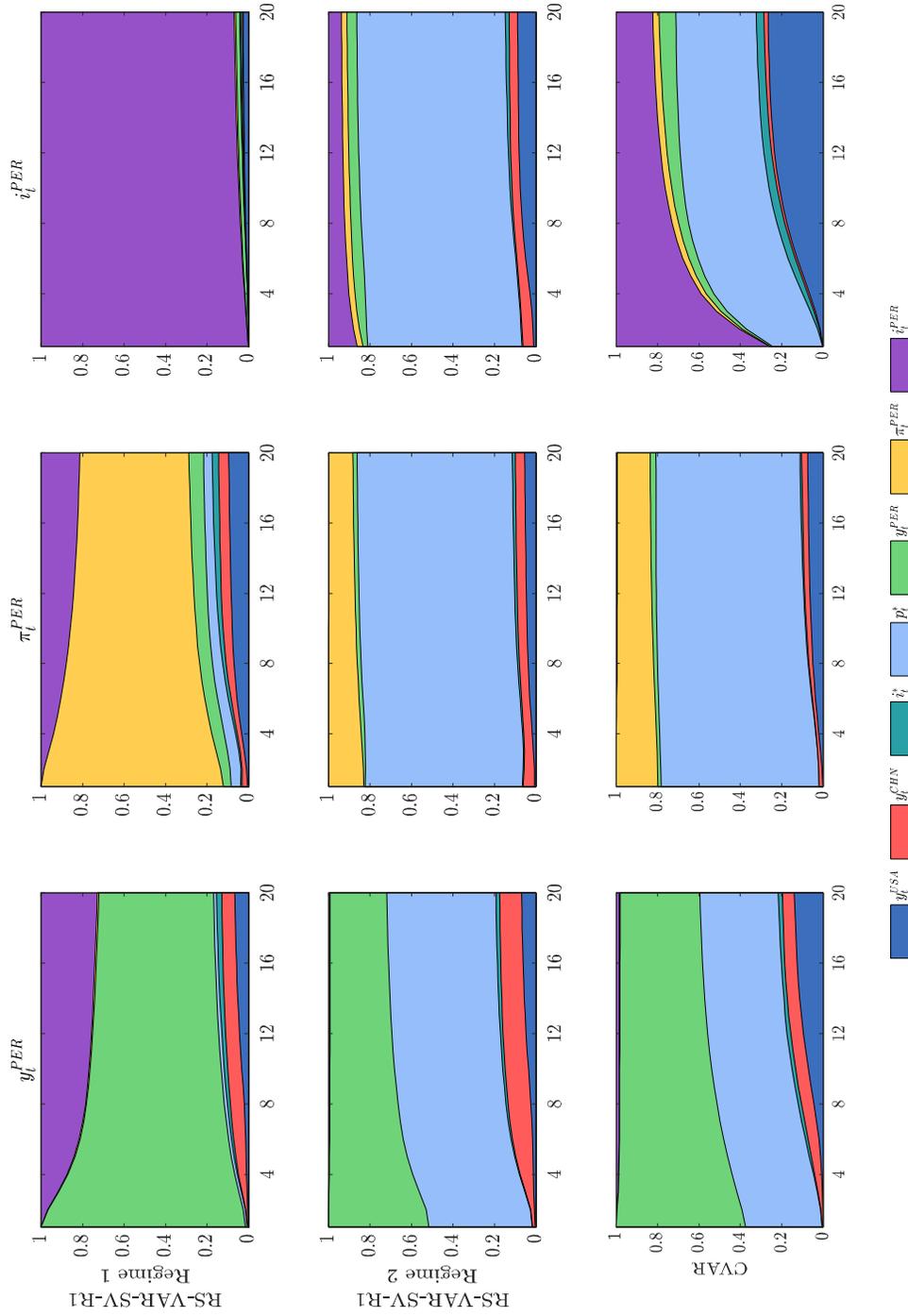


Figure 8. Robustness Analysis to the Baseline Model with Alternative Priors. FEVD of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for the RS-VAR-SV-R1 Model by Regime and the CVAR Model (20 periods).

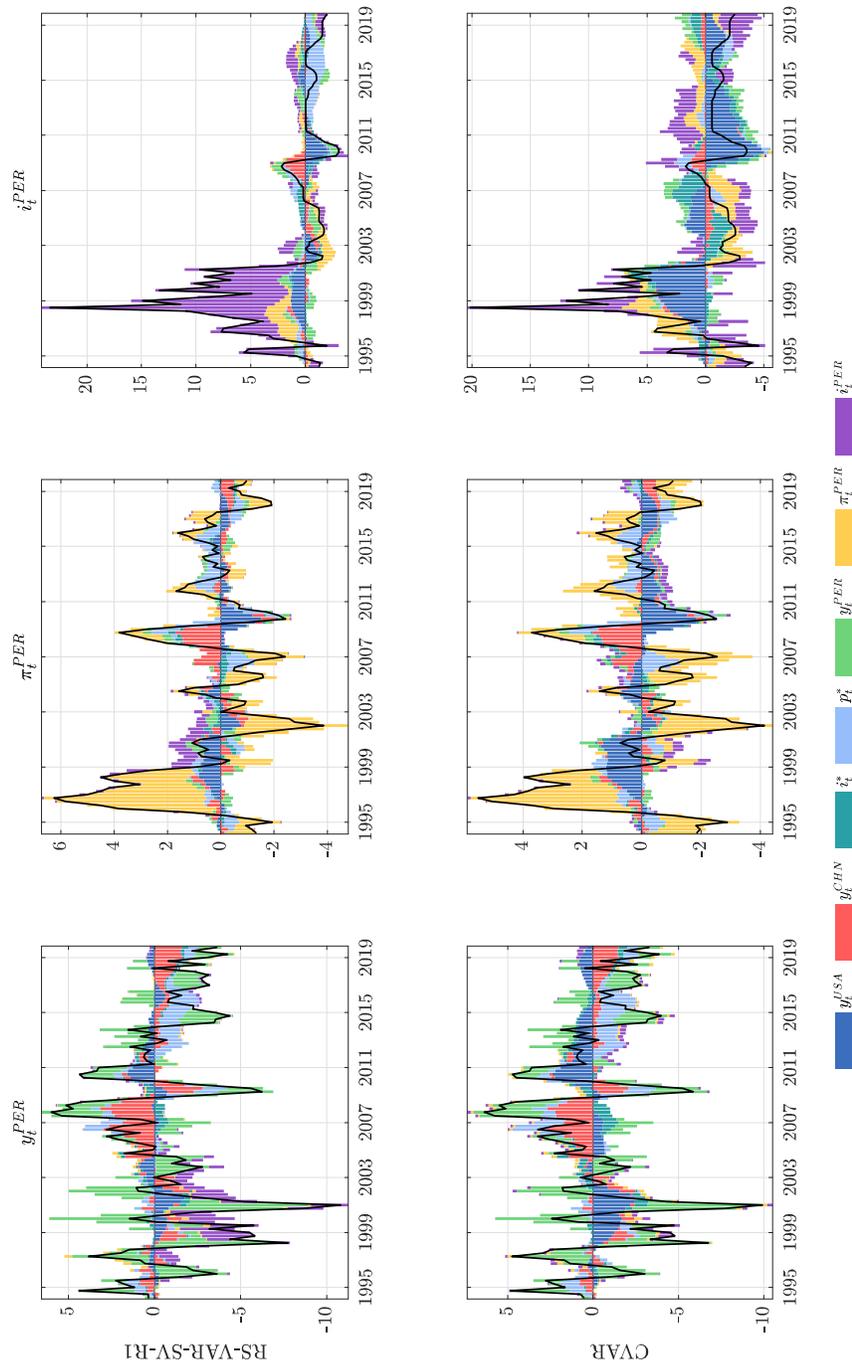


Figure 9. Robustness Analysis to the Baseline Model with Alternative Priors. Historical Decomposition of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for the RS-VAR-SV-R1 Model and the CVAR Model.

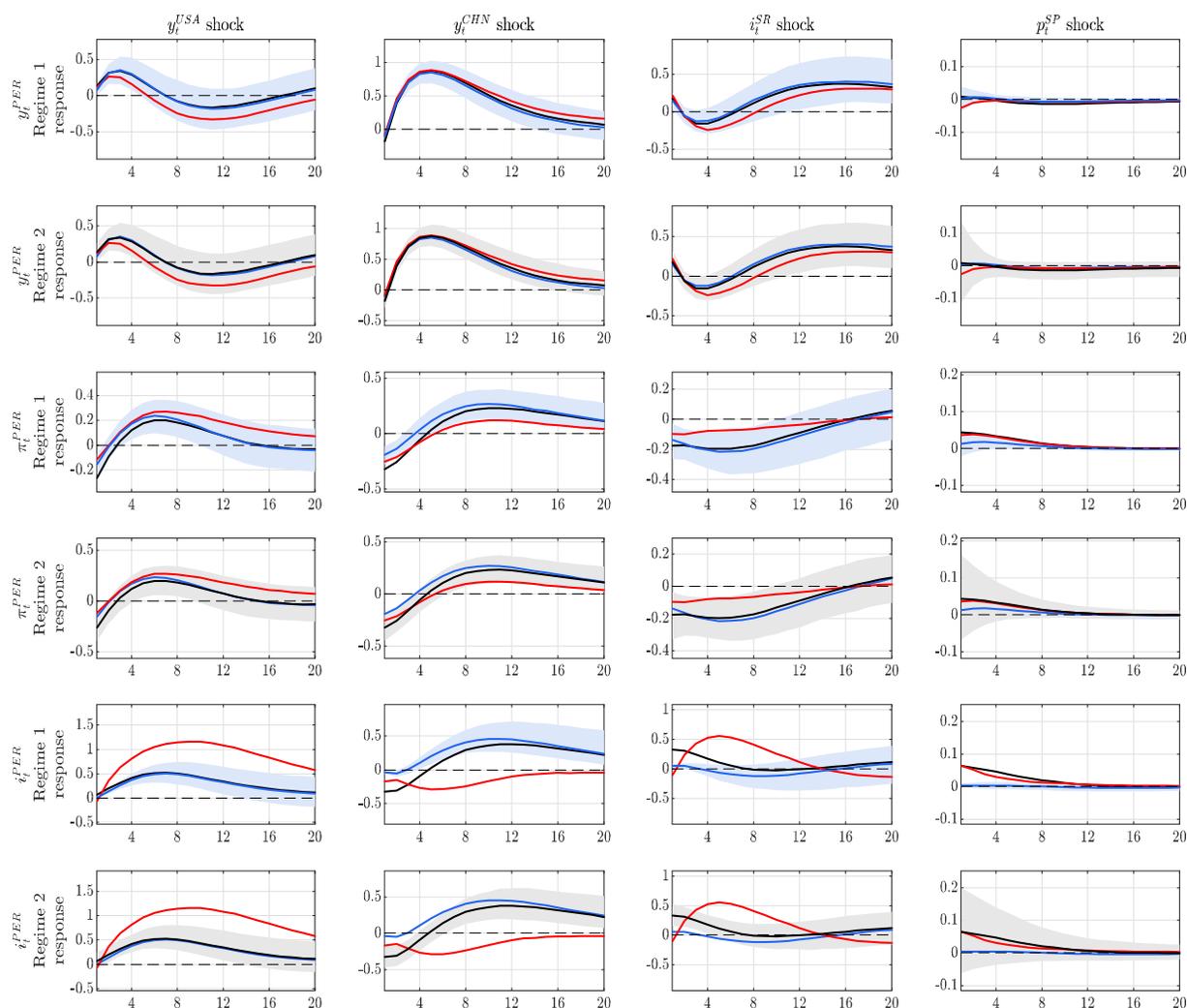


Figure 10. Robustness Analysis to the Baseline Model with Alternative Foreign Shocks. First and Second Regime IRFs of Domestic Variables to different Foreign Shocks. The solid blue line: RS-VAR-SV-R1 model First Regime; the solid black line: RS-VAR-SV-R1 model Second Regime; the solid red line: CVAR model. The blue shaded area is the 68% error band in the First Regime; the grey shaded area is the 68% error band in the Second Regime. Rows represent the response of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate to Regime 1 and Regime 2 to a set of Foreign Shocks, ordered in each column.

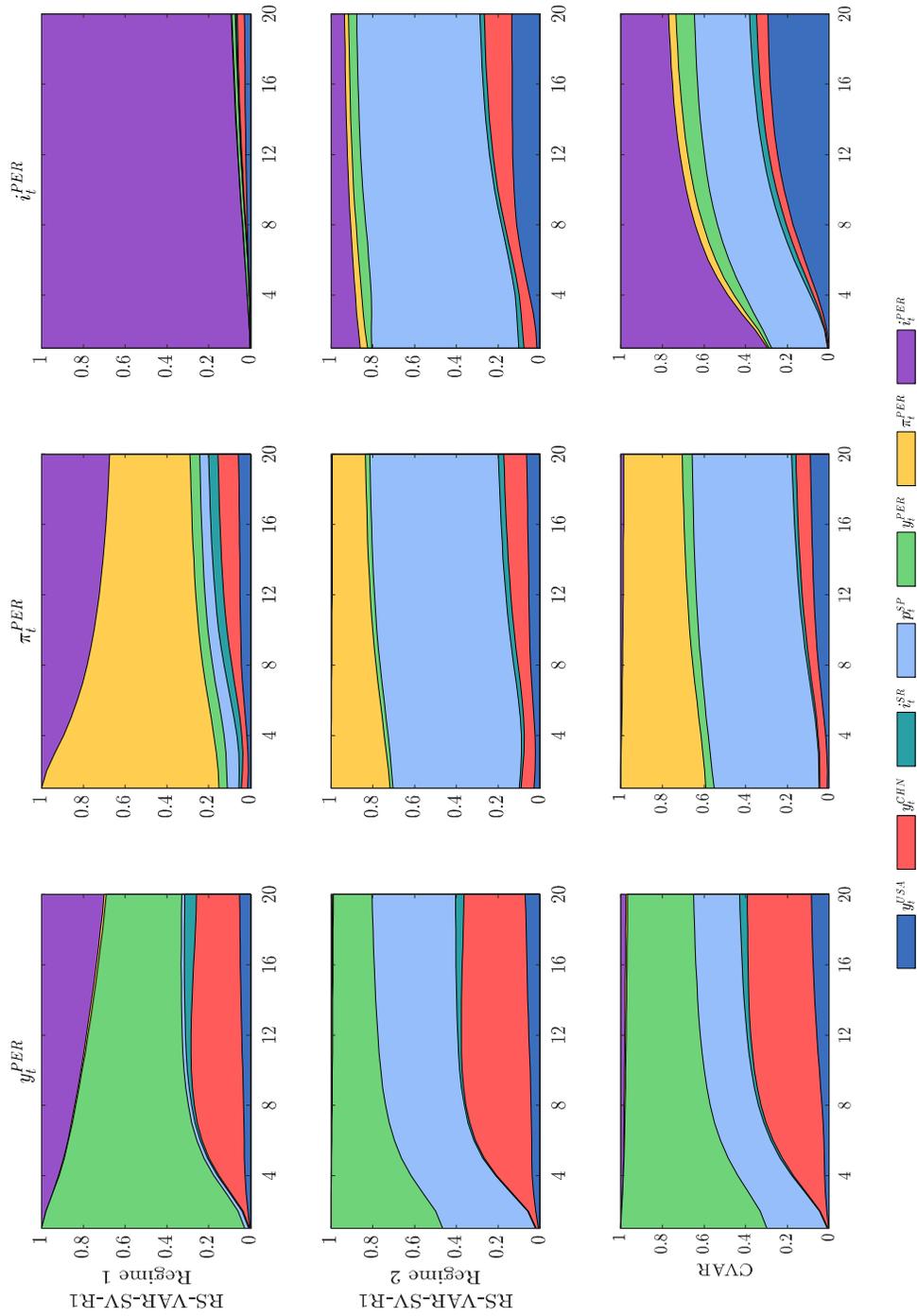


Figure 11. Robustness Analysis to the Baseline Model with Alternative Foreign Shocks. FEVD of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for the RS-VAR-SV-R1 Model by Regime and the CVAR Model (20 periods).

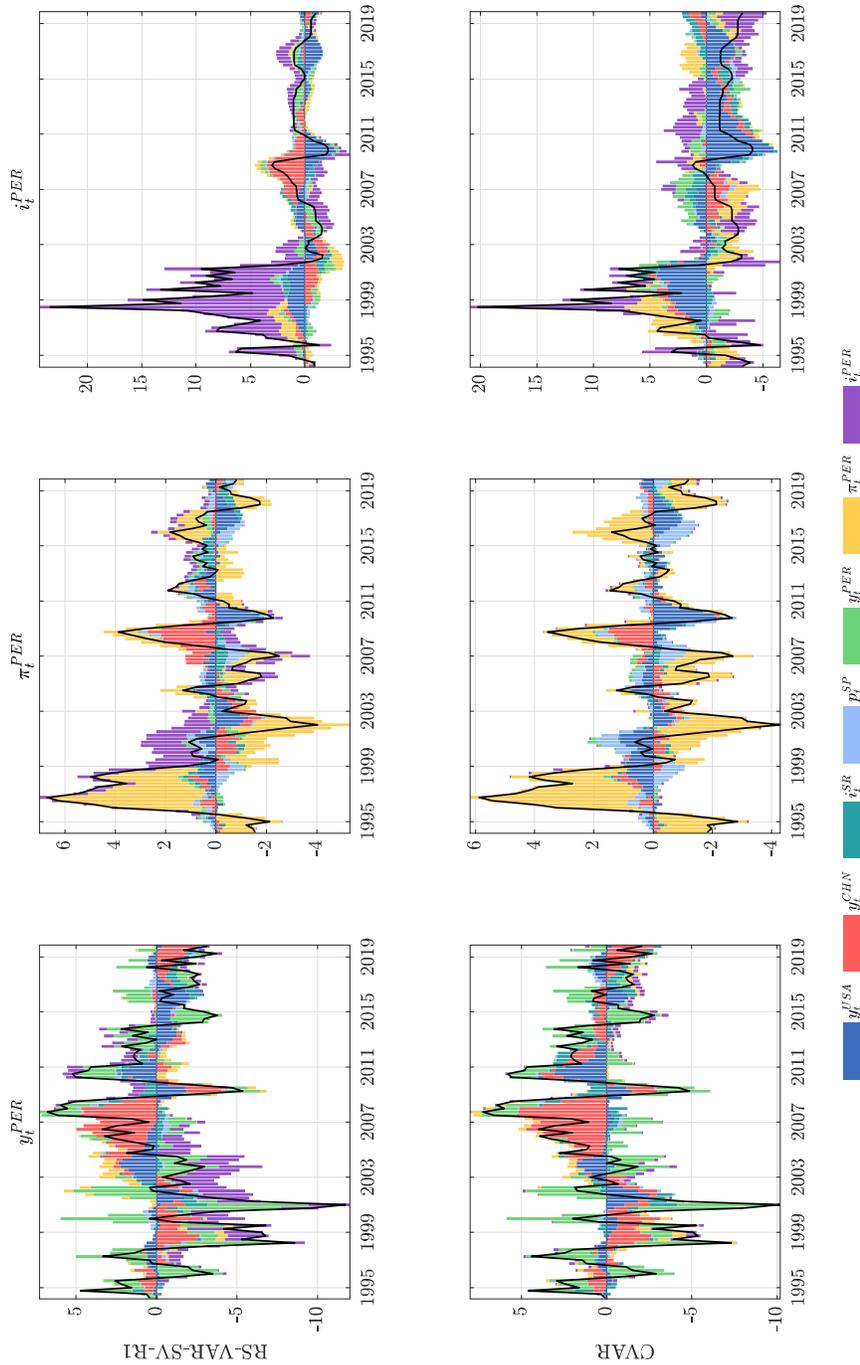


Figure 12. Robustness Analysis to the Baseline Model with Alternative Foreign Shocks. Historical Decomposition of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for the RS-VAR-SV-R1 Model and the CVAR Model.

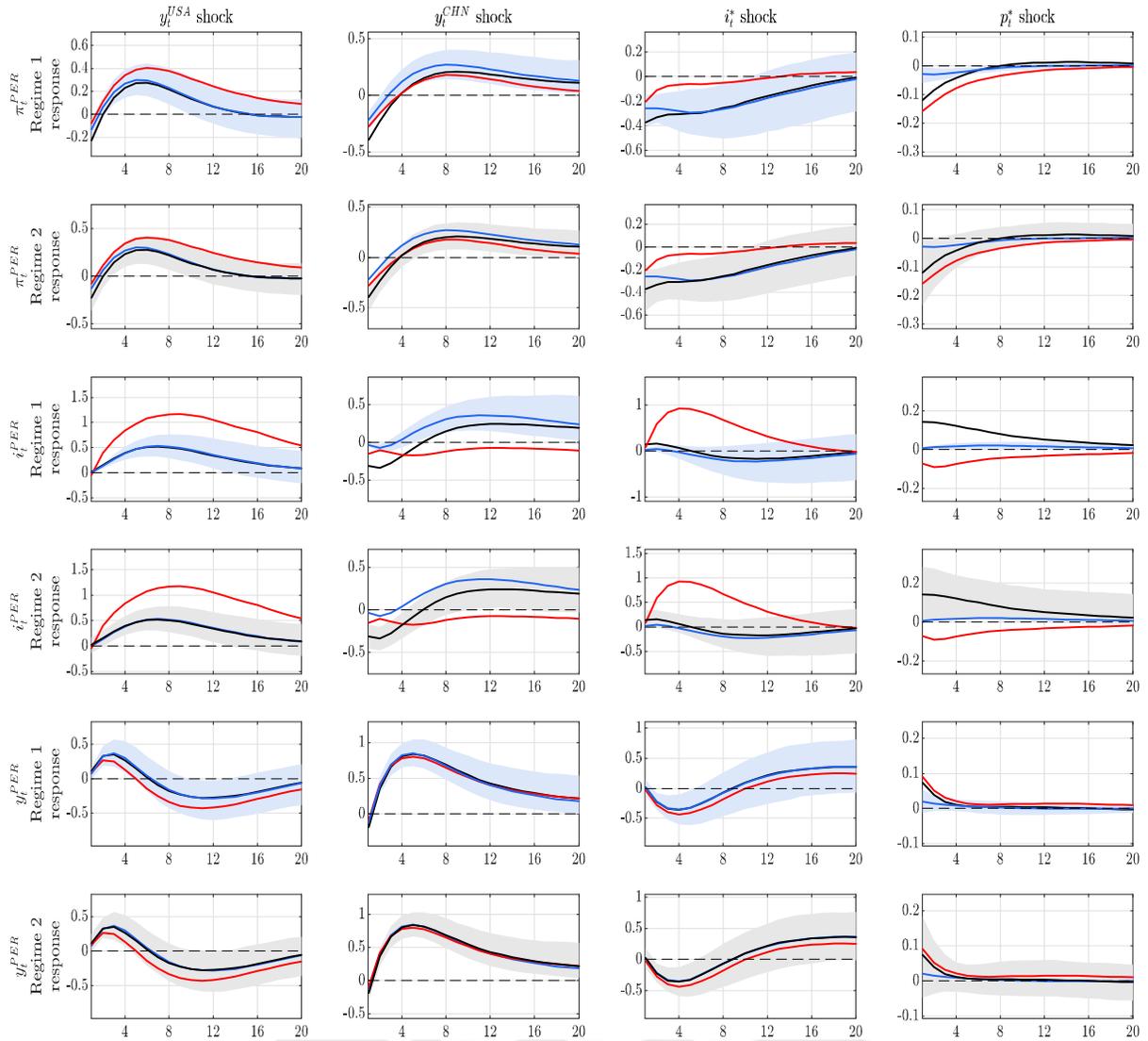


Figure 13. Robustness Analysis to the Baseline Model with Different Ordering of Domestic Variables. First and Second Regime IRFs of Domestic Variables to different Foreign Shocks. The solid blue line: RS-VAR-SV-R1 model First Regime; the solid black line: RS-VAR-SV-R1 model Second Regime; the solid red line: CVAR model. The blue shaded area is the 68% error band in the First Regime; the grey shaded area is the 68% error band in the Second Regime. Rows represent the response of Inflation, Interest Rate and Domestic GDP Growth to Regime 1 and Regime 2 to a set of Foreign Shocks, ordered in each column.

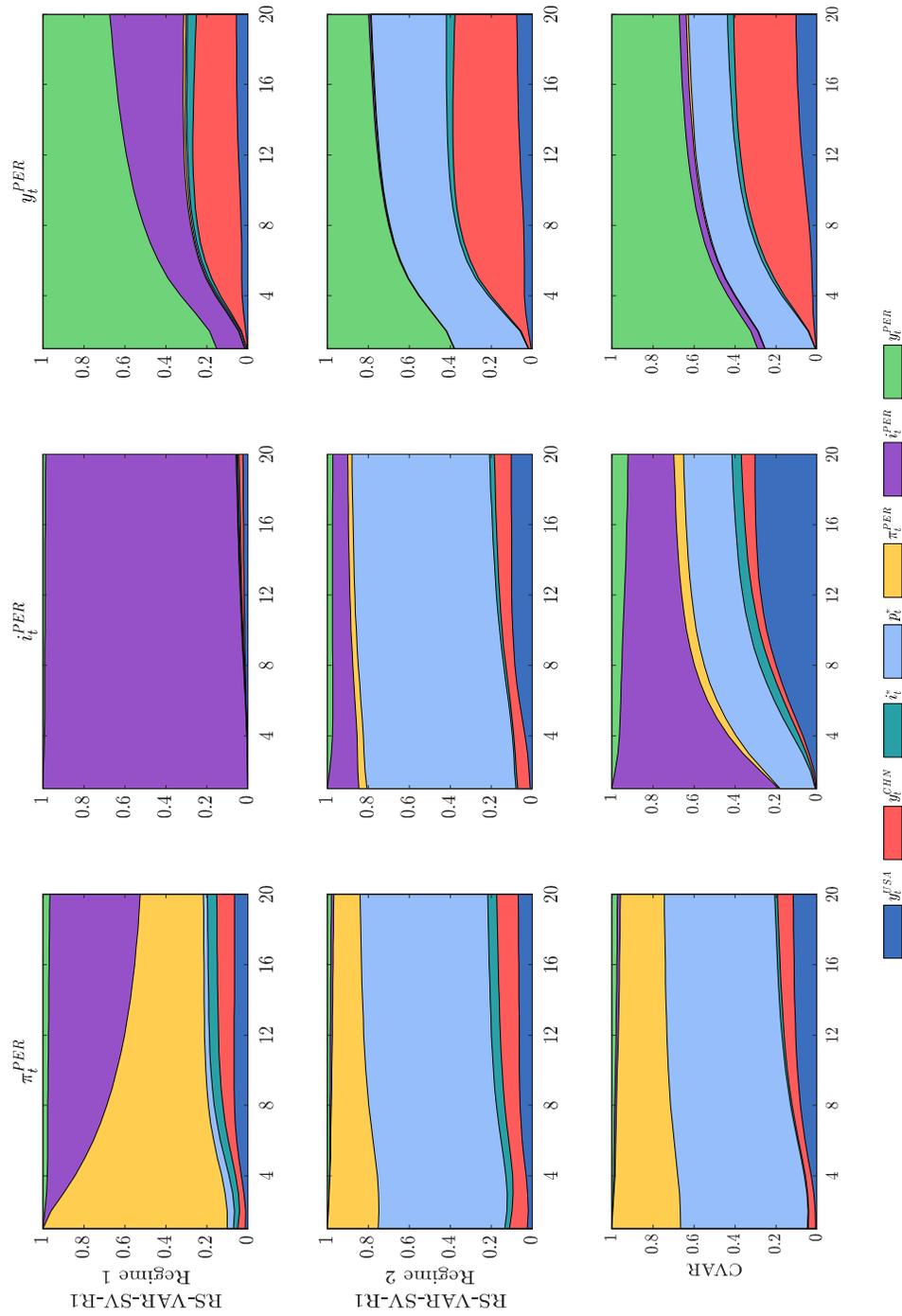


Figure 14. Robustness Analysis to the Baseline Model with Different Ordering of Domestic Variables. FEVD of Inflation, Interest Rate and Domestic GDP Growth for the RS-VAR-SV-R1 Model by Regime and the CVAR Model (20 periods).

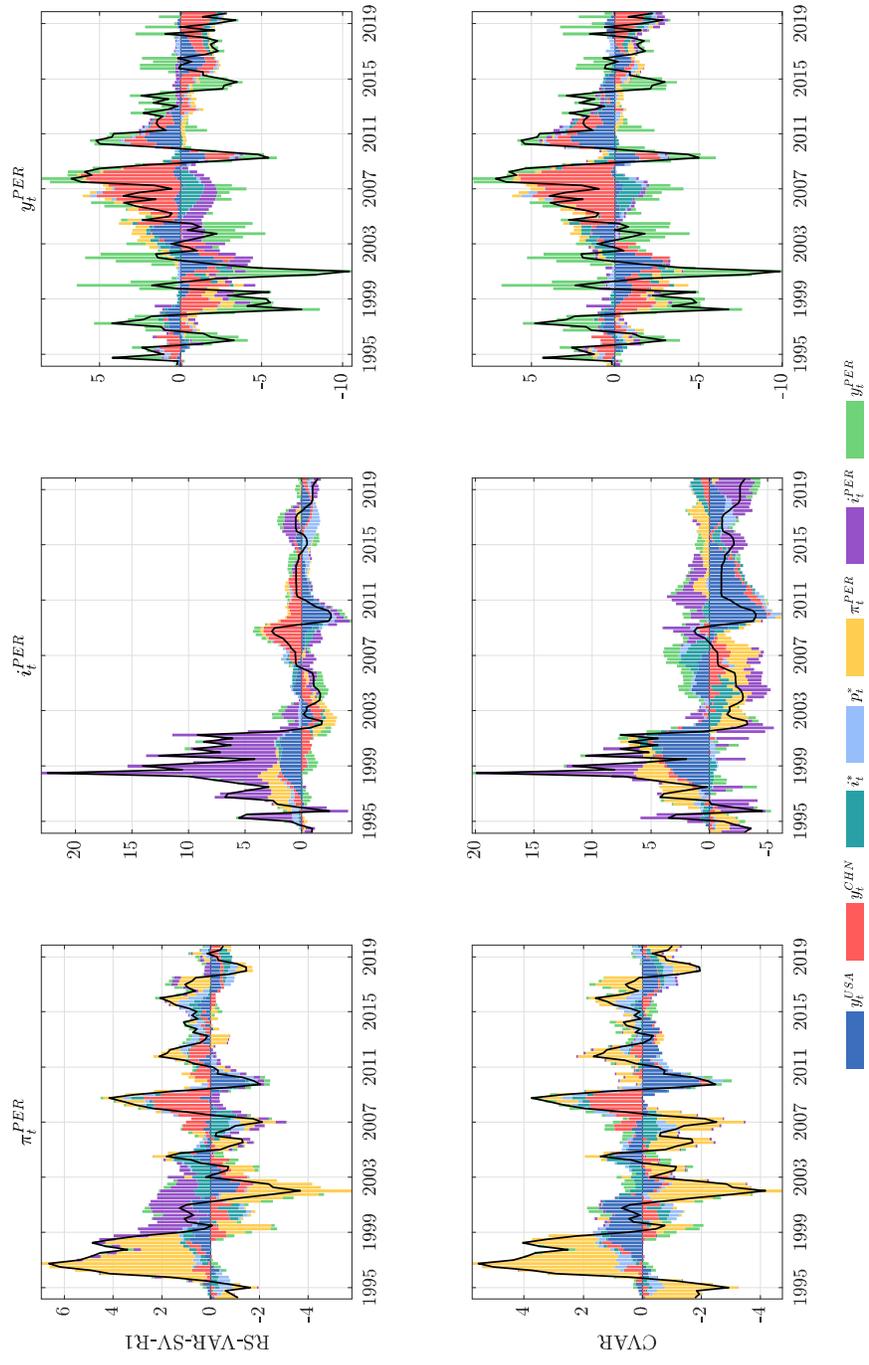


Figure 15. Robustness Analysis to the Baseline Model with Different Ordering of Domestic Variables. Historical Decomposition of Inflation, Interest Rate and Domestic GDP Growth for the RS-VAR-SV-R1 Model and the CVAR Model.

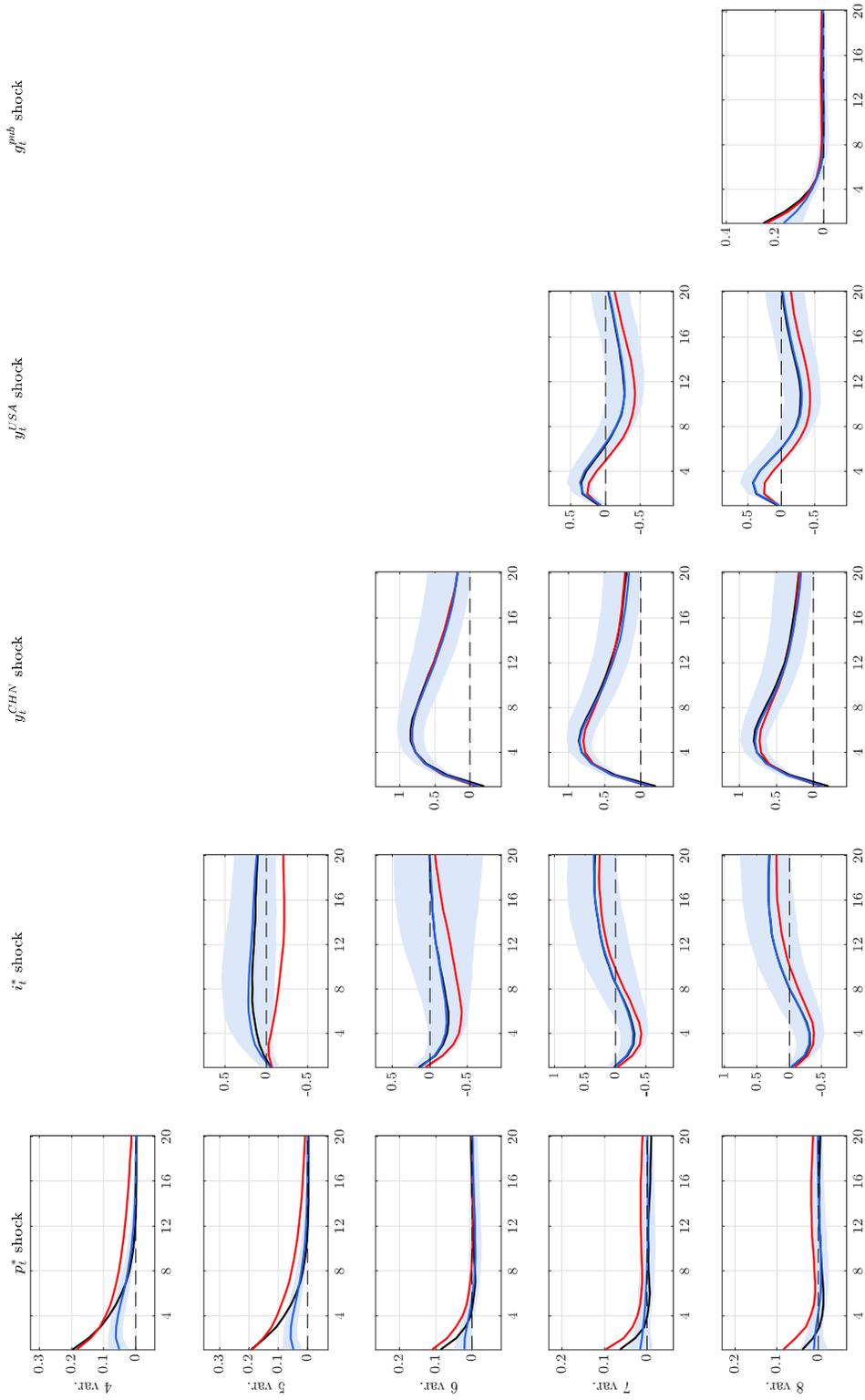


Figure 16a. First Regime IRFs of Domestic GDP Growth to different Foreign Shocks. The 4-variable Model considers the XPI Growth as the unique Foreign variable; the 5-variable Model adds the Fed Funds Rate; the 6-variable Model adds China's GDP Growth; the 7-variable Model is the Baseline Model; and the 8-variable Model incorporates Public Investment Growth. The solid blue line: RS-VAR-SV-R1 model First Regime; the solid black line: RS-VAR-SV-R1 model Second Regime; the solid red line: CVAR model. The blue shaded area is the 68% error band in the First Regime.

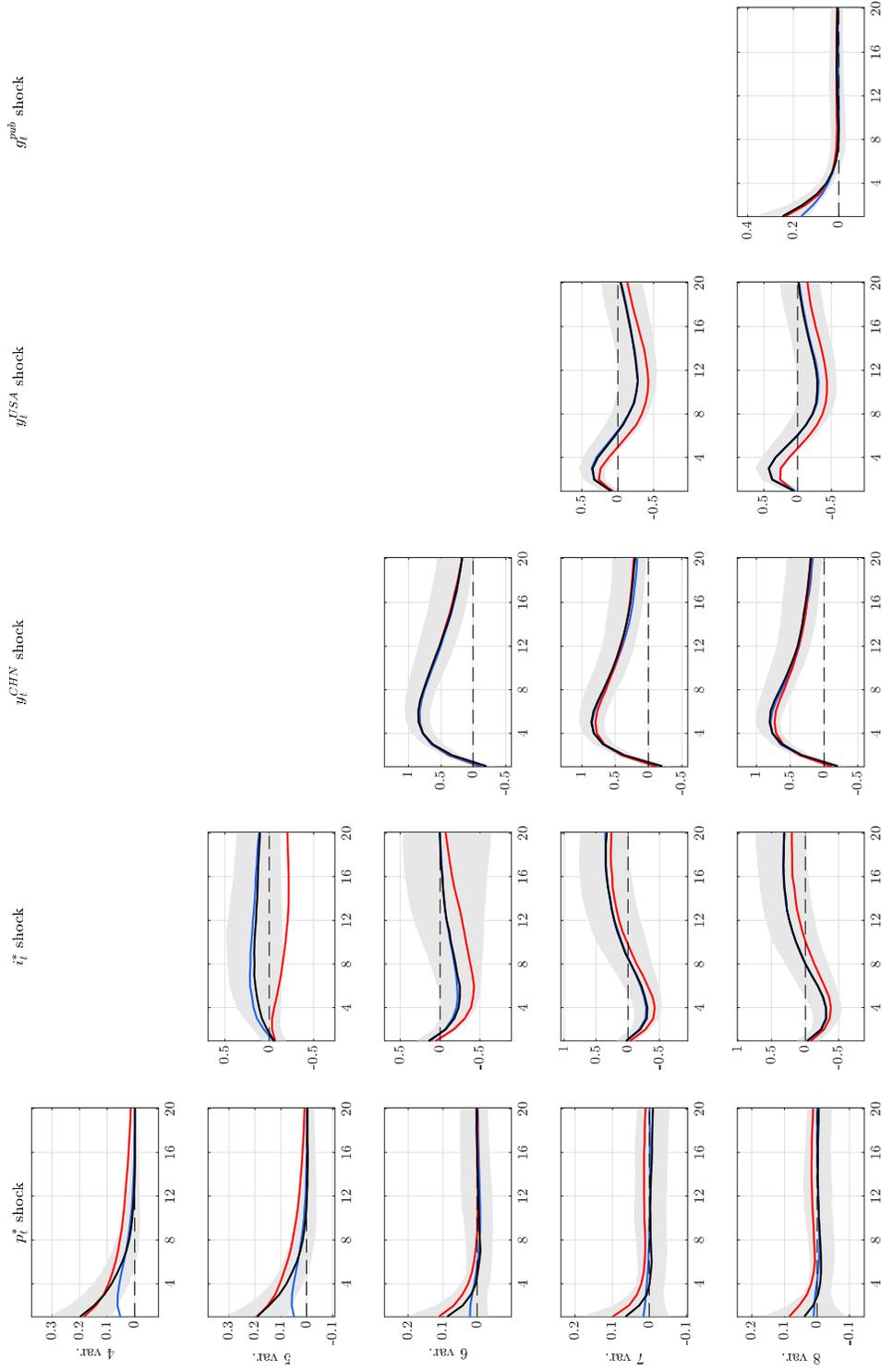


Figure 16b. First Regime IRFs of Domestic GDP Growth to different Foreign Shocks. The 4-variable Model considers the XPI Growth as the unique Foreign variable; the 5-variable Model adds the Fed Funds Rate; the 6-variable Model adds China's GDP Growth; the 7-variable Model is the Baseline Model; and the 8-variable Model incorporates Public Investment Growth. The solid blue line: RS-VAR-SV-R1 model First Regime; the solid black line: RS-VAR-SV-R1 model Second Regime; the solid red line: CVAR model. The grey shaded area is the 68% error band in the Second Regime.

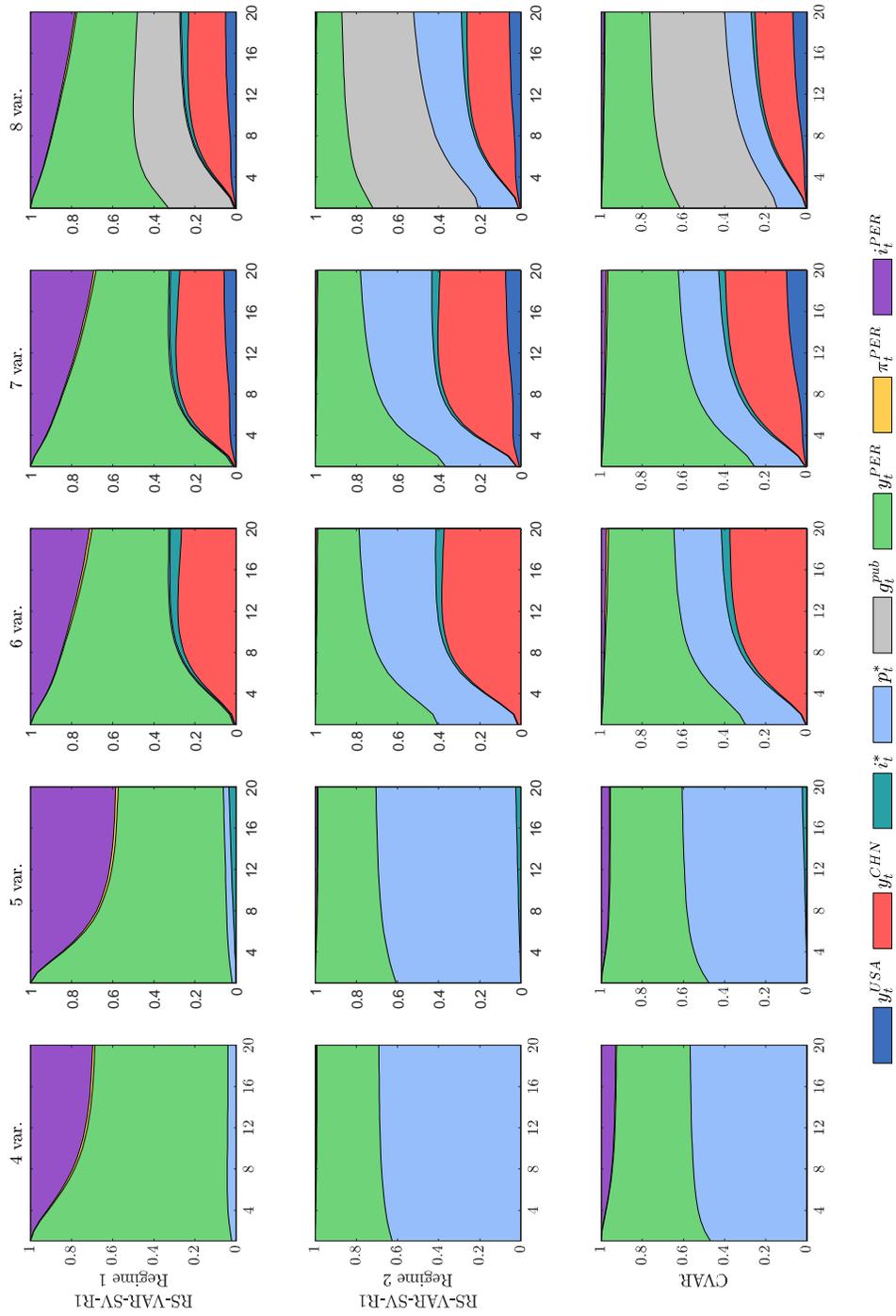


Figure 17. FEVD of Domestic GDP Growth for the RS-VAR-SV-R1 Model by Regime and CVAR Model, 20 periods. The 4-variable Model considers the XPI Growth as the unique Foreign variable; the 5-variable Model adds the Fed Funds Rate; the 6-variable Model adds China's GDP Growth; the 7-variable Model is the Baseline Model; and the 8-variable Model incorporates Public Investment Growth.



Figure 18. Historical Decomposition of Domestic GDP Growth for the RS-VAR-SV-R1 Model and CVAR Model. The 4-variable Model considers the XPI Growth as the unique Foreign variable; the 5-variable Model adds the Fed Funds Rate; the 6-variable Model adds China's GDP Growth; the 7-variable Model is the Baseline Model; and the 8-variable Model incorporates Public Investment Growth.