

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

ESCUELA DE POSGRADO



**Choques externos y fluctuaciones macroeconómicas en
países de la Alianza del Pacífico: aplicación empírica
usando modelos TVP-VAR-SV**

TESIS PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

AUTOR

Renato Vassallo Sarango

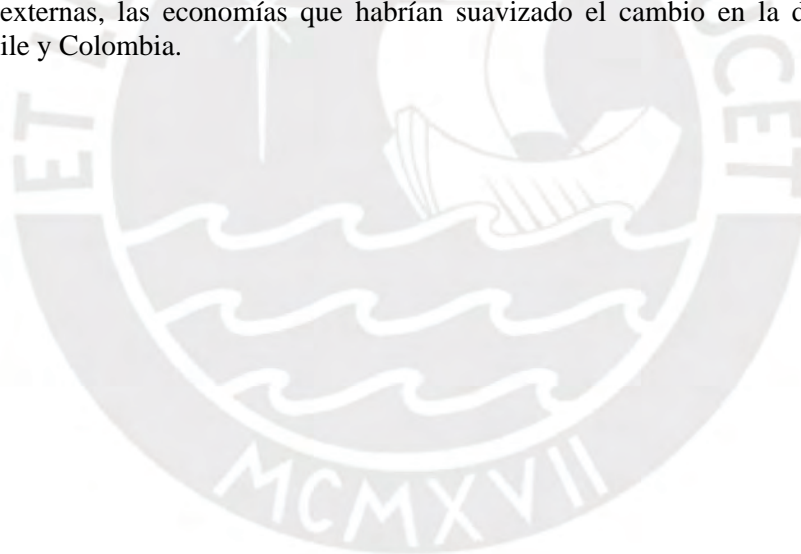
ASESOR

Gabriel Hender Rodríguez Briones

Mayo de 2021

RESUMEN

Este artículo proporciona evidencia empírica sobre la evolución del impacto de choques externos sobre la dinámica macroeconómica de los países de la Alianza del Pacífico (AP). Estimamos una familia de modelos VAR donde se permite la variación (o constancia) en el tiempo de los parámetros incluyendo la matriz de varianzas (TVP-VAR-SV). Los resultados sugieren que: (i) las fluctuaciones desde China generan las respuestas más significativas y persistentes: un incremento de 1% en el crecimiento económico de China aumenta el crecimiento de Chile, Colombia y México entre 0.3% y 0.4% en el primer año, mientras que en Perú el aumento es de 0.8%; (ii) encontramos una evolución importante en las respuestas asociadas a choques en los precios de exportación: el impacto sobre el crecimiento en Chile y Perú se triplicó entre 1994 y 2009 para después moderarse hacia 2019, mientras que en México y Colombia este impacto se multiplicó por 4 y 10 entre 1994 y 2019, respectivamente; y, (iii) las alzas inesperadas en la tasa Fed generan incrementos significativos en las tasas de política de los países AP, efecto que se amplifica en periodos de crisis y que profundiza el impacto negativo sobre el crecimiento de las economías en evaluación. Por su parte, las descomposiciones de varianza muestran que los factores externos tendieron a explicar más del 50% de las desviaciones en las variables domésticas consideradas. Así, las economías AP habrían crecido en promedio 3.1 p.p. más en 2009 en un escenario sin choques foráneos. Finalmente, destacamos a México y Perú como las economías con mayor absorción de choques externos para el periodo analizado, pues se evidencia una mayor reacción y sensibilidad relativa de las variables domésticas frente a los choques externos en comparación a los otros países. Además, en ausencia de perturbaciones externas, las economías que habrían suavizado el cambio en la dinámica interna habrían sido Chile y Colombia.



Choques externos y fluctuaciones macroeconómicas en países de la Alianza del Pacífico: aplicación empírica usando modelos TVP-VAR-SV

Renato Vassallo

Pontificia Universidad Católica del Perú

Mayo de 2021

Resumen

Este artículo proporciona evidencia empírica sobre la evolución del impacto de choques externos sobre la dinámica macroeconómica de los países de la Alianza del Pacífico (AP). Estimamos una familia de modelos VAR donde se permite la variación (o constancia) en el tiempo de los parámetros incluyendo la matriz de varianzas (TVP-VAR-SV). Los resultados sugieren que: (i) las fluctuaciones desde China generan las respuestas más significativas y persistentes: un incremento de 1% en el crecimiento económico de China aumenta el crecimiento de Chile, Colombia y México entre 0.3% y 0.4% en el primer año, mientras que en Perú el aumento es de 0.8%; (ii) encontramos una evolución importante en las respuestas asociadas a choques en los precios de exportación: el impacto sobre el crecimiento en Chile y Perú se triplicó entre 1994 y 2009 para después moderarse hacia 2019, mientras que en México y Colombia este impacto se multiplicó por 4 y 10 entre 1994 y 2019, respectivamente; y, (iii) las alzas inesperadas en la tasa Fed generan incrementos significativos en las tasas de política de los países AP, efecto que se amplifica en periodos de crisis y que profundiza el impacto negativo sobre el crecimiento de las economías en evaluación. Por su parte, las descomposiciones de varianza muestran que los factores externos tendieron a explicar más del 50% de las desviaciones en las variables domésticas consideradas. Así, las economías AP habrían crecido en promedio 3.1 p.p. más en 2009 en un escenario sin choques foráneos. Finalmente, destacamos a México y Perú como las economías con mayor absorción de choques externos para el periodo analizado, pues se evidencia una mayor reacción y sensibilidad relativa de las variables domésticas frente a los choques externos en comparación a los otros países. Además, en ausencia de perturbaciones externas, las economías que habrían suavizado el cambio en la dinámica interna habrían sido Chile y Colombia.

Clasificación JEL: C32, F20, F44, F62

Palabras Clave: Choques Externos, Alianza del Pacífico, Efectos no Lineales, Materias Primas, TVP-VAR-SV, Volatilidad Estocástica.

Índice

| | |
|--|----|
| 1. Introducción | 1 |
| 2. Revisión de literatura | 2 |
| 3. Estrategia empírica | 5 |
| 3.1. El modelo econométrico | 5 |
| 3.2. Especificación y estimación | 7 |
| 3.3. Criterios de comparación de modelos | 7 |
| 3.3.1. Método de entropía cruzada (EC) | 7 |
| 3.3.2. Criterio de información por desviaciones (DIC) | 8 |
| 4. Resultados | 8 |
| 4.1. Datos | 9 |
| 4.2. Priors | 10 |
| 4.3. Evidencia de variación en el tiempo en parámetros y volatilidad | 10 |
| 4.4. Selección de modelos | 10 |
| 4.5. Funciones impulso-respuesta (IRFs) | 12 |
| 4.5.1. El impacto promedio de los choques externos | 13 |
| 4.5.2. Evolución del impacto de choques externos en el tiempo | 16 |
| 4.6. Descomposición histórica (HD) | 17 |
| 4.7. Descomposición de varianza del error de predicción (FEVD) | 19 |
| 5. Análisis de robustez | 20 |
| 5.1. Cambio de priors | 20 |
| 5.2. Cambio de variables | 21 |
| 5.3. Modelo de 4 variables | 22 |
| 5.4. Extensión al modelo base incluyendo política fiscal | 22 |
| 6. Conclusiones | 24 |
| Referencias | 26 |
| Tablas | 31 |
| Figuras | 39 |

1. Introducción

Históricamente, las economías emergentes se han visto particularmente afectadas por los constantes cambios en las condiciones internacionales. Así, gran parte del desempeño notable de estas economías observado entre 2002 y 2011 se sustentó en el boom de precios de materias primas, impulsado por una elevada expansión económica mundial y un agudo ciclo de debilitamiento global del dólar. Sin embargo, los daños estructurales tras la crisis financiera de 2008 y el consiguiente retiro de los estímulos monetarios desde las economías avanzadas contribuyeron a un abrupto proceso de desaceleración en las economías emergentes, lo que se ha convertido en un reto de manejo para las autoridades económicas.

Desde este punto de vista, este documento ayuda a comprender cómo las condiciones externas han afectado las fluctuaciones macroeconómicas en las economías emergentes, con la finalidad de tener una idea de cómo se enfrentarán a cambios inminentes en estas condiciones. Por tanto, nuestro objetivo es analizar y cuantificar los efectos y evolución de distintos choques externos sobre el crecimiento del producto, inflación y tasa de interés de cuatro de las principales economías en América Latina: Chile, Colombia, México y Perú; países que conforman desde 2012 el bloque de la Alianza del Pacífico (AP).

El bloque AP ha sido concebido como un mecanismo de integración económico-comercial para facilitar la coordinación de las políticas macroeconómicas de sus países miembros, sobre la base de su historia común y características económicas: todas son exportadoras de materias primas, poseen regímenes de política monetaria y fiscal semejantes, y a inicios del nuevo milenio las cuatro economías adoptaron esquemas de metas explícitas de inflación. Asimismo, poseen un sistema de reglas fiscales similares, con excepción de Perú. También constituyen economías con un alto grado de apertura comercial, con un índice de apertura de 55 % promedio en comparación al 42 % del resto de las economías de América Latina.

Este artículo contribuye a la literatura en tres aspectos. En primer lugar, encontramos evidencia que apoya fuertemente la tesis tradicional que posiciona a los factores externos como la principal fuente de fluctuaciones macroeconómicas en economías emergentes (Calvo et al. (1993), Mendoza (1995), Kose (2002), Izquierdo et al. (2007), Rodríguez et al. (2018), entre otros), en detrimento de otra corriente literaria que señala que esta influencia externa estaría sobreestimada (Lubik y Teo (2005), Aguirre (2011) y Schmitt-Grohé y Uribe (2018)). Para ello, estimamos una familia de modelos VAR, donde se permite la variación (o constancia) en el tiempo de los parámetros incluyendo la matriz de varianzas (TVP-VAR-SV). Esta variación es ingrediente necesario para controlar por las eventuales no linealidades asociadas con los cambios económicos estructurales y los choques macroeconómicos heterocedásticos que han podido sufrir las economías en evaluación. Asimismo, para abordar la alta dimensionalidad del espacio de parámetros y las no linealidades del modelo, la estimación se realiza mediante métodos bayesianos.

En segundo lugar, evaluamos de manera conjunta los tres canales de transmisión mediante los cuales los choques se propagan hacia las economías pequeñas y abiertas: (i) el canal comercial, vía la demanda de los socios comerciales; (ii) el canal financiero, vía movimiento en la tasa de interés internacional; y, (iii) el canal de precios, vía fluctuaciones en los precios de exportación.

Por último, y en vista de la limitada evidencia que estudia el comportamiento de los países AP frente a choques internacionales, este artículo busca entender el efecto y evolución de los cambios de las condiciones externas sobre las principales variables macroeconómicas de los países AP, en particular sobre el crecimiento del PBI doméstico, la inflación y la tasa de interés de corto plazo. Esto nos permitirá entender las similitudes o diferencias que presentan las respuestas macroeconómicas en cada uno de estos países y, por tanto, las implicancias de política económica.

Utilizando datos trimestrales entre 1994Q1-2019Q4, los resultados para las 4 economías sugieren

que aquellos modelos donde se permite la variación en el tiempo de cierto grupos de parámetros (y no todos), y que además incluyen volatilidad estocástica, se desempeñan mejor que los modelos VAR tradicionales y los modelos con todos los parámetros cambiantes; como en Primiceri (2005) o Cogley y Sargent (2005).

Los resultados muestran que los choques derivados de la demanda externa, precios internacionales y condiciones de financiamiento tienen repercusiones significativas y cambiantes en la dinámica macroeconómica de los países de la AP. En el análisis de impulso-respuesta destacan los choques reales desde China: el impacto acumulado a 2 años de un incremento de 1% en el crecimiento de China generaría aumentos de 0.6% en el crecimiento de Chile y Colombia, de 0.8% en México y de 1.2% en Perú. Por su parte encontramos una elevada variación en el tiempo en las respuestas macroeconómicas de los países AP frente a choques favorables en los precios de exportación (IPX): por ejemplo para Chile y Perú se observa que la respuesta del crecimiento se triplicó entre 1994 y 2009: en 1994, ante un incremento en 10% del crecimiento del IPX, el crecimiento del PBI chileno y peruano habría aumentado en 0.5%, pero hacia 2009 este incremento habría sido alrededor de 1.5%. Asimismo, los movimientos en la tasa Fed constituyen choques significativos y persistentes sobre la política monetaria del bloque AP, y su impacto se amplifica en periodos asociados a crisis financieras. En relación al análisis de la descomposición histórica, se encuentra una influencia predominantemente externa entre 2002-2011, periodo estrechamente asociado al boom de materias primas y elevado crecimiento global. Por el contrario, en el periodo 1994-2001 la participación de los choques domésticos es mayor que la de los foráneos, lo cual sería compatible con periodos de elevada volatilidad interna y choques idiosincráticos. En línea con IMF (2014), encontramos que los factores externos tendieron a explicar, en promedio, más de la mitad de las desviaciones en el crecimiento económico, inflación y tasa de interés de las economías AP durante el periodo muestral analizado.

El documento se divide de la siguiente manera. La Sección 2 resume la literatura que estudia la relación entre los factores externos y la dinámica de economías pequeñas y abiertas, con énfasis el bloque AP. La Sección 3 describe la propuesta metodológica para la estimación del modelo TVP-VAR-SV de Chan y Eisenstat (2018). La Sección 4 analiza los resultados de la estimación del modelo base y su interpretación económica. En la Sección 5 se proponen ejercicios alternativos que validan la robustez del modelo base propuesto. Finalmente, la Sección 6 presenta las conclusiones del documento. Cabe indicar que los resultados presentados en este documento corresponden a los modelos con mejor ajuste empírico para cada país. Las Figuras y resultados de otros modelos, así como de los ejercicios de robustez, se encuentran en un Apéndice disponible bajo solicitud.

2. Revisión de literatura

En esta Sección se describen brevemente los principales trabajos que estudian la relación entre factores externos y su efecto en la dinámica macroeconómica de países emergentes, principalmente latinoamericanos.

En el contexto del masivo movimiento de capitales hacia América Latina a finales de los 80s, Calvo et al. (1993) destacan la importancia de los factores externos en las fluctuaciones de los ciclos en economías latinoamericanas. Los autores estiman un modelo SVAR para 10 economías de América Latina, encontrando que, para la mayoría de estos países, los factores externos representan alrededor de 50% de la varianza del error de pronóstico en el tipo de cambio real. Sin embargo, estos resultados contrastan con lo encontrado por Ahmed y Murthy (1994), Hausmann y Gavin (1995), y Hoffmaister y Roldós (1997) quienes, también mediante la especificación de modelos SVAR, concluyen que el rol de los factores externos en general es relativamente limitado en la tarea

de explicar las fluctuaciones del producto en economías en desarrollo, y que la principal fuente detrás de estas fluctuaciones son los choques de oferta agregada.

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

Posteriormente, Canova (2005) estudia la transmisión de choques desde Estados Unidos hacia 8 países de América Latina y encuentra que dichos choques representan entre el 19 % y 56 % de la varianza de 8 principales variables macroeconómicas en los distintos países considerados. El autor destaca la importancia del canal financiero como amplificador de las perturbaciones externas. Utilizando una estrategia de identificación distinta, Mackowiak (2007) estima mediante modelos SVAR la relación entre factores externos y fluctuaciones macroeconómicas de ocho países emergentes, encontrando que los choques externos pueden explicar un 49 % de la varianza del PBI en dichas economías.

Los estudios de Izquierdo et al. (2007) y Osterholm y Zettelmeyer (2007) involucran únicamente a economías de la región. Los autores modelan la transmisión de choques internacionales sobre el crecimiento de América Latina a través de especificaciones VECM y BVAR (respectivamente), y encuentran que entre el 50 % y 60 % del crecimiento del bloque se explica por factores externos.

Con el objetivo de capturar posibles heterogeneidades en la transmisión de choques hacia economías emergentes, Cesa-Bianchi et al. (2011) estiman un modelo VAR global (GVAR) para 26 economías, incluyendo 5 latinoamericanas. Los autores encuentran que el impacto de largo plazo de un choque al PBI de China sobre una economía típica de América Latina se ha triplicado desde mediados de 1990. En contraste, el efecto de largo plazo de un choque al crecimiento de Estados Unidos se ha reducido a la mitad durante el mismo periodo de análisis. En la misma dirección, Saldarriaga y Winkelried (2013) encuentran que la mayor presencia de China en la economía global ha conllevado a mayores impactos sobre terceros países, en particular sobre economías pequeñas y abiertas como las latinoamericanas. A diferencia del estudio previamente referenciado, los autores estiman un modelo SVAR con restricciones de agregación para identificar choques específicos en cada país.

La evidencia empírica específica a los países AP no es ajena a la discusión en torno a la relevancia de los factores externos. Para Chile, un primer estudio es el realizado por Calvo y Mendoza (1998), quienes estiman un modelo VAR con datos de 1986 a 1997 y encuentran que los términos de intercambio causan, en el sentido Granger, a la actividad chilena. Utilizando una estrategia empírica similar, IMF (2012) proporciona una evaluación de la sensibilidad de la economía frente a choques externos, y encuentran que estos tienen un impacto significativo en la producción chilena, en particular los movimientos en el precio del cobre y cambios en las condiciones financieras internacionales. Asimismo, Fornero et al. (2016) a través de modelos SVAR corroboran que los choques de precios de materias primas son una fuente importante de ciclos económicos en 6 economías exportadoras de materias primas, entre ellas Chile y Perú, y que estos choques tienen efectos significativos en el PBI a través de su impacto en la inversión minera.

Con respecto a Colombia, Abrego y Osterholm (2008) encuentran que los factores externos explican cerca del 40 % de la dinámica del producto. Dentro de estos factores, jugaría un rol importante el PBI mundial (17 %) y la inversión extranjera directa (14 %), y un papel relativamente menor la tasa de interés en Estados Unidos (10 %) y el EMBI (10 %). También Mahadeva y Gómez

(2009) asignan un peso alto al precio real de las exportaciones y a los flujos de capital en la determinación de la actividad económica en Colombia. Posteriormente Echevarría et al. (2012), mediante la utilización de un modelo FAVAR, hacen hincapié que esta relevancia externa no ha sido estable en el tiempo, argumentando que en la crisis financiera de 2008 los factores externos explicaron cerca del 75 % de la dinámica económica colombiana, pero hacia 1998-1999 esta participación representó el 35 %. Un estudio reciente que aborda la interrelación entre las condiciones internacionales y la actividad desde una estrategia empírica más flexible es el realizado por Melo-Becerra et al. (2020), quienes estiman el impacto de choques de precios y producción de petróleo y confirman que existen diferentes patrones de volatilidad estocástica de las variables incluidas, lo que indica la relevancia de utilizar una metodología con parámetros cambiantes y varianza heterocedástica (TVP-VAR-SV).

Para México, país petrolero al igual que Colombia, destaca el estudio de Del Negro y Obiols-Homs (2001), quienes concluyen que las variaciones en la producción, los precios y las tasas de interés en Estados Unidos explican la mayoría de la varianza de la actividad económica en México y tienen un peso incluso mayor que el precio del petróleo. Estos hallazgos se ven reforzados con los aportes de Sosa (2008) y Blecker (2009) quienes destacan a los choques petroleros y estadounidenses como los principales determinantes de las fluctuaciones macroeconómicas en México, sobre todo después del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Este co-movimiento de ciclos entre México y Estados Unidos es analizado recientemente por Carrillo et al. (2020), quienes encuentran que los choques norteamericanos explican alrededor del 75 % de las fluctuaciones del producto previstas en México en un horizonte de 3 años. Los autores también destacan las interconexiones del mercado financiero para la transmisión internacional de los choques y consideran que son igual de importantes como los vínculos comerciales.

En el caso de Perú, una primera evidencia es la encontrada por Dancourt et al. (1997), quienes concluyen que la performance macroeconómica de largo plazo de nuestra economía parecería ser independiente de la estrategia de crecimiento o los modelos de desarrollo adoptados, afirmando que no se puede abstraer el rol de los choques externos cuando se busca explicar el crecimiento peruano. Así, indistintamente de la metodología empírica utilizada, los trabajos de Nolazco et al. (2016); Mendoza y Collantes Goicochea (2017); y Rodríguez et al. (2018), encuentran que las fuentes externas representan entre el 50 % y 96 % de las fluctuaciones del crecimiento económico doméstico, hallazgo que está en línea con los resultados mostrados por MEF (2014, 2019), donde se encuentra que esta participación sería de 55 %.

Recientemente estudios como los de Ojeda Cunya y Rodríguez (2021) y Rodríguez y Vassallo (2021) resaltan las ventajas de incorporar parámetros cambiantes y volatilidad estocástica en la discusión de la influencia de choques externos sobre Perú. Estos estudios encuentran que la participación de los choques externos en la variabilidad de las predicciones del crecimiento del PBI ha venido creciendo en el tiempo, pasando de representar alrededor de 10 % a mediados de los 90s, a más del 80 % en los periodos cercanos a la crisis financiera, evidenciando la dependencia y vulnerabilidad de nuestra economía a fluctuaciones en variables globales. Otras recientes contribuciones con evidencia para la economía peruana son Chávez y Rodríguez (2021), quienes usan modelos VAR con Regime-Switching en los parámetros y/o varianzas; y Guevara, Rodríguez y Yamuca (2021) quienes usan modelos TVP-VAR-SV con mezcla de innovaciones.

Como hemos visto, una gran corriente de la literatura regional y global está a favor de la predominancia de los factores externos como principal determinante de la dinámica macroeconómica en países emergentes como los de la AP. Sin embargo, estudios como el de Schmitt-Grohé y Uribe (2018) ponen en tela de juicio esta concepción: los autores estiman múltiples modelos SVAR específicos a 38 economías emergentes y encuentran que, cambios no anticipados en los términos de intercambio explican en promedio solo alrededor de 10 % sobre la variabilidad del PBI, desafiando gran parte de la literatura empírica antes descrita en este documento. En vista que los resultados

contrastan con la óptica estándar de la literatura reciente, los autores sugieren como mejora al modelo empírico el considerar los precios de *commodities* en vez de índices agregados de valores unitarios de exportación e importación, criterio que se ha tomado en cuenta en la elaboración de este documento.

Este documento se inscribe dentro de la metodología empleada inicialmente por Cogley y Sargent (2005) y Primiceri (2005), quienes estiman modelos TVP-VAR-SV para la evaluación de política monetaria y su impacto en la economía estadounidense, y en donde además Primiceri (2005) proporciona una interpretación estructural de la dinámica conjunta utilizando restricciones recursivas en la matriz de relaciones contemporáneas. Además, estudios como el de Clark (2011) y D’Agostino et al. (2013) demuestran las ventajas en términos de ajuste y pronóstico de aquellos modelos que consideran parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica¹. Sin embargo, y a pesar del éxito empírico de estos modelos más flexibles, existe evidencia reciente que ha expresado sus preocupaciones acerca de los problemas potenciales de sobreparametrización; véase Chan et al. (2012), Nakajima y West (2013) y Belmonte et al. (2014). En este contexto, nosotros seguimos una nueva estrategia de estimación, propuesta por Chan y Eisenstat (2018), quienes además de considerar el modelo original TVP-VAR-SV, implementan seis versiones restrictas a partir de supuestos asociados a la constancia (o variabilidad) en el tiempo de interceptos, coeficientes VAR, efectos contemporáneos e incluso de la matriz de varianzas. Esta estrategia es implementada con la finalidad de evaluar aisladamente el rol de la variabilidad en el tiempo de diferentes grupos de parámetros.

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

3. Estrategia empírica

3.1. El modelo econométrico

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

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

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

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

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

¹Para mayor detalle sobre volatilidad estocástica, véase Harvey et al. (1994), Kim et al. (1998) y Chib et al. (2006).

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

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

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

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

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

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

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

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

donde las condiciones iniciales θ_0 son parámetros a ser estimados.

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

3.2. Especificación y estimación

La estimación de cada uno de los modelos descritos se realiza utilizando el método Gibbs Sampling, donde los draws se basan en el muestreo de precisión planteado por Chan y Jeliazkov (2009). Los autores modifican el algoritmo de Primiceri (2005), como se discute en Del Negro y Primiceri (2015). Para mayor detalle acerca de la estimación, remitimos al lector al Apéndice A desarrollado en Chan y Eisenstat (2018). En esta Sección describimos algunos detalles relacionados a la elección de las densidades prior y calibración.

Los modelos se estiman utilizando un rezago, seleccionado usando el Criterio de Información de Bayes (BIC) para la versión del modelo con parámetros constantes. Asimismo, es conveniente asumir que los valores iniciales para los coeficientes, las covarianzas, las log-volatilidades, y los hiperparámetros son independientes entre ellos. Se asume que las priors para los estados iniciales de los coeficientes cambiantes en el tiempo y errores estándar en logaritmos siguen una distribución Normal: $\theta_0 \sim N(a_\theta, V_\theta)$, $h_0 \sim N(a_h, V_h)$. Por otro lado, se define la matriz diagonal de covarianzas de los errores para las ecuaciones de estado de la forma $\Sigma_\theta = \text{diag}(\sigma_{\theta_1}^2, \dots, \sigma_{\theta_{k_\theta}}^2)$, $\Sigma_h = \text{diag}(\sigma_{h_1}^2, \dots, \sigma_{h_n}^2)$. Los elementos de la diagonal de Σ_θ y Σ_h se distribuyen independientemente como: $\sigma_{\theta_i}^2 \sim IG(v_{\theta_i}, S_{\theta_i})$, $\sigma_{h_j}^2 \sim IG(v_{h_j}, S_{h_j})$, $i = 1, \dots, k_\theta$, $j = 1, \dots, k_h$.

3.3. Criterios de comparación de modelos

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

3.3.1. Método de entropía cruzada (EC)

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

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

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

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

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

Entonces, debemos elegir g de tal manera que esté lo suficientemente cerca de g^* para que la varianza del estimador sea mínima. Para esto se plantea una familia paramétrica $\mathcal{F} = \{f(\theta; v)\}$,

sujeta a un vector de parámetros v de la cual encontramos la densidad de importancia $f(\theta; v^*) \in \mathcal{F}$ que esté más cerca a g^* . El objetivo es encontrar v_{ce}^* de tal manera que minimice la distancia entre la densidad óptima y la densidad elegida $f(\theta; v)$:

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

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

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

donde $\theta_1, \dots, \theta_L$ son draws obtenidos de la densidad posterior. De esta forma, podemos resumir el algoritmo como: (i) obtener los draws $\theta_1, \dots, \theta_L$ de la densidad posterior $g^*(\theta) = p(\theta | y) \propto p(y | \theta) p(\theta)$ y buscar una solución para (8); (ii) generar un muestreo aleatorio $\theta_1, \dots, \theta_N$ de la densidad $f(\cdot; \hat{v}_{ce}^*)$ y estimar la verosimilitud marginal a través del estimador planteado en (5).

3.3.2. Criterio de información por desviaciones (DIC)

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

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

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

$$DIC = -4E_\theta [\log f(y | \theta) | y] + 2 \log f(y | \hat{\theta}). \quad (9)$$

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

4. Resultados

En esta Sección analizamos distintos modelos con/sin parámetros cambiantes y con/sin volatilidad estocástica para cada país de la AP, con el propósito de encontrar un modelo consistente y plausible que tenga un ajuste significativo con los datos empíricos. Con ello se busca estimar, analizar y cuantificar la evolución en el tiempo de la interacción entre choques externos y las principales variables macroeconómicas domésticas (crecimiento del PBI, inflación y tasa de interés), haciendo

uso de instrumentos estándar en la utilización de modelos VAR: funciones impulso respuesta (IRF), descomposición de varianza del error de predicción (FEVD) y la descomposición histórica (HD).

4.1. Datos

Nos basamos en el marco tradicional de análisis que considera la relación entre las fluctuaciones en economías emergentes y las condiciones externas. En particular, asumimos que los países de la AP son economías pequeñas y abiertas y que las condiciones económicas globales son exógenas a su desempeño macroeconómico. Por ello, la magnitud del impacto de los choques externos en una economía en particular dependerá de cuán expuesta esté la economía a estos choques a través de sus vínculos internacionales y de cómo se permita que funcionen los estabilizadores de las políticas domésticas.

Los siete modelos propuestos se estiman individualmente para cada economía utilizando datos trimestrales desde 1994Q1 hasta 2019Q4. Nos centramos principalmente en periodos posteriores a la década de los 90s, dados los cambios significativos en las políticas en los países considerados; véase Abiad et al. (2015), como por ejemplo la adopción de metas explícitas de inflación o el desarrollo de nuevos marcos fiscales basados en reglas. El modelo base está conformado por un total de siete variables, las cuales podemos dividir en dos bloques: un bloque externo, que incluye las 4 primeras variables, y uno doméstico, con el resto.

El bloque externo incluye el crecimiento económico de Estados Unidos (y_t^{usa}), la tasa de interés de política de la Reserva Federal de Estados Unidos (i_t^*), el crecimiento económico de China (y_t^{chn}), y la tasa de crecimiento del índice de precios de exportación específico a cada economía (p_t^*). Estas series se obtienen de Bloomberg y la FRED de Saint Louis, mientras que los índices de precios de exportación se obtuvieron del FMI, siguiendo a Gruss y Kebhaj (2019). Por su parte, el bloque doméstico se compone de 3 variables macroeconómicas: el crecimiento del PBI doméstico (y_t^{per}), la tasa de crecimiento del índice de precios al consumidor o inflación (π_t), y la tasa de interés de corto plazo (i_t). Estas series se obtuvieron directamente de las direcciones web de los Bancos Centrales y Ministerios de Hacienda correspondientes a cada país.

La Figura 1 presenta las 3 variables globales consideradas en el bloque externo, y la Figura 2 presenta las variables específicas a cada economía de la AP. Todas ellas se encuentran en tasas de crecimiento anual, salvo las tasas de interés de corto plazo (tanto la internacional como las locales).

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

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

4.2. Priors

Se establecen priors no informativas para todos los modelos, con la finalidad de incorporar incertidumbre en torno a la información de los parámetros. En particular, para el modelo general TVP-VAR-SV se considera $a_\theta = 0$, $V_\theta = 10 \times I_{k_\theta}$, $a_h = 0$, $V_h = 10 \times I_n$. Para los parámetros asociados a los grados de libertad, se asume que estos son pequeños: $v_{\theta_i} = v_{h_j} = 5$. También se dispone que $S_{\theta_i} = 0.01^2$ para los coeficientes de las variables rezagadas y $S_{\theta_i} = 0.1^2$ para los interceptos. Asimismo, se fija $S_{h_j} = 0.1^2$. Las priors de los modelos restringidos siguen los mismos lineamientos de acuerdo a las restricciones que se imponen. Finalmente, las distribuciones posterior de los parámetros se obtienen utilizando un algoritmo markoviano MCMC (Monte Carlo Markov Chain). Se sigue lo propuesto por Chan y Eisenstat (2018), quienes a través del método Gibbs Sampling estiman densidades marginales, no obtenibles analíticamente, a partir de muestras aleatorias de distribuciones conocidas.

4.3. Evidencia de variación en el tiempo en parámetros y volatilidad

Como paso previo a la presentación de resultados de los 7 modelos, mostramos evidencia que justifica el uso de parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica, con la finalidad de validar la selección de nuestra estrategia econométrica. Siguiendo a Bijsterbosch y Falagiarda (2015), se realizaron 3 tests estadísticos de variabilidad de coeficientes: el test de Kolmogorov-Smirnov (K-S), el t -test y el test de traza. Para su implementación, primero se estima el modelo TVP-VAR-SV, y posteriormente se analiza la distancia entre las distribuciones prior y posterior. En la Tabla 1 se presentan los 3 tests señalados, tanto para la muestra completa, como para 2 submuestras con el mismo número de observaciones. Los resultados del test K-S y del t -test para las 4 economías sugieren plena variabilidad de los coeficientes asociados a la matriz de varianzas de las innovaciones (matriz Σ_t); es decir, estos resultados avalan nuestras preferencias por utilizar una especificación que permita la volatilidad estocástica. Para el caso de los coeficientes de las relaciones contemporáneas (matriz $B_{0,t}$), el t -test reporta una variabilidad total de los coeficientes para las 4 economías, con excepción de México que reporta 20/21 coeficientes variables. En este caso, el K-S test reporta entre 15 y 18 coeficientes variables de un total de 21. Por su parte, para el caso de los interceptos y coeficientes de las variables rezagadas (matriz $B_{i,t}$), el test K-S y el t -test coinciden en resultados: más del 80% de los parámetros deberían ser considerados variantes en el tiempo, con una mayor presencia en Chile y México. Estos resultados podrían indicar que la variabilidad en el tiempo estaría asociada no solo a la varianza de las innovaciones, sino al resto de parámetros también.

Asimismo se realiza el test de Traza, desarrollado por Cogley y Sargent (2005), el cual evalúa si la traza de la matriz de varianzas prior es significativamente distinta a la traza de la matriz de varianzas posterior. Se obtiene que, en el caso de Chile y Perú, la traza de las varianzas prior cae dentro del intervalo de confianza de la mediana de la traza de las varianzas posterior; con lo que, para estos casos, no es posible hablar de una variabilidad en las varianzas. Esto entraría en conflicto con los resultados de los tests anteriores. En contraste, para Colombia y México, la traza de la matriz de varianzas prior es significativamente más pequeña que la posterior, con lo cual se encuentra evidencia de variación en el tiempo de estos parámetros.

4.4. Selección de modelos

La Tabla 2 muestra, para cada economía AP, los dos criterios de selección bayesianos para todos los modelos: la verosimilitud marginal (log-ML) y el DIC, junto con sus desviaciones estándar. Para Chile y Perú, ambos criterios señalan al modelo TVP-VAR-R3-SV como aquel que posee el mayor

ajuste. Recordemos que este modelo, además de incluir volatilidad estocástica, permite la variación en el tiempo de los interceptos para cada ecuación (parámetros asociados a los rezagos y a efectos contemporáneos son restringidos a mantenerse constantes). En el caso peruano, estos resultados son consistentes con lo encontrado por Ojeda Cunya y Rodríguez (2021) y Rodríguez y Vassallo (2021), quienes también seleccionan como modelo apropiado al modelo TVP-VAR-R3-SV. Este resultado podría estar asociado a que el sistema considerado incluye variables cuya dinámica ha estado caracterizada por cambios eventuales en la media, como por ejemplo la inflación y la tasa de interés de política, que tuvieron comportamientos muy volátiles en las décadas de los 80 y 90, para posteriormente reducir abruptamente sus fluctuaciones tras la adopción de reformas estructurales.

Cabe resaltar que, en términos comparativos y haciendo uso del BF, el modelo TVP-VAR-R3-SV es 3.3×10^3 veces preferido al segundo mejor modelo en el caso de Chile (TVP-VAR-SV), y 2.5×10^2 veces preferido en el caso de Perú (CVAR-SV), denotando de esta manera las ganancias (en términos de ajuste) de permitir la variación en el tiempo de cierto grupo de parámetros (interceptos en este caso).

En el caso de Colombia los resultados no son unánimes: por un lado, el DIC indica como modelo con mayor ajuste el modelo TVP-VAR-R3-SV, al igual que Chile y Perú. Sin embargo, la verosimilitud marginal indicaría que el modelo apropiado debería ser el modelo TVP-VAR-R2-SV, aquel que no solo permite la variación en el tiempo de los interceptos, sino también de los coeficientes asociados a las observaciones rezagadas del VAR. Es decir, se introduce mayor flexibilidad en aquellos parámetros que caracterizan la inercia asociada a cada variable en el sistema. En este caso, el modelo TVP-VAR-R2-SV es 3.3×10^2 veces preferido al segundo mejor modelo para Colombia (TVP-VAR-R3-SV). Finalmente, para México el modelo TVP-VAR-R1-SV es el seleccionado. Este modelo mantiene constante el grupo de parámetros asociados a las observaciones rezagadas y los interceptos del VAR, solamente permitiendo flexibilidad en la matriz de relaciones contemporáneas. Para México, el modelo seleccionado es 2.8×10^{32} veces preferido al segundo mejor modelo (TVP-VAR-R3-SV), y representa la mayor distancia entre el modelo seleccionado y el segundo con mejor ajuste en comparación con los demás países AP.

Como hemos visto en el análisis de la verosimilitud marginal, tanto los modelos seleccionados como los segundos modelos con mayor ajuste tienen una característica en común: incorporan la SV en su estructura. Es decir, existe un rol fundamental que cumple la SV en la performance de los modelos, debido a que las especificaciones que permiten heterocedasticidad son aquellas con mayor ajuste a los datos. Así, en el caso de Chile por ejemplo, el modelo TVP-VAR-R3-SV es preferido 4.7×10^{57} veces al modelo CVAR, y 9.4×10^{61} veces al modelo TVP-VAR. Por su parte, en México el modelo TVP-VAR-R1-SV es 3.1×10^{140} veces preferido al CVAR, y 3.5×10^{132} veces preferido al TVP-VAR. Casos similares son los de Colombia y Perú, con lo cual los modelos TVP-VAR y CVAR son descartados para las 4 economías bajo análisis.

Teniendo en cuenta que el modelamiento de la volatilidad estocástica es pieza fundamental para el caso de las economías de la AP, procedemos a analizar de este componente. En ese sentido, la Figura 3 y Figura 4 muestran la evolución en el tiempo de la desviación estándar de los errores para cada ecuación de aquellos modelos que incluyen volatilidad estocástica. En general se observa que la volatilidad derivada del modelo CVAR-SV tiende a estar por encima del resto de estimaciones, característica que destaca con mayor claridad en las ecuaciones de la tasa de interés de la Fed y la inflación doméstica de cada economía. Por su parte, en la mayoría de los casos las desviaciones obtenidas de los modelos TVP-VAR-SV y TVP-VAR-R2-SV se ubican en la cota inferior del total de estimados (salvo en la ecuación del crecimiento del índice de precios de exportación asociado a cada economía). Este resultado estaría asociado a que, a medida que se permite la variación de un número mayor de parámetros (por ejemplo, el modelo TVP-VAR-SV), la incertidumbre capturada a través de la volatilidad estocástica es menor en comparación con modelos que restringen dicha

variabilidad en el tiempo (por ejemplo, el modelo CVAR-SV). O visto desde otra perspectiva, la no inclusión de interceptos cambiantes pareciera sobreestimar la dinámica en el tiempo de la volatilidad de los errores para cada ecuación en el modelo.

En particular, la Figura 3 presenta las volatilidades de las ecuaciones globales para las 4 economías AP. Notamos que las desviaciones asociadas a la ecuación del crecimiento de Estados Unidos y la tasa de Fed alcanzan picos relevantes en 2008 y 2009 (crisis financiera internacional), para posteriormente moderarse (salvo el residuo de la ecuación de la tasa Fed, la cual muestra un incremento de su volatilidad en los últimos 5 años que estaría asociado al proceso de normalización de su política monetaria tras la crisis financiera). Por su parte, se observa que la volatilidad del crecimiento económico de China es creciente entre los años 1994-2008, periodo en el cual la economía asiática reduce sus barreras al comercio internacional e inicia su inserción en la economía mundial, hasta convertirse en potencia global. Posterior a la crisis internacional, se observa una caída drástica en esta volatilidad, reflejando una moderación que estaría relacionada al cambio estructural en el modelo económico chino de los últimos años.

En la Figura 4 se muestra la mediana de las desviaciones estándar de las innovaciones correspondientes a las ecuaciones de variables específicas a cada país. Como habríamos de esperar, las desviaciones asociadas al crecimiento de los índices de precios de exportación poseen los valores más elevados, tocando máximos entre los años 2008 y 2010: en el caso de Chile, México y Perú, las desviaciones se estiman por encima de 20, y para el caso de Colombia, esta toca un máximo de 18 en estos periodos. Posterior a la crisis, se observa una clara disminución de la volatilidad en torno a esta variable: en el caso de Chile, las desviaciones se ubican por debajo de las estimaciones iniciales (por debajo de 10), y en el caso de los demás países, esta cae a niveles similares a los de inicios de siglo (entre 12 y 14). Con respecto a las variables del bloque doméstico de cada país, si bien se tienen escalas diferentes, la dinámica de las volatilidades es similar: episodios de amplia inestabilidad entre los años 1994 y 2000 lo cual se traduce en desviaciones elevadas y fluctuantes, para posteriormente experimentar una moderación en los últimos periodos. Esto puede deberse al desarrollo responsable y sostenido de la política económica, tanto fiscal como monetaria, a partir del nuevo milenio. Esto es consistente con el periodo denominado “La Gran Moderación” documentado en Castillo et al. (2016), donde se resalta el rol fundamental de la política monetaria peruana en la caída significativa de la volatilidad del PBI doméstico en los últimos 30 años. No obstante, en el caso de Chile se observa un repunte en la desviación estándar de la ecuación del crecimiento económico hacia el final de la muestra.

4.5. Funciones impulso-respuesta (IRFs)

Con los parámetros de los modelos ya estimados, se calculan las IRFs para cada tipo de modelo, y en cada momento del tiempo en evaluación. En la Figura 5 se presenta la mediana de las respuestas del crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés ante distintos choques foráneos $(y_t^{usa}, i_t^*, y_t^{chn}, p_t^*)$. Cabe resaltar que estos choques se encuentran normalizados de tal manera que la lectura de las IRFs del documento serán interpretadas como elasticidades (y no como desviaciones estándar). Por ejemplo, como se observa en las primeras columnas de la Figura 5, las respuesta del crecimiento del PBI ante los choques es heterogénea y distinta principalmente en magnitud para los 7 modelos; sin embargo, de manera general la dirección y signo en la respuesta del producto guarda consistencia con la teoría económica y con los principales hechos estilizados de las economías en evaluación.

Ante un choque real positivo en la tasa de crecimiento de Estados Unidos, se observa una respuesta mixta en la tasa de crecimiento doméstica para las 4 economías. Es decir, en el corto plazo habría una reacción positiva de la actividad económica pero a medida que pasa el tiempo, este efecto

se revierte y se hace negativo, lo cual es más notorio en Chile y Perú y así lo confirma la dinámica de sus respectivas IRFs para el modelo ganador en ambos países (TVP-VAR-R3-SV). En el caso de Colombia y México, se logra identificar en la mayoría de modelos la respuesta positiva ante un choque favorable desde Estados Unidos. Así, en Colombia por ejemplo, los modelos sin SV registran respuestas de corto plazo por encima de las señaladas por el modelo seleccionado TVP-VAR-R2-SV, para después retornar a la senda inicial. En México, la IRF del modelo seleccionado TVP-VAR-R1-SV se encuentra ubicado en el rango medio de IRFs de los otros modelos, con impactos y persistencias muy similares entre ellos.

Por su parte, ante un incremento inesperado en la tasa de interés de la Fed, también se observan resultados heterogéneos. En el caso de Chile y Colombia las IRFs de los modelos CVAR-SV y CVAR nos sugieren que habría una respuesta positiva del crecimiento económico ante un incremento en la tasa de interés internacional, lo cual no es intuitivo. En contraste, resultados más plausibles son las IRFs asociadas a los modelos TVP-VAR-SV y TVP-VAR-R3-SV. Para el caso de México y Perú, los signos son más claros independientemente de qué modelo se evalúe (salvo en México el modelo TVP-VAR): estos países experimentarían una caída en el ritmo de actividad económica ante un encarecimiento del financiamiento internacional. Es preciso resaltar que, para todos los modelos en general, este choque implicaría también una reacción positiva de la tasa de interés doméstica, es decir, los Bancos Centrales elevarían su tasa de política.

Al evaluar un incremento en el crecimiento de China, encontramos que todas las economías AP se verían beneficiadas en el corto y mediano plazo. Es decir, encontramos efectos persistentes de este choque, cuya magnitud sería distinta de acuerdo al modelo bajo análisis. Por ejemplo, los resultados muestran que las IRFs de los modelos TVP-VAR-SV y TVP-VAR se encuentran por debajo del resto de estimaciones, con efectos relativamente menos duraderos (choque persistiría entre 6 y 12 periodos); y en contraste, los modelos CVAR-SV y CVAR estarían señalando impactos más grandes y con mayor persistencia (entre 12 a 20 periodos). En el caso de modelos intermedios, en particular el TVP-VAR-R1-SV y TVP-VAR-R3-SV, estos tienden a presentar IRFs más razonables con impactos más moderados en comparación a los demás modelos evaluados.

Finalmente ante un choque positivo en el crecimiento del índice de precios de exportación de cada uno de los países AP, encontramos que a diferencia del choque de China, este sería mucho menos duradero y por tanto de corto plazo (choque se diluye entre el 2 y 5 periodo), a excepción de Chile, donde se observarían IRFs de entre 7 y 15 periodos de duración.

En adelante, y para enfocar el análisis, se describen los resultados obtenidos para los modelos seleccionados por los criterios bayesianos descritos en la Sección 4.4. En Chile y Perú se evaluarán los resultados del modelo TVP-VAR-R3-SV, en Colombia el modelo TVP-VAR-R2-SV, y en México el modelo TVP-VAR-R1-SV.

4.5.1. El impacto promedio de los choques externos

En esta Sección describimos el impacto promedio de los 4 choques externos identificados sobre las variables domésticas de cada economía AP. De esta manera, podemos analizar si los resultados obtenidos son significativos a través de toda la muestra. La Figura 6 muestra la mediana de las IRFs y la región de credibilidad asociada (percentiles 16 y 84 de la distribución).

Primero analizamos el impacto de un incremento del 1% en la tasa de crecimiento del PBI de Estados Unidos, el cual se puede observar en la primera fila de cada panel en la Figura 6. Las respuestas del crecimiento económico en Chile y Perú son muy similares: se registra una expansión en el corto plazo hasta alcanzar un pico de 0.2% entre el segundo y tercer trimestre después de registrado el choque, para luego caer progresivamente hasta alcanzar una contracción entre 0.2% y 0.3% cerca del trimestre 10. El choque se disipa hacia el cuarto año en el horizonte de análisis. Esta

dinámica mixta se explica por la naturaleza de los cambios en la tasa de crecimiento económico en Estados Unidos, los cuales se transmiten hacia las economías bajo análisis a través del canal de demanda externa y el canal financiero. Por un lado, una expansión de Estados Unidos (segundo principal socio comercial de Chile y Perú) dinamizaría las exportaciones hacia norteamérica, incidiendo positivamente en la producción doméstica. Sin embargo, los resultados también evidencian una respuesta positiva de la tasa de interés de la Fed ante una expansión de la actividad económica en Estados Unidos, reacción que tendría efectos contractivos en el crecimiento económico chileno y peruano. Asimismo, para ambas economías encontramos una reacción positiva de la inflación y la tasa de interés doméstica, pero en el caso de Perú la región de credibilidad es más amplia en comparación a Chile.

Por su parte, en Colombia se observa una reacción positiva del crecimiento del PBI doméstico que alcanza un pico de 0.2% en el trimestre 3 después de registrado el choque. Más allá de este periodo, las bandas de credibilidad incluyen el cero, por lo cual el impacto en estos periodos no sería significativo, al igual que la reacción de la inflación. En el caso de México, la respuesta es mucho más clara: un incremento de 1% en la tasa de crecimiento de Estados Unidos aumentaría alrededor de 0.7% el crecimiento económico de México hacia el tercer trimestre, y los percentiles 16 y 84 son positivos por cerca de 8 trimestres para la mediana de la IRF, lo cual refleja una persistencia moderada de este choque. La magnitud y duración de este choque estaría asociada a la importancia de los ciclos estadounidenses para impulsar fluctuaciones de la producción en México, a la luz de la significativa expansión del comercio entre ambos países desde el inicio del TLCAN (Estados Unidos es el principal socio comercial de México con más del 80% del total de exportaciones destinadas hacia ese país y casi la mitad de sus importaciones). Estos resultados están en línea con lo encontrado por Sosa (2008), quien concluye que el impacto general de un choque al crecimiento de Estados Unidos sobre el crecimiento de México es muy significativo, casi uno por uno como regla general.

En la segunda fila de cada panel en la Figura 6 se presentan las respuestas de las variables domésticas frente a un incremento de 1% en la tasa de interés de la Fed. Pero antes de describir la respuesta de las variables de los países de la AP, cabe resaltar que el choque de política monetaria de la Fed es seguido por una caída significativa y persistente de la actividad económica estadounidense, dinámica que es compatible con lo que la teoría predice luego de un choque contractivo. Los resultados muestran que la respuesta de la actividad económica en los países de la AP ante una subida inesperada de la tasa Fed es un deterioro de la actividad real que se presenta con rezagos. A medida que transcurren los meses, el efecto contractivo se va volviendo significativo, principalmente en Chile, México y Perú. En el caso de Colombia, la respuesta no es significativa.

Para Chile y Perú, nuevamente los resultados son muy similares: el incremento en 1% de la tasa Fed lleva a una caída en el crecimiento económico del orden de 0.4% en el trimestre 7 para Chile y 5 para Perú, con regiones de credibilidad bastante amplias que incluyen el cero a partir del trimestre 12 para Chile, y 9 en Perú. Por su parte, se muestra que México experimenta un importante deterioro de alrededor de 0.7% a partir de los 10 primeros trimestres después del choque, con efectos persistentes con duración más allá de los 20 trimestres considerados. Estos resultados son compatibles y muy cercanos a los reportados en Flores (2016). Es posible entender estas dinámicas considerando que mayores tasas de corto plazo se traducen en menores créditos y, por tanto, menor consumo e inversión de las familias y empresas estadounidenses, quienes a su vez importarán menos lo que genera menores ingresos para los agentes domésticos de la AP.

Uno de los principales hallazgos observado para las 4 economías, es que tras el choque contractivo de la Fed se observa un incremento generalizado en las tasas de interés del bloque AP, reacción que es más notoria en México y Perú, y que tendría efectos negativos adicionales sobre la actividad económica de estos países. En ese sentido, los resultados empíricos dan luces de la estrecha relación

entre la política monetaria norteamericana y la de los países AP, y por tanto, jugaría un rol fundamental como determinante de la dirección de política monetaria implementada desde cada economía en evaluación.

En relación a un aumento inesperado de 1% en el crecimiento de China (tercera fila de cada panel en la Figura 6), se observa que para todas las economías AP habrían efectos positivos y persistentes para el ritmo de actividad económica. Así, en el caso de Chile, Colombia y México, se reportarían ganancias de alrededor de 0.4% en los trimestres 5, 4 y 7 después de registrado el choque, respectivamente, y estos efectos favorables se mantendrían hasta por lo menos el tercer año. En el caso de Chile, se observa también una reacción positiva y significativa de la inflación y la tasa de interés doméstica, sin embargo para Colombia y México los resultados no son tan claros.

La respuesta más significativa es la del crecimiento económico de Perú, pues se observa un impacto máximo de 0.8% en el trimestre 4 que persiste más allá del trimestre 12, es decir el impacto de una expansión de China sobre Perú sería el doble de la estimada para las demás economías AP. En línea con lo encontrado por Bing et al. (2019), este gran impacto refleja no solo los efectos reales de una mayor demanda externa desde el país asiático, sino también el efecto indirecto a través de los precios de materias primas. Los autores estiman que una caída de 1% en el crecimiento de China daría lugar a una contracción del crecimiento de América Latina entre 0.7% y 1.4%. Por su parte, World Bank (2016) mediante la utilización de un modelo VAR Global, estima una caída de 0.2% en el crecimiento del PBI de Chile, Colombia y México; y de de 0.7%, en el crecimiento de Perú, tras una desaceleración de 1% en la economía China. Estos resultados son muy similares a los documentados en World Bank (2015) y Cesa-Bianchi et al. (2011).

En la cuarta fila de cada panel en la Figura 6 se presentan las IRFs ante un choque en el crecimiento del índice de precios de exportación correspondiente a cada economía. Es preciso recordar que la gran parte de las exportaciones de los países de la AP se concentran en materias primas, por lo que tienen una exposición significativa a la volatilidad de los precios de estos productos, lo que afecta directa e indirectamente la dinámica macroeconómica doméstica de estos países. Según datos del Banco Mundial al 2019, las exportaciones chilenas de cobre representan el 50% de las exportaciones totales; en Perú, el cobre y el oro juntos son 47%; mientras que en Colombia las exportaciones de petróleo y carbón se sitúan también alrededor de 55%. La historia de México es un poco diferente ya que las exportaciones están algo más diversificadas: la importancia de estos productos en total ronda el 12% en 2019. Sin embargo, las exportaciones de materias primas en México son importantes debido a los ingresos fiscales: el Gobierno Federal obtiene el 20% de los ingresos totales de la producción de petróleo.

Teniendo en cuenta esta característica en común de las 4 economías, los resultados obtenidos muestran impactos de muy corto plazo sobre el crecimiento económico (a diferencia de los choques reales desde China, por ejemplo), salvo en el caso de Chile donde se encuentra una persistencia mayor. Para los casos de Colombia y Perú, se encuentra que un incremento de 10% en el crecimiento del IPX induce a una expansión de 1% en el periodo de impacto y se prolonga hasta el trimestre 5 o 6 después del choque. Para México, esta respuesta sería de 2% en el periodo de impacto pero el efecto se desvanece con mayor rapidez (hacia el trimestre 3). En el caso de Chile, se aprecia una expansión de mayor duración: ante el aumento de 10% en el crecimiento del IPX, el crecimiento chileno se expandiría 0.8% en el periodo de impacto y se moderaría progresivamente hasta el trimestre 9. Finalmente se destaca que, con excepción de Colombia, las tasas de interés de política monetaria responden de manera contractiva (aumento de tasas), ante el choque positivo de materias primas.

4.5.2. Evolución del impacto de choques externos en el tiempo

Una de las ventajas de trabajar con modelos TVP-VAR-SV es la posibilidad de analizar los efectos de los choques estructurales a lo largo del tiempo. La Figura 7 presenta la evolución de las respuestas acumuladas a lo largo del tiempo para diferentes horizontes, ante los cuatro choques externos considerados: la línea negra representa la respuesta acumulada hacia el final del primer año; la línea azul, hacia el final del segundo año; y la línea magenta, hacia el final del quinto año (la cual interpretaremos como respuesta largo plazo).

En relación al impacto acumulado a 1 año de un incremento del 1 % en el crecimiento de Estados Unidos (primera fila de cada panel en la Figura 7), se observa que para los casos de Chile, Colombia y Perú este impacto habría tenido limitada variación en el tiempo, generando un incremento de entre 0.1 % y 0.2 % para estas tres economías en el corto plazo. En contraste, para México se encuentra que este impacto si habría tenido una evolución notoria: hacia 1994 se observa que su crecimiento doméstico habría aumentado en 0.65 % en el primer año, pero para periodos recientes se estima que este valor estaría más cerca al 0.8 %. La respuesta acumulada hacia el segundo año también sugiere una dinámica similar, pero con impactos mayores: en 1994 el crecimiento económico mexicano habría aumentado 0.8 % hacia el segundo año, pero en 2019 este incremento se estima en 1 %. Estos resultados reflejan la mayor integración y sincronización de ciclos entre ambos países, con un impacto grande y rápido de los choques de Estados Unidos en el crecimiento de México.

En la segunda fila de cada panel en la Figura 7 se presentan las respuestas acumuladas frente a un incremento de 1 % en la tasa Fed. Los impactos a 2 años para Chile, México y Perú han fluctuado poco en el tiempo, salvo episodios de crisis en Estados Unidos como la ocurrida en 2001 (crisis *dot.com*) y la de 2008. La caídas en el ritmo de actividad económica han fluctuado, para la muestra completa, entre -0.5 % y -0.2 % hacia el segundo año después de registrado el choque, para las tres economías. Por su parte, para las 4 economías se encuentra que frente a este mismo choque, la respuesta de corto plazo de la política monetaria doméstica, por un lado, ha tendido a amplificarse en periodos de crisis internacionales (en 2002 y 2009, por ejemplo); y por otro, ha mostrado un incremento a través de los años, lo cual indicaría una mayor sincronización relativa de los movimientos desde la Fed en relación a las decisiones de política en los Bancos Centrales.

Con respecto a los efectos de un incremento de 1 % en el crecimiento de China (tercera fila de cada panel en la Figura 7), se observan resultados heterogéneos para los 4 países. Por un lado, se observa que los impactos acumulados sobre el crecimiento del PBI de Chile no registran una variación importante en el tiempo, reportándose incrementos de alrededor de 0.3 % en el primer año. Hacia el segundo año, la expansión económica sería de alrededor de 0.6 %, la inflación se expandiría en torno a 0.7 % y la tasa de interés también reaccionaría positivamente incrementándose entre 0.2 % y 0.4 %. En Colombia se observa una variación mayor en los impactos acumulados hacia el segundo año: el crecimiento se habría expandido en promedio 0.6 % en el periodo 1994-2001, este valor habría subido a 0.7 % entre 2002-2011, para retornar a valores de 0.6 % en el último tramo (2012-2019). Los resultados también evidencian una ligera caída en el impacto sobre la tasa de interés de política monetaria entre 2002-2011. En México la respuesta del crecimiento del producto fluctúa alrededor de 0.4 % en el primer año y 0.8 % en el segundo, con limitada evidencia de variación en el tiempo de estos impactos. Finalmente, en el caso de Perú se logran observar los impactos más amplios y persistentes. Así, ante una expansión inesperada en la actividad de su principal socio comercial, el crecimiento económico peruano aumentaría alrededor de 0.8 % en el primer año, 1.2 % en el segundo y cerca de 1.4 % en el largo plazo (5 años).

La evolución del impacto acumulado a 1 año (corto plazo) frente a un choque positivo en la dinámica del IPX durante los últimos 25 años nos muestra una variación temporal sustancial en todos los países AP (cuarta fila de cada panel en la Figura 7), especialmente durante el periodo

de crisis financiera mundial. Para Chile y Perú se observa que este impacto ha experimentado incrementos sostenidos desde el inicio de la muestra, tocando valores máximos hacia el 2009 y 2010, para posteriormente experimentar una desaceleración notoria. Así, en 1994 el efecto de un incremento de 10% en el crecimiento del IPX habría aumentado alrededor de 0.5% el crecimiento económico de Chile y Perú en el primer año; sin embargo hacia 2009 este impacto habría generado una respuesta tres veces mayor en el crecimiento de estos países (1.5%), lo cual es consistente con el periodo de bonanza económica asociado al auge de materias primas. En los últimos años, estos impactos se estarían moderando hacia valores previos al super ciclo de materias primas (entre 0.5% y 1%).

Por su parte, en el caso de Chile, este impacto sería significativo más allá del primer año: el incremento de su crecimiento doméstico habría sido de casi 2% al término del segundo año en 2009, y se habría moderado a 1% en 2019. Para Colombia, el efecto de corto plazo habría partido de incrementos en su crecimiento de 0.2% en 1994 hasta alcanzar valores de 2.0% en 2019; mientras que para México estos valores habrían evolucionado de 0.7% hasta 2.2%, con una interrupción entre 2011 y 2012, años que coinciden con una abrupta moderación en el precio del petróleo. En línea con este crecimiento sostenido del impacto de movimientos en las materias primas sobre la actividad económica mexicana, también se evidencian crecimientos en los impactos sobre la inflación y tasa de interés.

4.6. Descomposición histórica (HD)

Los resultados hasta el momento han confirmado que los choques derivados de la demanda externa, precios internacionales y condiciones de financiamiento tienen repercusiones significativas y cambiantes en la dinámica macroeconómica de los países AP. Sin embargo, las diferentes estructuras económicas y políticas idiosincráticas a cada país han ayudado a compensar estos choques en algunos casos, mientras que los han amplificado en otros. En ese sentido, y con el objetivo de descomponer los datos reales del crecimiento económico, inflación y tasa de interés en un componente tendencial (determinístico) y los efectos acumulados de los choques estructurales, presentamos las HDs para los modelos seleccionados en cada país.

Como se puede observar en la Figura 8, se observa una influencia predominantemente externa entre 2002-2011, periodo estrechamente asociado al boom de materias primas y elevado crecimiento global. Por el contrario, entre 1994-2001, la participación de los choques domésticos resulta mayor que la de los foráneos, lo cual sería compatible con periodos de elevada volatilidad interna y choques idiosincráticos. Esta contribución limitada de los choques externos también se observa en la muestra final 2012-2019, periodo de moderación en el crecimiento mundial y corrección en los precios internacionales. De esta manera, y en línea con IMF (2014), encontramos que los factores externos tendieron a explicar, en promedio, más de la mitad de las desviaciones en el crecimiento del PBI, inflación y tasa de interés de las economías AP entre 1994-2019.

Las HDs del crecimiento del PBI de Chile y Perú comparten ciertas características en común: por un lado, como principal factor externo resaltan los choques al crecimiento de China. Recordemos que para ambas economías, China es el principal socio comercial, y el principal producto de exportación es el cobre, componente fundamental del IPX. Por ello, en Chile (y en menor medida en Perú) los choques al crecimiento del IPX también destacan en la descomposición del crecimiento doméstico. Asimismo, y principalmente en los periodos correspondientes a las crisis financieras, se observa una contribución negativa del choque al crecimiento de Estados Unidos, contribución que se revierte terminada cada crisis por alrededor de cinco trimestres más. Con respecto a la inflación, en Chile se resalta la participación de choques de demanda externa (China), así como choques de oferta los cuales se amplifican en periodos de crisis. En el caso de Perú, la inflación se ha visto fuertemente

influenciada por la dinámica en el precio de materias primas así como de la actividad económica en Estados Unidos.

En Colombia, en los periodos cercanos a la crisis financiera internacional destaca la contribución de los choques al crecimiento de China, mientras que para México, el factor relevante es la influencia de las perturbaciones en el crecimiento de Estados Unidos. Sin embargo, en ambas economías destaca la participación de los choques a la tasa de la Fed, tanto para las HDs del crecimiento económico, como para la de la inflación. No obstante, y en línea con Carrillo-Maldonado y Díaz Cassou (2019), encontramos que el choque de política monetaria estadounidense ha perdido relevancia en el tiempo, un resultado que no debería sorprender dado que la tasa de la Fed se ha mantenido esencialmente plana entre 2009 y 2015, y las alzas que han habido a partir de allí son considerablemente menores a las experimentadas en el pasado.

Para las 4 economías AP, se encuentra que la elevada volatilidad de la tasa de interés doméstica entre 1994-2001 estuvo explicada predominantemente por factores domésticos, principalmente choques de política monetaria y de oferta. Sin embargo, para periodos posteriores se observa una moderación importante en esta volatilidad de los tipos de interés, un cambio abrupto en su dinámica que estaría asociado a la aparición de reformas estructurales en el ámbito monetario a partir del nuevo milenio, como por ejemplo la adopción del régimen de metas explícitas de inflación. Así Chile, Colombia y México lo adoptan de forma plena en 1999; ver Valdés (2007) y Urrutia et al. (2014), y Perú en el año 2002; ver Rossini y Vega (2007).

Al desagregar los efectos de los choques estructurales identificados, podemos construir una serie contrafactual que nos indicaría cómo habría evolucionado una variable en ausencia de choques externos. Los resultados se presentan en la Figura 9, donde las líneas negras representan las series observadas y las líneas naranjas constituyen las series contrafactuales correspondientes. Las diferencias más pronunciadas entre ambas series corresponden a los periodos cercanos a la crisis financiera internacional, los cuales podemos analizar en 3 subperiodos: (i) por un lado, entre 2002-2008 (antes de la crisis) se observa que las perturbaciones externas incrementaron el crecimiento promedio del PBI real en las 4 economías AP; (ii) en 2009 la influencia externa profundizó las caídas en la actividad económica; (iii) sin embargo, inmediatamente después de la crisis (2010-2011) estas perturbaciones impulsaron una recuperación mayor. Es decir, las condiciones internacionales se constituyeron como un factor amplificador de la dinámica del crecimiento económico en las economías AP principalmente durante el periodo de auge de materias primas.

Estos resultados sugieren que, en un escenario sin choques externos, las fluctuaciones macroeconómicas de los países AP habrían seguido un patrón más moderado y sin cambios bruscos, principalmente en los periodos de crisis. Para un análisis más detallado de los periodos antes señalados, la Tabla 3 compara las cifras de crecimiento económico observado y el contrafactual. Se encuentra que, en ausencia de choques externos, el crecimiento económico promedio 2002-2008 (previo a la crisis) habría sido 0.3 puntos porcentuales (p.p.) menor que el observado para Chile y Colombia. Para México y Perú, esta pérdida habría sido de 1.0 y 1.7 p.p., respectivamente. Por otro lado, se estima que en 2009 el crecimiento promedio de las economías AP habría sido 3.1 p.p. mayor que el crecimiento observado; es decir, las pérdidas por la crisis internacional habrían sido sustancialmente menores. En específico, la caída de México habría sido 4.0 p.p. menor; mientras que las caídas de Chile, Perú y Colombia habrían sido 3.0, 2.9 y 2.7 p.p. menor a la registrada, respectivamente.

Finalmente, en el periodo inmediato después de la crisis (2010-2011), la recuperación promedio habría sido 2.6, 2.2, 1.5 y 0.6 p.p. menor para México, Perú, Chile y Colombia, respectivamente. Estos resultados sugieren que México y Perú constituyen las economías con mayor influencia externa sobre la dinámica del producto doméstico durante el periodo de boom de materias primas. En el caso de Chile y Colombia, esta influencia ha sido más acotada, tanto en episodios de auge y bonanza económica, como en los de contracción y crisis.

Con respecto a la inflación y la tasa de interés, no se observan diferencias importantes entre la serie observada y la contrafactual durante 1994-2001. Al igual que con el crecimiento del producto, las principales divergencias se dan entre 2002-2011. Por el lado de la inflación, se observa que tanto el aumento generalizado de la inflación entre 2008-2009 como su posterior corrección a la baja, tuvo un componente externo importante que afectó su dinámica. Por su parte, la reducción en las tasas de interés tras la crisis financiera en las 4 economías habría sido mucho más progresiva y moderada en ausencia de perturbaciones externas, lo cual es más notorio en Colombia y México.

4.7. Descomposición de varianza del error de predicción (FEVD)

Finalmente, realizamos una descomposición de varianza para obtener las contribuciones de los choques externos sobre las fluctuaciones macroeconómicas de largo plazo para las economías AP. La Figura 10 muestra la evolución en el tiempo de la FEVD del crecimiento doméstico, la inflación y la tasa de interés, para los modelos seleccionados en cada país. Cabe resaltar que esta descomposición nos permite dividir la varianza del error de predicción de cada variable de interés, en los componentes que son atribuibles a los distintos choques que puede experimentar el sistema. En particular, para cada momento del tiempo se toma las medianas de los parámetros y, con cada set de parámetros, se hace una predicción de la variable de interés h periodos hacia adelante. En este documento, el horizonte de predicción considerado es de $h = 20$ trimestres.

Indistintamente de qué país analicemos, tanto para el crecimiento doméstico, la inflación o la tasa de interés, se observa una característica común en todos los paneles de la Figura 10: una participación limitada de los factores externos hacia mediados de los 90s e inicios del nuevo milenio (entre 10 % y 40 % aproximadamente), que con el tiempo comenzó crecer sostenidamente hasta alcanzar valores máximos en periodos cercanos a 2009 (en México esta participación estuvo por encima de 90 %), pero que en los últimos años ha experimentado una moderación y en algunos casos ligeras caídas. Asimismo, dentro del bloque doméstico se destaca la participación de choques monetarios y de oferta principalmente en los años iniciales de la muestra; no obstante, con la implementación de los esquemas de metas de inflación y la apuesta de los bancos centrales por usar una tasa de corto plazo como instrumento de política monetaria, esta participación se reduce violentamente y en otros casos hasta desaparece.

Por el lado externo, se destaca la contribución del crecimiento del IPX, que si bien tenía una participación acotada en los 90s, pasa a representar una porción significativa en la FEVD de todos los países AP. Como segundo factor crucial tenemos al crecimiento de China, con participaciones especialmente elevadas desde 1994 hasta la crisis financiera mundial. En tercer lugar, se encuentra el crecimiento de Estados Unidos, con una participación menor pero que se ha mantenido presente en todas las FEVD; y finalmente la tasa de la Fed, con participaciones esporádicas en periodos de crisis financieras como en 2002 y 2008.

El Panel (A) de la Tabla 4 presenta las participaciones promedio de los factores externos y domésticos sobre el crecimiento doméstico para el modelo base. Entre 1994-2001 se encuentra que para Colombia y Perú el 33 % y 38 % de las fluctuaciones del crecimiento económico venían explicadas por factores externos, para que posteriormente en el periodo 2002-2011 esta contribución prácticamente se duplique (73 % y 79 %, respectivamente). En el caso de Chile y México, entre 1994-2001 la participación de estos factores eran de 48 % y 50 % y se elevaron a 80 % y 92 % en el periodo 2002-2011. Es decir, en todos los casos se observa un incremento significativo en la participación de los factores internacionales sobre las fluctuaciones del producto en el periodo de auge de materias primas, en relación al periodo previo.

Hacia el último tramo de la muestra (2012-2019) se observa una ligera moderación en esta participación para todas las economías excepto México, país donde estos factores representarían

casi la totalidad de la variabilidad del crecimiento doméstico (94 % en promedio). Si realizamos un ranking con información al 2019 que nos muestre la vulnerabilidad de largo plazo de estas economías frente a los choques externos, el orden sería: México con 93 %, Colombia con 88 %, Perú con 65 % y Chile con 47 %. Sin embargo, se debe tener en cuenta que: (i) las participaciones de la FEVD reflejan las fuentes de incertidumbre que determinan una predicción de la variable en cuestión (en contraste con la HD que refleja contribuciones históricas); y, (ii) es preciso señalar que los resultados para la FEVD son sensibles a la especificación de las variables externas utilizadas en el modelo, cuestión que se aborda con mayor detalle en los ejercicios de robustez.

5. Análisis de robustez

Con el objetivo de validar la robustez de los resultados encontrados en la Sección 4, se proponen cuatro ejercicios complementarios que introducen cambios al modelo base: (i) se estima el modelo utilizando distintas priors; (ii) se modifican dos variables externas específicas (Fed Funds Rate y el crecimiento del IPX para cada país); (iii) se reduce el modelo base a un modelo de menor dimensión (4 variables); y, (iv) se extiende el modelo base añadiendo inversión pública en el bloque doméstico. Por razones de espacio, el análisis de las IRFs, HDs y FEVDs se centrará en los efectos de las variables externas sobre el crecimiento del PBI doméstico. Las Figuras y resultados de otros modelos se encuentran en un Apéndice, disponible bajo solicitud.

5.1. Cambio de priors

Se consideran priors más difusas para evaluar la sensibilidad de los resultados. En específico, se establecen priors más amplias para la media de la varianza de los errores en los coeficientes VAR (Σ_θ). Para esto las priors para S_i cambian de 0.01^2 a 0.1^2 para los coeficientes de las variables rezagadas y de 0.1^2 a 1^2 para los interceptos. En la Tabla 5 se presentan los valores para la verosimilitud marginal y el DIC, y se encuentra que el modelo seleccionado para todos los países en evaluación es el CVAR-SV. Además, los resultados nos confirman las ganancias (en términos de ajuste empírico) de la inclusión de la volatilidad estocástica. Asimismo, de los modelos que se ajustan menos a los datos, el TVP-VAR aún mantiene uno de los últimos lugares, confirmando la preferencia por aquellos modelos que incluyen SV.

La mediana de las IRFs con sus respectivas regiones de credibilidad para este ejercicio de robustez se presenta en el Panel (1) de la Figura 11. En general, el signo y la magnitud de los impactos se mantienen para todos los países; sin embargo, con algunos choques las respuestas se vuelven no significativas. En el caso de Chile, se observa que la respuesta del crecimiento doméstico frente a un incremento en la tasa Fed es prácticamente nula. Por su parte, en el caso de Perú, la respuesta del crecimiento económico también se vuelve no significativa ante un choque favorable al crecimiento del IPX; no obstante, para Chile, Colombia y México se mantiene el impacto (aproximadamente 0.1 %, 0.1 % y 0.2 % en el periodo del choque, respectivamente) y la persistencia encontrada en el modelo base.

Asimismo, encontramos que los efectos de un choque positivo en el crecimiento de China tienen una mayor persistencia sobre el crecimiento de las 4 economías AP, donde siguen destacando México y Perú con los mayores impactos (alcanzan picos de 0.6 % y 0.9 % hacia el trimestre 10 y 5, en contraste con los picos de 0.5 % y 0.8 % alcanzados en el trimestre 5 y 4 en el modelo base, respectivamente).

En el Panel (2) de la Figura 11 se presenta la evolución de la respuesta acumulada del crecimiento doméstico hacia diferentes horizontes para el modelo seleccionado en las 4 economías (CVAR-SV). En general se cumple que la mayor variación en el tiempo se da frente a choques a la tasa de la Fed

y al crecimiento del IPX. En contraste, frente a choques reales a la tasa de crecimiento de Estados Unidos y China, se confirma una mayor estabilidad en el tiempo de la respuesta del crecimiento doméstico.

En particular, frente al choque de IPX, por ejemplo, se mantiene una tendencia creciente del impacto de corto plazo desde 1994 hasta 2009 en Chile y Perú, tocando picos de 0.2% y 0.05% respectivamente, para luego moderarse hacia los periodos finales de la muestra. Para Colombia también se visualizan picos en la respuesta acumulada a 1 año del crecimiento económico hacia 2009 (0.15%); sin embargo, también se observa un alza en dicho impacto para el último tramo de la muestra, registrando valores de 0.2% en 2019. En el caso de México, la dinámica de las respuestas acumuladas es muy similar a la presentada en el modelo base.

Las HDs para el crecimiento económico se presentan en el Panel (1) de la Figura 12, donde se observa una participación mayoritariamente interna en las perturbaciones identificadas al inicio de la muestra (1994-2001), para después tomar mayor relevancia las condiciones internacionales entre 2002-2011. Cabe señalar que en México y Perú se observan comportamientos extraños en los choques externos hacia el final de la muestra en evaluación (2012-2019), probablemente asociados al cambio en las priors inicialmente consideradas. Finalmente, en el Panel (2) de la Figura 12 se muestran las FEVDs para el crecimiento económico. Los resultados en general guardan consistencia con lo encontrado en el modelo base.

5.2. Cambio de variables

Este segundo ejercicio se incluye una medida alternativa a la tasa de interés de la Fed, llamada tasa de interés sombra (Shadow Fed Fund Rate), presentada en Wu y Xia (2014); y por otro, se sustituye el crecimiento del IPX por el crecimiento del índice de términos de intercambio (TOT) asociado a cada país, para capturar los movimientos no solo en las exportaciones sino también de las importaciones. Cabe resaltar que, en las HDs y FEVDs seguiremos denotando estas variables como i_t^* y p_t^* , respectivamente. Los criterios bayesianos presentados en la Tabla 6 nos confirman que los modelos con menor ajuste a los datos son los que no contemplan la modelación de la SV. Asimismo, trabajaremos con los modelos seleccionados según la verosimilitud marginal: TVP-VAR-R2-SV para Chile y Colombia, y TVP-VAR-R3-SV para México y Perú.

En cuanto al análisis de las IRFs presentado en el Panel (1) de la Figura 13, las diferencias en los resultados respecto al modelo base son mínimas. Por un lado, se mantiene el signo y significancia de las IRFs ante un incremento inesperado en la Shadow Rate para Chile, Colombia y Perú (en Colombia no hay significancia); sin embargo las magnitudes son distintas. Por ejemplo, en Chile la caída en el crecimiento del PBI alcanzaría un mínimo de -0.25% hacia el trimestre 7, mientras que en el modelo base la caída máxima se estima en -0.4% hacia el trimestre 8. En México, ante un incremento en la Shadow Rate se observa una caída máxima del crecimiento doméstico de 0.5% en el trimestre 5, mientras que en el modelo base el nivel mínimo se registra en el trimestre 8 y se ubica en -0.7%. Similar es el caso para Perú, con lo cual la inclusión de la Shadow Rate en el modelo estaría moderando los impactos sobre el producto con respecto al modelo base.

Por su parte, la introducción de los TOT en lugar del IPX también genera ciertas diferencias: en Chile, un choque positivo en el crecimiento de los TOT sería más beneficioso para la actividad económica que un choque favorable en la dinámica del IPX. En Colombia el efecto se mantiene, mientras que en México el efecto de los TOT se reduce prácticamente a la mitad con relación al choque en el IPX estimado en el modelo base. En el caso de Perú, la respuesta del crecimiento del PBI ante un choque de TOT no es significativa.

La principal diferencia radica en la FEVD, presentada en el Panel (2) de la Figura 14. La contribución del crecimiento de Estados Unidos, China, y del IPX guardan consistencia con lo

encontrado inicialmente en el modelo base; sin embargo, el aporte de la Shadow Rate se torna prácticamente marginal, incluso en los periodos de crisis financieras. A pesar de ello, la participación de las condiciones internacionales sobre la variabilidad del crecimiento económico se mantiene para Chile y Colombia (en 2019 representan alrededor de 45 % y 80 %, respectivamente). En contraste, con la inclusión del los TOT, esta participación se modera ligeramente en el caso de México y Perú: en México, los choques externos representan alrededor de 75 % entre 2002-2011 para luego caer progresivamente hasta cerca de 40 % en 2019; caso muy similar al de Perú, que después de tomar valores máximos de 75 % en 2009, se modera hasta 35 % en 2019.

5.3. Modelo de 4 variables

Se caracterizó el bloque externo con 1 variable, la tasa de crecimiento del IPX correspondiente a cada economía AP. Para el bloque doméstico, se utilizó el ordenamiento macroeconómico clásico (crecimiento del PBI, inflación y tasa de interés). Los criterios bayesianos presentados en la Tabla 7 nos permiten seleccionar el modelo con mejor ajuste empírico para cada país: en Chile y Perú se selecciona el modelo TVP-VAR-R3-SV, mientras que para Colombia y México se selecciona el modelo TVP-VAR-R2-SV.

En el Panel (1) de la Figura 15 podemos observar que ante un choque positivo en el crecimiento del IPX, el crecimiento económico de las economías AP reacciona favorablemente y de manera inmediata. En el periodo de choque, el mayor impacto lo registra México con un aumento de 0.4 %, significativo hasta el trimestre 3; después le siguen Chile y Colombia con incrementos cercanos a 0.2 %, significativos hasta el trimestre 8 y 4, respectivamente. Finalmente, el aumento del crecimiento del PBI en Perú sería de 0.1 %, significativo hasta el trimestre 2.

En el Panel (2) de la Figura 15 podemos observar las respuestas acumuladas de las variables domésticas a 1, 2 y 5 años. Los resultados son cualitativamente similares a los descritos en el modelo base: por un lado en Chile, Colombia y Perú, un incremento de los impactos sobre el crecimiento del PBI en los periodos cercanos a la crisis financiera (en Colombia se observa un alza importante de este impacto hacia el final de la muestra); y en México, una subida abrupta de la respuesta acumulada a 1 año entre 1994-2001 para después moderarse. Es preciso señalar que los impactos del IPX sobre el crecimiento del PBI en el modelo con 4 variables tienden a ser mayores que los impactos estimados en el modelo base (a excepción de Perú). Esta diferencia estaría estrechamente asociada a la omisión de variables relevantes en la especificación del modelo.

Las Figuras 16 y 17 muestran las HDs y FEVDs de las variables domésticas para las economías AP. Incluso con 1 variable externa, se mantienen los principales mensajes descritos para el modelo base: una clara predominancia de los choques externos en la configuración de las fluctuaciones macroeconómicas domésticas de dichas economías. En todos los casos, esta predominancia alcanza picos en el periodo de crisis financiera; sin embargo, para Chile y Perú esta vulnerabilidad reflejada en la FEVD ha caído en los últimos años de la muestra: tras registrar picos en torno a 95 % (Chile) y 80 % (Perú) en 2009, se evidencia una importante moderación hacia 2019 con participaciones de 40 % para ambas economías, resultado que contrasta con lo encontrado en el modelo base.

5.4. Extensión al modelo base incluyendo política fiscal

En este ejercicio se incorpora la política fiscal al modelo base, para lo cual se opta por introducir la tasa de crecimiento real de la inversión pública (g_t^{pub}) en el sistema. En este caso, g_t^{pub} se incluye como la variable doméstica más exógena, puesto que se considera que el aumentar su proporción como porcentaje del PBI es una decisión de política pública. Cabe señalar que este ejercicio se realiza únicamente para Chile y Perú, debido a limitaciones en los datos para las series de crecimiento real

de la inversión pública en los otros países. En el caso de Chile, la serie utilizada se obtuvo de las estadísticas publicadas por la Dirección de Presupuestos (DIPRES) del gobierno de Chile; mientras que para Perú, de la dirección web del Banco Central de Reserva del Perú.

Se procede a estimar el modelo con 8 variables utilizando las priors no informativas descritas en la Sección 4.2 para los 7 modelos. Los criterios bayesianos para la selección de modelos se presentan en la Tabla 8, con lo que se determina como modelo con mayor ajuste empírico el modelo TVP-VAR-R3-SV tanto para Chile como Perú, confirmando la robustez y pertinencia de este modelo para la estructura económica de ambas economías.

Como se muestra en la Figura 18, la inclusión de g_t^{pub} en el modelo no modifica sustancialmente las IRFs encontradas en el modelo base, con lo cual el efecto de los choques externos sobre las variables de interés mantiene su impacto y significancia. Por el lado doméstico, la política fiscal ha encontrado en g_t^{pub} una herramienta útil para impulsar la actividad económica.

En línea con esto, podemos observar en la quinta fila de los Paneles (1) y (2) de la Figura 18 un claro impacto positivo de g_t^{pub} sobre el crecimiento del PBI doméstico. En el caso de la inflación y tasa de interés en general los impactos no son claros. Así, en Chile el crecimiento del PBI se incrementaría en 0.1% en el periodo inicial y progresivamente retornaría a la senda inicial (percentiles 16 y 84 son positivos hasta el trimestre 8). Por su parte, en Perú, el incremento al momento del impacto en el crecimiento del producto sería de mayor magnitud pero de menor duración (aumento de 0.25% en el impacto, y los percentiles 16 y 84 son positivos hasta el trimestre 6). Estos resultados reflejan una persistencia moderada del producto ante este choque, lo cual estaría asociado a que, al aumentar la provisión de bienes público (infraestructura por ejemplo), no solo se dinamiza el empleo en el corto plazo, sino que aumenta la dotación de capital con ganancias en el mediano/largo plazo.

Asimismo, en la quinta fila de los Paneles (1) y (2) de la Figura 19 se muestran las respuestas acumuladas de las variables domésticas de Chile y Perú frente a un incremento inesperado de 1% en g_t^{pub} . En Chile el impacto acumulado a 2 años (línea azul) no ha sido constante en el tiempo: en 1994 estaba cerca a 0.4% para luego crecer progresivamente hasta un 0.6% en 2015; sin embargo, en los últimos 4 años este impacto se elevó hasta un pico de más de 1.0%. En Perú este impacto también ha venido creciendo significativamente desde inicios de la década de 2000, por lo cual un incremento hoy de g_t^{pub} tendría mayores retornos sobre el PBI que en la década pasada. En específico, ante un incremento en 1% de g_t^{pub} , la respuesta acumulada del crecimiento del PBI a dos años en 1994 se estima en un aumento de 0.2%. Sin embargo, para los periodos más recientes como 2019 se tiene que dicho choque aumentaría el crecimiento en 0.3%. De esta manera, los resultados sugieren que la herramienta de política fiscal ha aumentado su impacto sobre la actividad económica local en Chile y Perú. Estos resultados están en línea con los encontrados por Jiménez y Rodríguez (2019), quienes documentan para Perú que la respuesta del PBI ante choques de gasto de capital del gobierno (asociado a g_t^{pub}) se han incrementado con el tiempo.

En el Panel (1) de la Figura 20 se presentan las HDs de las variables domésticas para Chile y Perú. Estos resultados nos confirman que históricamente los choques externos han sido los principales contribuyentes de las fluctuaciones domésticas, lo que se observa con particular énfasis en el periodo de auge de materias primas. Asimismo, se destaca que los choques de g_t^{pub} en ambas economías tienen mayor participación en las descomposiciones del crecimiento económico: en Chile, por ejemplo, se observa un claro impulso positivo en los periodos previos a la crisis financiera internacional (entre 2005 y 2008); sin embargo, tras la caída en 2009, la inversión pública contribuye negativamente a la recuperación entre 2010-2011. En Perú, se visualiza un impulso positivo de g_t^{pub} en periodos cruciales como 1998-1999, años en que la economía peruana sufrió choques externos (crisis internacionales) así como internos (Fenómeno de El Niño), y en menor medida entre

2009-2010 (crisis financiera).

En resumen, la inclusión de la variable de política fiscal no ha alterado las IRFs asociadas a los choques externos. Asimismo, la predominancia de estos choques se mantiene en el análisis de las HDs. No obstante, cuando se incluye dentro del sistema el crecimiento real de la inversión pública, los resultados de la FEVD cambian significativamente. En el Panel (2) de la Figura 20 se presenta la FEVD para los modelos con 8 variables de Chile y Perú. En ambos casos, se observa que la contribución de g_t^{pub} ha representado en promedio el 50 % de la variabilidad del crecimiento del PBI durante todo el periodo de análisis, desplazando a los factores externos como principales fuentes de incertidumbre del crecimiento económico doméstico en el largo plazo.

Para Chile, las condiciones externas en conjunto representaron alrededor del 30 % de las fluctuaciones del producto entre 1994-2001 para después tomar valores máximos de 60 % en 2009 y posteriormente caer a un 10 % hacia 2019. Similar patrón muestra la inflación; sin embargo, en la tasa de interés los factores domésticos siguen predominando en el periodo 1994-2001 (cerca del 80 % de la variabilidad de la tasa doméstica). En Perú, los factores externos representan aproximadamente 20 % entre 1994-2001, para en 2009 registrar un máximo de 50 % y terminar en 2019 representando cerca de 30 % de la variabilidad del crecimiento económico. En la inflación, el pico alcanzado en 2009 es de casi 70 % y hacia 2019 de 40 %; mientras que en la tasa de interés, entre 1994-2001 la participación externa es limitada (15 % en promedio), similar al caso chileno.

Si bien aún se sigue observando un crecimiento en la influencia externa durante el periodo de boom de materias primas (sobre todo de China y el índice de precios de exportación), su participación relativa se ha visto reducida para tomar mayor relevancia la variable fiscal. Este resultado se sustenta en que, por un lado, la literatura señala que el multiplicador fiscal de g_t^{pub} sobre el producto se encuentra por encima de 1, superando los multiplicadores de otros componentes del gasto público y de los impuestos; ver Végh et al. (2018). A este gran impacto, se suma la elevada volatilidad de esta variable con relación al PBI: para el periodo analizado, la desviación estándar de g_t^{pub} es 5,7 veces la del crecimiento del PBI, en línea con lo encontrado por Castillo et al. (2007) para el caso de Perú, lo cual introduce mayor incertidumbre a la determinación del producto doméstico en un periodo determinado.

Los resultados destacan a g_t^{pub} como un factor cuyo impacto sobre el producto es importante, y que además constituye la mayor fuente de incertidumbre para la determinación del crecimiento económico en Chile y Perú. Así, Mendoza y Collantes Goicochea (2017), sugieren que esta variable constituye el mejor instrumento de política macroeconómica para impactar en la actividad económica. Por lo que, si bien los factores externos históricamente han incidido directamente sobre la actividad económica local, es preciso resaltar que instrumentos internos como g_t^{pub} (que además han incrementado su impacto en el tiempo), pueden constituirse como herramientas estabilizadoras eficaces, justamente ante choques externos desfavorables.

6. Conclusiones

Este artículo tiene como objetivo cuantificar la importancia y evolución del vínculo existente entre los choques externos y la dinámica macroeconómica de los países AP. Para ello evaluamos de manera conjunta los principales canales de transmisión mediante los cuales estos choques se propagan hacia las economías pequeñas y abiertas (canal comercial, financiero y de precios). No obstante, en lugar de utilizar herramientas de estimación tradicionales, en este documento se opta por una estrategia econométrica con enfoque bayesiano para la estimación de una familia de modelos VAR, donde se permite la variación (o constancia) en el tiempo de ciertos grupos de parámetros y matriz de varianzas; modelos TVP-VAR-SV.

Utilizando datos trimestrales entre 1994Q1-2019Q4, los resultados para las 4 economías sugieren que aquellos modelos donde se permite la variación en el tiempo de cierto grupos de parámetros (y no todos), y que además incluyen volatilidad estocástica, se desempeñan mejor que los modelos VAR tradicionales y los modelos con todos los parámetros cambiantes; como en Primiceri (2005) o Cogley y Sargent (2005).

La especificación del modelo base incluye el crecimiento de los dos principales socios comerciales del bloque AP (Estados Unidos y China), la tasa de política monetaria de la Fed y el crecimiento del índice de precios de exportación (IPX) específico a cada economía. Cuatro principales conclusiones pueden ser obtenidas del análisis de IRFs. Primero, se encuentra que las fluctuaciones desde China son las que generan los impactos más significativos y persistentes en las economías de la AP, efecto que se ve reforzado por una reacción positiva y encadenada de los precios de materias primas. Segundo, encontramos una elevada variación en el tiempo en las respuestas macroeconómicas de los países AP frente a choques favorables en el IPX. Finalmente, alzas inesperadas en la tasa Fed generan incrementos significativos en las tasas de política monetaria de los países AP, efecto que se amplifica en periodos de crisis y que profundiza el impacto negativo sobre el crecimiento económico de las economías en evaluación.

Por su parte, las descomposiciones de varianza muestran que los factores externos tendieron a explicar, en promedio, más de la mitad de las desviaciones en el crecimiento económico, inflación y tasa de interés de las economías AP. Dicha influencia se presenta con mayor notoriedad entre 2002-2011, periodo de auge de materias primas, elevado crecimiento global y crisis financieras. Precisamente en el año 2009 encontramos que, bajo un escenario sin choques externos, el crecimiento promedio de las economías de la AP habría sido 3.2 p.p. mayor.

Los hallazgos aquí documentados nos permiten destacar a México y Perú como las economías con una mayor absorción de choques externos para el periodo analizado. Esto se refleja en que ambas economías presentan respuestas considerablemente mayores frente a los choques identificados en comparación a Chile y Colombia. Además, en un análisis contrafactual se determinó que, en ausencia de perturbaciones externas, las economías que hubieran minimizado el cambio en la dinámica del producto habrían sido Chile y Colombia. En contraste, México y Perú muestran importantes ganancias (y pérdidas) debido a estos factores, lo cual constituye una medida elevada de vulnerabilidad frente a un eventuales cambios en las condiciones internacionales.

Las conclusiones presentadas en este documento plantean grandes retos para economías pequeñas, abiertas y primario-exportadoras como las AP, al estar constantemente expuestas a cambios en el entorno internacional. Uno de estos retos es el fortalecimiento de las herramientas de política doméstica, pues son estas herramientas las que ayudarán a reducir la volatilidad macroeconómica mediante la implementación de políticas contracíclicas frente a choques externos desfavorables. Asimismo, se tendrá un mayor margen de maniobra y una mayor disponibilidad de recursos para combatir dichos choques en la medida en que se fomente el ahorro fiscal y la acumulación de reservas internacionales en tiempos de bonanza económica.

Finalmente, es preciso señalar la presencia de ciertas limitaciones en la presente investigación: (i) complejidad computacional para el cálculo de criterios de ajuste bayesiano y limitación en los datos macroeconómicos, lo cual limita la estimación de modelos de mayor dimensión; (ii) sensibilidad de los resultados considerando un esquema de identificación distinto (restricciones de signo, por ejemplo); y, (iii) restringir la existencia de efectos rezagados internos (y no solo contemporáneos) sobre el bloque externo, mediante la implementación de un bloque de exogeneidad.

Referencias

- [1] Abiad, A., Bluedorn, J., Guajardo, J. and Topalova, P (2015). The Rising Resilience of Emerging Market and Developing Economies. *World Development, Elsevier* **72(C)**, 1-26.
- [2] Abrego, L., and Osterholm, P. (2008). External Linkages and Economic Growth in Colombia: insights from a Bayesian VAR Model. *IMF Working Paper* 46/8.
- [3] Aguirre, E. (2011). Business cycles in emerging markets and implications for the real exchange rate. *Tesis Doctoral*, Columbia University, New York.
- [4] Ahmed, S., and Murthy, R. (1994). Money, output and real business cycles in a small open economy. *The Canadian Journal of Economics* **27(4)**, 982-993.
- [5] Belmonte, M., Koop, G. and Korobilis, D. (2014). Hierarchical Shrinkage in Time-Varying Coefficients Models. *Journal of Forecasting* **33(1)**, 80-94.
- [6] Blecker, R. A. (2009). External Shocks, Structural Change, and Economic Growth in Mexico, 1979-2007. *World Development* **37(7)**, 1274-1284.
- [7] Bijsterbosch, M., and Falagiarda, M. (2015). The macroeconomic impact of financial fragmentation in the euro area: Which role for credit supply?. *Journal of International Money and Finance* **54**, 93-115.
- [8] Bing, X., Roth, M., and Santabábara, D. (2019). Global Impact of a Slowdown in China. *Economic Bulletin* **1**, 1-11.
- [9] Calvo, G., Leiderman, L., and Reinhart, C. M. (1993). Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors. *IMF Staff Papers* **40(1)**, 108-151.
- [10] Calvo, G., and Mendoza, E. G. (1998). Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy. *Working Papers* **98-02**, Duke University.
- [11] Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics* **20**, 229-251.
- [12] Carrillo, J. A., and Elizondo, R., and Hernández-Román, L. G. (2020). Inquiry on the transmission of U.S. aggregate shocks to Mexico: a SVAR approach. *Journal of International Money and Finance* **104**, article 102148.
- [13] Carrillo-Maldonado, P. and Díaz Cassou, J. (2019). An Anatomy of External Shocks in the Andean Region. *IDB Working Paper Series* **1042**. Inter-American Development Bank.
- [14] Castillo, P., Montoro, C. and Tuesta, V. (2007). Hechos estilizados de la economía peruana. *Revista de Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú, **14**, 33-75.
- [15] Castillo, P., Montoya, J. and Quineche, R. (2016). From the “Great Inflation” to the “Great Moderation” in Peru: A Time Varying Structural Vector Autoregressions Analysis . Documento de trabajo **2016-003**. Banco Central de Reserva del Perú.
- [16] Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., and Xu, T. (2011). China’s Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America. Banco Interamericano de Desarrollo, Documento de Trabajo IDB-WP-**266**.

- [17] Chan, J. C. C., and Eisenstat, E. (2015). Marginal Likelihood Estimation with the Cross-Entropy Method. *Econometric Reviews* **34(3)**, 256–285.
- [18] Chan, J. C. C., and Eisenstat, E. (2018). Bayesian Model Comparison for Time-Varying Parameter VARs with Stochastic Volatility. *Journal of Applied Econometrics* **33(4)**, 509–532.
- [19] Chan, J. C. C., and Grant, A. L. (2016). Fast computation of the deviance information criterion for latent variable models. *Computational Statistics and Data Analysis* **100**, 847–859.
- [20] Chan, J. C. C., and Jeliaskov, I. (2009). Efficient simulation and integrated likelihood estimation in state space models. *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimization* **1**, 101-120.
- [21] Chan, J. C. C., Koop, G., Leon-Gonzales, R. and Strachan, R. (2012). Time Varying Dimension Models. *Journal of Business and Economic Statistics* **30(3)**, 358-367.
- [22] Chávez, P. and Rodríguez, G. (2021). Time-Varying Effects of Foreign Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Peru: Empirical Application Using Regime-Switching VAR Models with Stochastic Volatility. Manuscript. Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [23] Chib, S., Nardari, F., and Shephard, N. (2006). Analysis of high dimensional multivariate stochastic volatility models. *Journal of Econometrics* **134(2)**, 341-371.
- [24] Clark, T. E. (2011). Real-Time Density Forecast from Bayesian Vector Autoregressions with Stochastic Volatility. *Journal of Business and Economic Statistics* **29(3)**, 327-341.
- [25] Cogley, T., and Sargent, T. J. (2001). Evolving post-world war II US inflation dynamics. *NBER Macroeconomics Annual* **16**, 331-388.
- [26] Cogley, T., and Sargent, T. J. (2005). Drifts and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII US. *Review of Economic Dynamics* **8(2)**, 262-302.
- [27] D’Agostino, A., Gambetti, L. and Giannone, D. (2013). Macroeconomic Forecasting and Structural Change. *Journal of Applied Econometrics* **28**, 82-101.
- [28] Dancourt, O., Mendoza, W. and Vilcapoma, L. (1997). Fluctuaciones económicas, shocks externos, Perú 1950-1996. Working Paper **135**, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [29] Del Negro, M., and Obiols-Homs, F. (2001). Has Monetary Policy Been so Bad that It Is Better to Get Rid of It? The Case of Mexico. *Journal of Money, Credit and Banking* **33(2)**, 404-433.
- [30] Del Negro, M. and Primiceri, G. (2015). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy: A Corrigendum. *Review of Economic Studies*, **82(4)**, 1342-1345.
- [31] Echavarría, J. J., González, A., López, E., and Rodríguez, N. (2012). International Financial and Real Shocks and their Impact on the Colombian Economy. *Ensayos sobre Política Económica* **30(69)**, 13-66.
- [32] Flores, J. (2016). Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfoque GVAR. *Revista de Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú, **32**, 35-54.

- [33] Fornero, J., Kirchner, M., and Yany, A. (2016). Terms of Trade Shocks and Investment in Commodity-Exporting Economies. *Working Paper 773*, Banco Central de Chile.
- [34] Gruss, B. and Kebhaj, S. (2019). Commodity Terms of Trade: A New Database. *IMF Working Paper 19/21*.
- [35] Guevara, B., Rodríguez, G. and Yamuca, L. (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.
- [36] Harvey, A., Ruiz, E., and Shephard, N. (1994). Multivariate Stochastic Variance Models. *The Review of Economic Studies* **61**, 247-264.
- [37] Hausmann, R. and Gavin, M. (1995). Overcoming Volatility: Economic and Social Progress in Latin America. Mimeo, Inter-American Development Bank.
- [38] Hoffmaister, A. W. and Roldós, J. E. (1997). Are business cycles different in Asia and Latin America? Working Paper **9**, International Monetary Fund.
- [39] International Monetary Fund (2012). IMF Country Report 12/266 Chile Selected Issues.
- [40] International Monetary Fund (2014). World Economic Outlook: Recovery Strengthens, Remains Uneven. Washington D.C.
- [41] Izquierdo, A., Romero, R. and Talvi, E. (2007). Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors. IDB Publications, Working Paper **1612**, Inter-American Development Bank.
- [42] Jiménez, A. and Rodríguez, G. (2019). Time-Varying Impact of Fiscal Shocks over GDP Growth in Peru: An Empirical Application using Hybrid TVP-VAR-SV Models. Documento de investigación del Consejo Fiscal **001**.
- [43] Kim, S., Shephard, N., and Chib, S. (1998). Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models. *Review of Economic Studies* **65(3)**, 361-393.
- [44] Kose, M. (2002). Explaining business cycles in small open economies: How much do world prices matter? *Journal of International Economics* **56(2)**, 299-327.
- [45] Lubik, T., and Teo, W. L. (2005). Do world shocks drive domestic business cycles? Some evidence from structural estimation. Working Paper **522**, Johns Hopkins University.
- [46] Mackowiak, B. (2007). External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics* **54(8)**, 2512-2520.
- [47] Mahadeva, L., and Gómez, J. (2009). The International Cycle and Colombian Monetary Policy. *Borradores de Economía*, **557**. Banco de la República de Colombia.
- [48] MEF (2014). Marco Macroeconómico Multianual 2015-2017. Ministerio de Economía y Finanzas.
- [49] MEF (2019). Marco Macroeconómico Multianual 2020-2023. Ministerio de Economía y Finanzas.

- [50] Melo-Becerra, L. A., Parrado-Galvis, L. M., Ramos-Forero, J. E., and Zarate-Solano, H. M. (2020). Effects of Booms and Oil Crisis on Colombian Economy: A Time-Varying Vector Autoregressive Approach. *Revista de Economía del Rosario* **23(1)**, 31-63.
- [51] Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate and economic fluctuations. *International Economic Review* **36(1)**, 101-137.
- [52] Mendoza, W. and Collantes Goicochea, E. (2017). La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que nos separa. Documento de Trabajo **440**, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [53] Nakajima, J., and West, M. (2013). Bayesian Analysis of Latent Threshold Dynamic Models. *Journal of Business and Economic Statistics* **31(2)**, 151-164.
- [54] Nolazco, J. L., Lengua Lafosse, P. and Céspedes, N. (2016). Contribución de los choques externos en el crecimiento económico del Perú: un modelo semiestructural. Documento de Trabajo **2016-006**. Banco Central de Reserva del Perú.
- [55] Ojeda Cunya, J. A. and Rodríguez, G. (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..
- [56] Osterholm, P. and Zettelmeyer, J. (2007). The Effect of External Conditions on Growth in Latin America. *IMF Staff Papers* **55(4)**, 595-623.
- [57] Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *The Review of Economic Studies* **72(3)**, 821-852.
- [58] Rodríguez, G. and Vassallo, R. (2021). Impacto de Choques Externos sobre la Economía Peruana: Aplicación Empírica usando Modelos TVP-VAR-SV. Documento de Investigación **001**, Consejo Fiscal del Perú.
- [59] Rodríguez, G., Villanueva Vega, P. and Castillo Bardalez, P. (2018). Driving economic fluctuations in Peru: The role of the terms of trade. *Empirical Economics* **53(3)**, 1089-1119.
- [60] Rossini, R., y Vega, M. (2007). El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso de Perú entre 1996 y 2006. *Serie de Documentos de Trabajo* **17**. Banco Central de Reserva del Perú.
- [61] Saldarriaga, M. A. and Winkelried, D. (2013). Socios comerciales y crecimiento en América Latina: un enfoque SVAR dinámico. *Revista de Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú, **25**, 81-102.
- [62] Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. (2018). How important are terms of trade shocks. *International Economic Review* **59(1)**, 85-111.
- [63] Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica* **48(1)**, 1-48.
- [64] Sosa, S. (2008). External Shocks and Business Cycle Fluctuations in Mexico: How Important are U.S. Factors? *IMF Working Paper 08/100*.
- [65] Spiegelhalter, D. J., Best, N. G., Carlin, B. P. and Van der Linde, A. (2002). Bayesian Measures of Model Complexity and Fit. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* **64(4)**, 583-639.

- [66] Urrutia, M., Hofstetter, M. and Hamann, F. (2014). Inflation Targeting in Colombia, 2002-2012. *IDB Working Paper Series 487*. Inter-American Development Bank.
- [67] Valdés, R. (2007). Inflation Targeting in Chile: Experience and Selected Issues. *Economic Policy Papers 22*. Central Bank of Chile.
- [68] Végh, C., Vuletin, G., Riera, D., Friedheim, D., Morano, L. and Camarena, J. (2018). Fiscal Adjustment in Latin America and the Caribbean. *World Bank Other Operational Studies 29666*.
- [69] World Bank (2015). Global Economic Prospects: Having Fiscal Space and Using It. *A World Bank Group Flagship Report*. Washington D.C.
- [70] World Bank (2016). Global Economic Prospects: Spillovers Amid Weak Growth. *A World Bank Group Flagship Report*. Washington D.C.
- [71] Wu, J. and F. Xia (2014). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *NBER Working Papers 20117*. National Bureau of Economic Research, Inc.



Table 1. Tests for Time Variation in Coefficients and Volatility

| (1) Chile | | | | (2) Colombia | | | | |
|------------|---------------|-------------|-------------|--------------|---------------|-------------|-------------|-------------|
| Test | Matrix Coeff. | Subsample 1 | Subsample 2 | Full Sample | Matrix Coeff. | Subsample 1 | Subsample 2 | Full Sample |
| K-S test | $B_{0,t}$ | 18/21 | 15/21 | 18/21 | $B_{0,t}$ | 14/21 | 14/21 | 15/21 |
| | $B_{i,t}$ | 52/56 | 47/56 | 53/56 | $B_{i,t}$ | 47/56 | 44/56 | 49/56 |
| | Σ_t | 7/7 | 7/7 | 7/7 | Σ_t | 7/7 | 7/7 | 7/7 |
| t -test | $B_{0,t}$ | 21/21 | 20/21 | 21/21 | $B_{0,t}$ | 19/21 | 21/21 | 21/21 |
| | $B_{i,t}$ | 50/56 | 44/56 | 53/56 | $B_{i,t}$ | 46/56 | 41/56 | 46/56 |
| | Σ_t | 7/7 | 7/7 | 7/7 | Σ_t | 7/7 | 7/7 | 7/7 |
| Trace Test | Trace | 16 % perc. | 50 % perc. | 84 % perc. | Trace | 16 % perc. | 50 % perc. | 84 % perc. |
| | 0.28 | 0.17 | 0.22 | 0.30 | 0.08 | 0.13 | 0.17 | 0.22 |
| (3) Mexico | | | | (4) Peru | | | | |
| Test | Matrix Coeff. | Subsample 1 | Subsample 2 | Full Sample | Matrix Coeff. | Subsample 1 | Subsample 2 | Full Sample |
| K-S test | $B_{0,t}$ | 17/21 | 18/21 | 17/21 | $B_{0,t}$ | 16/21 | 15/21 | 15/21 |
| | $B_{i,t}$ | 52/56 | 51/56 | 53/56 | $B_{i,t}$ | 48/56 | 49/56 | 51/56 |
| | Σ_t | 7/7 | 7/7 | 7/7 | Σ_t | 7/7 | 7/7 | 7/7 |
| t -test | $B_{0,t}$ | 21/21 | 19/21 | 20/21 | $B_{0,t}$ | 21/21 | 21/21 | 21/21 |
| | $B_{i,t}$ | 49/56 | 46/56 | 52/56 | $B_{i,t}$ | 47/56 | 43/56 | 49/56 |
| | Σ_t | 7/7 | 7/7 | 7/7 | Σ_t | 7/7 | 7/7 | 7/7 |
| Trace Test | Trace | 16 % perc. | 50 % perc. | 84 % perc. | Trace | 16 % perc. | 50 % perc. | 84 % perc. |
| | 0.25 | 0.29 | 0.38 | 0.51 | 0.28 | 0.23 | 0.31 | 0.42 |

Number of time varying parameters according to Kolmogorov-Smirnov test and t -test are reported. Matrix $B_{0,t}$ represents the coefficients of contemporaneous relationships, $B_{i,t}$ are the coefficients associate to intercepts and lagged variables, and Σ_t are the variances of innovations. For each country, these two tests are performed for the full sample and for two additional subsamples: 1994Q2-2006Q4 and 2007Q1-2019Q4. In the Trace test, the trace of the prior variance matrix is reported, as well as the lower, upper and median level of the trace of the posterior variance matrix.

Table 2. Log Marginal Likelihood and DIC estimates for Baseline Model (numerical standard errors in parentheses)

| (1) Chile | | | | | | (2) Colombia | | | | | |
|---------------|----------------|-------------|---------------|-------------|----|----------------|-------------|---------------|-------------|----|--|
| Model | log-ML | SD | DIC | SD | SD | log-ML | SD | DIC | SD | SD | |
| TVP-VAR-SV | -1331.2 | 0.26 | 2251.0 | 1.29 | | -1323.5 | 0.28 | 2236.8 | 1.42 | | |
| TVP-VAR | -1465.8 | 0.70 | 2448.3 | 6.84 | | -1457.0 | 0.80 | 2412.5 | 1.33 | | |
| TVP-VAR-R1-SV | -1345.1 | 1.22 | 2149.0 | 1.55 | | -1330.5 | 0.79 | 2108.4 | 1.36 | | |
| TVP-VAR-R2-SV | -1333.0 | 0.74 | 2213.3 | 2.24 | | -1316.1 | 0.71 | 2187.0 | 1.66 | | |
| TVP-VAR-R3-SV | -1323.1 | 0.70 | 2131.4 | 0.82 | | -1321.9 | 1.37 | 2101.9 | 1.85 | | |
| CVAR-SV | -1338.3 | 0.11 | 2142.1 | 1.43 | | -1332.4 | 0.14 | 2160.7 | 3.62 | | |
| CVAR | -1455.9 | 0.02 | 2387.7 | 0.25 | | -1462.8 | 0.01 | 2382.1 | 0.21 | | |
| (3) Mexico | | | | | | (4) Peru | | | | | |
| Model | log-ML | SD | DIC | SD | SD | log-ML | SD | DIC | SD | SD | |
| TVP-VAR-SV | -1426.5 | 0.34 | 2426.5 | 1.31 | | -1418.4 | 0.20 | 2394.2 | 1.65 | | |
| TVP-VAR | -1650.3 | 2.52 | 2700.5 | 5.45 | | -1574.7 | 1.08 | 2579.6 | 2.84 | | |
| TVP-VAR-R1-SV | -1345.1 | 1.22 | 2149.0 | 1.55 | | -1405.2 | 1.25 | 2261.5 | 2.11 | | |
| TVP-VAR-R2-SV | -1425.0 | 0.72 | 2389.2 | 1.43 | | -1407.1 | 0.92 | 2350.6 | 1.01 | | |
| TVP-VAR-R3-SV | -1419.8 | 0.70 | 2292.9 | 1.24 | | -1392.8 | 1.01 | 2247.8 | 2.55 | | |
| CVAR-SV | -1442.6 | 1.32 | 2345.8 | 2.54 | | -1398.3 | 0.74 | 2273.6 | 2.43 | | |
| CVAR | -1668.6 | 0.02 | 2801.2 | 0.19 | | -1579.9 | 0.02 | 2620.3 | 0.33 | | |

For each model we obtain a total of 10,000 final posterior draws. *Log – ML* estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain - a total of 10,000 evaluations. Bolded values indicate best model.

Table 3. HD of Domestic GDP Growth for Specific Periods (in %)

| (A) Baseline Model | | | | | | | | |
|--------------------|--------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Average Period | Chile | | Colombia | | Mexico | | Peru | |
| | Actual | Count. | Actual | Count. | Actual | Count. | Actual | Count. |
| 1994-2001 | 5,1 | 5,1 | 1,9 | 2,0 | 3,1 | 2,9 | 3,9 | 4,1 |
| 2002-2008 | 5,0 | 4,7 | 4,7 | 4,4 | 2,2 | 1,2 | 6,6 | 4,9 |
| 2009 | -1,5 | 1,5 | 1,1 | 3,8 | -5,1 | -1,1 | 1,1 | 4,0 |
| 2010-2011 | 6,0 | 4,5 | 5,7 | 5,1 | 4,4 | 1,8 | 7,5 | 5,3 |
| 2012-2019 | 2,7 | 2,8 | 3,2 | 3,2 | 2,3 | 1,9 | 3,8 | 3,8 |

| (B) Robustness 1 | | | | | | | | |
|-------------------|--------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Average Period | Chile | | Colombia | | Mexico | | Peru | |
| | Actual | Count. | Actual | Count. | Actual | Count. | Actual | Count. |
| 1994-2001 | 5,1 | 4,7 | 1,9 | 1,4 | 3,1 | 3,7 | 3,9 | 4,5 |
| 2002-2008 | 5,0 | 3,1 | 4,7 | 3,5 | 2,2 | -0,1 | 6,6 | 3,8 |
| 2009 | -1,5 | 1,3 | 1,1 | 4,1 | -5,1 | -1,9 | 1,1 | 4,6 |
| 2010-2011 | 6,0 | 3,3 | 5,7 | 5,4 | 4,4 | 0,6 | 7,5 | 4,1 |
| 2012-2019 | 2,7 | 2,9 | 3,2 | 3,6 | 2,3 | 1,5 | 3,8 | 3,7 |

| (C) Robustness 2 | | | | | | | | |
|-------------------|--------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Average Period | Chile | | Colombia | | Mexico | | Peru | |
| | Actual | Count. | Actual | Count. | Actual | Count. | Actual | Count. |
| 1994-2001 | 5,1 | 5,0 | 1,9 | 2,1 | 3,1 | 3,1 | 3,9 | 4,3 |
| 2002-2008 | 5,0 | 4,5 | 4,7 | 3,9 | 2,2 | 1,7 | 6,6 | 5,2 |
| 2009 | -1,5 | 2,6 | 1,1 | 3,5 | -5,1 | 0,3 | 1,1 | 4,4 |
| 2010-2011 | 6,0 | 4,7 | 5,7 | 5,1 | 4,4 | 3,4 | 7,5 | 6,0 |
| 2012-2019 | 2,7 | 2,6 | 3,2 | 3,3 | 2,3 | 2,3 | 3,8 | 3,8 |

Average real GDP Growth (YoY % change) with and without external shocks for country-specific selected model. “Actual” represents observed GDP Growth values and “Count.” the counterfactual GDP Growth.

Table 4. FEVD of Domestic GDP Growth for Specific Periods (in %)

| (A) Baseline Model | | | | | | | | |
|--------------------|-------|------|----------|------|--------|------|------|------|
| Average Period | Chile | | Colombia | | Mexico | | Peru | |
| | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. |
| 1994-2001 | 52 | 48 | 67 | 33 | 50 | 50 | 62 | 38 |
| 2002-2011 | 20 | 80 | 27 | 73 | 8 | 92 | 21 | 79 |
| 2012-2019 | 36 | 64 | 18 | 82 | 6 | 94 | 28 | 72 |
| 2009 | 11 | 89 | 14 | 86 | 7 | 93 | 11 | 89 |
| 2019 | 53 | 47 | 12 | 88 | 7 | 93 | 35 | 65 |

| (B) Robustness 1 | | | | | | | | |
|-------------------|-------|------|----------|------|--------|------|------|------|
| Average Period | Chile | | Colombia | | Mexico | | Peru | |
| | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. |
| 1994-2001 | 44 | 56 | 55 | 45 | 47 | 53 | 62 | 38 |
| 2002-2011 | 14 | 86 | 21 | 79 | 7 | 93 | 19 | 81 |
| 2012-2019 | 28 | 72 | 19 | 81 | 7 | 93 | 36 | 64 |
| 2009 | 8 | 92 | 12 | 88 | 6 | 94 | 13 | 87 |
| 2019 | 43 | 57 | 12 | 88 | 7 | 93 | 39 | 61 |

| (C) Robustness 2 | | | | | | | | |
|-------------------|-------|------|----------|------|--------|------|------|------|
| Average Period | Chile | | Colombia | | Mexico | | Peru | |
| | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. | Dom. | Ext. |
| 1994-2001 | 42 | 58 | 66 | 34 | 59 | 41 | 71 | 29 |
| 2002-2011 | 16 | 84 | 29 | 71 | 23 | 77 | 36 | 64 |
| 2012-2019 | 41 | 59 | 25 | 75 | 45 | 55 | 59 | 41 |
| 2009 | 12 | 88 | 19 | 81 | 25 | 75 | 26 | 74 |
| 2019 | 52 | 48 | 19 | 81 | 55 | 45 | 67 | 33 |

Table 5. Robustness Analysis 1. Changing Priors: Log Marginal Likelihood and DIC estimates

| (1) Chile | | | | | | (2) Colombia | | | | | | |
|---------------|----------------|-------------|---------------|-------------|----------------|--------------|---------------|-------------|----------------|-------------|---------------|-------------|
| Model | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD |
| TVP-VAR-SV | -1774.7 | 0.14 | 3214.0 | 0.97 | -1862.2 | 0.27 | 3380.0 | 0.96 | -1862.2 | 0.27 | 3380.0 | 0.96 |
| TVP-VAR | -1826.9 | 0.45 | 3295.7 | 4.05 | -1913.6 | 0.49 | 3453.3 | 1.19 | -1913.6 | 0.49 | 3453.3 | 1.19 |
| TVP-VAR-R1-SV | -1429.6 | 0.48 | 2420.9 | 1.49 | -1460.4 | 0.58 | 2470.7 | 1.62 | -1460.4 | 0.58 | 2470.7 | 1.62 |
| TVP-VAR-R2-SV | -1694.6 | 0.27 | 3012.6 | 2.28 | -1772.8 | 0.66 | 3158.0 | 2.88 | -1772.8 | 0.66 | 3158.0 | 2.88 |
| TVP-VAR-R3-SV | -1384.0 | 1.07 | 2291.0 | 2.12 | -1410.1 | 1.44 | 2289.9 | 3.11 | -1410.1 | 1.44 | 2289.9 | 3.11 |
| CVAR-SV | -1338.1 | 0.14 | 2284.5 | 4.05 | -1332.4 | 0.09 | 2156.9 | 3.29 | -1332.4 | 0.09 | 2156.9 | 3.29 |
| CVAR | -1455.9 | 0.02 | 2387.7 | 0.29 | -1462.8 | 0.01 | 2381.6 | 0.33 | -1462.8 | 0.01 | 2381.6 | 0.33 |
| (3) Mexico | | | | | | (4) Peru | | | | | | |
| Model | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD |
| TVP-VAR-SV | -1933.9 | 0.20 | 3521.5 | 0.82 | -1772.5 | 0.51 | 3229.3 | 0.77 | -1772.5 | 0.51 | 3229.3 | 0.77 |
| TVP-VAR | -1988.2 | 0.34 | 3589.7 | 0.99 | -1823.3 | 0.15 | 3300.2 | 1.30 | -1823.3 | 0.15 | 3300.2 | 1.30 |
| TVP-VAR-R1-SV | -1547.5 | 0.60 | 2619.4 | 1.67 | -1462.7 | 0.64 | 2469.0 | 1.40 | -1462.7 | 0.64 | 2469.0 | 1.40 |
| TVP-VAR-R2-SV | -1863.9 | 0.41 | 3318.3 | 1.96 | 1716.4 | 0.43 | 3080.1 | 1.44 | 1716.4 | 0.43 | 3080.1 | 1.44 |
| TVP-VAR-R3-SV | -1481.8 | 0.62 | 2456.9 | 2.97 | -1420.4 | 0.82 | 2345.2 | 2.08 | -1420.4 | 0.82 | 2345.2 | 2.08 |
| CVAR-SV | -1445.3 | 0.23 | 2394.7 | 3.28 | -1392.4 | 0.78 | 2223.2 | 1.87 | -1392.4 | 0.78 | 2223.2 | 1.87 |
| CVAR | -1668.7 | 0.02 | 2800.9 | 0.26 | -1528.6 | 0.02 | 2530.4 | 0.23 | -1528.6 | 0.02 | 2530.4 | 0.23 |

Robustness 1 uses more diffuse priors on the error variance of VAR coefficients. For each model we obtain a total of 10,000 final posterior draws. *Log - ML* estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain - a total of 10,000 evaluations. Bolded values indicate best model.

Table 6. Robustness Analysis 2. Changing Foreign Variables: Log Marginal Likelihood and DIC estimates

| (1) Chile | | | | | | (2) Colombia | | | | | |
|---------------|----------------|-------------|---------------|-------------|----|----------------|-------------|---------------|-------------|----|--|
| Model | log-ML | SD | DIC | SD | SD | log-ML | SD | DIC | SD | SD | |
| TVP-VAR-SV | -1269.3 | 0.21 | 2105.5 | 1.55 | | -1264.4 | 0.27 | 2109.8 | 0.94 | | |
| TVP-VAR | -1390.6 | 0.59 | 2300.4 | 4.75 | | -1384.9 | 0.20 | 2289.7 | 2.29 | | |
| TVP-VAR-R1-SV | -1288.9 | 0.97 | 2039.0 | 1.42 | | -1280.0 | 1.03 | 2009.4 | 1.64 | | |
| TVP-VAR-R2-SV | -1265.9 | 0.69 | 2080.7 | 1.08 | | -1260.6 | 0.78 | 2078.5 | 1.77 | | |
| TVP-VAR-R3-SV | -1266.2 | 0.77 | 2033.3 | 1.03 | | -1273.9 | 1.17 | 2010.1 | 1.81 | | |
| CVAR-SV | -1285.0 | 0.19 | 2156.8 | 0.87 | | -1286.1 | 0.09 | 2063.7 | 2.26 | | |
| CVAR | -1395.1 | 0.02 | 2279.0 | 0.32 | | -1411.6 | 0.02 | 2289.8 | 0.27 | | |
| (3) Mexico | | | | | | (4) Peru | | | | | |
| Model | log-ML | SD | DIC | SD | SD | log-ML | SD | DIC | SD | SD | |
| TVP-VAR-SV | -1290.4 | 0.18 | 2120.2 | 1.25 | | -1281.8 | 0.17 | 2124.7 | 1.67 | | |
| TVP-VAR | -1458.8 | 0.96 | 2378.2 | 6.72 | | -1462.0 | 2.21 | 2358.3 | 5.87 | | |
| TVP-VAR-R1-SV | -1279.0 | 0.55 | 2114.4 | 1.31 | | -1289.1 | 1.28 | 2023.2 | 1.75 | | |
| TVP-VAR-R2-SV | -1282.6 | 0.68 | 2108.1 | 1.13 | | -1278.0 | 1.06 | 2093.9 | 1.97 | | |
| TVP-VAR-R3-SV | -1274.3 | 0.63 | 2112.3 | 1.20 | | -1275.5 | 0.78 | 2033.9 | 1.66 | | |
| CVAR-SV | -1313.7 | 0.20 | 2224.8 | 1.87 | | -1322.1 | 0.18 | 2130.5 | 0.92 | | |
| CVAR | -1538.1 | 0.01 | 2569.5 | 0.39 | | -1458.8 | 0.01 | 2404.8 | 0.17 | | |

Robustness 2 changes the Fed Funds Rate to the Shadow Rate, and the country-specific Export Price Index Growth to the S&P Goldman Sachs Commodity

Index Growth. For each model we obtain a total of 10,000 final posterior draws. *Log - ML* estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain - a total of 10,000 evaluations. Bolded values indicate best model.

Table 7. Robustness Analysis 3. Four Variables Model: Log Marginal Likelihood and DIC estimates

| (1) Chile | | | | | | (2) Colombia | | | | | | |
|---------------|----------------|-------------|---------------|-------------|---------------|--------------|---------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|
| Model | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD |
| TVP-VAR-SV | -925.7 | 0.05 | 1691.7 | 0.70 | -916.2 | 0.14 | 1674.4 | 0.55 | -916.2 | 0.14 | 1674.4 | 0.55 |
| TVP-VAR | -1013.5 | 0.12 | 1825.8 | 5.89 | -982.1 | 0.04 | 1747.5 | 0.40 | -982.1 | 0.04 | 1747.5 | 0.40 |
| TVP-VAR-R1-SV | -923.9 | 0.10 | 1662.2 | 0.70 | -910.9 | 0.07 | 1636.8 | 0.29 | -910.9 | 0.07 | 1636.8 | 0.29 |
| TVP-VAR-R2-SV | -921.5 | 0.06 | 1667.8 | 1.05 | -904.3 | 0.13 | 1637.9 | 0.64 | -904.3 | 0.13 | 1637.9 | 0.64 |
| TVP-VAR-R3-SV | -920.2 | 0.15 | 1643.9 | 0.43 | -913.2 | 0.11 | 1634.7 | 0.49 | -913.2 | 0.11 | 1634.7 | 0.49 |
| CVAR-SV | -924.1 | 0.07 | 1706.0 | 2.23 | -927.2 | 0.02 | 1661.3 | 1.14 | -927.2 | 0.02 | 1661.3 | 1.14 |
| CVAR | -1016.4 | 0.01 | 1818.5 | 0.15 | -1010.9 | 0.01 | 1796.2 | 0.21 | -1010.9 | 0.01 | 1796.2 | 0.21 |
| (3) Mexico | | | | | | (4) Peru | | | | | | |
| Model | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD |
| TVP-VAR-SV | -1024.0 | 0.28 | 1877.4 | 0.59 | -945.0 | 0.11 | 1720.9 | 0.76 | -945.0 | 0.11 | 1720.9 | 0.76 |
| TVP-VAR | -1157.5 | 1.39 | 2038.0 | 8.14 | -1080.1 | 0.39 | 1922.4 | 2.32 | -1080.1 | 0.39 | 1922.4 | 2.32 |
| TVP-VAR-R1-SV | -1030.5 | 0.08 | 1860.9 | 0.54 | -942.8 | 0.07 | 1686.9 | 0.30 | -942.8 | 0.07 | 1686.9 | 0.30 |
| TVP-VAR-R2-SV | -1019.1 | 0.14 | 1853.2 | 0.67 | -939.0 | 0.15 | 1693.4 | 0.79 | -939.0 | 0.15 | 1693.4 | 0.79 |
| TVP-VAR-R3-SV | -1027.2 | 0.08 | 1844.5 | 0.20 | -937.7 | 0.17 | 1670.7 | 0.67 | -937.7 | 0.17 | 1670.7 | 0.67 |
| CVAR-SV | -1029.4 | 0.06 | 1858.0 | 0.14 | -954.2 | 0.08 | 1723.4 | 12.6 | -954.2 | 0.08 | 1723.4 | 12.6 |
| CVAR | -1247.4 | 0.01 | 2260.7 | 0.09 | -1098.6 | 0.01 | 1977.6 | 0.11 | -1098.6 | 0.01 | 1977.6 | 0.11 |

Robustness 1 uses more diffuse priors on the error variance of VAR coefficients. For each model we obtain a total of 10,000 final posterior draws. *Log - ML* estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain - a total of 10,000 evaluations. Bolded values indicate best model.

Table 8. Robustness Analysis 4. Adding Public Investment Growth to the Baseline Model: Log Marginal Likelihood and DIC estimates

| Model | (1) Chile | | | | (2) Peru | | | |
|---------------|----------------|-------------|---------------|-------------|----------------|-------------|---------------|-------------|
| | log-ML | SD | DIC | SD | log-ML | SD | DIC | SD |
| TVP-VAR-SV | -1861.1 | 0.45 | 3196.9 | 2.32 | -1872.7 | 0.47 | 3210.8 | 2.36 |
| TVP-VAR | -2010.5 | 0.86 | 3386.0 | 5.01 | -2067.2 | 2.53 | 3426.4 | 8.86 |
| TVP-VAR-R1-SV | -1861.2 | 1.66 | 3045.8 | 1.24 | -1807.5 | 1.33 | 3026.5 | 1.38 |
| TVP-VAR-R2-SV | -1861.9 | 1.70 | 3139.0 | 2.04 | -1876.1 | 1.20 | 3152.0 | 2.89 |
| TVP-VAR-R3-SV | -1829.1 | 1.33 | 3000.3 | 1.46 | -1838.3 | 0.99 | 2999.7 | 1.67 |
| CVAR-SV | -1841.5 | 0.16 | 3147.2 | 8.33 | -1852.9 | 1.23 | 3439.4 | 22.4 |
| CVAR | -1974.1 | 0.01 | 3253.6 | 0.26 | -2038.5 | 0.02 | 3379.2 | 0.27 |

Baseline Model including Real Growth of Public Investment. For each model we obtain a total of 10,000 final posterior draws. *Log - ML* estimates are based on 10,000 evaluations of the integrated likelihood, where the importance sampling density is constructed using the 10,000 posterior draws. DIC estimates are computed using 10 parallel chains; in each chain the integrated likelihood is evaluated for the 1,000 posterior draws kept from each estimation chain - a total of 10,000 evaluations. Bolded values indicate best model.

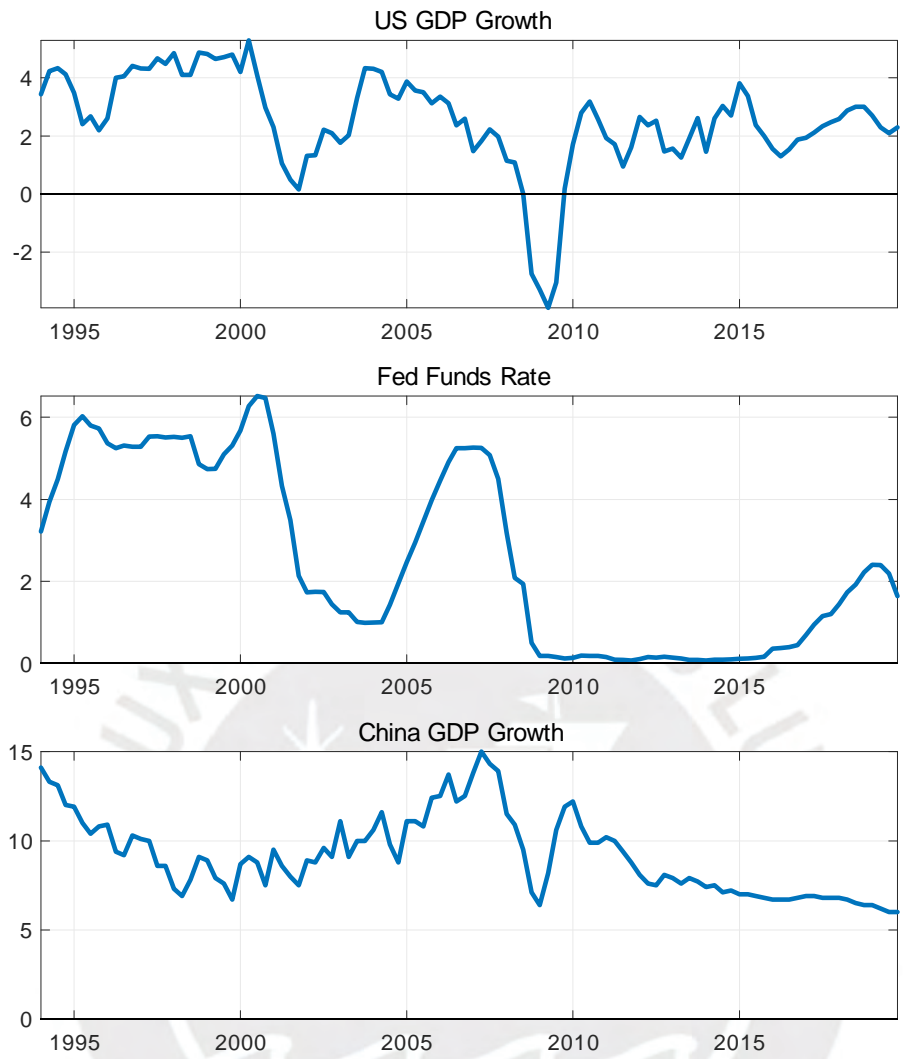
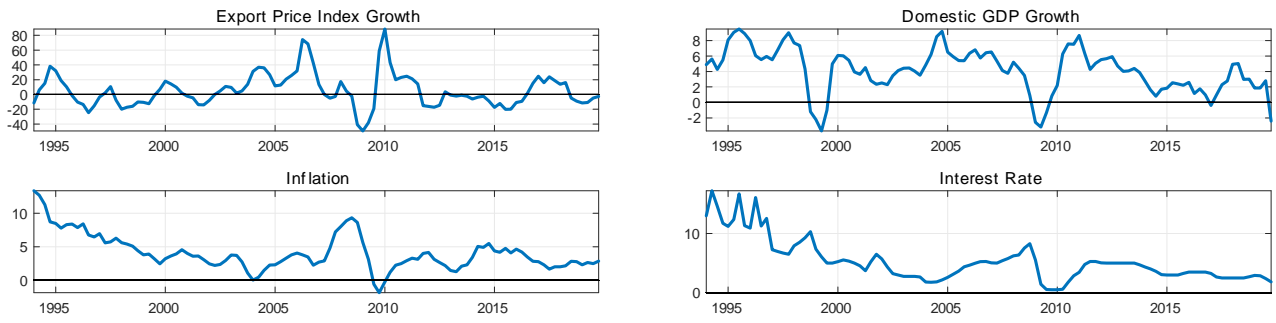
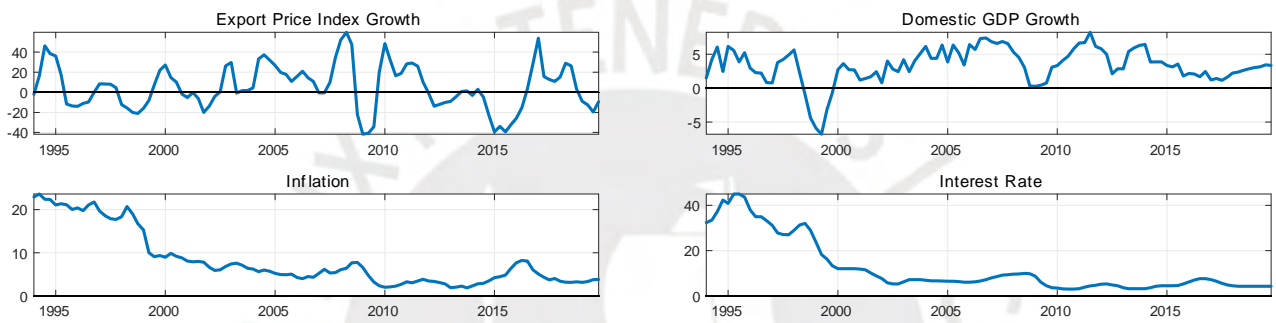


Figure 1. Global Series used for all Country-Specific Models in Annual Growth Rates. Interest Rate in levels

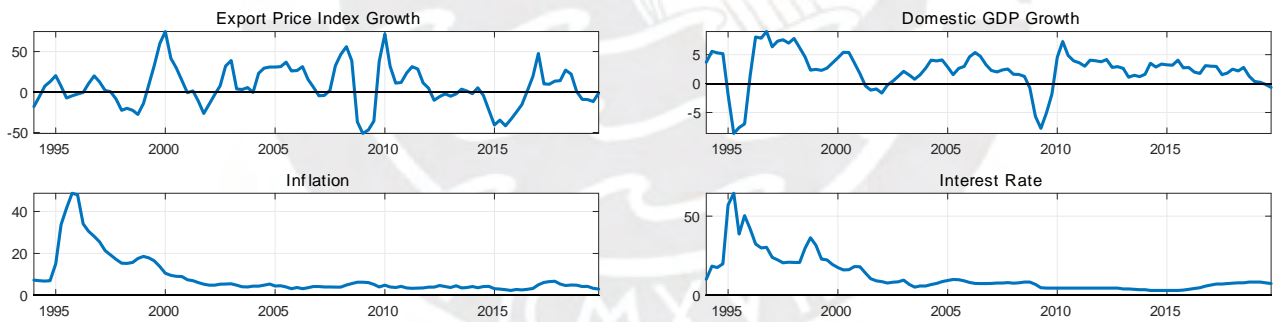
(1) Chile



(2) Colombia



(3) Mexico



(4) Peru

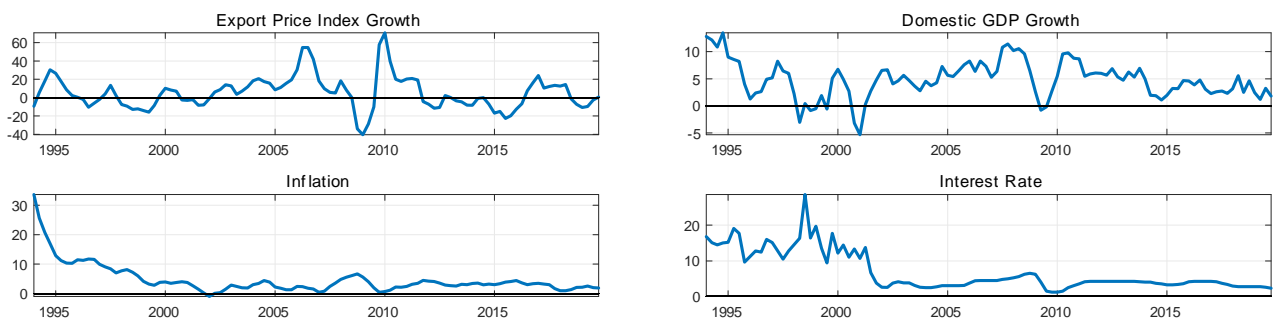
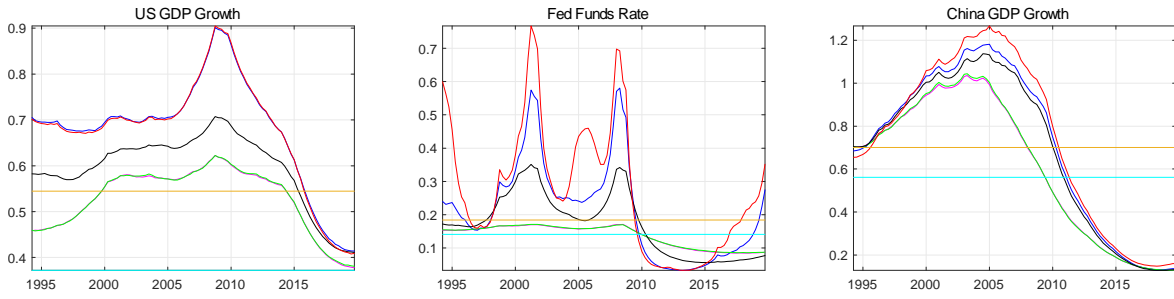
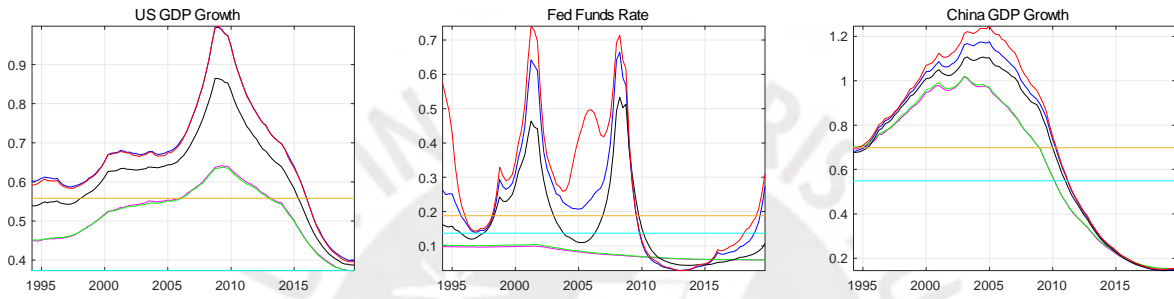


Figure 2. Country-specific Series for PA Economies in Annual Growth Rates. Interest Rates in levels.

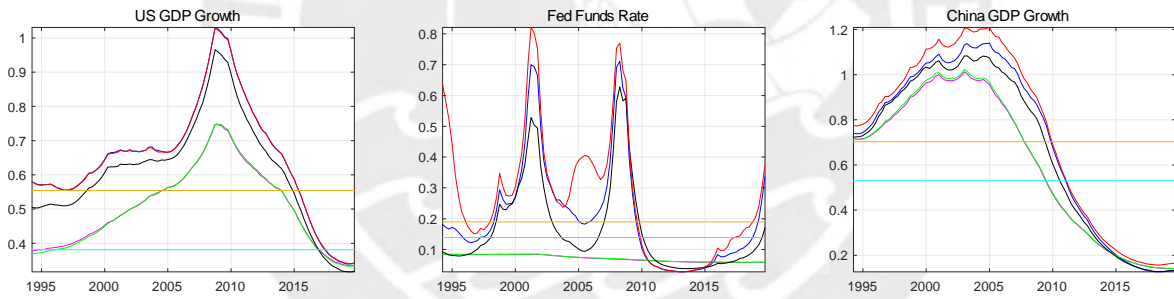
(1) Chile



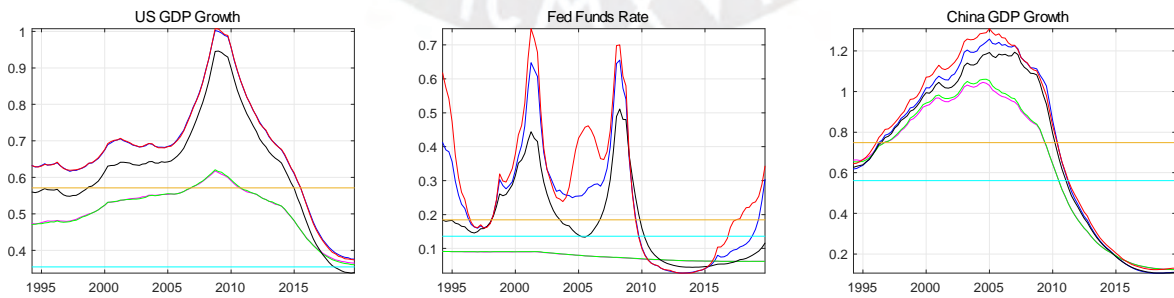
(2) Colombia



(3) Mexico



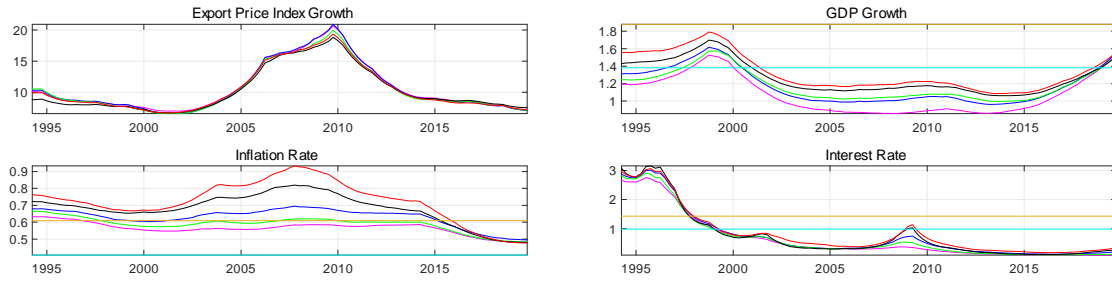
(4) Peru



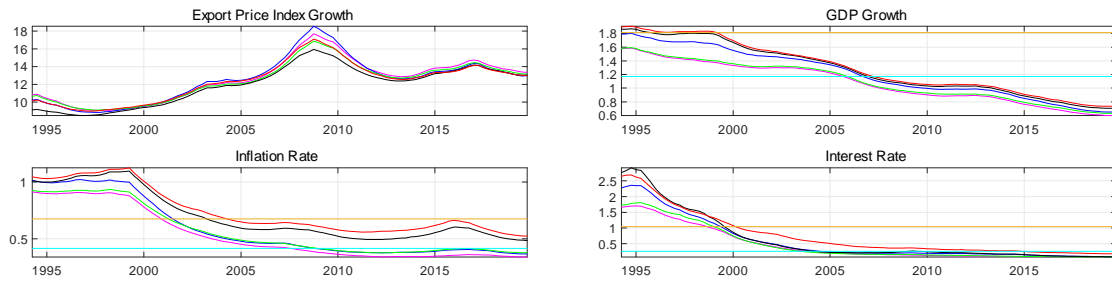
— TVP-VAR-SV — TVP-VAR-R1-SV — TVP-VAR-R2-SV — TVP-VAR-R3-SV — CVAR-SV — TVP-VAR — CVAR

Figure 3. Stochastic Volatility. Standard Deviation of the Innovations in Global Equations for PA Countries. Median values.

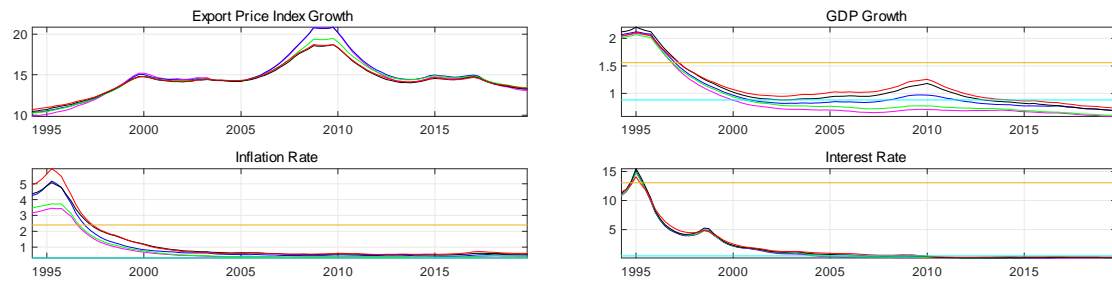
(1) Chile



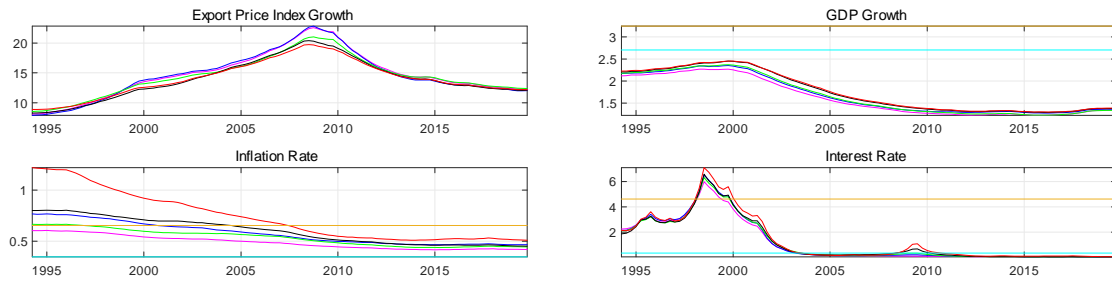
(2) Colombia



(3) Mexico



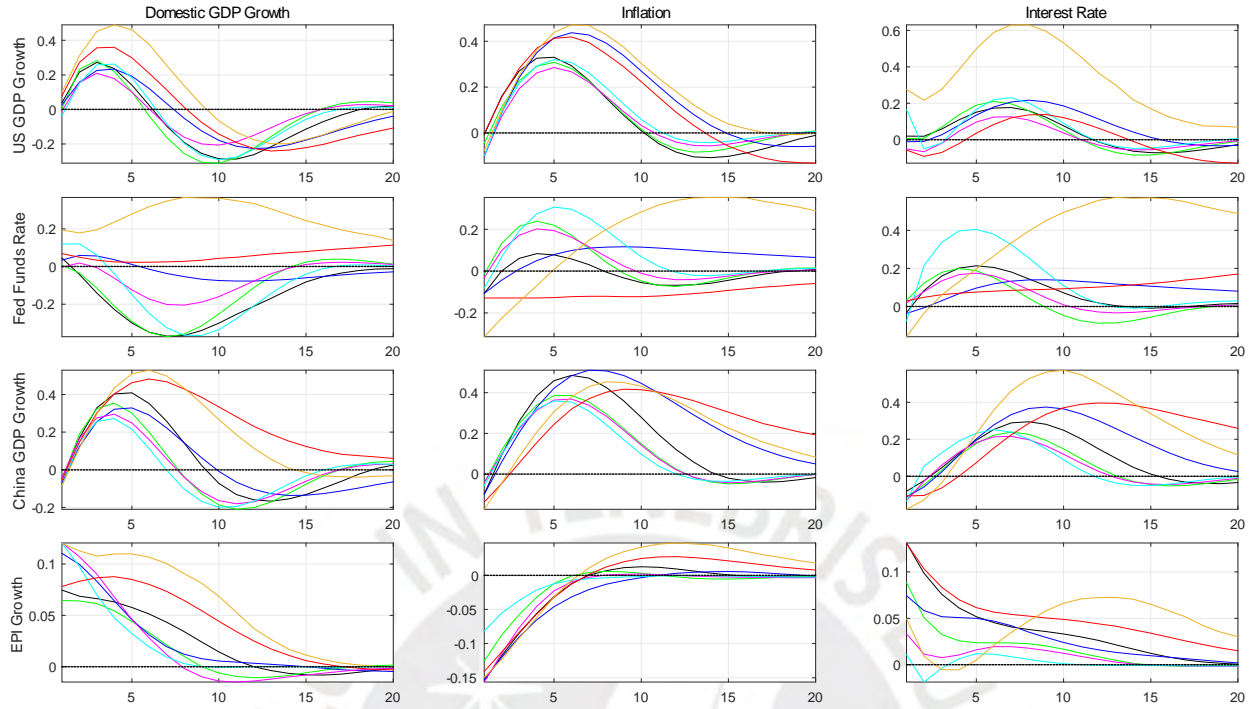
(4) Peru



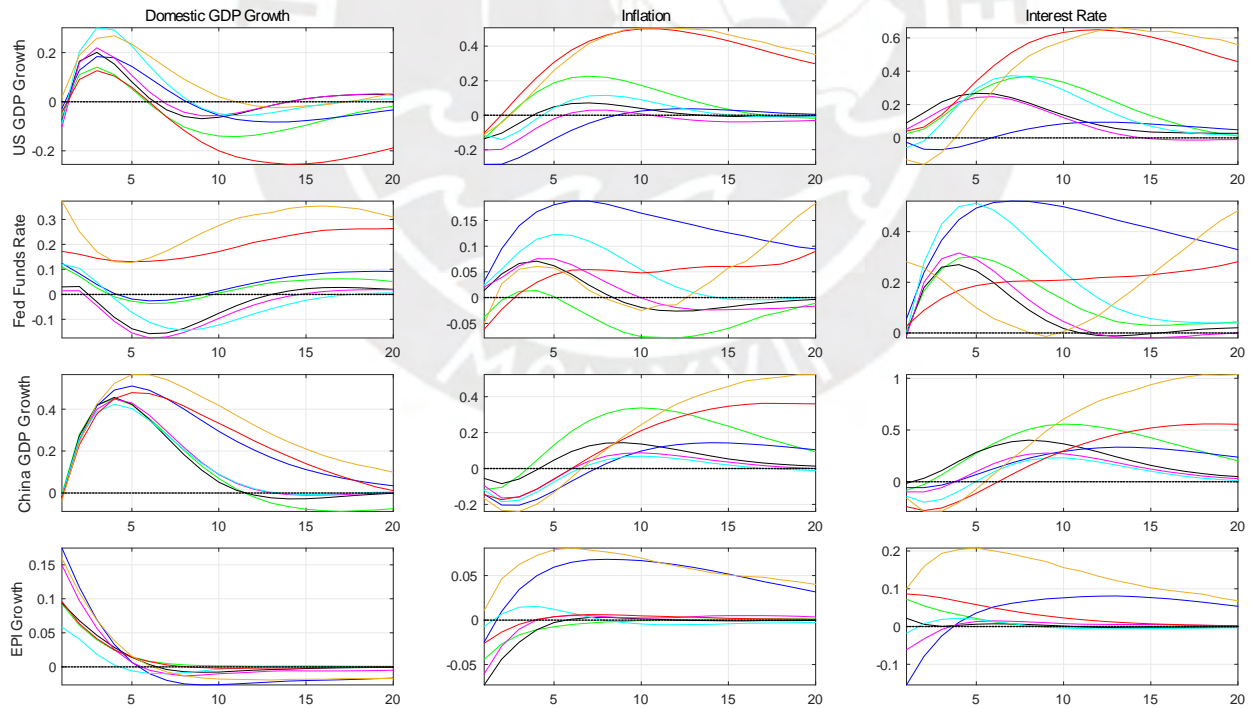
— TVP-VAR-SV — TVP-VAR-R1-SV — TVP-VAR-R2-SV — TVP-VAR-R3-SV — CVAR-SV — TVP-VAR — CVAR

Figure 4. Stochastic Volatility. Standard Deviation of the Innovations in Country-Specific Equations for PA Countries. Median values.

(1) Chile



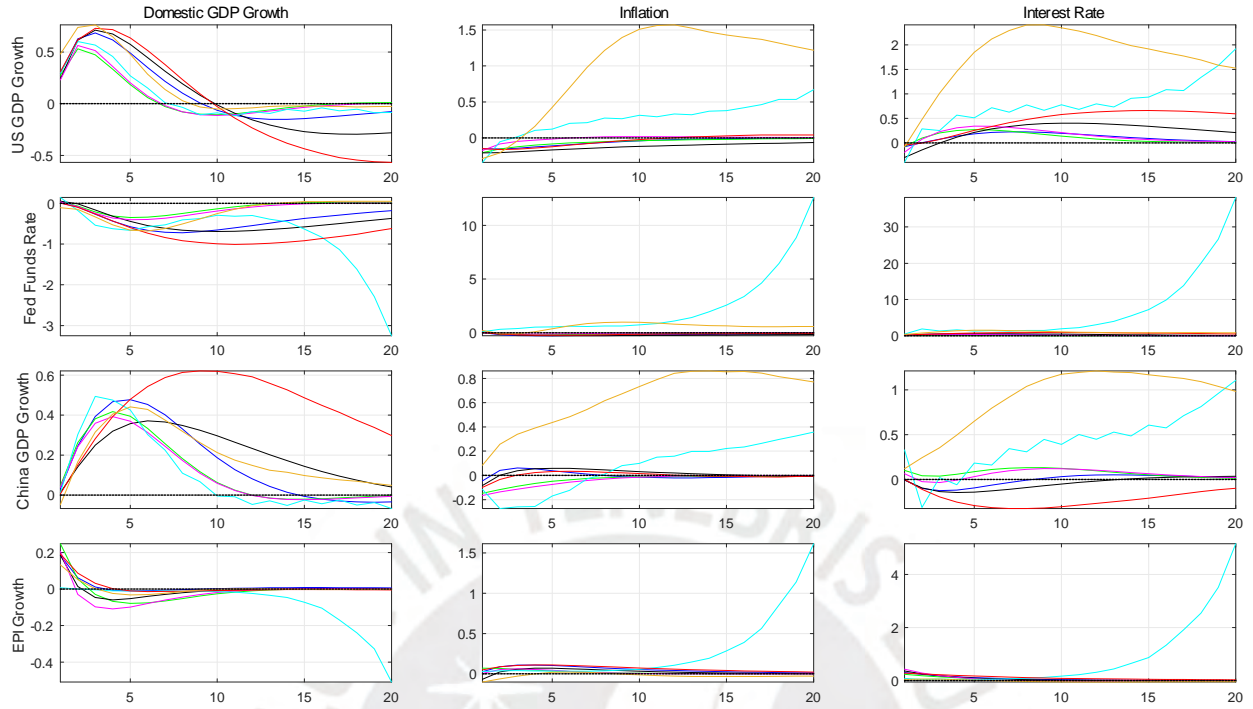
(2) Colombia



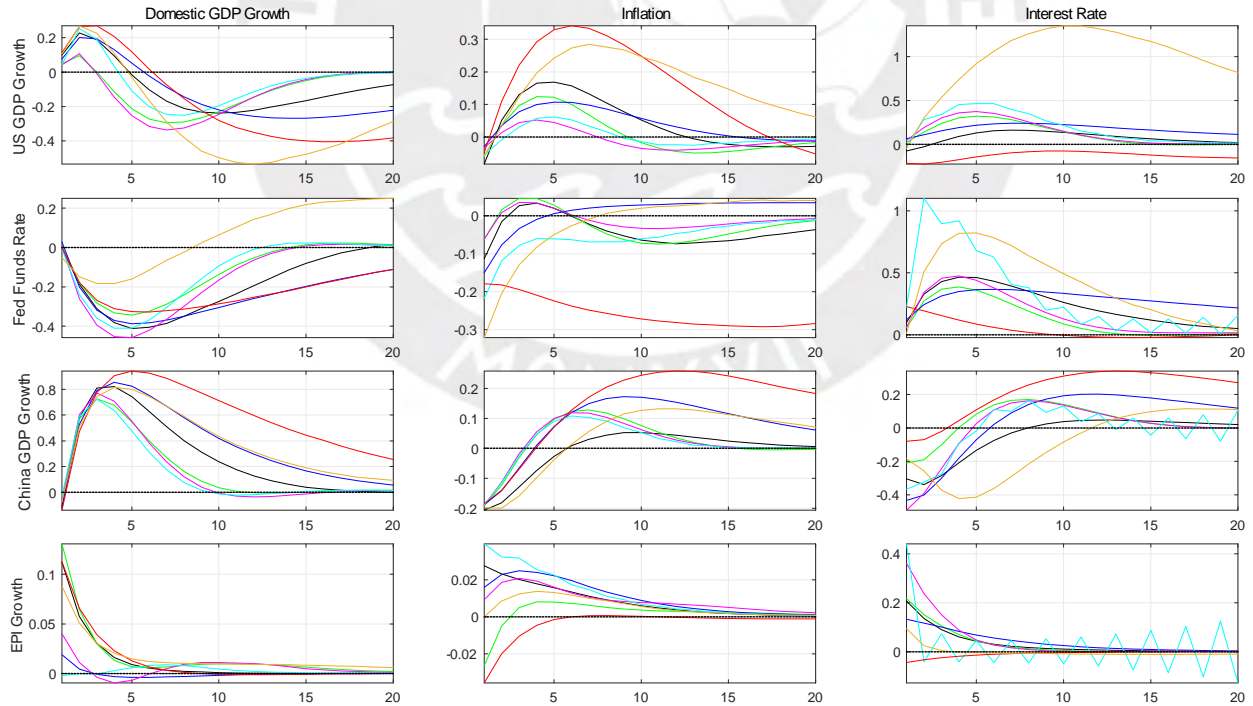
— TVP-VAR-SV — TVP-VAR-R1-SV — TVP-VAR-R2-SV — TVP-VAR-R3-SV — CVAR-SV — TVP-VAR — CVAR

Figure 5. Median IRFs of Domestic Variables to different Shocks for all the Models. Columns represent the response of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate to a set of Foreign Shocks, ordered in each row.

(3) Mexico



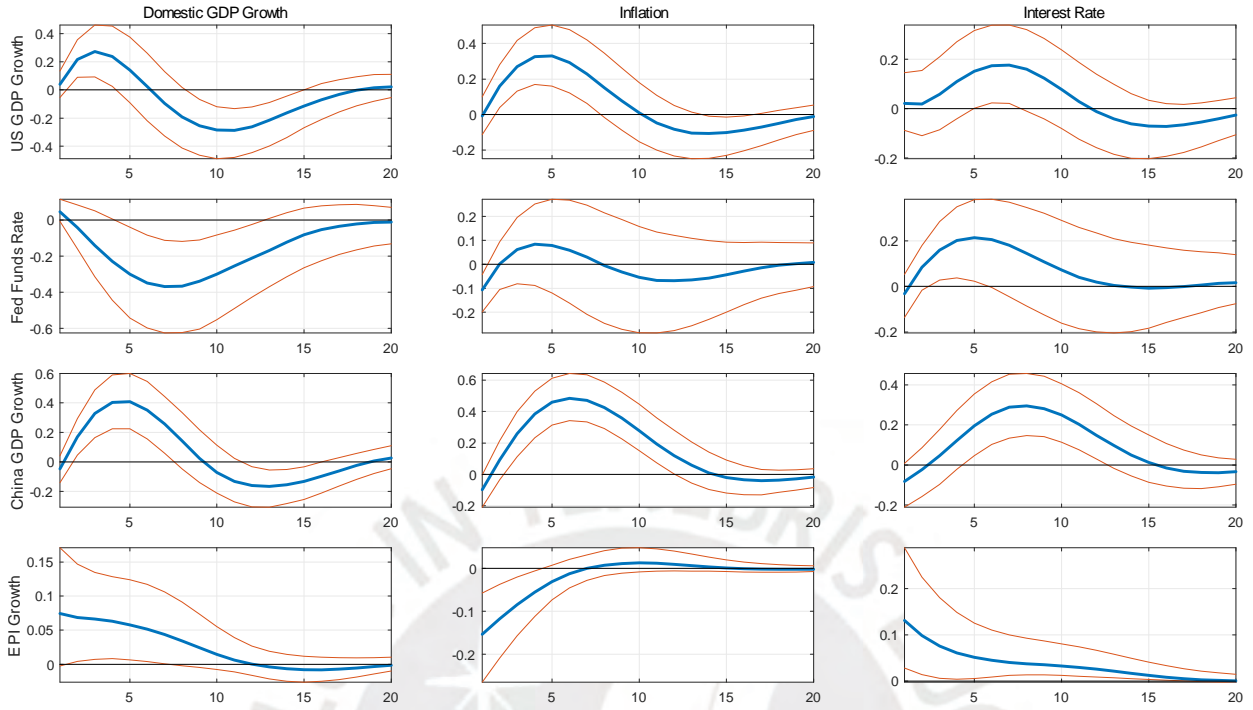
(4) Peru



— TVP-VAR-SV — TVP-VAR-R1-SV — TVP-VAR-R2-SV — TVP-VAR-R3-SV — CVAR-SV — TVP-VAR — CVAR

Figure 5 (continues). Median IRFs of Domestic Variables to different Shocks for all the Models. Columns represent the response of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate to a set of Foreign Shocks, ordered in each row.

(1) Chile



(2) Colombia

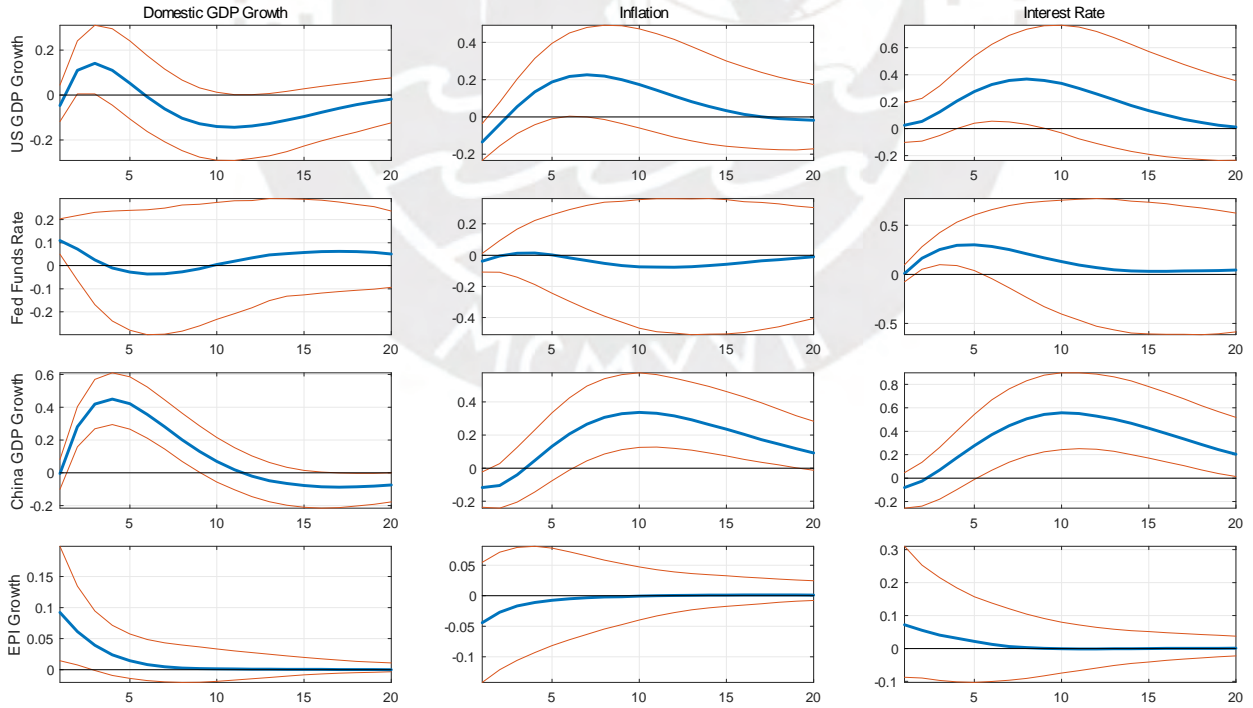
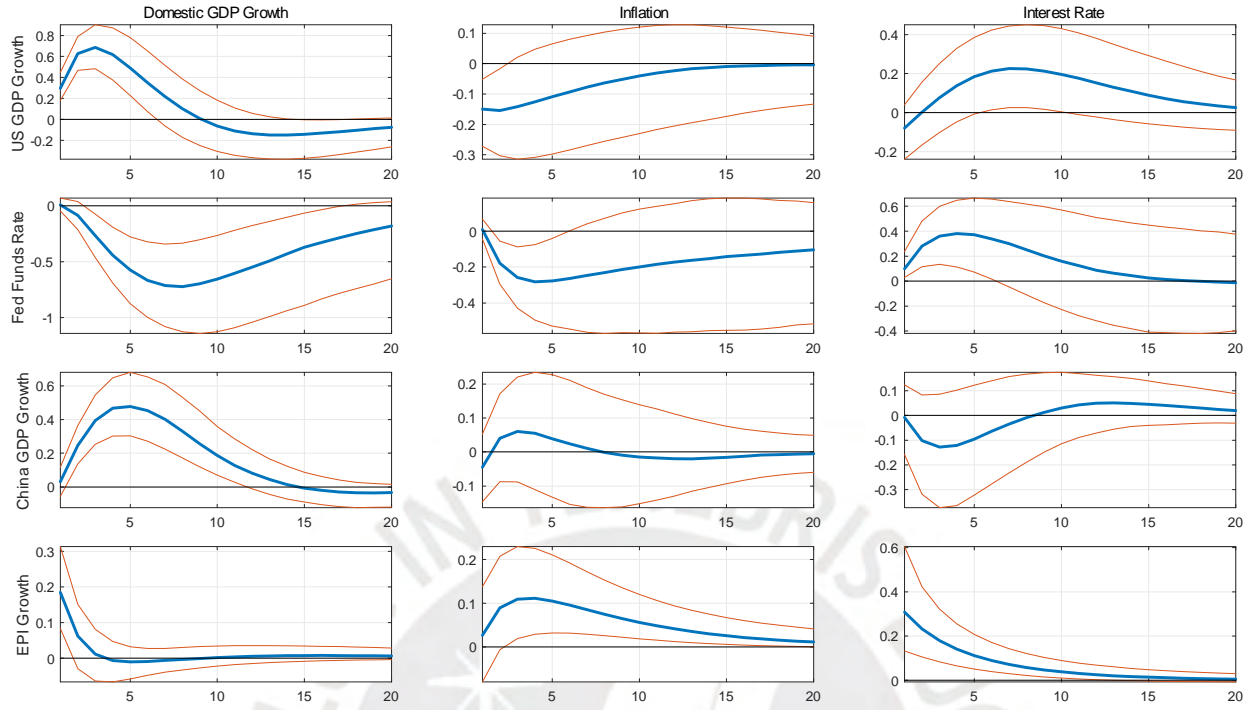


Figure 6. Median IRFs of Domestic Variables to different Shocks. The solid blue lines: TVP-VAR-R3-SV model for Chile and TVP-VAR-R2-SV model for Colombia. The dotted red lines its 68% error band. Columns represent the response of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate to a set of Foreign Shocks, ordered in each row.

(3) Mexico



(4) Peru

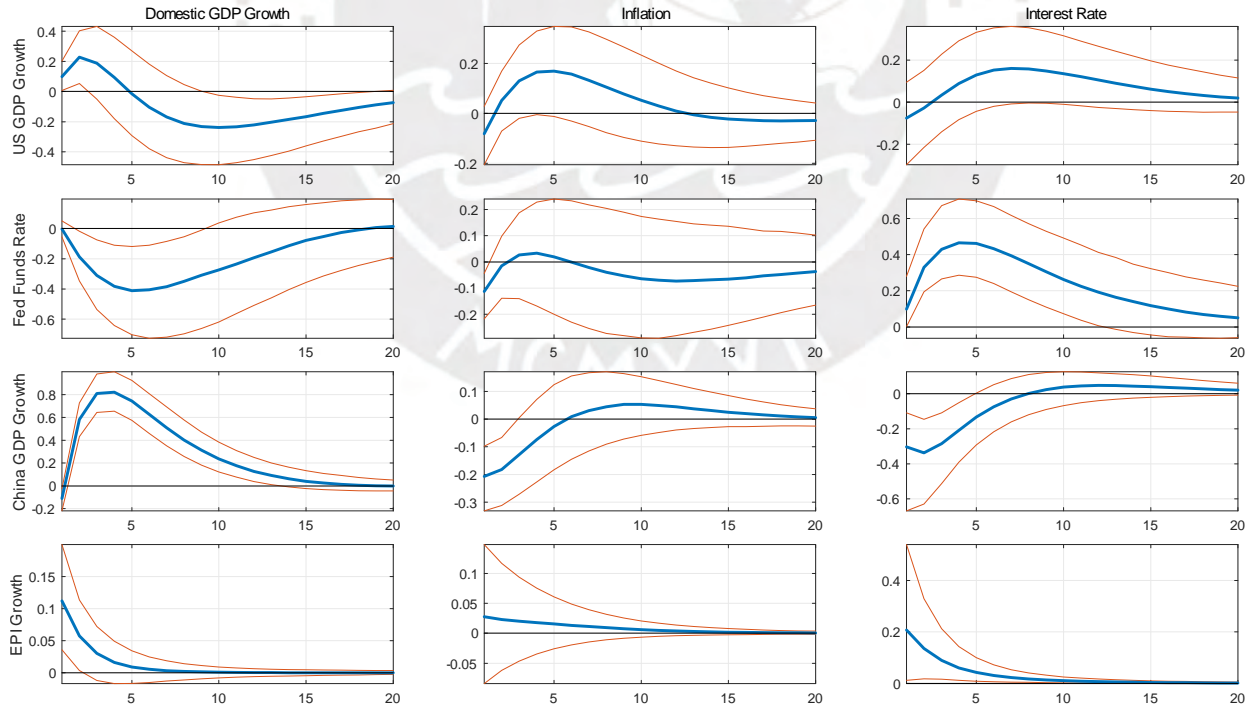
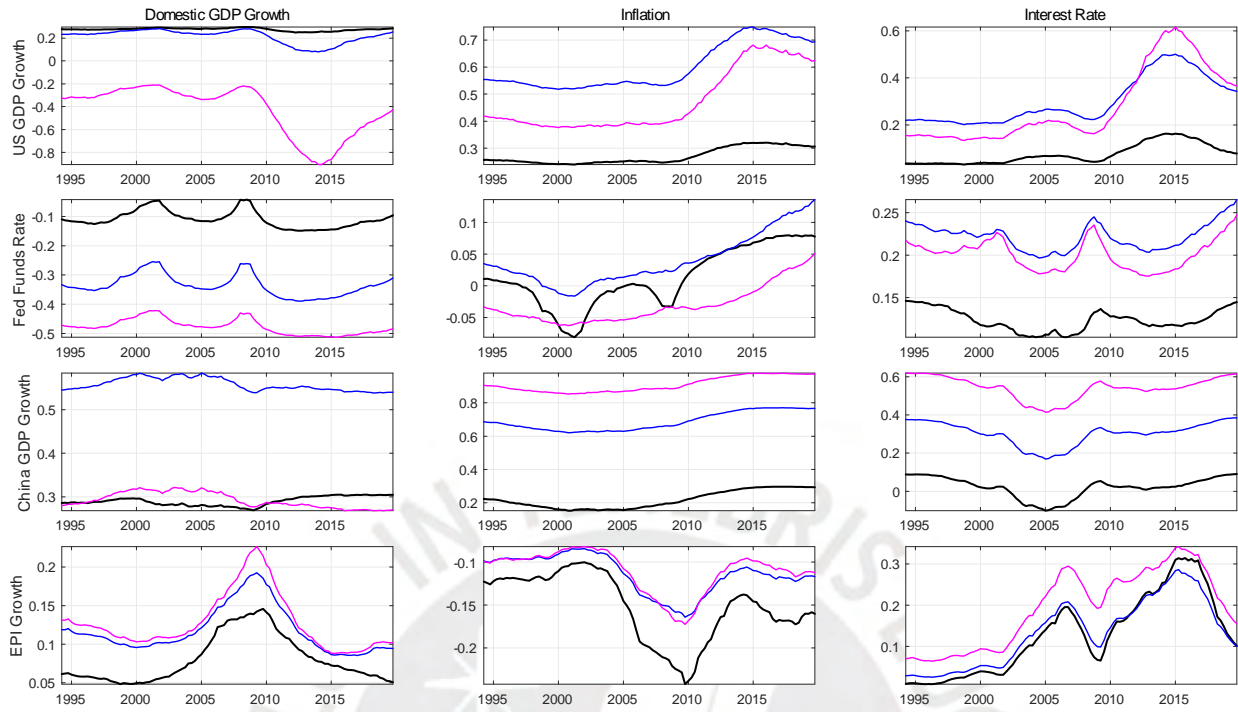


Figure 6 (continues). Median IRFs of Domestic Variables to different Shocks. The solid blue lines: TVP-VAR-R1-SV model for Mexico and TVP-VAR-R3-SV model for Peru. The dotted red lines its 68% error band. Columns represents the response of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate to a set of Foreign Shocks, ordered in each row.

(1) Chile



(2) Colombia

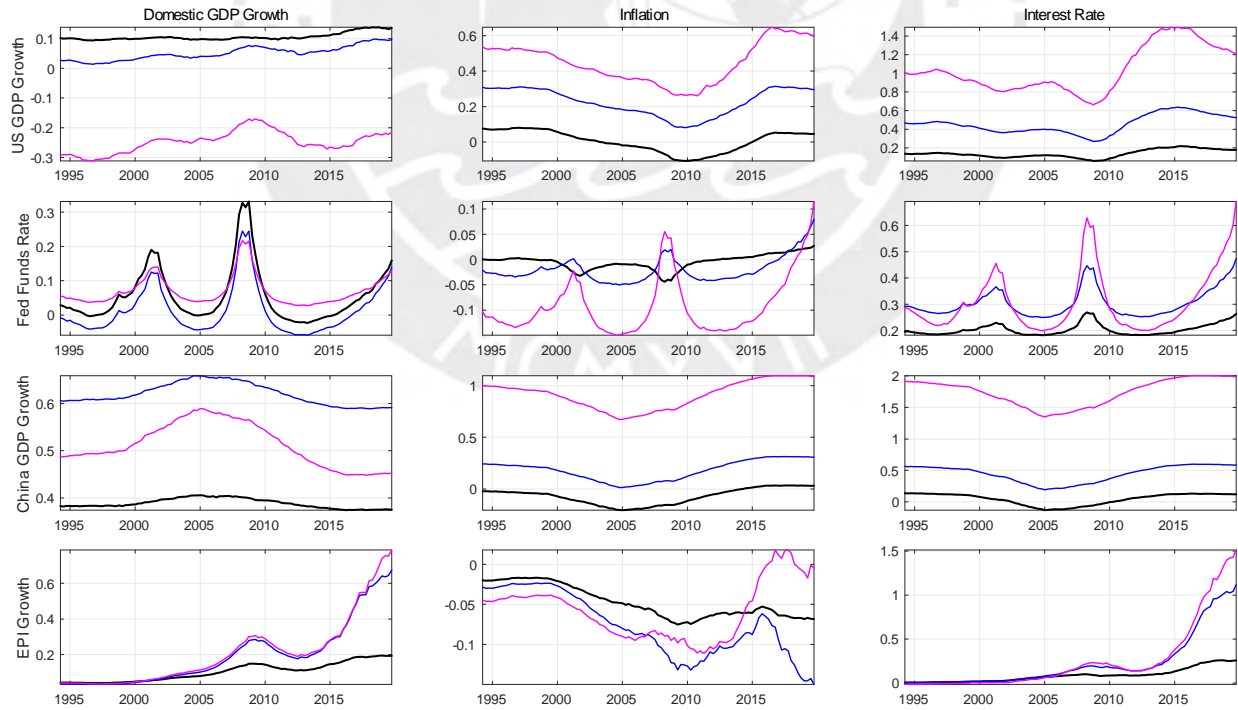
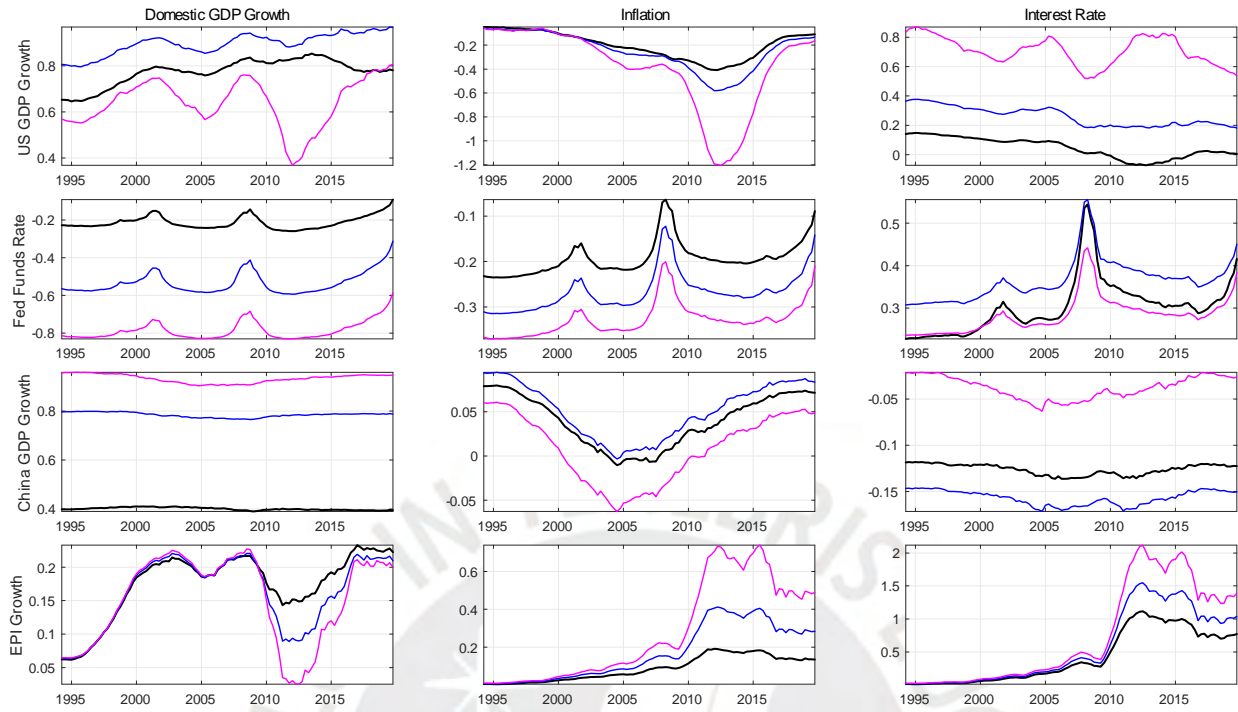


Figure 7. Evolution of Impulse Responses of Domestic Variables to different Foreign Shocks at Specific Horizons over time, Median values. Cumulated response at the end of the First Year (black line), Second Year (blue line) and Fifth Year (magenta line).

(3) Mexico



(4) Peru

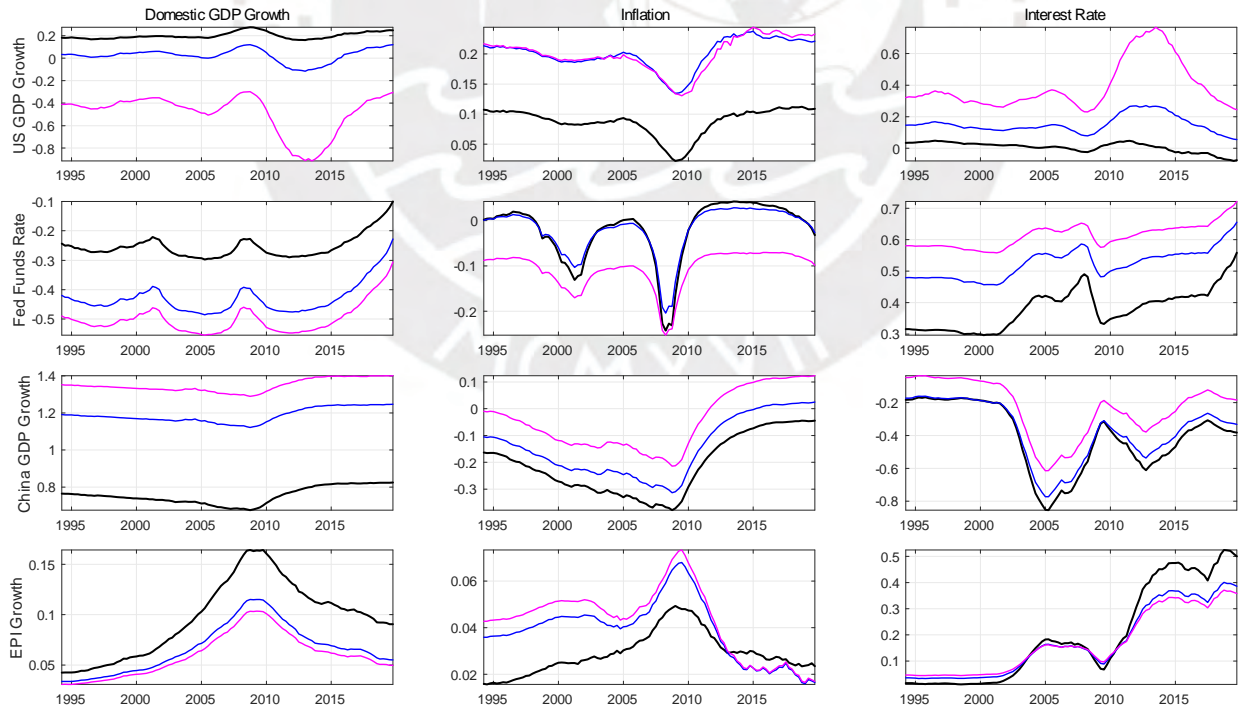
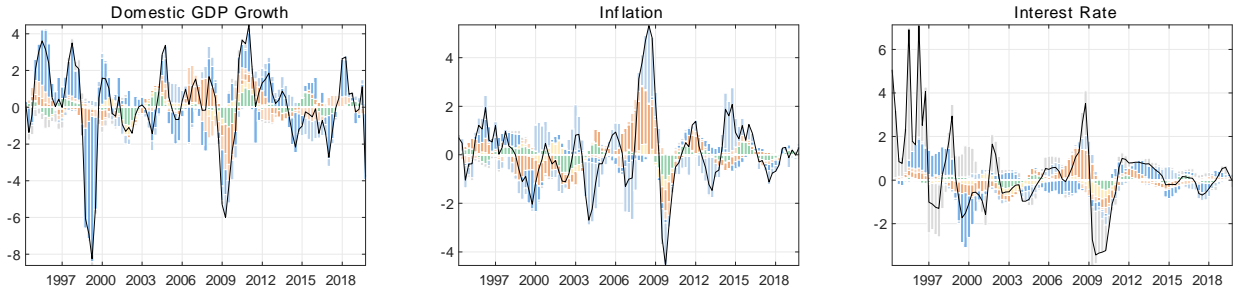
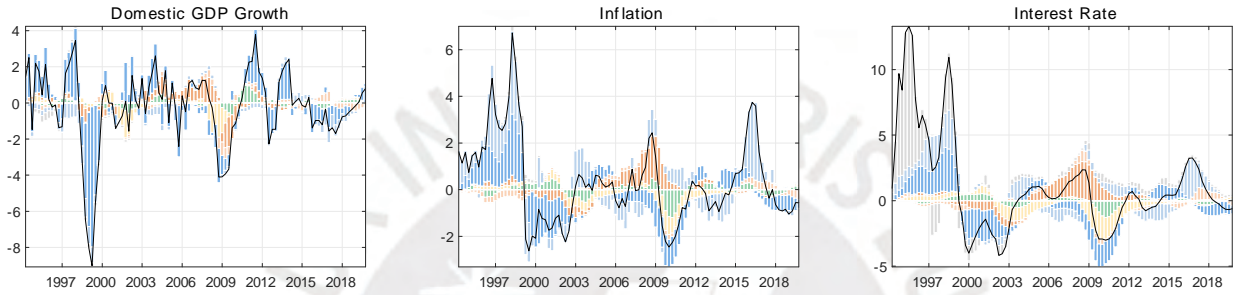


Figure 7 (continues). Evolution of Impulse Responses of Domestic Variables to different Foreign Shocks at Specific Horizons over time, Median values. Cumulated response at the end of the First Year (black line), Second Year (blue line) and Fifth Year (magenta line).

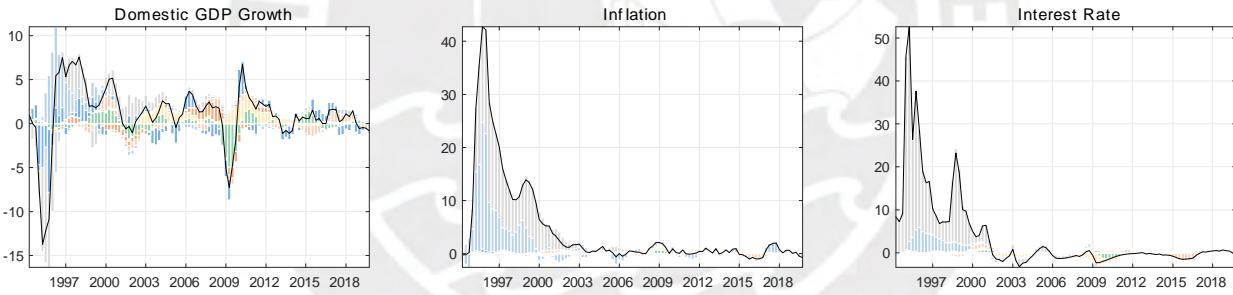
(1) Chile



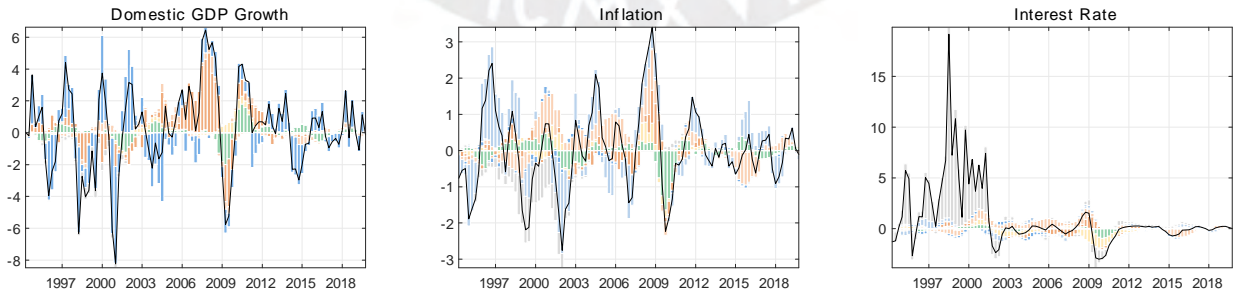
(2) Colombia



(3) Mexico



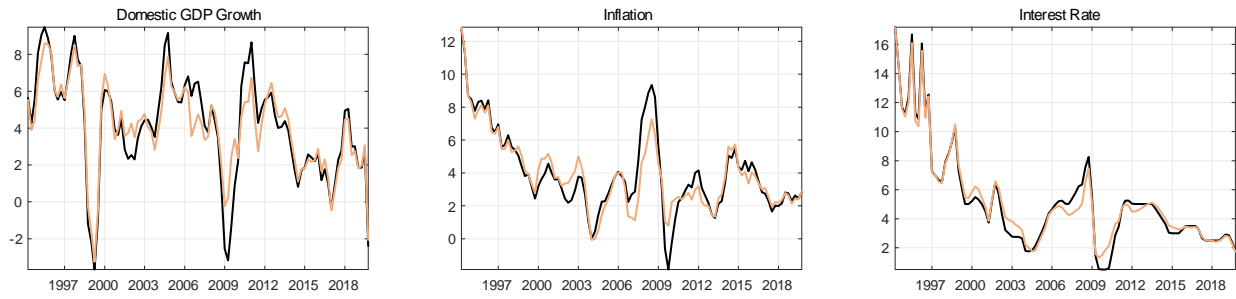
(4) Peru



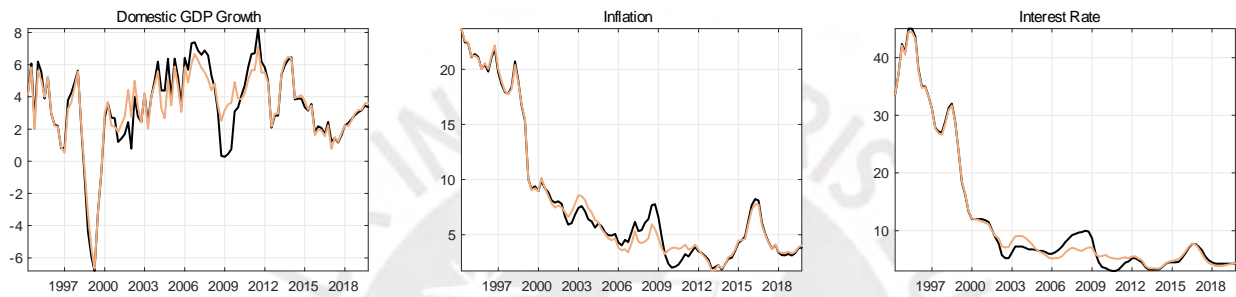
i_t π_t y_t p_t^* y_t^{chn} i_t^* y_t^{usa}

Figure 8. HD of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for the selected models: TVP-VAR-R3-SV Model for Chile and Peru; TVP-VAR-R2-SV Model for Colombia; and TVP-VAR-R1-SV Model for Mexico.

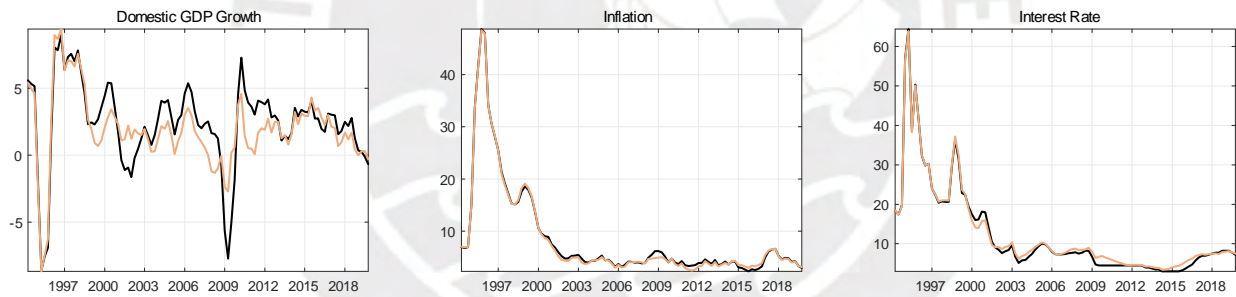
(1) Chile



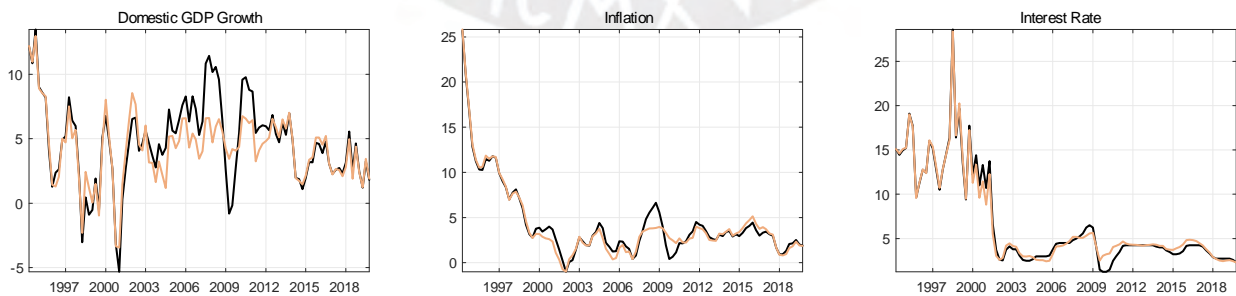
(2) Colombia



(3) Mexico



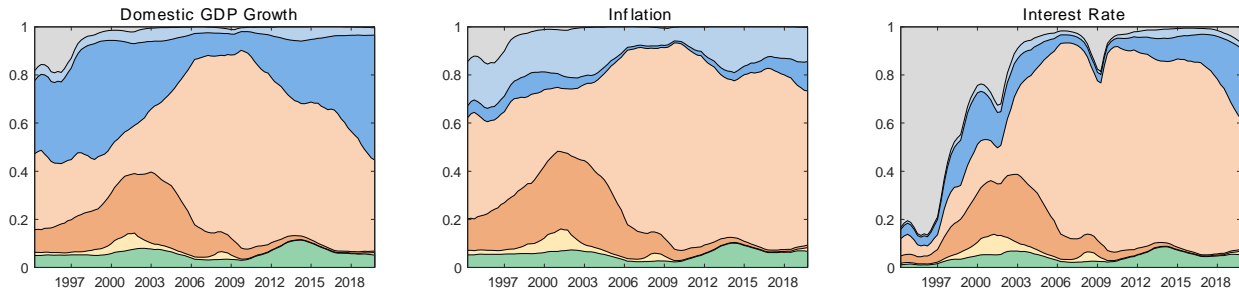
(4) Peru



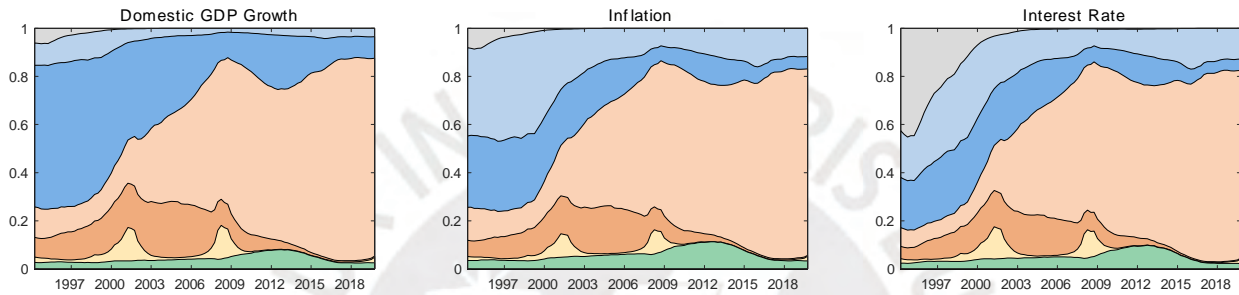
— Actual — Counterfactual

Figure 9. Evolution of the Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate in the absence of Foreign Shocks for the selected models: TVP-VAR-R3-SV Model for Chile and Peru; TVP-VAR-R2-SV Model for Colombia; and TVP-VAR-R1-SV Model for Mexico.

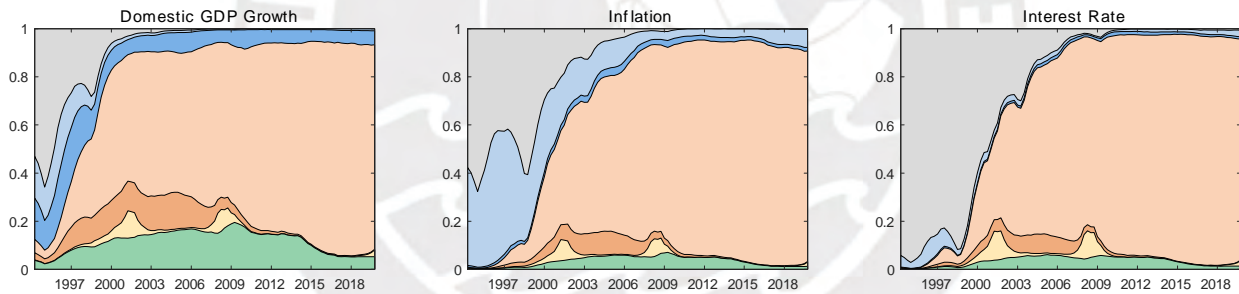
(1) Chile



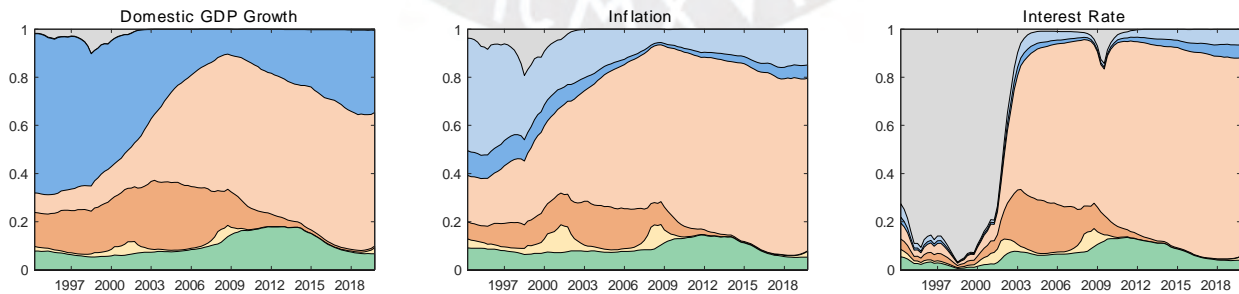
(2) Colombia



(3) Mexico



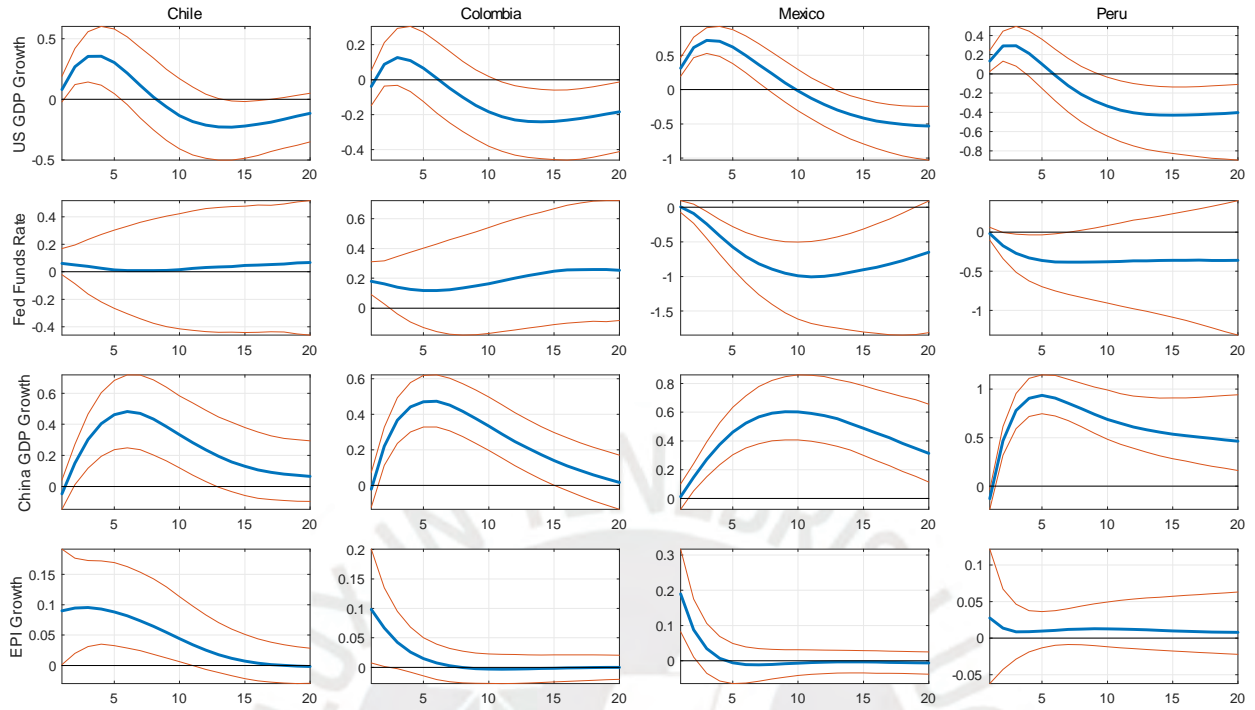
(4) Peru



i_t π_t y_t p_t^* y_t^{chn} i_t^* y_t^{usa}

Figure 10. Time Evolution of the FEVD of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for the selected models: TVP-VAR-R3-SV Model for Chile and Peru; TVP-VAR-R2-SV Model for Colombia; and TVP-VAR-R1-SV Model for Mexico.

(1)



(2)

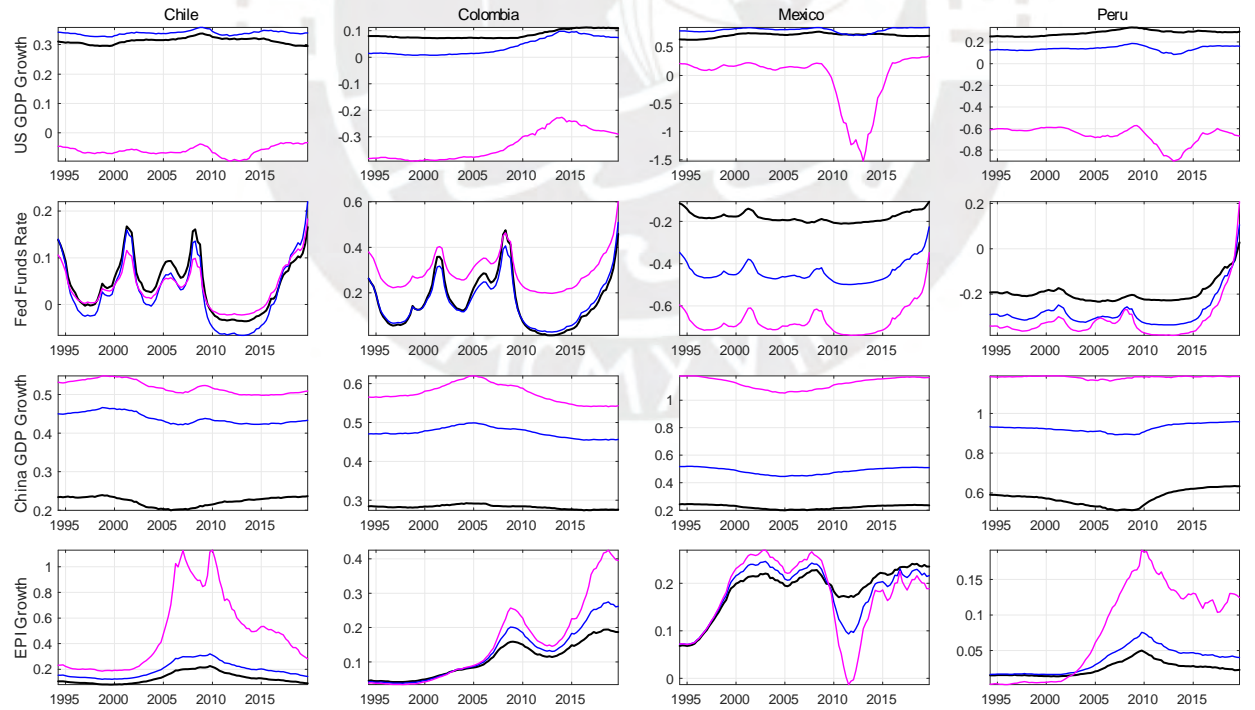
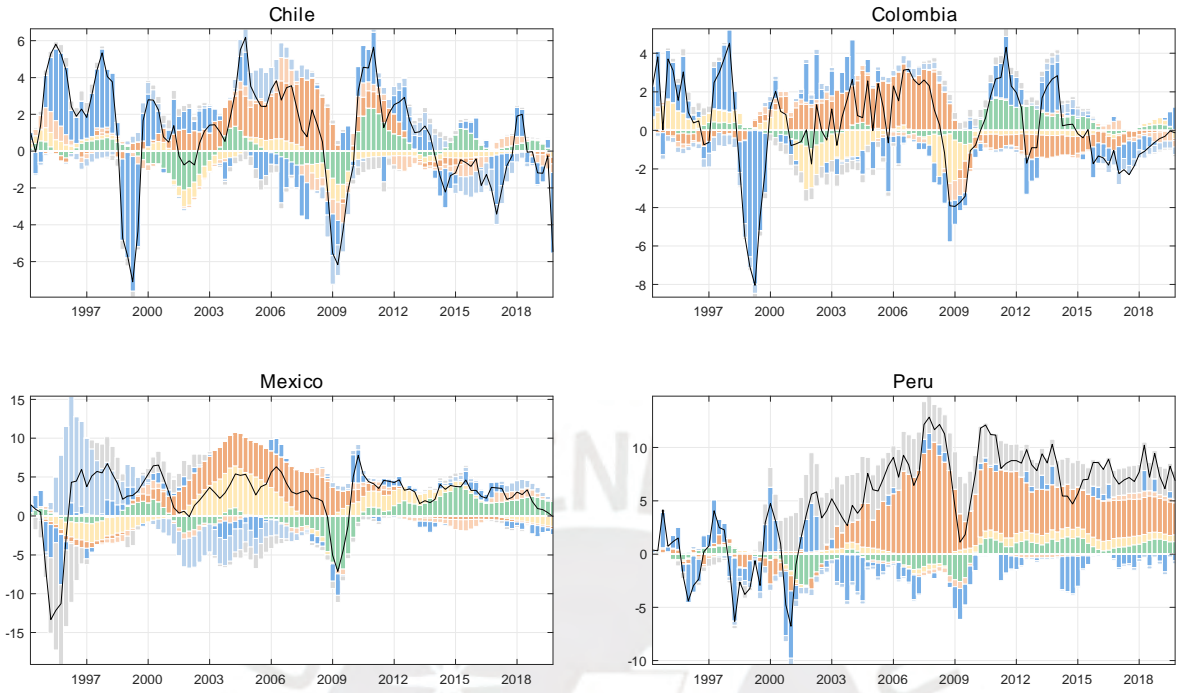


Figure 11. Robustness Analysis 1: Changing Priors. Panel (1) represents the Median IRFs of domestic GDP Growth (and its 68% error band) to different Shocks. Panel (2) represents the median cumulated response of domestic variables to each Shock at the end of the First Year (black line), Second Year (blue line) and Fifth Year (magenta line).

(1)



(2)

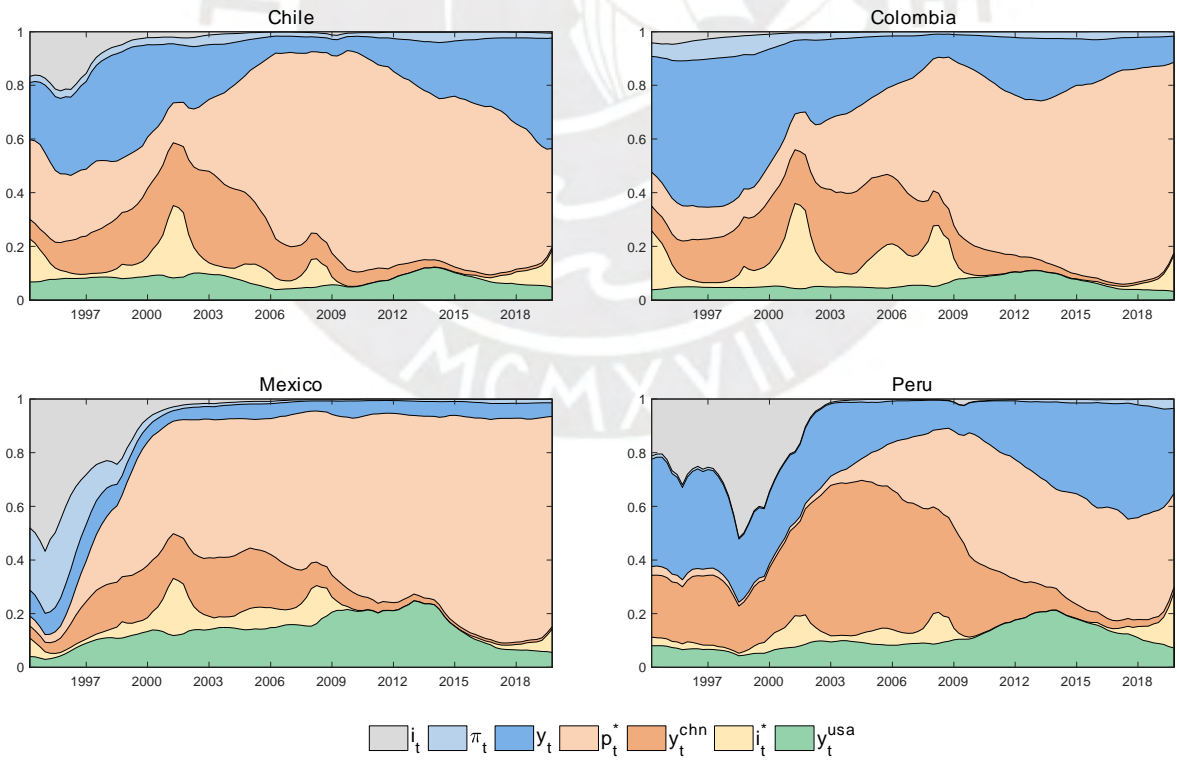
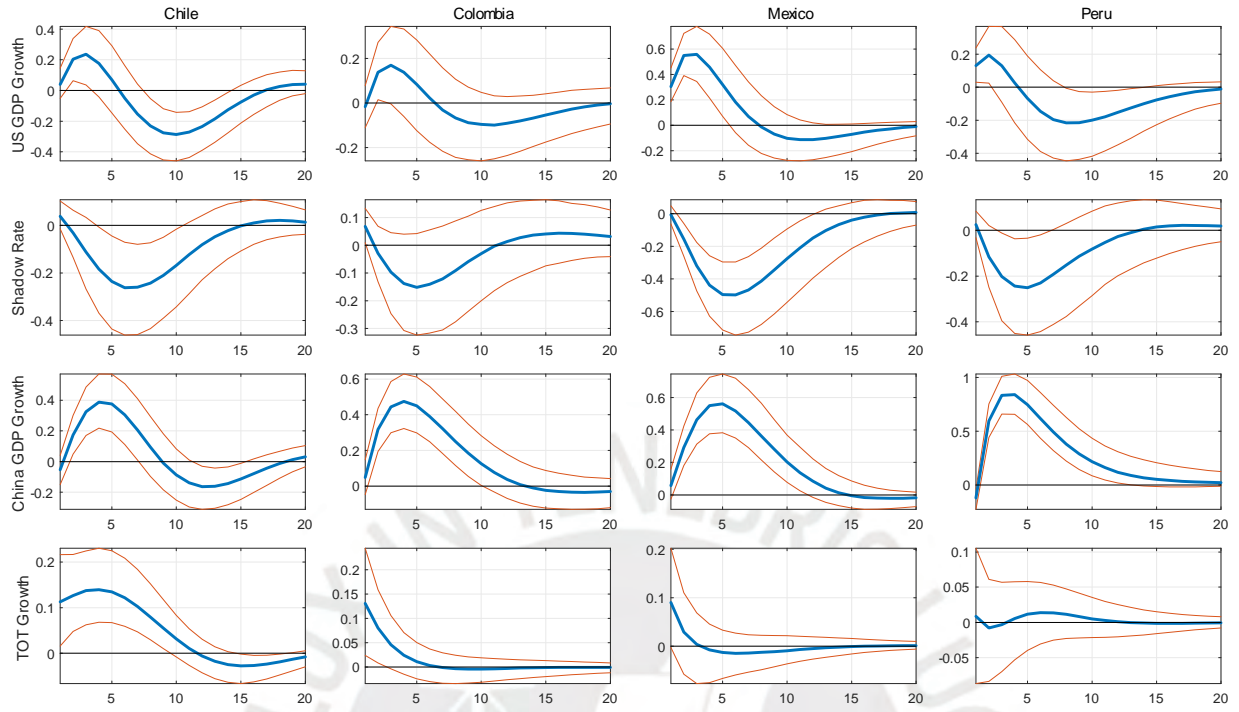


Figure 12. Robustness Analysis 1: Changing Priors. Panel (1) represents the HD of Domestic GDP Growth for the selected models in each country. Panel (2) represents the FEVD of Domestic GDP Growth.

(1)



(2)

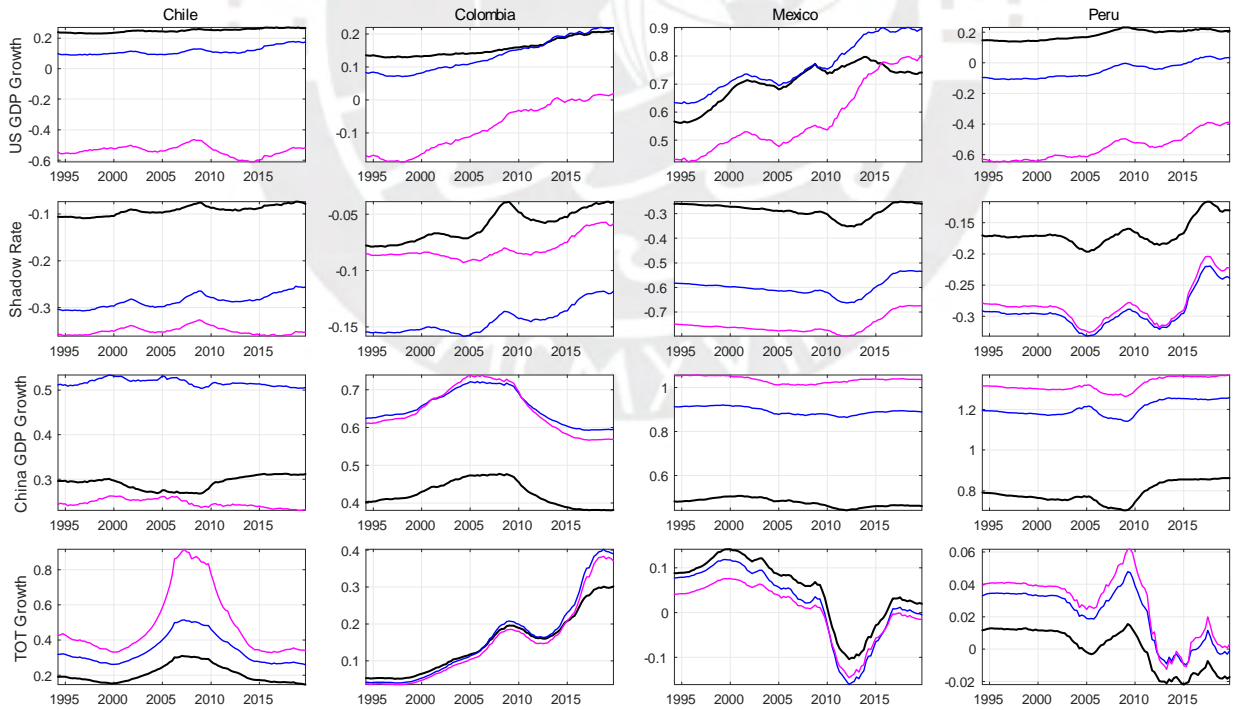
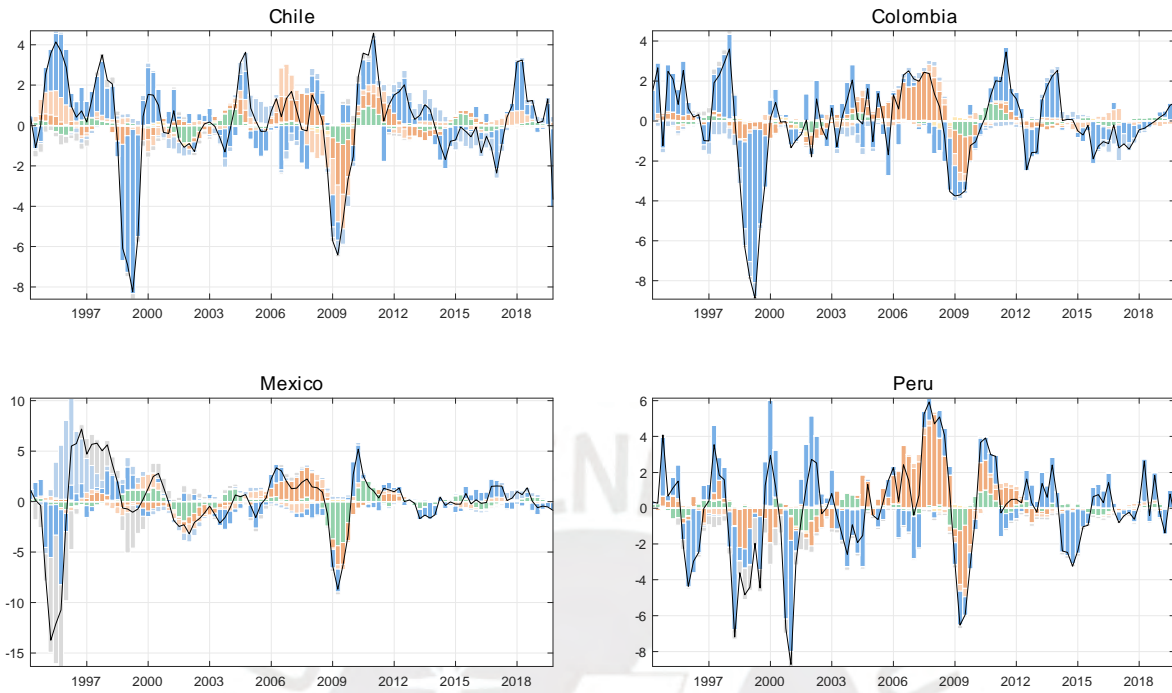


Figure 13. Robustness Analysis 2: Changing Foreign Variables. Panel (1) represents the Median IRFs of domestic GDP Growth (and its 68% error band) to different Shocks. Panel (2) represents the median cumulated response of domestic variables to each Shock at the end of the First Year (black line), Second Year (blue line) and Fifth Year (magenta line).

(1)



(2)

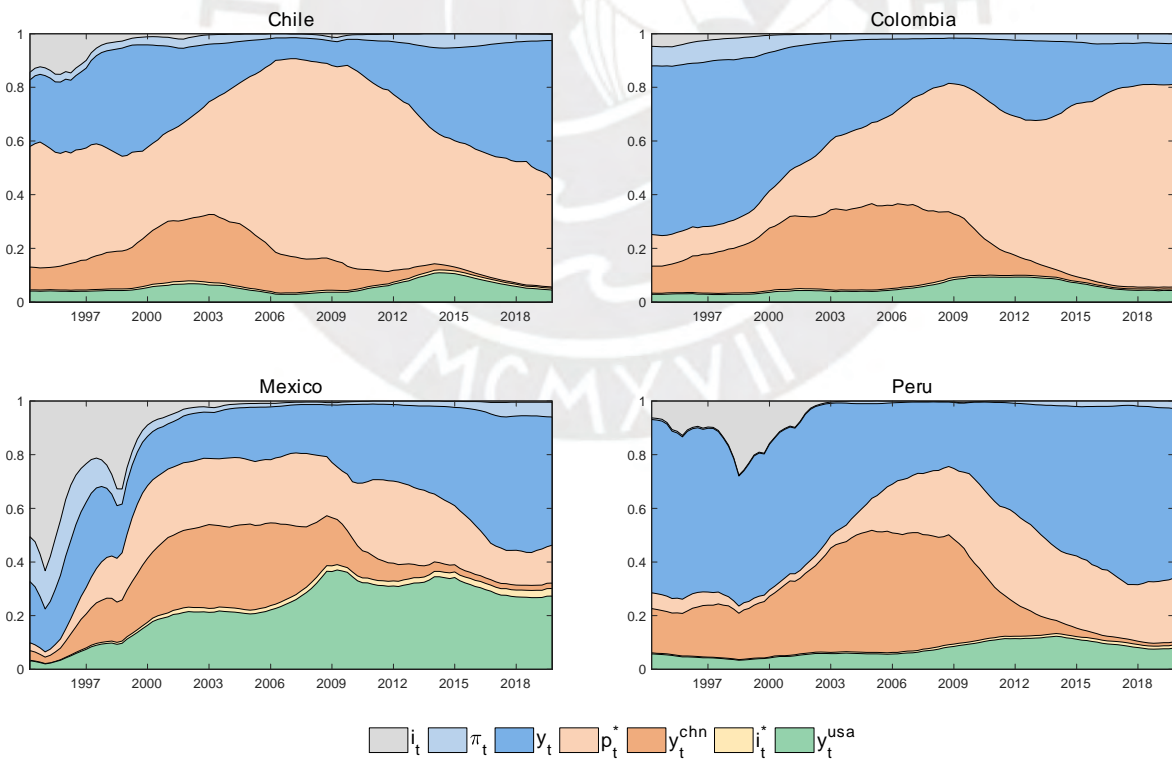
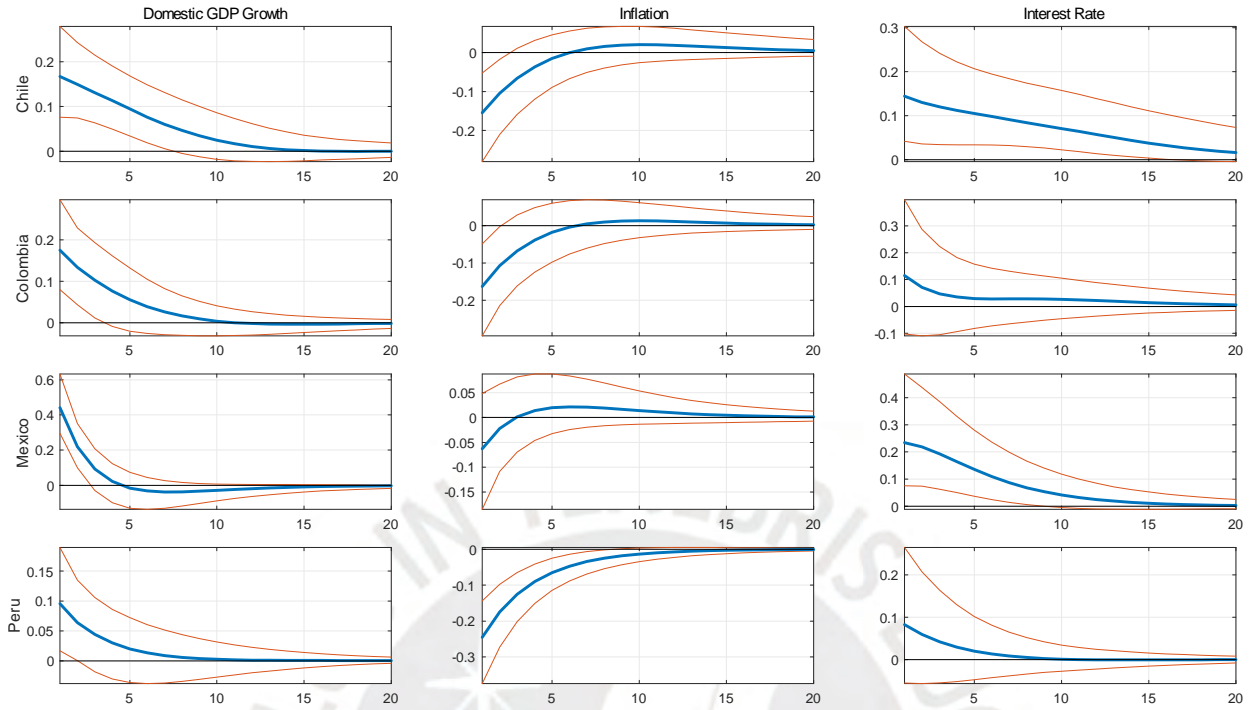


Figure 14. Robustness Analysis 2: Changing Foreign Variables. Panel (1) represents the HD of Domestic GDP Growth for the selected models in each country. Panel (2) represents the FEVD of Domestic GDP Growth.

(1)



(2)

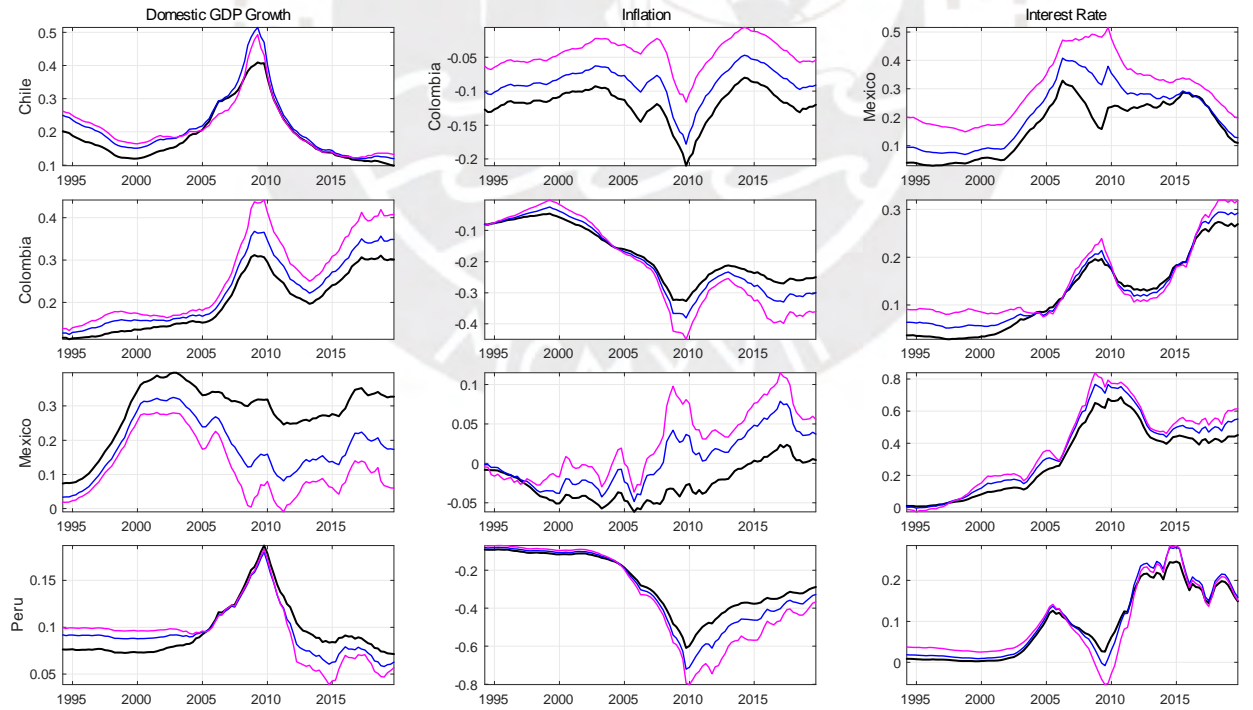
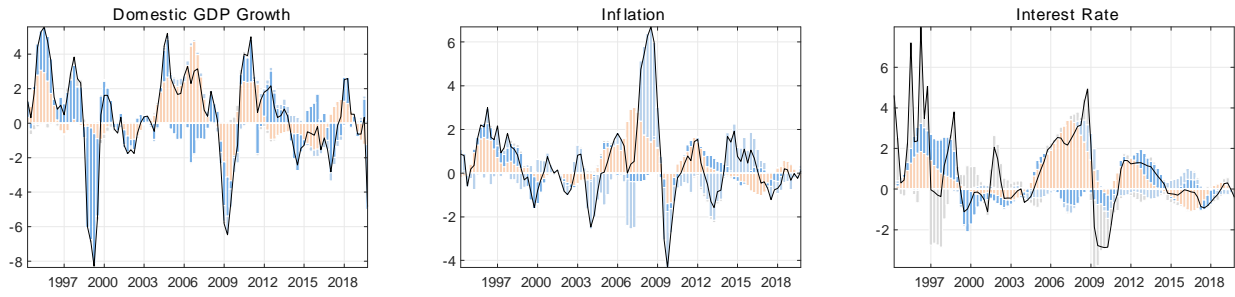
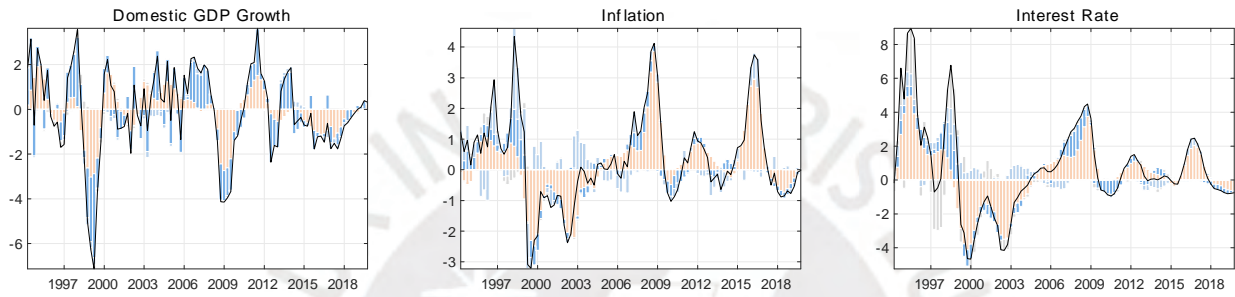


Figure 15. Robustness Analysis 3: Four Variables Model (Foreign Variable: Export Price Index (EPI) Growth). Panel (1) represents the Median IRFs of domestic variables (and its 68 % error band) to a EPI Growth Shock. Panel (2) represents the median cumulated response of domestic variables to a EPI Growth Shock at the end of the First Year (black line), Second Year (blue line) and Fifth Year (magenta line).

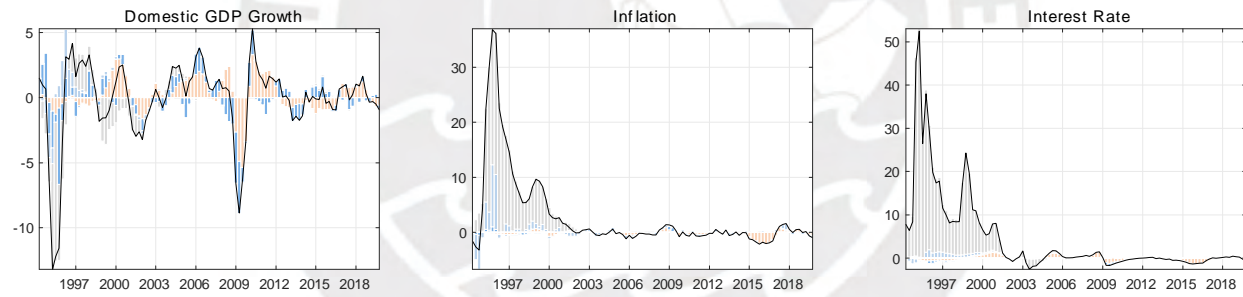
(1) Chile



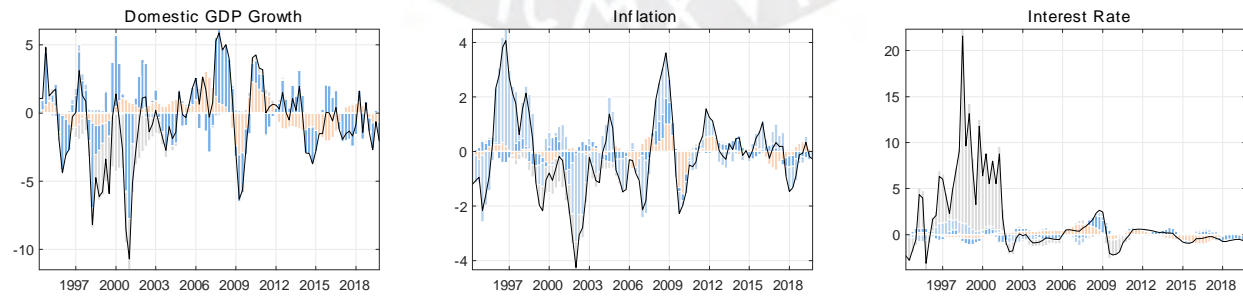
(2) Colombia



(3) Mexico



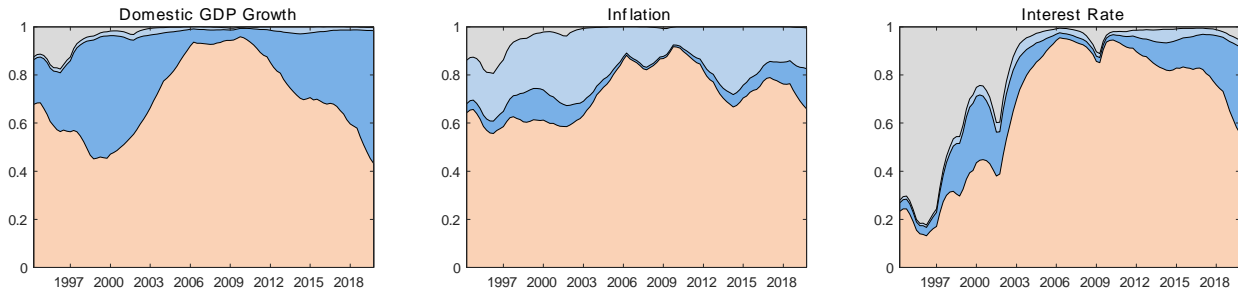
(4) Peru



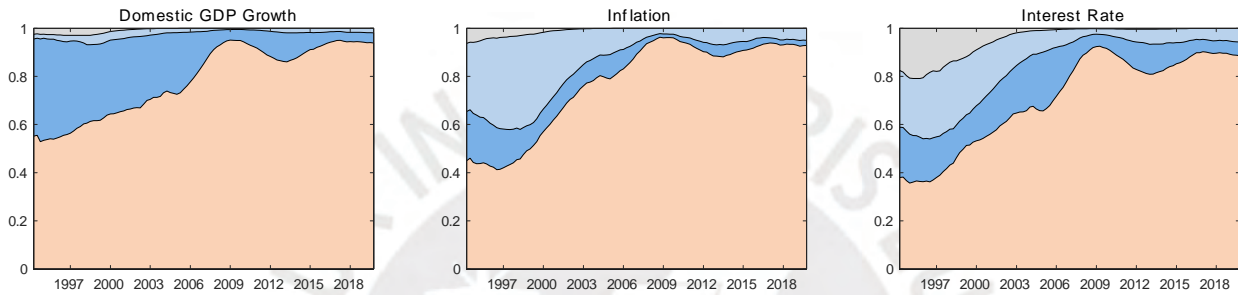
i_t π_t y_t p_t^*

Figure 16. Robustness Analysis 3: Four Variables Model (Foreign Variable: Export Price Index (EPI) Growth). HD of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for each AP country. Selected Models.

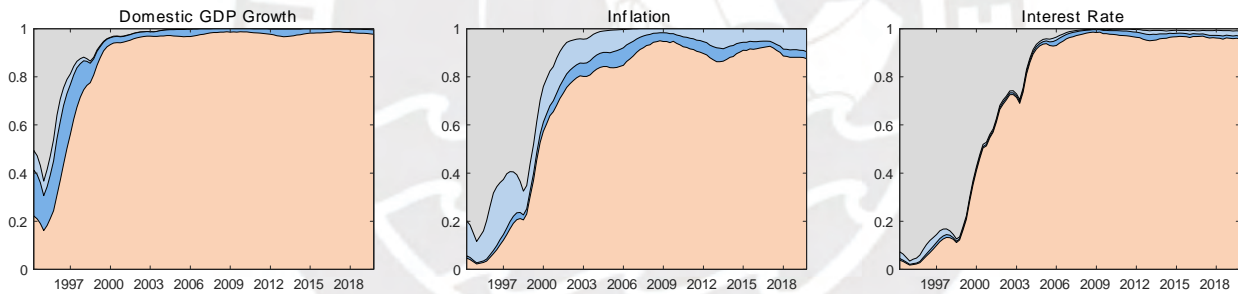
(1) Chile



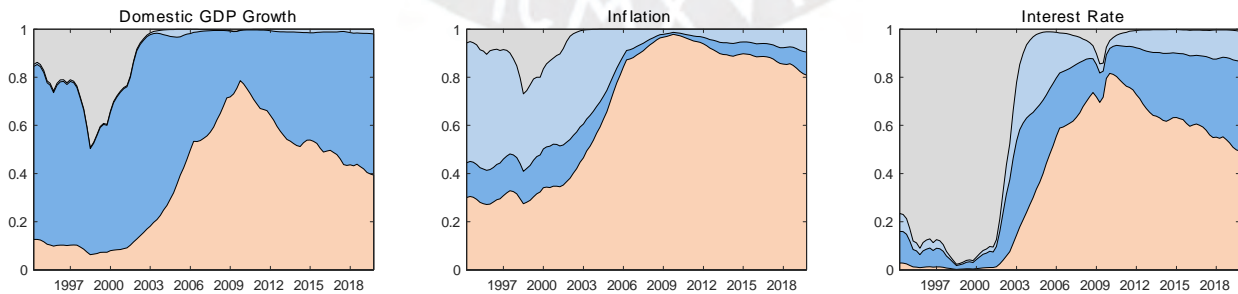
(2) Colombia



(3) Mexico



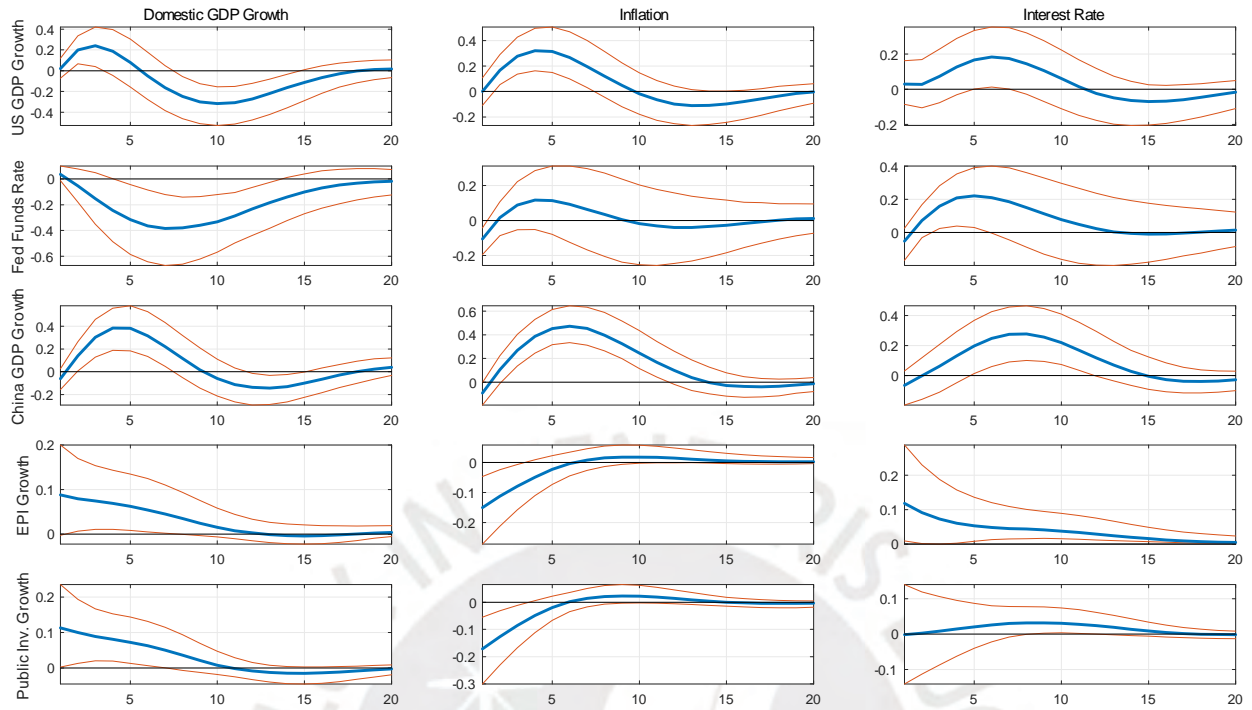
(4) Peru



i_t π_t y_t p_t^*

Figure 17. Robustness Analysis 3: Four Variables Model (Foreign Variable: Export Price Index (EPI) Growth). FEVD of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate for each AP country. Selected Models.

(1) Chile



(2) Peru

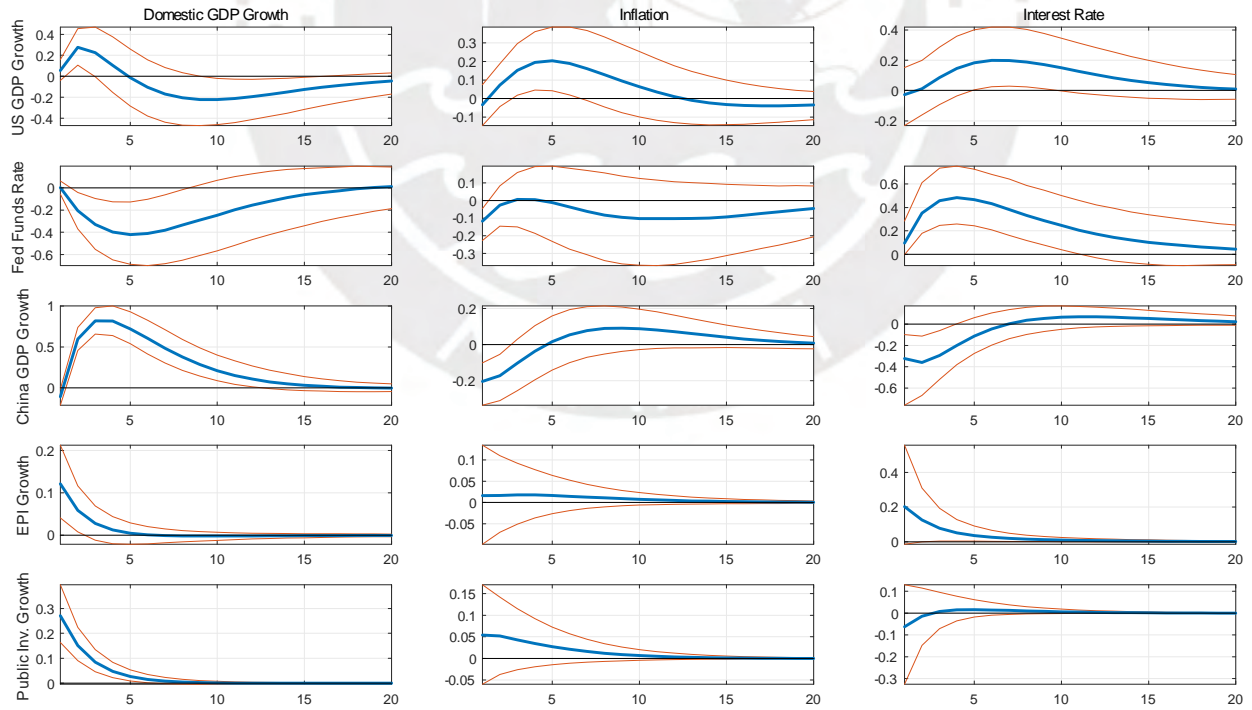
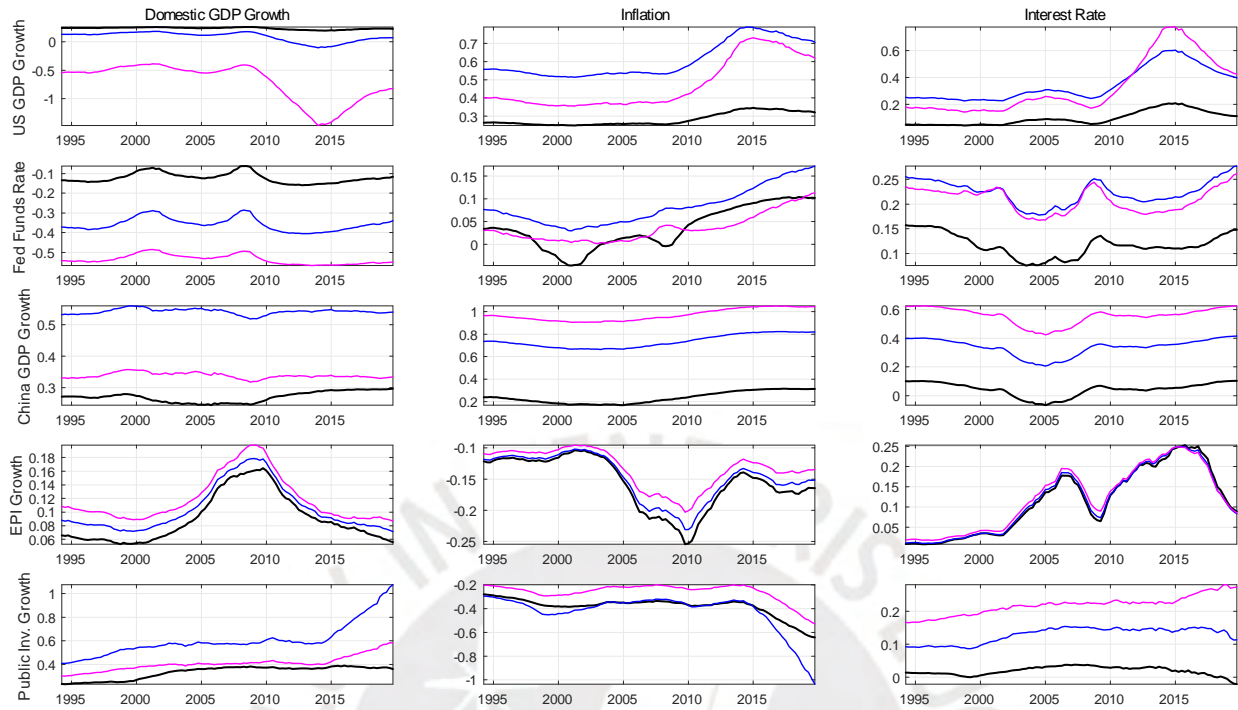


Figure 18. Robustness Analysis 4: Adding Public Investment Growth to the Baseline Model. Median IRFs of Domestic GDP Growth, Inflation and Interest Rate to different Shocks (and its 68% error band). Selected Models.

(1) Chile



(2) Peru

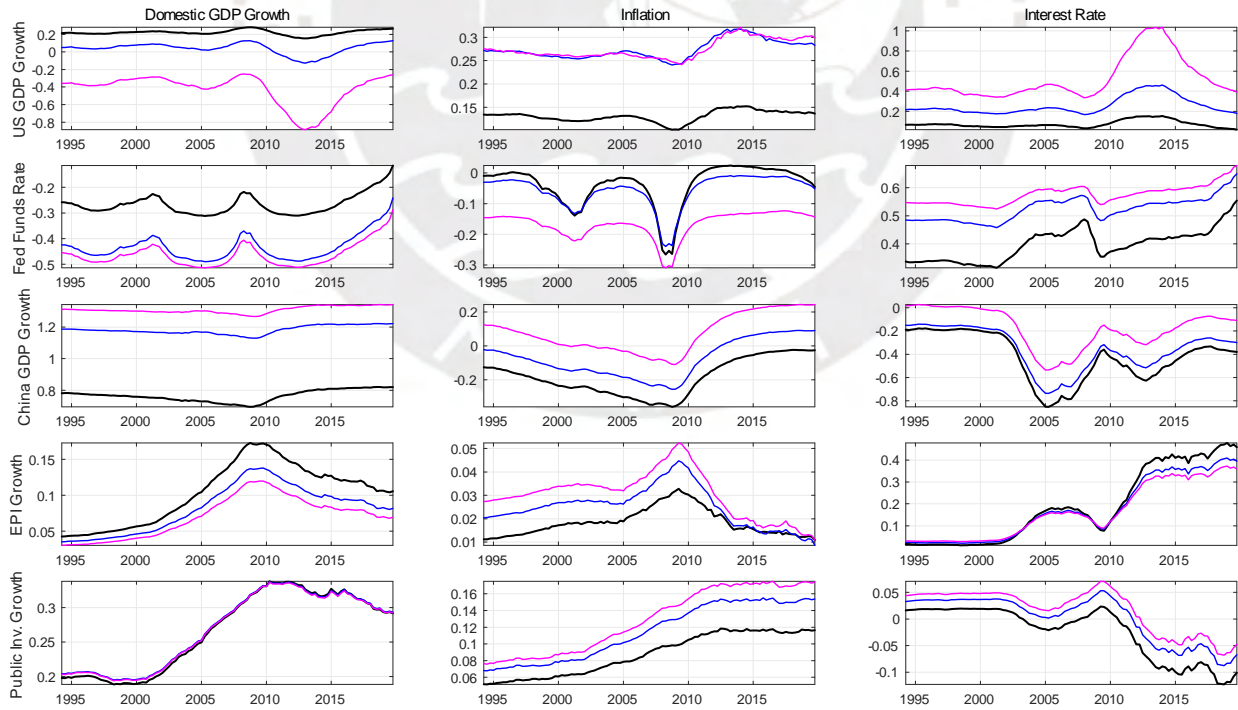
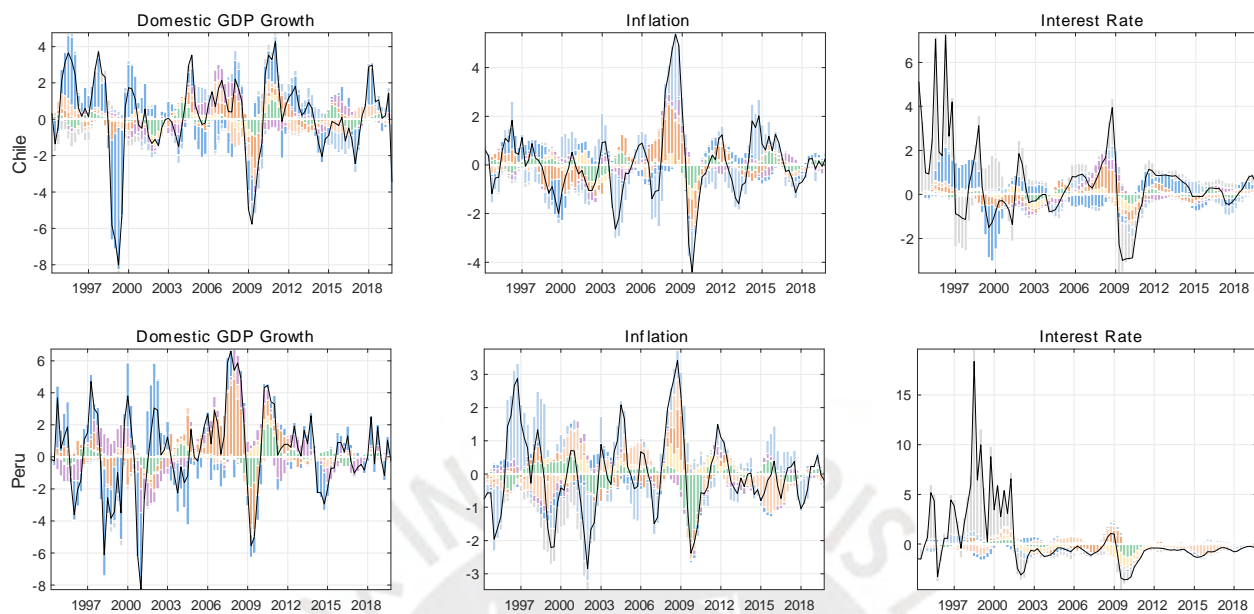
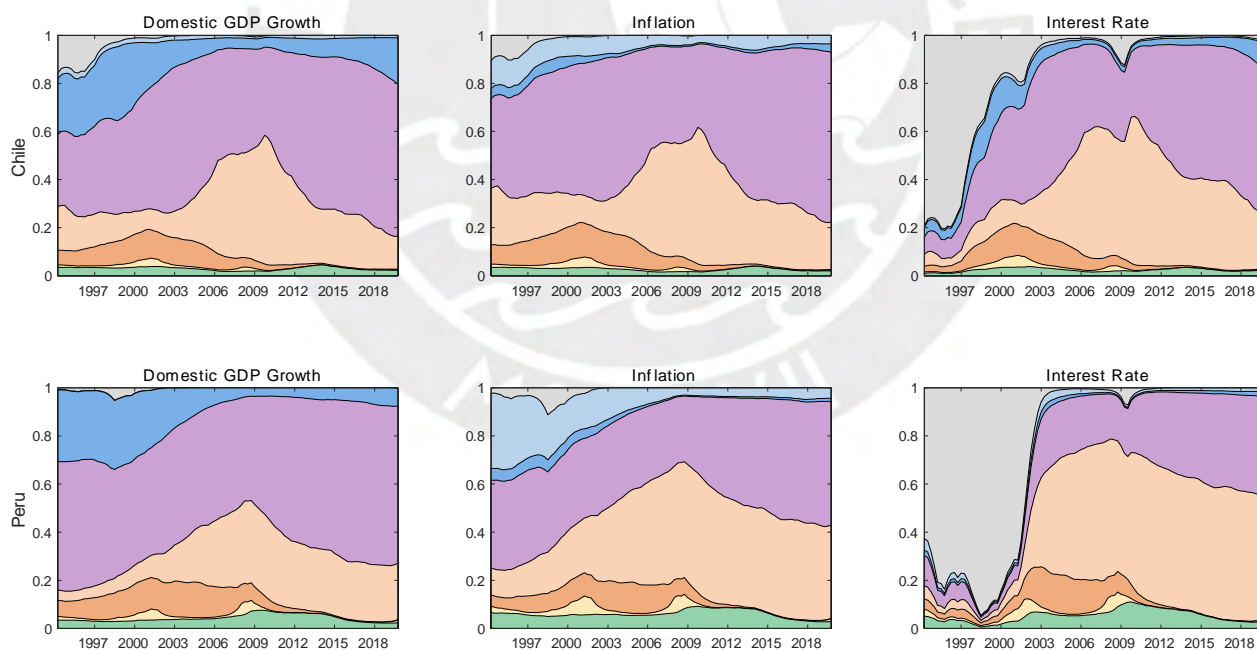


Figure 19. Robustness Analysis 4: Adding Public Investment Growth to the Baseline Model. Evolution of Impulse Responses of Domestic Variables to different Shocks at Specific Horizons over time, Median values. Cumulated response at the end of the First Year (black line), Second Year (blue line) and Fifth Year (magenta line).

(1)



(2)



i_t π_t y_t g_t^{pub} p_t^* y_t^{chn} i_t^* y_t^{usa}

Figure 20. Robustness Analysis 4: Adding Public Investment Growth to the Baseline Model. Panel (1) represents the HD of Domestic Variables for the selected models in each country. Panel (2) represents the FEVD of Domestic Variables. Selected Models.