

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ**

**FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES**



**Choques Externos y Fluctuaciones Económicas en Perú: una Aplicación  
Empírica usando Mixtura en las Innovaciones en Modelos TVP-VAR-SV**

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

**AUTORES**

Guevara Ruiz, Brenda Sofía

Yamuca Salvatierra, Leonela Lorena

**ASESOR**

Rodriguez Briones, Gabriel Hender

2020

## RESUMEN

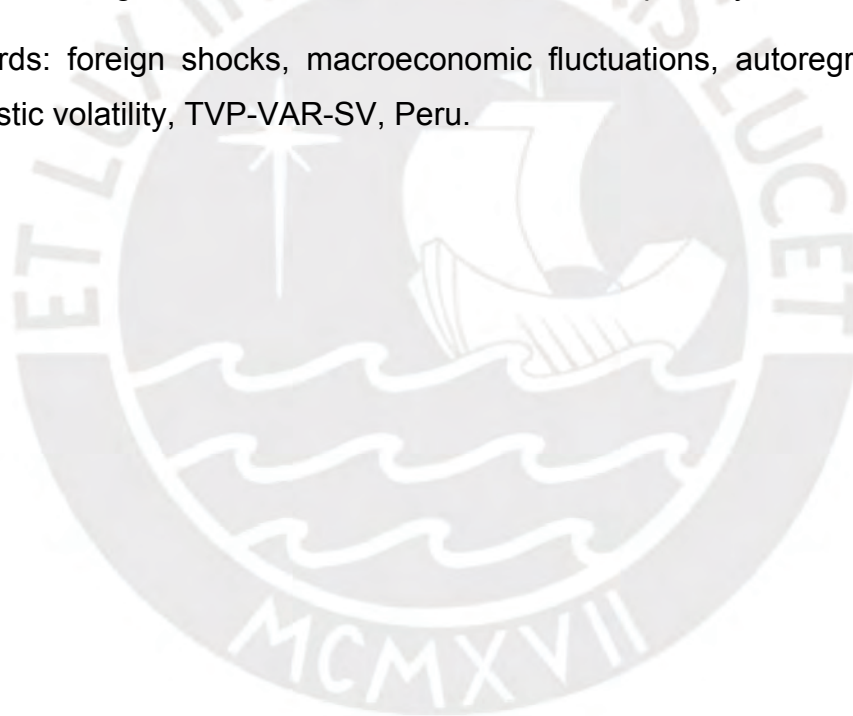
Una familia de modelos VAR con coeficientes cambiantes en el tiempo y mixtura en las innovaciones (TVP-VAR-SV) es utilizada para analizar el impacto de los choques externos sobre el producto, la inflación y la tasa de interés en el Perú, durante el periodo 1996Q2-2019Q3. Los resultados principales son: (i) el modelo que se ajusta mejor a los datos es aquel cuyos coeficientes y varianzas varían en el tiempo; (ii) las funciones impulso respuesta de todos los modelos muestran que el impacto proveniente del choque externo sobre el crecimiento del PBI real es positivo e importante; (iii) los resultados de las FEVD señalan que los choques externos explican un alto porcentaje de la variabilidad del producto, de la inflación y de la tasa de interés; (iv) la descomposición histórica (HD) muestra que una contribución alta de los choques externos, especialmente, a partir del año 2002 en adelante.

Palabras clave: choques externos, fluctuaciones macroeconómicas, vectores autoregresivos, volatilidad estocástica, TVP-VAR-SV, Perú.

## ABSTRACT

A family of VAR models with changing coefficients over time and mixed innovations (TVP-VAR-SV) is used to analyze the impact of external shocks on output, inflation and interest rates in Peru, during the period 1996Q2-2019Q3. The main results are: (i) the model that best fits the data is the one whose coefficients and variances vary over time; (ii) the impulse response functions of all models show that the impact of the external shock on real GDP growth is positive and important; (iii) the results of the FEVD indicate that external shocks explain a high percentage of the variability of the product, inflation and interest rate; (iv) the historical decomposition (HD) shows that a high contribution of external shocks, especially from 2002 onwards.

Keywords: foreign shocks, macroeconomic fluctuations, autoregressive vectors, stochastic volatility, TVP-VAR-SV, Peru.



## ÍNDICE DE CONTENIDO

1. Introducción	6
2. Revisión de Literatura	9
3. Metodología	15
3.1. Cómputo del Posterior	17
3.2. Valores de los Priors	20
3.3 Evaluando la Performance de los Modelos	21
4. Evidencia Empírica	22
4.1. Datos	22
4.2. Resultados Empíricos	22
4.3. Evidencia en la Evolución de Parámetros	23
4.4. Volatilidades	24
4.5. Funciones de Impulso Respuesta	24
4.6. Descomposición de la Varianza del Error de Predicción	26
4.7. Descomposición Histórica	29
5. Ejercicio de Robustez	38
6. Conclusiones	42
7. Bibliografía	44

## ÍNDICE DE TABLAS Y GRÁFICOS

Tabla 1: Modelos	30
Tabla 2: Resultados utilizando Benchmark Prior para la mixtura en las innovaciones TVP-VAR-SV y sus versiones restrictas	31
Gráfico 1: Serie temporal (1994Q1-2019Q3)	32
Gráfico 2: Desviación estándar mediana de las innovaciones en cada ecuación para el Benchmark $A_t$ constante	32
Gráfico 3: Desviación estándar mediana de las innovaciones en cada ecuación para varios modelos	33
Gráfico 4: Medianas de IRF del crecimiento del precio de las exportaciones, el crecimiento del PIB, la inflación y la tasa de interés ante un shock externo	33
Gráfico 5: Medianas de IRF del crecimiento del PIB y la tasa de inflación a diferentes períodos de un choque externo	34
Gráfico 6: Evolución temporal del FEVD medio del crecimiento del PIB para varios modelos en diferentes horizontes	34
Gráfico 7: Evolución temporal del FEVD medio de la inflación para varios modelos en diferentes horizontes	35
Gráfico 8: Evolución temporal del FEVD medio de inflación para varios modelos en diferentes horizontes	35
Gráfico 9: HD de crecimiento del PIB para varios modelos	36
Gráfico 10: HD de la inflación para varios modelos	36
Gráfico 11: HD de la tasa de interés para varios modelos	37

## 1. INTRODUCCIÓN

La experiencia de la economía peruana sugiere que un alto porcentaje de las fluctuaciones económicas están influenciadas por variables externas, tales como el crecimiento del precio de las exportaciones, términos de intercambio, crecimiento del PBI de China, crecimiento del PBI de Estados Unidos o la tasa de interés estadounidense. Un choque externo favorable es capaz de estabilizar la economía debido a que incrementa el nivel de inversión y de producción. Además, su magnitud empírica suele incrementarse cuando el país presenta un mayor grado de integración financiera y/o cuando se sigue el modelo primario-exportador. Es por ello, que resulta necesario estudiar los efectos de los choques externos sobre nuestra economía y buscar medidas que sean capaces de amortiguar dichos efectos.

La década de los 90 fue una época de muchos cambios para la economía del Perú. Como parte de un programa de reforma estructural, para potenciar el crecimiento, se privatizaron las empresas públicas y se abrió la economía al mercado internacional. Esto ocasionó que el capital extranjero recuperase un rol muy destacado en la economía al adquirir una buena parte de las empresas estatales privatizadas; ver Dancourt (1997). Estos hechos fueron fundamentales para que el país recupere su economía, incremente el financiamiento de la balanza de pagos y para que se incremente la productividad de los sectores transables. Asimismo, permitió mejorar los indicadores macroeconómicos: se incrementó el nivel de actividad económica, el consumo y el empleo, y se disminuyó el déficit comercial y del gobierno. Por otro lado, en el periodo 1990-1995, la inversión y las exportaciones representaron el 80% y el 17% respectivamente del PBI; mientras que lo contrario ocurrió en el periodo 1996-2000; ver Segura y García (2018). Con esto, se puede observar que los choques externos pasaron a ser más importantes que los choques domésticos durante esta década.

La importancia de los choques externos y, en particular, a los términos de intercambio también se puede verificar con la recesión ocurrida durante el periodo 1998-2001, que fue ocasionada por una fuerte caída de los precios de las exportaciones, producto de la crisis del sudeste asiático y de una masiva salida de

capitales generada por el contagio de la crisis rusa. Por otra parte, debido que nuestra economía se caracteriza por seguir un modelo primario-exportador, una mejora de los precios internacionales conlleva a una mejora de la balanza comercial, lo que, a su vez, ocasiona un mayor ingreso de divisas que disminuye el tipo de cambio y baja el nivel de inflación. Debido a que existe poca diversificación de las exportaciones peruanas, ya que estas son principalmente mineras (cobre, oro, estaño, zinc, plata y plomo), la exposición del Perú a los choques externos se ha visto incrementada; ver IMF (2014a). Con todo esto, se puede ver la importancia del contexto internacional para la comprensión de los ciclos económicos en el Perú.

El objetivo del presente documento es analizar la importancia de los choques externos sobre la actividad económica, para lo cual se estima un conjunto de modelos VAR cuyos coeficientes y matriz de varianzas y covarianzas de los errores pueden cambiar en el tiempo. De manera específica, usamos un modelo con parámetros que permiten una mixtura en las innovaciones que varían en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) utilizado en Koop et al. (2009). El modelo está basado en el TVP-VAR usado en Primiceri (2005) y en Cogley y Sargent (2005), pero la diferencia es que permite estimar dónde, cuándo y cómo cambian los parámetros si este fuera el caso.

Aplicamos este método usando datos de Perú para el periodo 1996Q1-2019Q3, y trabajamos con un sistema que involucra a las variables de inflación, tasa de interés, tasa de crecimiento del PBI real e Índice de Precios de Exportaciones (IPX). Nuestros resultados sugieren que el modelo que mejor se ajusta a los datos es el que presenta variación en los coeficientes y volatilidad estocástica. En cuanto a la volatilidad de los choques externos, se puede observar dos picos de volatilidad en 1998 y 2009. El primero se encuentra asociado a la crisis asiática que comenzó en 1997 y a la crisis de Rusia de 1998; mientras tanto, el segundo está relacionado con la crisis financiera mundial, ocasionada por el colapso de la burbuja inmobiliaria en Estados Unidos. Así también, se observa que la volatilidad de las variables estudiadas es más alta en el periodo previo al establecimiento de esquema de metas de inflación (pre-EMEI en adelante) que en el periodo posterior (post-EMEI).

En cuanto a las funciones impulso respuesta (IRF en adelante), estas son analizadas para las variables domésticas del crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de crecimiento. Los resultados para el crecimiento del PBI muestran un impacto positivo y progresivo ante un choque externo. En un inicio, la respuesta es débil debido a la estrecha apertura comercial del país en la década de los 90. Conforme pasan los años, la respuesta del PBI se vuelve más pronunciada (0.2%) debido a que el país comienza a tener una mayor integración comercial y financiera. Por otro lado, se aprecia una caída de la tasa de inflación en 0.2% y un incremento de la tasa de interés en 0.15% aproximadamente. La respuesta de esta última se intensifica para los periodos post-EMEI. En cuanto a los resultados obtenidos de la descomposición de la varianza y de la descomposición histórica, estas sugieren que los choques externos afectan en mayor medida al producto luego de que se incremente la integración comercial. Así, según los resultados de las FEVD, se encuentra que en el corto plazo los choques externos explican entre el 20% y el 30% de la incertidumbre del crecimiento del PBI durante los años previos al cambio de la política monetaria (1996Q2 y 2002Q1); mientras que, a mayor horizonte de tiempo, los choques externos adquieren mayor relevancia sobre la incertidumbre del PBI real (75%). Finalmente, tanto para la inflación como para la tasa de interés se puede observar el mismo comportamiento: durante el período previo al EMEI, los choques externos son menos importantes que los choques domésticos.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta la revisión de la literatura. En la Sección 3 se describe la metodología empleada para estimar un TVP- VAR-SV propuesto por Koop et al. (2009). En la Sección 4 presentamos los datos y los resultados de los efectos de los choques externos sobre el producto, la inflación y la tasa de interés. En la Sección 5 presentamos las conclusiones. Finalmente, en la última parte del documento se puede encontrar un Apéndice en el que se realiza un ejercicio de robustez con todas las estimaciones realizadas con variables externas diferentes.



## 2. REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura económica se encuentra dividida entre los que señalan que los choques externos son la principal fuente de las fluctuaciones económicas y entre los que señalan lo contrario. Autores como Ahmed y Murthy (1994), Hoffmaister y Roldós (1997), Boschi y Girardi (2011) sugieren que el producto se encuentra principalmente influenciado por los choques de oferta y de demanda doméstica, y que los choques externos no juegan un rol importante. Por el contrario, Mellander et al. (1992), Osterholm y Zettelmeyer (2008) y Allegret y Tahar (2018), señalan que los choques externos son los que tienen el rol principal sobre las variaciones de variables macroeconómicas.

Entre los que muestran que los choques externos no tienen un impacto significativo sobre las fluctuaciones económicas se encuentran Ahmed y Murthy (1994). Por medio de una estimación SVAR encuentran que los choques de los términos de intercambio explican el 6% de las fluctuaciones del producto en Canadá, y que las fluctuaciones del producto en el corto plazo están explicadas principalmente por los choques de oferta domésticos. Lubik y Schorfheide (2003) encuentran que los choques de los términos de intercambio explican el 2% de las fluctuaciones del producto de Australia, Canadá, Nueva Zelanda y Reino Unido. Resultados similares son obtenidos por Lubik y Teo (2005), quienes emplean un modelo DSGE y encuentran que los choques de los términos de intercambio explican el 0.3%, 0.6%, 2.2% y 0.1% de la variabilidad del producto en Australia, Canadá, Nueva Zelanda, México y Chile, respectivamente. Por su parte, Stuart (2016) encuentra que la evolución del PBI real de Irlanda es conducida principalmente por los choques domésticos que por los choques provenientes del Reino Unido.

Por otra parte, Hoffmaister y Roldós (1997), Hoffmaister y Roldós (2001) y Chang et al. (2002) emplean un SVAR con datos de países asiáticos para comparar la importancia entre los choques externos y los choques domésticos. Hoffmaister y Roldós (1997) para Bangladesh, China, Hong Kong, India, Indonesia, entre otros países asiáticos, señalan que en el largo plazo los choques externos explican el

5.4% de las fluctuaciones del producto, mientras que los choques domésticos, 88%. Hoffmaister y Roldós (2001) encuentran que en el corto plazo los choques domésticos explican el 93.4% de la variación del producto de Corea, mientras que los choques externos, el 5.5%. Por su parte, Chang et al. (2002) concluyen que los choques estadounidenses y europeos explican 9% y el 5% de la variación del producto de Taiwán, y que los choques domésticos son los que dominan las fluctuaciones. De este modo, los autores encuentran que los choques domésticos son sustancialmente más importantes que los externos.

Para países en vías de desarrollo, Hoffmaister et. al (1998), Ahmed (1999), Kose et al. (2003), Broda (2004), Boschi y Girardi (2011) y Schmitt-Grohe y Uribe (2018) concluyen que los choques externos son menos importantes que los choques domésticos. Hoffmaister et al. (1998) muestra que los choques de los términos de intercambio explican el 15% de las fluctuaciones del producto en África. Ahmed (1999) encuentra que, para Argentina, Brasil y México, la contribución de los choques externos a las variaciones del PBI es pequeña (20%) en comparación con la contribución de los choques domésticos (80%). Un resultado similar es obtenido por Kose et al. (2003), quien encuentra que los factores externos explican el 14% del producto y el 7% de la volatilidad del consumo, siendo que los factores domésticos capturan la mayor parte de las fluctuaciones del producto en la región de América Latina. Con un enfoque de diferentes regímenes de tipo de cambio, Broda (2004), analiza a 75 países, mediante un modelo VAR, y encuentra que los choques de los términos de intercambio explican el 13% de aquellas economías que tienen un régimen de tipo de cambio flexible. Por su parte, Boschi y Girardi (2011) estiman un GVAR y encuentran que los choques provenientes de países industriales explican una pequeña fracción de la fluctuación del producto, contribuyendo un 7% en Bolivia y un 13% en México. Finalmente, Schmitt-Grohe y Uribe (2018) encuentran que los choques de los términos de intercambio explican menos del 10% de los movimientos en la actividad agregada de países emergentes.

Por otra parte, los autores que proponen que los choques externos son más importantes para las fluctuaciones de las variables económicas son más numerosas. Mellander et al. (1992), utiliza la metodología de vectores

autorregresivos para Suecia y muestra que los choques permanentes domésticos y externos son igual de importantes para las fluctuaciones del producto. Krznar y Kunovac (2010) analizan la importancia de los choques externos sobre la inflación y el producto de Croacia y encuentran que el 49% de la variación de la tasa de crecimiento del producto es atribuido a los choques del PBI europeo. Utilizando un SVAR para datos de Nueva Zelanda, Kamber et al. (2016) sugiere que un incremento de 5% en el precio de los commodities tiene impacto positivo y significativo sobre la actividad económica real.

En Canadá, Blankenau et al. (2001) examinan la importancia de un choque de la tasa de interés mundial sobre el ciclo económico para el periodo 1961 a 1996. Sus resultados muestran que el choque externo puede explicar un 33% de la variación del producto y un 62% de la balanza externa. Por su parte, Bergholt (2015) estima un modelo DSGE para mostrar que los choques externos explican la mayor parte de las fluctuaciones macroeconómicas canadienses y que su importancia se va incrementando conforme avanza el horizonte de tiempo. Kose et al. (2003) estima un FAVAR y encuentra que los factores externos explican una fracción significativa de las fluctuaciones del producto en los tres países de Norte América (38.1% para Estados Unidos, 38.9% para Canadá y 18.2% para México). Justiniano y Preston (2010) reportan resultados similares al señalar que los choques externos explican el 22% del PBI en el corto plazo y 75% en el largo plazo. De manera similar, Aastveit (2011) muestra que los choques de los factores mundiales explican el 49% y 42% de la variación de las variables domésticas en Estados Unidos y Canadá respectivamente.

Entre los estudios para los países asiáticos, se encuentra Ghosh y Kanjilal (2013), quienes, mediante la estimación de un Markov Switching VAR, muestran que los movimientos en el precio internacional del petróleo tienen un impacto significativo sobre la inflación. Othman (2015) utiliza un SVAR con datos de Malasia para analizar la importancia de los choques externos sobre el total de la demanda de exportación. Sus principales resultados muestran que, en el mediano plazo, la contribución de los choques externos sobre la variabilidad de las exportaciones agregadas es de 40-50%. Utlaut y van Roye (2010) muestran que la mitad de la

varianza del crecimiento del PBI real de 8 países emergentes de Asia (i.e., Hong Kong, Indonesia, Corea del Sur, Malasia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán) es principalmente explicada por factores externos (choques del PBI mundial contribuyen un 25% en el mediano plazo, la tasa de interés de Estados Unidos del corto plazo contribuye en 15% y el PBI real de China explica menos del 10%). Por su parte, Chen y Tsang (2018) utilizan un FAVAR para analizar la transmisión de los choques externos a la economía de Hong Kong. Sus estimaciones muestran que la combinación de cuatro choques externos afecta el crecimiento del PBI real en 60% y a la inflación en 20%.

Utilizando datos de países africanos, Kose y Riezman (1999) estiman un modelo DSGE y encuentra que el 45% de las fluctuaciones del producto agregado es explicado por los choques de los precios internacionales. Además, señalan que los choques de los términos de intercambio explican el 87% de la variación en la inversión agregada. Por su parte, Allegret y Tahar (2018) estiman un modelo DSGE y encuentran que el tipo de cambio, el precio del petróleo, la tasa de interés internacional y la inflación externa son las principales perturbaciones que afectan el producto de Algeria. Adicionalmente, señalan que los choques reales (i.e., precio del petróleo y tipo de cambio real) tienen mayor influencia sobre las variables domésticas que los choques nominales (i.e., tasa de interés internacional e inflación externa).

Para nuestra región existen diversos trabajos que muestran los efectos de los choques externos en las fluctuaciones económicas. Parrado (2001) utiliza un SVAR con datos de Chile y encuentra que los choques externos tienen un efecto importante sobre la variación del producto: los choques del tipo de cambio real y los choques del precio mundial del petróleo explican el 15.7% de las fluctuaciones del crecimiento del PBI real. Canova (2005) utiliza TVP-VAR para analizar la manera en que los choques estadounidenses son transmitidos a ocho países latinoamericanos (Argentina, Ecuador, México, Panamá, Perú, Uruguay, Brasil y Chile). Su principal conclusión es que el 55% de las fluctuaciones de las variables domésticas de Chile, Uruguay, Brasil y Perú se deben principalmente a las perturbaciones estadounidenses. De la misma manera, Osterholm y Zettelmeyer

(2008) estiman un BVAR con datos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, y encuentran que el 50-60% de la variación del crecimiento del PBI es explicado por choques externos, especialmente por los financieros.

Por otro lado, en Uruguay, Rego et al. (2011) revela que los choques externos cobran mayor importancia en un horizonte mayor de un año, explicando el comportamiento de la actividad económica en 20%. Asimismo, Hernández (2013) para Colombia, y Campos (2015) y Lanteri (2017) para Argentina encuentran que los choques de los términos de intercambio son importantes para las fluctuaciones económicas. De manera particular, Hernández (2013) encuentra que los términos de intercambio explican un tercio de las variaciones del crecimiento del PBI, Campos (2015), mediante un SVAR, concluye que una mejora en los términos de intercambio fomenta el producto en un 40%, y Lanteri (2017) concluye que los términos de intercambio explican el 48% y 58% del consumo privado y la inversión respectivamente. Por otro lado, en México, Rodríguez y Perrotini (2018), utilizan un Markov Switching VAR y muestran que los choques del precio del petróleo tienen impacto significativo sobre las fluctuaciones del tipo de cambio real.

Para el caso peruano, Dancourt et al. (1997) concluye que los choques externos son de gran importancia para explicar el comportamiento de la actividad económica. Castillo y Salas (2010) estiman un VAR con tendencias estocásticas y sugieren que los choques transitorios de los términos de intercambio son más importantes para el consumo y la inversión que para el producto, y que los choques permanentes responden al consumo y al producto en un corto plazo. Por su parte, Martínez (2014) estima un FAVAR para identificar el impacto de la economía de los socios comerciales sobre los sectores y el mercado laboral peruano. Los resultados sugieren que los sectores de manufactura, comercio y servicios se ven afectados positivamente. Por otro lado, solo hay un efecto positivo significativo que se da en el empleo del sector servicios, mientras que el sector manufactura es quien obtiene impactos débiles.

Recientemente, trabajos como el de Mendoza y Collantes Goicochea (2017), Rodríguez et al. (2018) y Ojeda y Rodríguez (2020) han abordado el tema de los

choques externos sobre las fluctuaciones económicas en Perú. Los primeros concluyen que el 67% de las fluctuaciones del producto es explicado por los choques de los términos de intercambio. Asimismo, Rodríguez et al. (2018) evalúa la función de los términos de intercambio y de la productividad interna en la explicación de las fluctuaciones macroeconómicas usando un modelo de tendencias comunes y cointegración para el periodo 1994-2015. Sus resultados sugieren que los términos de intercambio son la fuente principal del crecimiento de la producción. A su vez, encuentran que los choques externos tienen una mayor contribución en los años 2000, 2008 y 2013. Finalmente, Ojeda y Rodríguez (2020) estiman el impacto de los choques externos reales en el producto y la inflación en el Perú usando una familia de modelos TVP-VAR-SV para el periodo 1994-2017. Así, encuentran que el impacto positivo del Índice S&P GCSI sobre el PBI se hace más pronunciado conforme el horizonte de tiempo aumenta, y que su efecto negativo sobre la inflación se va diluyendo mientras la respuesta se va acercando al periodo final.

Desde la perspectiva de una aplicación empírica, nuestro trabajo contribuye a la extensión de la literatura económica sobre la importancia de los choques al proveer hechos estilizados sobre los cambios de la magnitud de los choques externos en el tiempo y sus efectos sobre el resto de la economía. Para ello, utilizamos un modelo TVP-VAR-SV con una mixtura en las innovaciones, que a diferencia de los TVP-VAR-SV, permite la evolución en el tiempo de las varianzas y covarianzas de las innovaciones. Finalmente, se realiza una comparación bayesiana para determinar cuál es el modelo favorecido por los datos.

### 3. METODOLOGÍA

El modelo econométrico es un modelo TVP-VAR-SV con mixtura en las innovaciones propuesto por Koop et al. (2009), donde tanto el mecanismo de transmisión como la matriz de varianzas y covarianzas del error pueden cambiar con el tiempo. El modelo se desagrega en tres bloques que pueden evolucionar de manera completamente diferente en el transcurso del tiempo: uno está asociado a los parámetros de los coeficientes del VAR, el segundo bloque se relaciona con la matriz de varianzas y covarianzas de la forma estructural y la matriz de efectos contemporáneos.

La ventaja del modelo es que podemos estimar dónde, cuándo y cómo se produce el cambio de parámetros, en lugar de asumir un modelo particular en el cual todos los parámetros cambian en el tiempo como Primiceri (2005). A continuación, describimos la metodología del modelo de mixtura en las innovaciones TVP-VAR-SV propuesto por Koop et al. (2009). La forma reducida del modelo TVP-VAR-SV bajo una forma de espacio-estado es la siguiente:

$$y_t = X_t B_t + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

$$B_{t+1} = B_t + v_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

donde  $y_t$  es un vector de dimensión  $n \times 1$  que contiene las variables dependientes,  $B_t$  es un vector  $m \times 1$  de estados (estos son los coeficientes del VAR),  $X_t$  es una matriz de datos  $n \times m$  de variables explicativas (cada fila  $X_t$  contiene los rezagos de las variables dependientes, un intercepto y otras variables determinísticas),  $u_t$  son vectores aleatorios independientes y se distribuyen  $N(0, Q_t)$ , mientras que  $v_t$  son vectores aleatorios independientes  $N(0, Q_t)$ , para  $t = 1, 2, \dots, T$ . Las innovaciones de las ecuaciones (1) y (2),  $u_t$  y  $v_t$ , son independientes entre sí para todo  $t$  y  $s$ .

Como se menciona anteriormente, es importante permitir que la matriz de varianzas y covarianzas de las innovaciones en la ecuación de medida ( $H_t$ ) varíe con el tiempo ya que aspectos importantes del mecanismo de transmisión están relacionados con dicha matriz. Se utiliza una reducción triangular para la matriz de varianzas y covarianzas del error de medición:

$$H_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})' \quad (3)$$

donde  $\Sigma_t$  es una matriz diagonal cuyos elementos en la diagonal son  $\sigma_{j,t}$  para  $j = 1, 2, \dots, n$  y  $A_t$  es una matriz triangular inferior.

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & \dots & \vdots \\ & \ddots & \ddots & \ddots & \\ \vdots & & & \sigma_{n-1,t} & 0 \\ 0 & \dots & & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix}, \quad A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & 0 & \dots & \vdots \\ & \ddots & \ddots & \ddots & \\ \vdots & & & 1 & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \dots & & \alpha_{n(n-1),t} & 1 \end{bmatrix}$$

Donde  $\Sigma_t$  es la matriz de varianzas y covarianzas del error en su forma estructural y  $A_t$  es la matriz de efectos contemporáneos. Primero, Koop et al. (2009) hace una pequeña transformación que comienza por  $\sigma_t = (\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{n,t})'$ , luego si  $h_{i,t} = \ln(\sigma_{i,t})$ , entonces, se obtiene  $h_t = (h_{1,t}, \dots, h_{p,t})'$ . Los elementos del vector  $h_t$  evolucionan de acuerdo a la siguiente ecuación de estado:

$$h_{t+1} = h_t + \eta_t \quad (4)$$

donde  $\eta_t$  se distribuye  $N(0, W)$  y es independiente de  $t$ ,  $u_t$  y  $v_t$ . Por otro lado, para  $A_t$ , Koop et al. (2009) apilan los elementos irrestrictos por filas en un vector  $((n(n-1))/2)$  como  $\alpha_t = (\alpha_{21,t}, \alpha_{31,t}, \alpha_{32,t}, \dots, \alpha_{n(n-1),t})'$ . Estos elementos del vector  $\alpha_t$  evolucionan según la siguiente ecuación de estado:

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + \zeta_t \quad (5)$$

donde  $\zeta_t$  se distribuye  $N(0, S)$  y es independiente de  $t$ ,  $u_t$ ,  $v_t$  y  $\eta_t$ .

En cuanto a la mixtura de las innovaciones, el modelo permite que algunos o todos los estados y parámetros sean determinados por una secuencia de vectores aleatorios de  $K = (K^1, \dots, K_T)'$  los cuales controlan los quiebres estructurales del modelo. Asimismo, el modelo permite que se produzcan quiebres en los coeficientes de  $B_t$  y en la matriz de varianzas y covarianzas del error  $H_t$  ( $\Sigma_t$  y  $A_t$ ) en momentos diferentes. En consecuencia,  $K = (K_{1t}, K_{2t}, K_{3t})'$  para  $t = 1, \dots, T$ , donde  $K_{1t} \in \{0, 1\}$  controla los quiebres en los coeficiente del VAR,  $K_{2t} \in \{0, 1\}$  los



quiebreres en las varianzas,  $\Sigma_t$  y  $K_{3t} \in 0,1$  controla los quiebreres de los efectos contemporáneos,  $A_t$ . Por ejemplo, hay períodos de tiempo en los que los coeficientes del VAR permanecen constantes ( $K_{1t} = 0$ ) y momentos en los que puede producirse una quiebre en los coeficientes del VAR ( $K_{1t} = 1$ ). Por lo tanto, las ecuaciones de estado de  $B_t$ ,  $h_t$  y  $\alpha_t$  son reformuladas de la siguiente manera:

$$B_{t+1} = B_t + K_{1t}v_t \quad (6)$$

$$h_{t+1} = h_t + K_{2t}\eta_t \quad (7)$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + K_{3t}\zeta_t \quad (8)$$

donde se usa una distribución de Bernoulli para el orden jerárquico del prior de  $K_{jt}$ ;  $p(K_{jt} = 1) = p_j$  para  $j = 1,2,3$ . En consecuencia,  $p_j$  es la probabilidad de que ocurra un quiebre en el tiempo  $t$ , correspondiente a  $K_{jt} = (K_{1t}, K_{2t}, K_{3t})$ . Los quiebreres ocurren independientemente en  $B_t$ ,  $\Sigma_t$  y  $A_t$ . Además, el método de Carter y Kohn (1994) se utiliza para el draw de las variables de estado  $B_t = (B_{1t}, \dots, B_{Tt})'$  y de los estados  $\alpha_t$ , mientras que el algoritmo de Kim et al. (1998) es usado para los draw de los estados de  $h_t$ .

### 3.1. Computo Posteriores

Todos los posteriores descritos a continuación, que son condicionales a "Data", son los condicionales necesarios para configurar un algoritmo MCMC válido. Respecto a la descripción del algoritmo MCMC relacionado a los coeficientes VAR ( $B_t$ ), un prior Wishart es usado para  $Q^{-1}$ :  $Q^{-1} \sim W(\underline{v}_Q, Q^{-1})$ . Además, el posterior para  $Q^{-1}$  (condicionado a los estados y a  $K$ ) es también una distribución Wishart:  $Q^{-1} | Data \sim W(\bar{v}_Q, \bar{Q}^{-1})$  donde  $\bar{v}_Q = \sum_{t=1}^T K_{1t} + \underline{v}_Q$  y  $\bar{Q}^{-1} = \left[ \underline{Q} + \sum_{t=1}^T (B_{t+1} - B_t)(B_{t+1} - B_t)' \right]^{-1}$ .

Sobre la descripción del algoritmo MCMC relacionado a volatilidades ( $\Sigma_t$ ), Koop et al. (2009) adaptan el algoritmo de Kim et al. (1998) de la siguiente manera. Usando (3) se transforma (1) como:

$$y_t^* = A_t(y_t - Z_t\alpha_t) = A_t(A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t) = \Sigma_t\varepsilon_t \quad (9)$$

donde  $\varepsilon_t$  son independientes con una distribución  $N(0, I_t)$ . Este es un sistema de ecuaciones de medida no lineal, pero puede ser convertido en uno lineal mediante la cuadratura y la toma de logaritmos de cada elemento de (9)  $y_{i,t}^{**} = \log \left[ (y_{i,t}^*)^2 + \bar{c} \right]$  donde  $\bar{c}$  es una constante de compensación (establecida en 0.001) que se utiliza para garantizar valores no nulos y no tiene efecto en las siguientes derivaciones teóricas. Esto lleva a la siguiente forma de espacio-estado:

$$y_t^{**} = 2h_t + e_t \quad (10)$$

$$h_t = h_{t-1} + \eta_t$$

donde  $e_t = \ln(\varepsilon_t^2)$ . Se debe de tener en cuenta que  $e_t$  y  $\eta_t$  no están correlacionados y  $e_t$  no es normalmente distribuido. Además,  $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{nt})'$  son independientes debido a que  $y_{i,t}^*$  y  $y_{j,t}^{**}$  son independientes (para  $i \neq j$ ). A pesar de que  $e_{jt}$  no es normalmente distribuido, Kim et al. (1998) muestran cómo su distribución puede aproximarse a un alto grado de precisión mediante una mezcla de siete distribuciones normales. Si  $C_{jt} \in 1, 2, \dots, T$  denota cuál de las siete normales se extrae de  $e_{jt}$ , podemos construir  $C_j = (C_{j1}, \dots, C_{jT})'$  y  $C = (C^1, \dots, C^p)'$  como indicadores componentes para todos los elementos de  $e_t$ . Con el enfoque de Kim et al. (1998), las expresiones (10) y (4) son un modelo de espacio-estado lineal normal (condicionado por C y otros parámetros) y el algoritmo de Carter y Kohn (1994) puede ser usado para el draw  $h_t$ .

A continuación, Kim et al. (1998) derivan el draw posterior de C condicionado a los parámetros y estados del modelo. Así,  $q_i, m_i$  y  $\psi_i^2$  para  $i = 1, 2, \dots, 7$  son la probabilidad, la media y la varianza de cada uno de los componentes de la mixtura de la Normal, respectivamente:

$$Pr(C_{it} = j | Data, h_t) \sim q_j f_N(y_{i,t}^{**} | 2h_{i,t} + m_j - 1.2704, \psi_j^2) \quad (11)$$

para  $j = 1, \dots, 7, i = 1, \dots, T$ . El prior Wishart se utiliza para  $W^{-1}$  para completar la descripción del algoritmo MCMC relativa a las volatilidades ( $\Sigma_t$ ):  $W^{-1} \sim W(\underline{v}_w, \underline{W}^{-1})$ . El posterior para  $W^{-1}$  (condicionado a los estados y K)

también sigue una distribución Wishart:  $W^{-1}|Data \sim W(\overline{v_w}, \overline{W^{-1}})$  donde  $\overline{v_w} = \sum_{t=1}^T K_{2t} + \underline{v_w}$  y  $\overline{W^{-1}} = [\underline{W} + \sum_{t=1}^T (h_{t+1} - h_t)(h_{t+1} - h_t)']$ .

En cuanto a la descripción del algoritmo del MCMC relativo a la matriz de efectos contemporáneos ( $A_t$ ), Koop et al. (2009) transforman la ecuación de medida de la ecuación original (1) para que el algoritmo de Carter y Kohn (1994) pueda utilizarse para los draws de los estados:

$$A_t(y_t - X_t B_t) = A_t(y_t) = \Sigma_t \varepsilon_t = \xi_t \quad (12)$$

donde  $\xi_t$  es independiente de  $N(0, \Sigma_t \Sigma_t')$  e independiente de  $\zeta_t$ . La estructura de  $A_t$  se utiliza para aislar  $y_t$  en el lado izquierdo y escribir:

$$y_t = Z_t a_t + \xi_t \quad (13)$$

donde

$$Z_t = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 \\ -\widehat{y}_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -\widehat{y}_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & -\widehat{y}_{n-1,t} \end{bmatrix}$$

y donde  $y_{j,t}$  es el j-ésimo elemento de  $y_t$ . Ahora, la forma del espacio de estado es (13) con (5). Un prior Wishart es utilizado para  $S_j^{-1}: S_j^{-1} \sim W(\underline{v_{S_j}}, S_j^{-1})$ . El posterior para  $S_j^{-1}$  (condicionado a los estados y K) es también Wishart:  $S_j^{-1}|Data \sim W(\underline{v_{S_j}}, S_j^{-1})$  donde  $\underline{v_{S_j}} = \sum_{t=1}^T K_{3t} + \underline{v_{S_t}}$  y  $\overline{S_j^{-1}} = [\underline{S_j} + \sum_{t=1}^T (\alpha_{t+1}^{(j)} - \alpha_t^{(j)})(\alpha_{t+1}^{(j)} - \alpha_t^{(j)})']$  donde  $\alpha_t^{(j)}$  son los elementos de  $\alpha_t$  correspondientes a  $S_j$ . Finalmente, en cuanto al prior jerárquico de  $K_{jt}$  que depende de los parámetros  $p_j$ , un prior Beta conjugado es usado para  $p_j: p_j \sim B(\beta_{1j}, \beta_{2j})$ . Así, el posterior condicional para  $p_j$  utilizado en su algoritmo MCMC es:  $p_j \sim B(\beta_{1j}, \beta_{2j})$  donde  $\beta_{1j} = \beta_{1j} + \sum_{t=1}^T K_{jt}$  y  $\beta_{2j} = \beta_{2j} + T - \sum_{t=1}^T K_{jt}$ .

Para los draws de  $K_t$  se desarrolla un algoritmo que integra los estados analíticamente y los draws de  $p(K_t|Data, K_{(-t)})$  donde  $K_{(-t)}$  denota todos los

elementos de  $K$  excepto el de  $K_t$  y  $Data$ . Para los modelos de espacio de estado, Gerlach et al. (2000) muestran que:

$$p(K_t | Data, K_{(-t)}) \sim p(y^{t+1,T} | y^{1,t}, K) p(y_t | y^{1,t-1}, K^{1,t}) p(K_t | K_{(-t)}) \quad (14)$$

donde  $p(K_t | K_{(-t)})$  es el prior jerárquico. Los autores establecieron un algoritmo eficiente para los draw de los términos  $p(K_t | K_{(-t)})$ ,  $p(y_t | y^{1,t-1}, K^{1,t})$  y  $p(y^{t+1,T} | y^{1,t}, K)$ . Koop et al. (2009) sigue el enfoque de Giordani y Kohn (2008) para obtener  $K_{1t}$ ,  $K_{2t}$  y  $K_{3t}$  de manera separa. Los autores combinan el algoritmo de Gerlach et al. (2000) con Carter y Kohn (1994) para el draw de  $K_{1t}$  y  $B_t$  (condicionado a todos los demás parámetros del modelo, incluidos  $K_{2t}$  y  $K_{3t}$ ). Además, combinan el algoritmo de Gerlach et al. (2000) con la extensión de Kim et al. (1998) para el draw de  $K_{2t}$  y  $\Sigma_t$  (condicionado a todos los demás parámetros del modelo, incluidos  $K_{1t}$  y  $K_{3t}$ ). Finalmente, combinan el algoritmo de Gerlach et al. (2000) con Carter y Kohn (1994) para el draw de  $K_{3t}$  y  $A_t$  (condicionado a todos los demás parámetros del modelo, incluidos  $K_{1t}$  y  $K_{2t}$ ).

### 3.2. Valores de los priors

Utilizamos una muestra de entrenamiento de los primeros 8 trimestres (de 1993Q1-1995Q4) para elegir los prior hiperparámetros. Con nuestra muestra, estimamos un VAR estándar (invariante en el tiempo) para obtener estimaciones MCO de los coeficientes VAR ( $\beta_{OLS}$ ) y la matriz de varianzas y covarianzas del error que puede descomponerse para obtener  $A_{OLS}$  y  $\sigma_0$ . También obtenemos las matrices de varianzas y covarianzas de  $\beta_{OLS}$  y  $A_{OLS}$  denotados por  $V(\beta_{OLS})$  y  $V(A_{OLS})$ , respectivamente. Además, siguiendo a Canova y Pérez (2015), fijamos los siguientes valores de los priors sobre la cantidad de variación del tiempo:  $k_Q^2 = 0.5 \times 10^{-4}$ ,  $k_W^2 = 1 \times 10^{-4}$ ,  $k_S^2 = 1 \times 10^{-3}$ . Siguiendo a Koop et al. (2009), permitimos que los priors relacionados a la media de las matrices de varianzas-covarianzas del error para las ecuaciones de estado dependan de los priors relacionados al número de quiebres que ocurren. Es importante recordar que el prior Beta que usamos para  $p_j$  implica que:  $E(p_j) = ((\beta_{1j}) / (\beta_{1j} + \beta_{sj}))$ . Usando todo lo anterior, los priors de las condiciones iniciales en cada una de nuestras ecuaciones de estado son:

$$B^0 \sim N(B_{OLS}, 4V(B_{OLS})), \quad A^0 \sim N(A_{OLS}, 4V(A_{OLS})), \quad \log(\sigma^0) \sim N(\log(\sigma^0), 4I_n),$$

$$Q \sim IW\left(\left(k_Q\right)^2 V(A_{m,OLS})(1/E(p^3)), m + 1\right) \text{ para } m = 1, 2, 3.$$

### 3.3. Evaluando el Performance de los Modelos

Siguiendo a Carlin y Louis (2000), utilizamos el valor esperado de la función de log-verosimilitud como un criterio de información convencional. Para obtener el valor esperado de la función de log-verosimilitud, dejemos que  $Y$  apile todos los datos en las variables dependientes y  $\lambda$  denote todos los parámetros del modelo excepto  $K_1$ ,  $K_2$  y  $K_3$  y los propios estados. Gerlach et al. (2000) describen cómo calcular  $p(Y|K_t, \lambda)$ . Por lo tanto, calculamos  $p(Y|K_1, \lambda)$ ,  $p(Y|K_2, \lambda)$  y  $p(Y|K_3, \lambda)$  y promediamos sobre estos valores.



## 4. EVIDENCIA EMPÍRICA

### 4.1. Datos

Las variables utilizadas en el modelo son el índice de los precios de exportación, el crecimiento del PBI real, la inflación y la tasa de interés. Las series son obtenidas de la base de datos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). El índice del precio de las exportaciones y el PBI desestacionalizado por TRAMO/SEATS de Gómez y Maravall (1996) son tomados en variaciones anuales, mientras que la inflación se calcula como la variación anual del Índice de Precios al Consumidor. La tasa de interés es un promedio simple de la tasa de interés interbancaria hasta 2003Q3 y desde 2003Q4 se usa la tasa de interés de referencia.

### 4.2. Resultados Empíricos

Las simulaciones se basan en 70000 iteraciones del Gibbs Sampler, descartando las primeras 20000 por convergencia. En cuanto a la estrategia de identificación se realiza por medio de las restricciones a lo Sims (1980), donde la matriz de relaciones contemporáneas adopta una forma triangular inferior, lo que quiere decir que las variables están ordenadas desde la más exógena hasta la más endógena. Empleamos el siguiente orden de variables en el vector  $y_t$ : crecimiento del índice del precio de las exportaciones, crecimiento del PIB real, inflación y tasa de interés. En líneas generales, la variable externa afecta contemporáneamente en la dinámica de las variables económicas peruanas. No obstante, estas últimas no influyen en la dinámica contemporánea de la variable externa. Cada choque estructural se identifica de la siguiente manera: la ecuación del índice de precios de las exportaciones como el choque externo, la ecuación de crecimiento del PIB como choque de demanda agregada (AD); la ecuación de inflación como choque de oferta agregada (AS); y la ecuación de la tasa de interés como el choque de la política monetaria (MP). Asimismo, usamos dos rezagos para la estimación. Finalmente, los resultados se presentan desde 1996Q2 a 2019Q3 porque los primeros ocho trimestres se pierden debido a su uso como tratamiento de la muestra y los dos rezagos empleados en el modelo.

#### 4.3. Evidencia en la Evaluación de Parámetros

A partir del modelo base denominado Benchmark (TVP-VAR-SV con mixtura en las innovaciones) consideramos versiones restrictas que han sido empleadas en la literatura para responder cuál es el modelo que recibe apoyo de los datos. Los modelos a estimar se encuentran en la Tabla 1. El segundo modelo a estimar es Primiceri (2005) que se obtiene asumiendo  $K_{1t} = K_{2t} = K_{3t} = 1$ , es decir, que los tres bloques de parámetros evolucionan en el tiempo. El tercer modelo a estimar se denomina Benchmark  $A_t$  constante, que impone que la matriz de efectos contemporáneos sea constante en el tiempo,  $K_{3t} = 0$ , al igual que Cogley y Sargent (2005). El cuarto modelo que consideramos se denomina Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes que asume que las matrices de varianzas y covarianzas de los errores y de efectos contemporáneos son constantes en el tiempo, similar a Cogley y Sargent (2001) cuya restricción se da sobre  $K_{2t} = K_{3t} = 0$ . El quinto modelo denominado Benchmark  $B_t$  constante asume que solo los coeficientes del VAR son constantes en el tiempo, es decir  $K_{1t} = 0$ . Finalmente, consideramos un modelo clásico VAR donde todos los tres bloques de parámetros son constantes en el tiempo.

Para la estimación del modelo Benchmark, usamos Beta priors para  $p_j$ , así  $B(\beta_{1j} = 1, \beta_{2j} = 1)$  para  $j = 1, 2, 3$ . Este prior del Benchmark significa que hay un 50% de probabilidad de que ocurra un quiebre en cualquiera de los bloques de parámetros. Asimismo, estos priors son usados para los modelos restrictos dependiendo del bloque de parámetros que cambia en el tiempo.

La evidencia empírica sobre los quiebres en los tres bloques mencionados y sobre qué tipo de modelo recibe apoyo por los datos se encuentra resumida en la Tabla 2. Asimismo, se presenta el valor esperado de la función de log-verosimilitud,  $E(\log L)$ , para cada modelo enlistado en la Tabla 1 con el fin de analizar su performance. Para el modelo Benchmark se obtiene que las probabilidades de transición estimadas  $E(p_1|Data)$  y  $E(p_2|Data)$  relacionados a  $B_t$  y  $\Sigma_t$  sobrepasan el 95%, indicando que hay una alta probabilidad que los coeficientes del VAR y las volatilidades de los errores varíen en todo el tiempo. No obstante, la probabilidad

de transición estimada para  $E(p_3|Data)$ , relacionado a  $A_t$ , es 10%. Este resultado evidencia la baja probabilidad de que la matriz de los efectos contemporáneos varíen en cada periodo de tiempo.

Sobre el performance de los modelos descritos, el Benchmark  $A_t$  constante es el seleccionado por los datos debido a que posee un mayor valor esperado de la función log-verosimilitud a comparación de las otras versiones restrictas. Los modelos que le siguen son el Benchmark y su versión restricta Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes. Los modelos que reciben poco apoyo de los datos son el de Primiceri y el Benchmark con  $B_t$  constante. Finalmente, el modelo VAR es el que presenta la peor performance. De acuerdo a la evidencia, consideramos que la evolución de los parámetros en el tiempo es relevante, sobre todo para los bloques de parámetros que contienen los coeficientes del VAR y las volatilidades de los errores.

#### 4.4. Volatilidades

El Gráfico 3 se presenta la evolución de la desviación estándar de los errores para cada ecuación, de cada modelo que permite volatilidad en los errores (Benchmark, Primiceri, Benchmark  $A_t$  constante y Benchmark  $A_t$  constante). De los resultados se aprecia que la desviación estándar de los choques externos para los modelos Benchmark  $B_t$  constante y Primiceri tiende a sobrestimarse en los años previos al 2000. Sin embargo, el modelo Benchmark y Benchmark con  $A_t$  constante presentan un comportamiento suavizado de las volatilidades. Asimismo, los periodos con presencia de mayor ruido están asociados al periodo del boom de los metales 2002-2007. Las desviaciones estándar para el crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés han ido disminuyendo a través del tiempo para los cuatro modelos descritos. Esto está asociado a las buenas políticas, tanto fiscal y monetaria, cuyo objetivo fue la estabilidad macroeconómica frente a un turbulento periodo previo a las reformas.

#### 4.5. Funciones de Impulso Respuesta

Con el objetivo de estudiar y analizar los impactos variantes en el tiempo de los choques externos sobre el conjunto de variables se han calculado las IRFs de cada



modelo para todo el periodo de la muestra. En el Gráfico 4 presentamos la mediana de las IRFs del crecimiento del índice de precios de las exportaciones, el crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés ante un choque externo. Los resultados para el crecimiento del PBI evidencian un impacto positivo y progresivo ante un choque externo para los modelos Benchmark, Primiceri y Benchmark  $A_t$  constante. La respuesta débil durante los primeros años de la muestra se encuentra asociada a la estrecha apertura comercial del país en la década de los 90. Al pasar los años, la respuesta del PBI se vuelve más pronunciada debido a que el Perú se ve envuelto en una mayor integración comercial y financiera. Para los modelos Benchmark  $B_t$  constante y VAR la respuesta ante un choque externo ha sido moderada y constante, mientras que el modelo Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes subestima la respuesta en épocas de baja integración comercial.

Por otro lado, la respuesta de la inflación ante el choque externo denota un efecto negativo. Se aprecia que para los modelos Benchmark, Primiceri y Benchmark  $A_t$  constante el efecto se ha intensificado a través del tiempo. Para los modelos Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes, Benchmark  $B_t$  constante y VAR el impacto negativo es constante para todo el periodo de la muestra. Por otro lado, la respuesta de la tasa de interés es positiva para todos los modelos, con excepción del Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constante. Esta respuesta se intensifica para los periodos post-EMEI. Luego, para el Benchmark  $A_t$  constante muestra una respuesta progresiva ante el choque foráneo positivo.

El Gráfico 5 presenta la mediana de las IRFs del crecimiento del índice del precio de las exportaciones, el crecimiento del PBI, la inflación y la tasa de interés ante un choque externo positivo. Los resultados sugieren que el choque externo genera un impacto expansivo sobre el crecimiento del PBI para todos los modelos. La explicación del efecto se da a través de la elevación de la demanda agregada por los bienes no primarios, lo cual termina incrementando la producción. Con respecto a los modelos, el incremento en 1% del crecimiento del índice de los precios de exportaciones eleva el crecimiento del PBI en 0.18%. El modelo Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes tiende a sobrestimar el efecto con un mediana de 0.20%, mientras que

los modelos Benchmark  $B_t$  constante y VAR subestiman el efecto sobre el crecimiento del PBI con una mediana de 0.10%.

Para el caso de la inflación, el choque externo genera un impacto negativo que se va diluyendo en el octavo periodo. Este efecto puede ser explicado por medio de un efecto traspaso. El alza de los precios de exportaciones conlleva una mayor entrada de dólares a la economía de manera que la moneda nacional se aprecia. Lo último provoca la caída del tipo de cambio que conduce la caída de los precios generalizados en el corto plazo a causa del efecto traspaso del tipo de cambio; ver Dancourt (2008). De acuerdo al modelo Benchmark  $A_t$  constante, el impacto sobre la inflación es alrededor de -0.20%. Los modelos que tienden a subestimar el impacto son Primiceri, Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes y VAR.

Con respecto a la tasa de interés, el choque externo eleva la tasa de interés, con excepción del Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes. De acuerdo al modelo Benchmark  $A_t$  constante, el impacto sobre la tasa de interés es alrededor de 0.11%. Los modelos que tienden a subestimar el impacto son Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes cuyos resultados sugieren un efecto negativo en la tasa de interés, mientras que el modelo que sobrestima el efecto es el Benchmark  $B_t$  constante.

#### 4.6. La Descomposición de Varianza del Error de Predicción

La descomposición de varianza del error de predicción (FEVD) permite analizar cuál es la atribución de los distintos choques del sistema sobre la descomposición de varianza del error de cada ecuación. El Gráfico 6 contiene los resultados de la FEVD del crecimiento del PBI para distintos horizontes de predicción y para los seis modelos mencionados. El área roja representa la contribución de los choques externos; el área verde, los choques de demanda (AD); el área color magenta, los choques de oferta (AS), y el área azul, los choques monetarios (MP). Notamos que en el corto plazo (horizonte=2) los choques externos explican entre el 20% y 38% de la incertidumbre del crecimiento del PBI durante los años previos al cambio de política monetaria (1996Q2 y 2002Q1) para todos los modelos, a excepción del Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes que sobreestima con 80%. Asimismo, a mayor horizonte de tiempo, los choques externos adquieren mayor relevancia sobre la

incertidumbre del PBI real. Sin embargo, el comportamiento es similar a los otros horizontes de tiempo: antes del 2002, su participación en las FEVD es pequeña en comparación a la de los años siguientes. Para el mediano plazo (horizonte=11), durante los periodos previos al MEI, los choques externos explican menos del 50%, mientras que para periodos posteriores al planteamiento del MEI la participación aumenta en 75% para los modelos que adoptan volatilidad estocástica. Por otro lado, en el largo plazo (horizonte= 20), la contribución de los choques externos aumenta en promedio al 80% post-MEI. Asimismo, el modelo de Primiceri (2005) tiende a sobreestimar la participación de los choques al mostrar una contribución por encima del 90%.

En cambio, la participación de los choques AD tienen un rol importante para explicar las fluctuaciones durante los primeros años de la muestra. En un escenario de corto plazo, se le atribuye aproximadamente el 60% de la incertidumbre del producto, en periodos previos al 2002. Luego, disminuyen cerca al 20% en modelos que adoptan volatilidad constante. En el mediano y largo plazo, se aprecia un comportamiento similar. Sin embargo, los choques MP explican en un 10% las fluctuaciones del PBI en periodos previos a las MEI. Los choques AS no tienen relevancia en explicar el comportamiento del crecimiento del PBI en los distintos escenarios temporales.

El Gráfico 7 muestra los resultados para la inflación. En el corto plazo, los choques externos explican entre el 30% y el 75% durante los años previos al MEI y, luego, desde el 2004, pasan a explicar más del 80% de la evolución para los modelos que permiten la evolución de los coeficientes en el tiempo. Los modelos Benchmark  $B_t$  constante y VAR subestiman la participación de los choques externos en menos del 45%, manteniéndose constante para todo el periodo de la muestra. Resultados similares se obtienen para el mediano y largo plazo. Para los modelos Benchmark y Primiceri, los choques externos terminan explicando casi el 100% para los periodos comprendidos desde 2014Q2 hasta finalizar la muestra, cuando previo al periodo 2002Q1 explicaban en promedio 70%, mientras que para el modelo Benchmark  $A_t$  constante los choques externos terminan explicando cerca al 80% al finalizar la muestra.

La participación de los choques AS, en cambio son los segundos choques más importantes al explicar las fluctuaciones de la inflación para los modelos que permiten volatilidad estocástica. En el corto plazo, estos aportan aproximadamente el 30% hasta el 2002, luego de esa fecha su importancia se reduce. Para los modelos Benchmark y Primiceri la reducción es de 10%, mientras que para los modelos Benchmark  $A_t$  constante los choques AS terminan explicando menos del 30%. El modelo Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes sobrestima la importancia cerca al 40% para toda la muestra. Los modelos restantes, no atribuyen importancia a los choques AS sobre la inflación. Con respecto al mediano y largo plazo, se obtiene que los choques AS explican menos del 20% al inicio de la muestra, para luego reducir su participación en menos del 10% para los modelos Benchmark y Primiceri. Caso contrario con los modelos Benchmark  $B_t$  constante y VAR, que atribuyen una explicación del 5% a los choques de los precios domésticos.

Los choques AD por su lado son sobreestimados en los 2 modelos con menor apoyo en los datos (Benchmark  $B_t$  constante y VAR) pues explican las variaciones de los precios en 60% para el escenario de corto y mediano plazo. Para el largo plazo, el aporte se reduce a casi el 30% para el VAR, mientras que para el Benchmark  $B_t$  constante, a partir del 2010, se reduce a 15%. Para los demás modelos, en el corto plazo, la participación del choque AD se da entre 1996 y 2002, para luego de la fecha diluirse. Para el caso de mediano y largo plazo, la explicación persiste en el tiempo, pero tiende a disminuir luego del 2010. Con respecto a los choques MP, los resultados le atribuyen una participación baja, pero son notorios en los periodos previos a las MEI. Es decir, los choques MP explican alrededor de 7% periodos previos al 2002.

El Gráfico 8 contiene los resultados para la tasa de interés. Los resultados son similares en los distintos escenarios temporales. Los choques externos explican menos del 30% durante los años previos a las MEI, para luego, desde el 2004, explicar más del 80%. Por otro lado, los modelos que no adoptan cambios en los coeficientes del VAR subestiman el aporte del choque externo en menos de 40% para todo el periodo de la muestra, con excepción en el Benchmark  $B_t$  constante cuya atribución a los choques externos mejora en el largo plazo. Asimismo, la

contribución de los choques MP se incrementa en aproximadamente 75%, luego de la adopción de MEI, para los modelos Benchmark, Primiceri y Benchmark  $A_t$  constante. A partir del 2004, la contribución de los choques MP cae a menos del 10%. Con respecto a los choques AD, no parecen ser relevantes independientemente del horizonte temporal, con excepción de los modelos VAR y Benchmark  $B_t$  constante que tienden a sobreestimar los choques AD. Finalmente, los choques AS no son relevantes para explicar la evolución de la tasa de interés

#### 4.7. Descomposición Histórica (HD)

El cálculo de la descomposición histórica (HD) nos permitirá analizar la contribución en el tiempo de cada choque en los valores reales de las variables mencionadas complementando los resultados obtenidos en las FEVD. El Gráfico 9 contiene las descomposiciones históricas del crecimiento del PBI, para cada modelo estimado, de las cuales se aprecia que los choques externos cobran relevancia a partir de 2003Q1 sobre el crecimiento del PBI. Esta conducta se repite para todos los modelos, con excepción del Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes debido a que los choques externos son relevantes desde el inicio al final de la muestra. Las contribuciones favorables del choque externo sobre el crecimiento del producto están relacionadas al boom de las materias primas durante los años 2002-2007. Por otro lado, durante la crisis sub-prime, la contribución del choque externo disminuye debido a la caída de los precios de exportación. Con respecto a los choques AD, su contribución sobre el crecimiento del PBI real ha sido moderado durante toda la muestra, cobrando más relevancia para los periodos posteriores al 2017. Asimismo, la contribución de los choques MP van de acuerdo a los resultados de la FEVD debido a que tienen una alta participación hasta alrededor de 2003, para luego perder su contribución frente a otros choques. Finalmente, los choques AS no son relevantes para el crecimiento del PBI a comparación de los demás choques.

El Gráfico 10 contiene los resultados para la inflación. Los resultados van de acuerdo a los obtenidos en la FEVD, en el cual los choques externos son importantes desde el 2003 hasta el final de la muestra para aquellos modelos que

adoptan coeficientes cambiantes en el tiempo. Los choques AS también presentan una contribución importante sobre la variable en los periodos previos al 2002, y luego muestra una menor relevancia frente a los choques externos, con excepción de los modelos Benchmark  $B_t$  constante y VAR que sobreestiman la contribución de los choques AS. Asimismo, los choques MP tienen participación a inicios de la década de los 2000 para luego atenuarse con el pasar del tiempo. Por el lado de los choques AD, estos aparecen esporádicamente durante el periodo de la crisis rusa, la crisis sub-prime y a finales de la muestra.

El Gráfico 12 contiene los resultados para la tasa de interés. Los resultados sugieren que los choques MP son relevantes hasta la adopción de las MEI en el 2002 para todos los seis modelos. Esta conducta forma parte del periodo de alta volatilidad en la tasa de interés, para años posteriores perder importancia. Además, los modelos Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes y VAR sugieren que los choques AS son relevantes antes del cambio de política monetaria. En adelante, los choques que contribuyen más a la tasa de interés son los choques MP y externos cuyas participaciones son moderadas y bajas.

Tabla 1. Modelos

	Priors o supuestos de modelado relacionados con		
	$B_t$	$\Sigma_t$	$A_t$
Benchmark	$\beta_{11} = \beta_{21} = 1$	$\beta_{12} = \beta_{22} = 1$	$\beta_{13} = \beta_{23} = 1$
Primiceri (2005)	$K_{1t} = 1 \forall t$	$K_{2t} = 1 \forall t$	$K_{3t} = 1 \forall t$
Benchmark $A_t$ constante	$\beta_{11} = \beta_{21} = 1$	$\beta_{12} = \beta_{22} = 1$	$K_{\{3t\}} = 0 \forall t$
Benchmark $A_t$ y $\Sigma_t$ constante	$\beta_{11} = \beta_{21} = 1$	$K_{2t} = 0 \forall t$	$K_{3t} = 0 \forall t$
Benchmark con $B_t$ constante	$K_{1t} = 0 \forall t$	$\beta_{12} = \beta_{22} = 1$	$\beta_{13} = \beta_{23} = 1$
VAR	$K_{1t} = 0 \forall t$	$K_{2t} = 0 \forall t$	$K_{3t} = 0 \forall t$

Fuente: Elaboración propia.

Nota:  $B_t$ ,  $\Sigma_t$  y  $A_t$  son los bloques de parámetros de coeficientes VAR, volatilidades y efectos contemporáneos, respectivamente.  $\beta_{1j}$  y  $\beta_{2j}$  son hiperparámetros previos relacionados con la probabilidad previa de que ocurra una ruptura en cualquier periodo.  $K_t$  es un vector que controla las rupturas estructurales en el modelo. Si  $K_{jt} = 1$ , se produce la ruptura; y si  $K_{jt} = 0$ , la ruptura no ocurre.

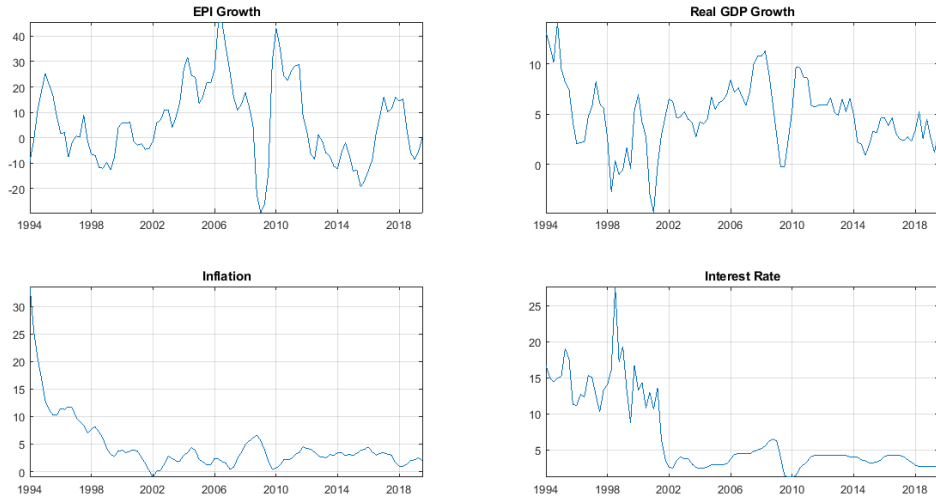
Tabla 2. Resultados utilizando Benchmark Prior para la mezcla en las innovaciones TVP-VAR-SV y sus versiones restringidas

Modelos	$E(p_1 data)$	$E(p_2 data)$	$E(p_3 data)$	$E(logL)$	Rank
Benchmark	0.99 (0.01)	0.98 (0.02)	0.10 (0.07)	-39.13	2
Primiceri (2005)	1.00 (0.01)	1.00 (0.01)	1.00 (0.01)	-43.53	4
Benchmark $A_t$ constante	0.99 (0.01)	0.98 (0.02)	0.00 (0.01)	-37.10	1
Benchmark $A_t$ y $\Sigma_t$ constante	0.98 (0.02)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-41.66	3
Benchmark con $B_t$ constante	0.00 (0.01)	0.96 (0.03)	0.67 (0.23)	-49.18	5
VAR	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-67.97	6

Fuente: Elaboración propia.

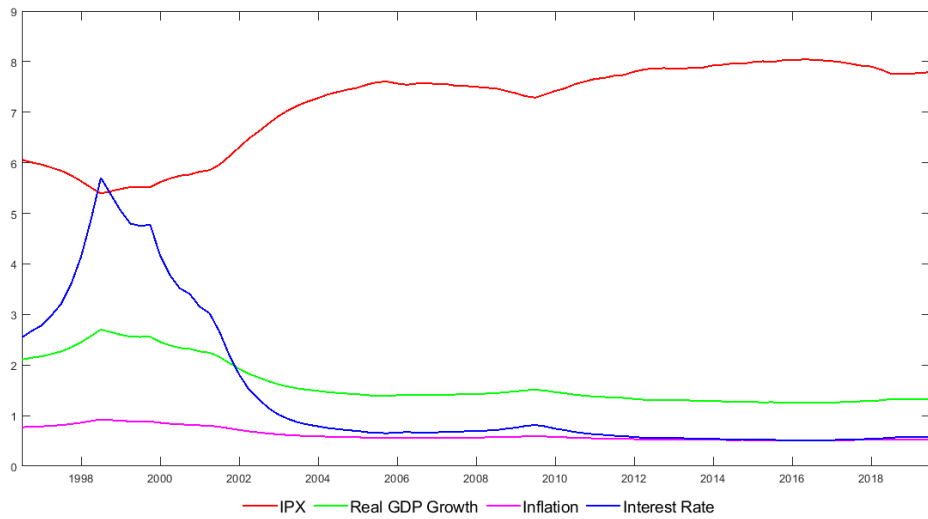
Nota:  $B_t$ ,  $\Sigma_t$  y  $A_t$  son los bloques de parámetros de coeficientes VAR, volatilidades y efectos contemporáneos, respectivamente.  $E(p_1|data)$ ,  $E(p_2|data)$  y  $E(p_3|data)$  son los medios posteriores de transición que se rompen en el tiempo t y están relacionados con  $B_t$ ,  $\Sigma_t$  y  $A_t$ , respectivamente. Las desviaciones estándar se encuentran en paréntesis.  $E(logL)$  es el valor esperado de la función log-verosimilitud. Las simulaciones se basan en 70.000 iteraciones de Gibbs Sampler, descartando las primeras 20.000 por convergencia.

Gráfico 1. Serie temporal (1994Q1-2019Q3)



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú.

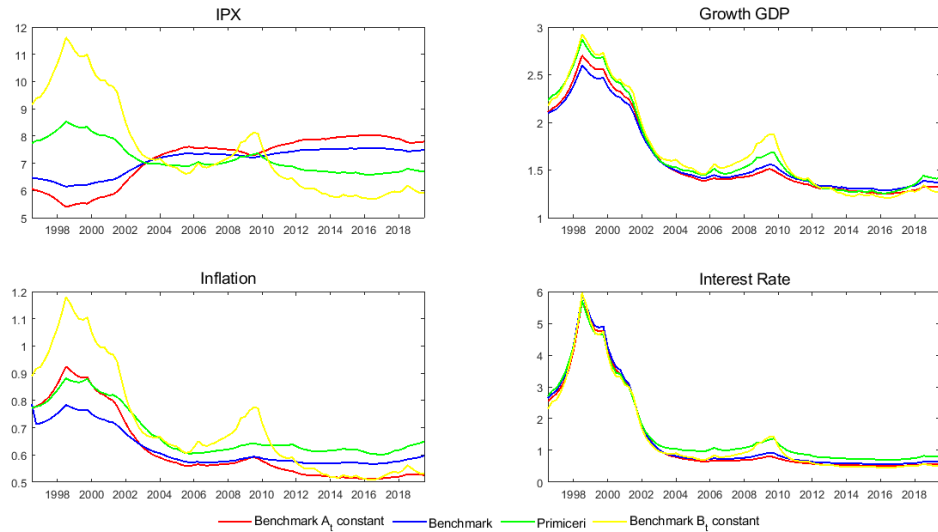
Gráfico 2. Desviación estándar mediana de las innovaciones en cada ecuación para el Benchmark  $A_t$  constante



Fuente: Elaboración propia.

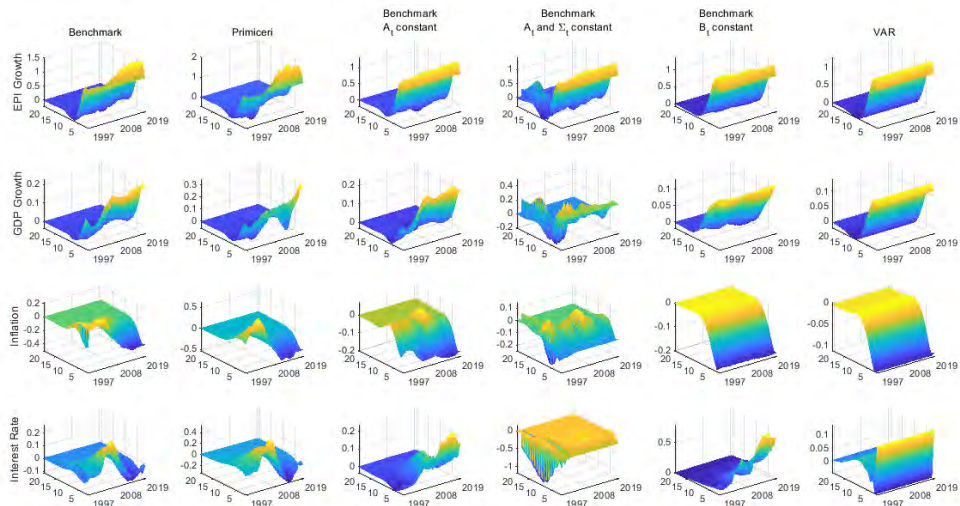


Gráfico 3. Desviación estándar mediana de las innovaciones en cada ecuación para varios modelos



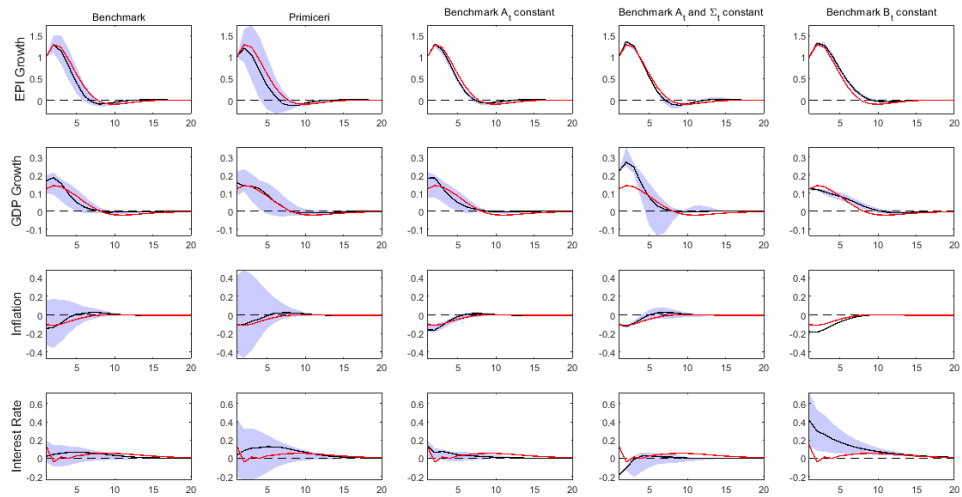
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4. Medianas de IRF del crecimiento del precio de las exportaciones, el crecimiento del PIB, la inflación y la tasa de interés ante un shock externo



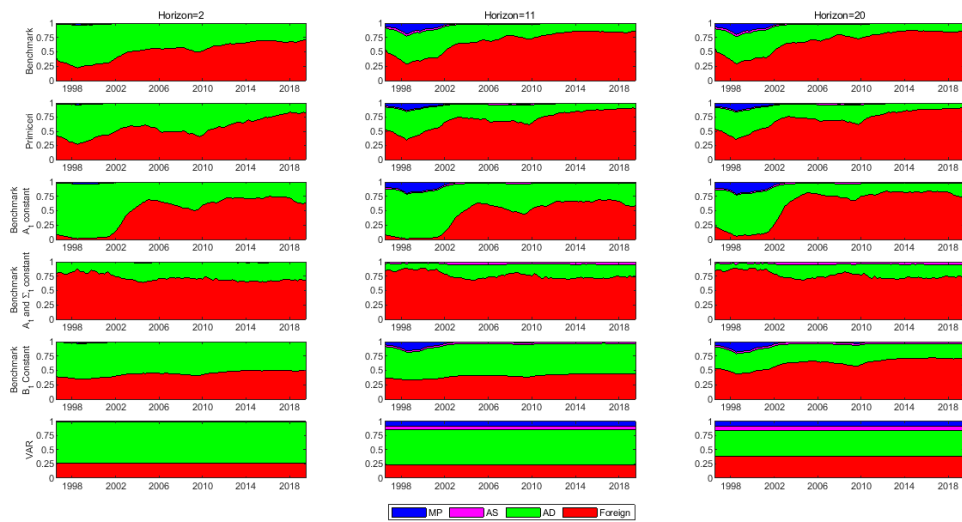
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 5. Medianas de IRF del crecimiento del PIB y la tasa de inflación a diferentes períodos de un choque externo.



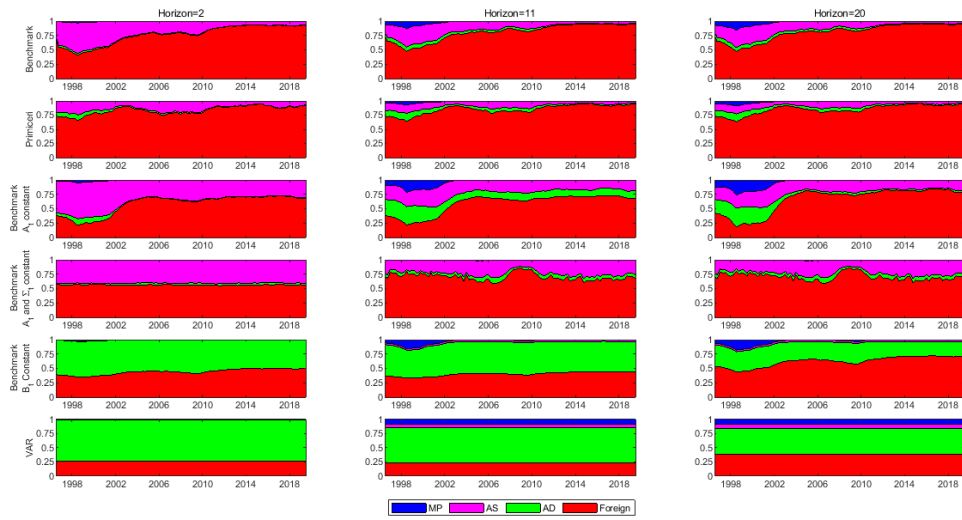
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 6. Evolución temporal del FEVD medio del crecimiento del PIB para varios modelos en diferentes horizontes



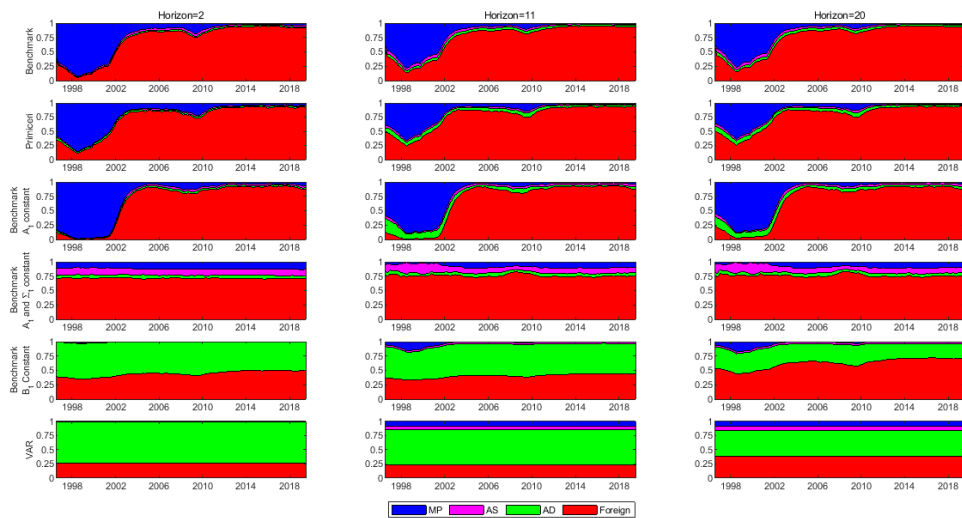
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 7. Evolución temporal del FEVD medio de la inflación para varios modelos en diferentes horizontes



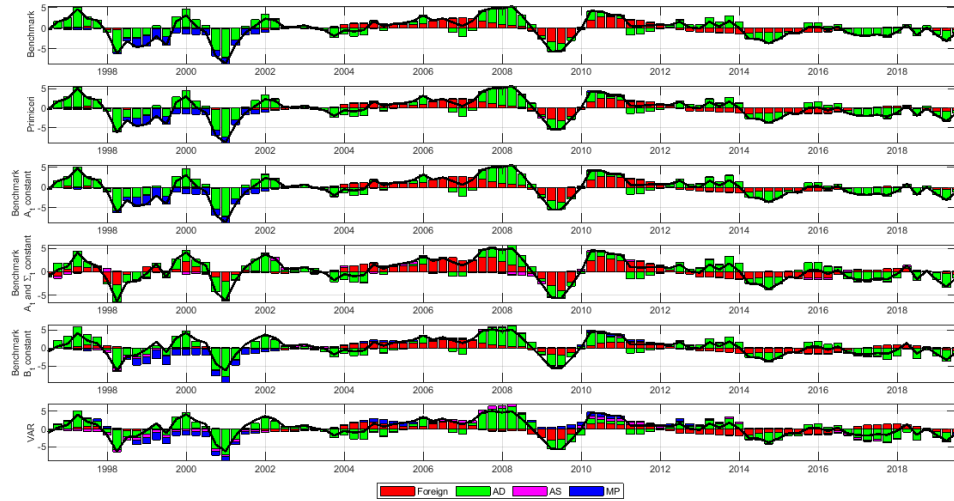
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 8. Evolución temporal del FEVD medio de inflación para varios modelos en diferentes horizontes



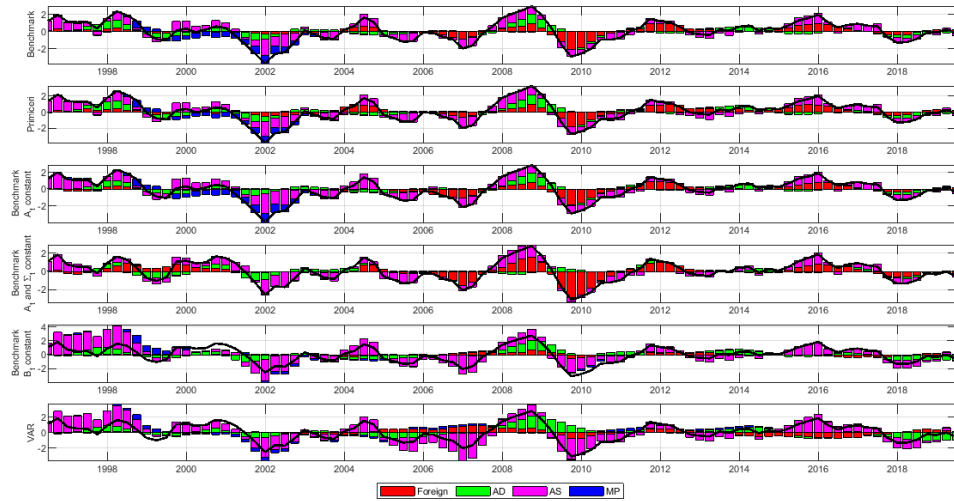
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 9. HD de crecimiento del PIB para varios modelos



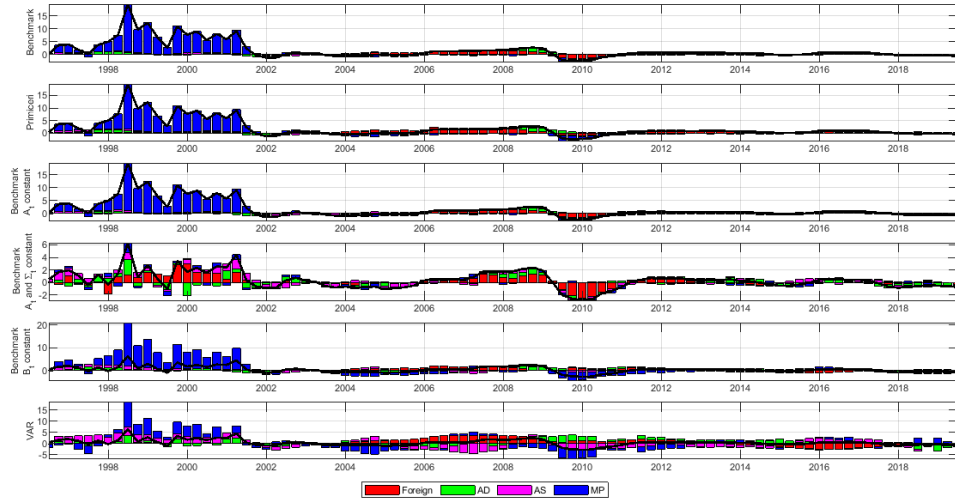
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 10. HD de la inflación para varios modelos



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 11. HD de la tasa de interés para varios modelos



Elaboración propia.



## 5. EJERCICIO DE ROBUSTEZ

Se realiza el ejercicio de robustez de reestimar los modelos utilizando otras variables externas, tales como el crecimiento de los términos de intercambio, el crecimiento del PBI de China, el crecimiento del PBI de Estados Unidos, el crecimiento del S&P, Shadow Rate y el crecimiento del precio del cobre. Las variables externas fueron iterando, a la par que se analizaban sus efectos sobre la economía doméstica mediante los IRFs, FEVD y HD. Así también, se evaluó el desempeño que mostraban los modelos ante el cambio de cada variable. Los resultados empíricos obtenidos en esta sección no se encuentran en el documento. Sin embargo, están a disposición del lector con previa consulta.

Sobre la evidencia de quiebres en los tres bloques de parámetros, se obtuvo que para el modelo Benchmark, en todas las variables, las probabilidades de transición  $E(p_1|Data)$  y  $E(p_2|Data)$ , relacionados a  $B_t$  y  $\Sigma_t$ , están por encima del 97%. Ello indica que hay una alta probabilidad de que los coeficientes del VAR y las volatilidades cambien en cualquier periodo del tiempo. Por otro lado, el mismo modelo muestra que las probabilidades de transición relacionadas al  $E(p_3|Data)$  para las variables de los términos de intercambio, el crecimiento del PBI de Estados Unidos, el crecimiento del S&P y el Shadow Rate es menor a 40%. Esto indica que existe una pequeña probabilidad de que la matriz de efectos contemporáneos cambie en el tiempo. Cabe indicar que estos resultados difieren para las variables del crecimiento de PBI de China y el crecimiento del precio del cobre, ya que  $E(p_3|Data)$  aparece por encima del 50%.

En cuanto al desempeño de los modelos, las estimaciones realizadas con los términos de intercambio, el crecimiento del PBI de China y el crecimiento del precio del cobre muestran que el modelo Benchmark es el que recibe un mayor apoyo por parte de los datos, ya que tiene un mayor valor esperado de la verosimilitud que los demás modelos. Entre las versiones restrictas, a excepción del resultado para el crecimiento PBI de China, el modelo de Primiceri (2005) y Benchmark  $A_t$  constante son los que tienen un mejor desempeño. Asimismo, para las variables del crecimiento de los términos de intercambio, el crecimiento del PBI de Estados

Unidos, el crecimiento del S&P, el Shadow Rate y el crecimiento del precio de cobre, los modelos Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constantes y el Benchmark  $B_t$  constante son los que reciben poco apoyo por parte de los datos. Finalmente, el modelo VAR es el que tiene el peor desempeño para todas las variables, a excepción del crecimiento del PBI de China. Para esta última, el modelo con peor rendimiento es el Benchmark  $B_t$  constante. Con todo esto, se encuentra evidencia que la evolución de los parámetros es un factor importante a ser considerado.

Respecto a los efectos de los choques externos sobre la economía doméstica, se observó que un choque favorable en la tasa de crecimiento de los términos de intercambio tiene efectos positivos sobre la actividad económica local. Una vez ocurrido el choque, el PBI peruano se expandiría en 0.1% en el primer trimestre. Asimismo, ante el mismo choque se encuentra que la inflación caería en 0.2% y la tasa de interés subiría en 0.4%. En cuanto a la descomposición de la varianza del error de predicción del PBI doméstico, se encuentra que en la década de los 90 (pre-EMEI) el 25% de la variabilidad del PBI estaba explicado por los choques externos; mientras que posterior al año 2002 (post-EMEI) la contribución aumenta hasta alcanzar un 75% en el 2018. Algo similar muestran los resultados de la descomposición histórica: los choques externos tienen un nivel de participación muy bajo durante el periodo previo al 2006; y, a partir del 2006 en adelante, su contribución se vuelve más importante.

El siguiente ejercicio consistió en reemplazar el crecimiento de los términos de intercambio por el crecimiento del PBI de China. Los resultados mostraron que un choque positivo en la tasa de crecimiento del PBI de nuestro principal socio comercial tiene efectos positivos y significativos sobre el PBI local. Una vez consumado el choque, el PBI peruano se incrementaría en 1%. De igual forma, se encuentra que, ante el mismo choque, tanto la inflación como la tasa de interés reaccionan en sentido opuesto al PBI. Por el lado de la FEVD, se encuentra que entre el 2002 y el 2010, los factores externos representaron aproximadamente el 75% de la variabilidad del PBI. Así también, la HD muestra una contribución del choque externo significativa entre los años 2005 y 2012.

Los resultados obtenidos con el crecimiento del PBI de Estados Unidos, muestran que un choque favorable en tasa del crecimiento del PBI de nuestro segundo mayor socio comercial tiene efectos positivos y significativos sobre el PBI peruano. En particular, ante el choque externo positivo, el PBI doméstico se expandiría en 1%. Lo contrario ocurriría con la inflación y la tasa de interés, que muestran un impacto negativo ante las condiciones internacionales (representado por la tasa de crecimiento del PBI estadounidense). Por otro lado, la FEVD muestra que la mayor contribución del choque externo a la variabilidad del producto se encuentra entre los años 2002 y 2011; mientras que la HD muestra que la mayor participación se da entre el 2004 y 2012.

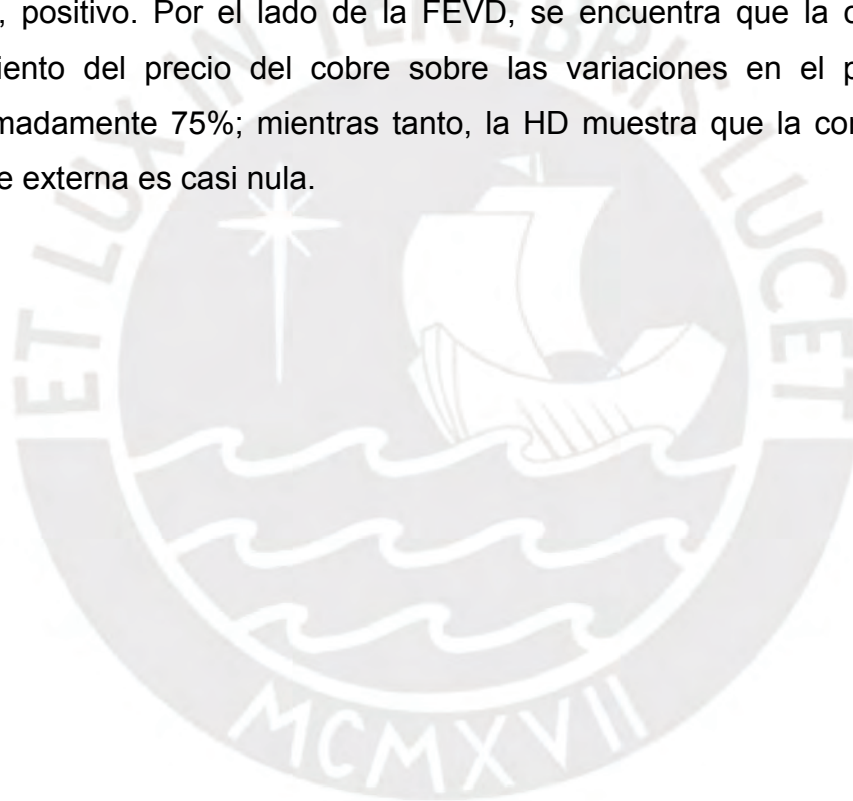
El ejercicio de reemplazar el crecimiento del PBI de estados unidos por el índice de precio de commodities (S&P GSCI) muestra resultados distintos en cuanto magnitud y características. Un punto observado es que ante un choque positivo en los precios de las materias primas el crecimiento del PBI peruano reacciona con mayor rapidez (casi inmediatamente). Sin embargo, la persistencia no es significativa y después de un breve periodo de tiempo el crecimiento domestico retorna a su nivel inicial. En otras palabras, se trata de un choque de carácter transitorio. En cuanto a magnitud, se encuentra que ante un choque externo favorable (representado por el crecimiento del S&P GSCI), el PBI domestico se expandiría en 0.15% en el muy corto plazo. Respecto a la FEVD, esta muestra que más del 50% es explicado por los choques externos en todo el horizonte de tiempo. Lo contrario ocurre con la descomposición histórica, que señala una contribución menor de las condiciones internacionales.

Por otra parte, al reemplazar la variable del crecimiento del PBI estadounidense por el Shadow Rate, se obtuvieron resultados muy particulares. En primer lugar, se encontró que el impacto del choque externo es positivo, pero el impulso-respuesta variante en el tiempo del modelo Benchmark señala que el efecto del Shadow Rate sobre nuestra economía ha sido constante. Asimismo, ante el mismo choque se encuentra que existe un impacto fuerte y significativo sobre la inflación y la tasa de interés. Por otro lado, la FEVD muestra que la contribución del Shadow Rate sobre la variabilidad del producto es de aproximadamente 5% en el horizonte 11, mientras



que en el horizonte 20 es de 25%. A su vez, la HD muestra una contribución baja del Shadow Rate sobre el crecimiento del PBI doméstico en todos los años.

Finalmente, el choque externo favorable (representado por el crecimiento del precio del cobre) muestra un impacto positivo sobre el producto doméstico. En particular, se observa que, en el muy corto plazo, la tasa de crecimiento del PBI aumenta en 0.05% ante el choque externo; sin embargo, esta disminuye casi inmediatamente hasta volver a su condición inicial. Por otro lado, los resultados también señalan que el efecto sobre la inflación es negativo y sobre la tasa de interés, positivo. Por el lado de la FEVD, se encuentra que la contribución del crecimiento del precio del cobre sobre las variaciones en el producto es de aproximadamente 75%; mientras tanto, la HD muestra que la contribución de la variable externa es casi nula.



## 6. CONCLUSIONES

Este documento tiene por objetivo estimar un modelo TVP-VAR-SV con mixtura en las innovaciones, propuesto por Koop et al. (2009) para analizar el mecanismo de transmisión de los choques externos sobre las fluctuaciones del producto y la inflación de la economía peruana durante el periodo de tiempo 1996-2019. La evidencia empírica señala que el modelo con mejor desempeño es aquel que incluye volatilidad estocástica cuyos coeficientes varían en el tiempo (Benchmark  $A_t$  constante). Asimismo, que los modelos que incorporan volatilidad estocástica son aquellos que se ajustan mejor a los datos.

Sobre la volatilidad de los choques exógenos, nuestros resultados sugieren dos picos de volatilidad en los años 1998 y 2008. El primer pico se encuentra relacionado con la crisis rusa, que fue exacerbada por la crisis financiera asiática en 1997. El segundo, se debe a la crisis financiera mundial, que se debió al estallido de la burbuja inmobiliaria en Estados Unidos. Adicionalmente, después del establecimiento de metas explícitas de inflación (ocurrido en el 2002), la volatilidad de los choques externos deja de ser una fuente importante de la volatilidad macroeconómica del Perú. De manera particular, entre los años 1996-2001, la volatilidad de los choques externos es más alta que a partir del año 2002.

En cuanto a los resultados de las IRF, estas muestran que el impacto del choque externo sobre el crecimiento del PBI real es positivo para todos los modelos. Esto porque una mejora del nivel de exportaciones tiene el efecto de mejorar el nivel de actividad económica, lo que ocasiona un incremento del nivel de producción. De manera específica, para los modelos con mejor desempeño (Benchmark y Benchmark  $A_t$  constante), el impacto es de 0.2% para el PBI. Así también, se muestra que la inflación cae debido a que hay una mayor entrada de dólares a la economía de manera que la moneda nacional se aprecia. Esto último conduce a una caída del tipo de cambio, que lleva a una caída de los precios generalizados en el corto plazo. Finalmente, se ve un impacto positivo sobre la tasa de interés.

Respecto a la contribución del choque externo a la varianza del error de predicción (FEVD), se encuentra evidencia que los choques externos, provenientes

del IPX, explican un alto porcentaje de la variabilidad del producto, de la inflación y de la tasa de interés. Asimismo, se puede notar, que la contribución se incrementa hasta más del 75%, después del régimen post-EMEI. Por otro lado, los modelos con más bajo desempeño (VAR y Benchmark  $B_t$  constante) subestiman el rol del choque externo. En la misma línea, la descomposición histórica (HD) muestra que una contribución alta de los choques externos, especialmente, a partir del año 2002 en adelante. Resultados similares son halladas para las variables externas presentadas en el apéndice.

Sobre los modelos TVP-VAR-SV, el modelo Benchmark y Benchmark  $A_t$  constante tienen resultados similares. Sin embargo, el modelo de Primiceri (2005) y Benchmark  $A_t$  y  $\Sigma_t$  constante presentan resultados distintos en comparación con los otros modelos. Por tal motivo, se encuentra que la importancia de que volatilidad del error cambie a través del tiempo no es tan alta.

Finalmente, debido a que la volatilidad de los choques externos es una fuente importante de las fluctuaciones económicas, las políticas económicas deben estar concentradas en mitigar sus efectos sobre la economía peruana. Así, el establecimiento de adecuadas políticas monetarias puede ayudar a preservar la estabilidad macroeconómica del país.

## BIBLIOGRAFÍA

- Aastveit, K. A., Bjørnland, H. C., & Thorsrud, L. A. (2011). The world is not enough! Small open economies and regional dependence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 118(1), 168–195.
- Ahmed, S. (1999). Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes. *Journal of Development Economics*, 72(1), 181–201.
- Ahmed, S., & Murthy, R. (1994). Money, output, and real business cycles in a small open economy. *Canadian Journal of Economics*, 27(4), 982–993.
- Allegret, J., & Tahar, M. (2018). External shocks and monetary policy in an oil exporting economy (Algeria). *Journal of Policy Modeling*, 37(4), 652–667.
- Bergholt, D. (2015). *Foreign shocks* (No. 15).
- Blankenau, W., Kose, M., & Yi, K. (2011). Can world real interest rates explain business cycles in a small open economy? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(6–7), 867–889.
- Boschi, M., & Girardi, A. (2011). The contribution of domestic, regional and international factors to Latin America's business cycle. *Economic Modelling*, 28(3), 1335–1246.
- Broda, C. (2004). Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. *Journal of International Economics*, 63(1), 31–58.
- Campos, L. (2015). *An analysis of terms of trade shocks in Argentina*.
- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229–251.
- Canova, F., & Pérez Forero, F. (2015). Estimating overidentified, nonrecursive, time-varying coefficients structural vector autoregressions. *Quantitative Economics*, 6(2), 359–384.
- Carlin, B., & Louis, T. (2000). *Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis* (2nd ed.). Chapman & Hall, Boca Raton.
- Carter, C., & Kohn, R. (1994). On Gibbs Sampling for State Space Models. *Biometrika*, 81(4), 541–553.
- Castillo, P., & Salas, J. (2010). *The terms of trade as drivers of economic fluctuations in developing economies: An empirical study*.

- Chang, K., Filer, L., & Ying, Y. (2002). A structural decomposition of business cycles in Taiwan. *China Economic Review*, 13(1), 53–64.
- Chen, H., & Tsang, A. (2020). Impact of US monetary policy rate shock and other external shocks on the Hong Kong economy: A factor-augmented vector autoregression approach. *Pacific Economic Review*, 25(1), 3–20.
- Cogley, T., & Sargent, T. (2001). Evolving post-World War II inflation dynamics. *NBER Macroeconomic Annual*, 16, 331–373.
- Cogley, T., & Sargent, T. (2005). Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII U.S. *Review of Economic Dynamics*, 8, 262–302.
- Dancourt, O. (2008). Choques externos y política monetaria. *Economía*, 32(64), 127–173.
- Dancourt, O., Mendoza, W., & Vilcapoma, L. (1997). Fluctuaciones económicas, shocks externos, Perú 1950-1996. *Economía*, 39–40(20), 63–101.
- Deaton, A., & Miller, R. (1995). *International commodity prices, macroeconomic performance, and politics in Sub-Saharan Africa*. Princeton.
- Flores, J. (2015). *Transmisión de Choques de Política Monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un Enfoque GVAR* (No. 15).
- Gerlach, R., Carter, C., & Kohn, R. (2000). Efficient Bayesian inference in dynamic mixture models. *Journal of the American Statistical Association*, 95, 819–828.
- Ghosh, S., & Kanjilal, K. (2014). Oil price shocks on Indian economy: evidence from Toda Yamamoto and Markov regime-switching VAR. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 7(1), 122–139.
- Giordani, P., & Kohn, R. (2008). Efficient Bayesian inference for multiple change-point and mixture innovation models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(1), 66–77.
- Gómez, V., & Marawall, A. (1996). *Programs TRAMO and SEATS, Instruction for User (Beta Version: september 1996)* (No. 9628).
- Hernández, G. (2013). Terms of trade and output fluctuations in Colombia. *CEPAL Review*, 110, 109–131.
- Hoffmaister, A., & Roldos, M. (1997). *Are business cycles different in Asia and Latin America?*
- Hoffmaister, A. W., Roldós, J. E., and Wickham, P. (1998). Macroeconomic fluctuations in sub-Saharan Africa. *Staff Papers*, 45(1), 132-160.

- Hoffmaister, A. W., and Roldós, J. E. (2001). The sources of macroeconomic fluctuations in developing countries: Brazil and Korea. *Journal of Macroeconomics*, 23(2), 213-239.
- IMF (2014a). Regional Economic Outlook. *Western Hemisphere*, World Economic and Financial Surveys, International Monetary Fund, Washington D.C.
- IMF (2014b). Peru: Staff Report for the 2013 Article IV Consultation. *International Monetary Fund*.
- IMF (2015). Spillover Report. *IMF Policy Papers*, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Justiniano, A., and Preston, B. (2010). Can structural small open-economy models account for the influence of foreign disturbances? *Journal of International Economics*, 81(1), 61-74.
- Kamber, G., Nodari, G., and Wong, B. (2016). *The impact of commodity price movements on the New Zealand economy* (No. 5).
- Kim, S., Shephard, N., and S. Chib (1998). Stochastic volatility: likelihood inference and comparison with ARCH models. *Review of Economic Studies*, 65, 361-393.
- Koop, G., Leon-Gonzalez, R., and R. W. Strachan (2009). On the evolution of the monetary policy transmission mechanism. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33, 997-1017.
- Kose, M. A., Otrok, C., and Whiteman, C. H. (2003). International business cycles: World, region, and country-specific factors. *American Economic Review*, 93(4), 1216-1239.
- Kose, M. A., and Riezman, R. (1999). Trade shocks and macroeconomic fluctuations in Africa. *International Trade Agreements and Political Economy*, 3, 369-394.
- Krznar, I., and Kunovac, D. (2010). *Impact of external shocks on domestic inflation and GDP* (No. 26).
- Lanteri, L. N. (2017). Shocks de precios externos y su impacto en el consumo y en la inversión: Alguna evidencia para Argentina. *Atlantic Review of Economics* 2, 1-22.
- Lubik, T. A., and Schorfheide, F. (2003). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics* 54(4), 1069-1087.
- Lubik, T., and Teo, W. L. (2005). *Do world shocks drive domestic business cycles? Some evidence from structural estimation*. (No. 522).

- Martínez, I. (2014). Análisis del Impacto Asimétrico de los Shocks Externos Sobre la Dinámica del Empleo en los Sectores Productivos: Una Aproximación al Caso Peruano. *CIES*, 1-75.
- Mellander, E., Vredin, A., and Warne, A. (1992). Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy. *Journal of Applied Econometrics* 7(4), 369-394.
- Mendoza, E. G. (1994). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review* 36(1), 101-137.
- Mendoza, W., and E. Collantes Goicochea (2017). *La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que los separa* (No. 440).
- Murach, M., and Wagner, H. (2016). *The effects of external shocks on the business cycle in China: A structural change perspective* (No. 1).
- Ojeda, J. and G. Rodríguez (2020). *Foreign Shocks and Economic Fluctuations in Peru: Empirical Application and Comparison using Bayesian TVP-VAR-SV Models*. Manuscript, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Osterholm, P., and Zettelmeyer, J. (2008). The effect of external conditions on growth in Latin America. *IMF Staff Papers* 55(4), 595-623.
- Othman, N., Zaidi, M. A. S., Karim, Z. A., and Yusop, Z. (2015). Impact of External and Domestic Shocks on Malaysia's Electronic and Electrical (EandE) Export Demand. *International Journal of Economics and Management* 9, 1-20.
- Parrado, E. (2001). Shocks externos y transmisión de la política monetaria en Chile. *Economía chilena* 3(4).
- Primiceri, G. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies* 72, 821-852.
- Rego, S., Zunino, G., and Lanzilotta, B. (2011). Efectos Macroeconómicos de los Shocks Externos en Uruguay. *Centro de Investigaciones Económicas*, 1-16.
- Rodríguez, C. A. (2011). La economía china en la coyuntura económica mundial y las implicancias para el Perú. *World 2011*, 7-22.
- Rodríguez Benavides, D., and Perrotini Hernández, I. (2018). Impacto de los choques del precio del petróleo en el tipo de cambio y la inflación de México. *Economía: Teoría y Práctica* 4, 103-123.
- Rodríguez, G., P. Villanueva Vega, and P. Castillo B. (2018). Driving economic fluctuations in Peru: The role of the terms of trade. *Empirical Economics* 53(3), 1089-1119.
- Rzigui, L. (2005). *External shocks and economic fluctuations: evidence from Tunisia* (No. 630).

Schmitt-Grohe, S., and Uribe, M. (2018). *How Important are Terms-Of-Trade Shocks?* *International Economic Review* 59(1), 85-111.

Segura, A., and García, J. (2004). Perú: Análisis del Impacto de la Apertura Comercial sobre la Pobreza y la Desigualdad. *ONUAA*, 1-35.

Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.

Stuart, R. (2016). UK Shocks and Irish Business Cycles, 1922-1979. *The Economic History Review* 72(2), 618-640.

Tiawara, H. N. O. (2015). The Effect of Commodity Prices on African Economic Growth. *Manuscript, St. Cloud State University*.

