



**UNIVERSIDAD  
DEL PACÍFICO**

**Escuela de  
Postgrado**

**“RE-ESTIMANDO EL IMPACTO DE CHOQUES EXTERNOS SOBRE  
FLUCTUACIONES MACROECONÓMICAS IMPULSADAS POR  
EXPECTATIVAS EN PERÚ”**

**Trabajo de Investigación presentado  
para optar al Grado Académico de  
Magíster en Economía**

**Presentado por  
Stevens Smith Pupuche Perez**

**Asesor: PhD. Marco Antonio Ortiz Sosa**

**[0000-0001-6706-4007](tel:0000-0001-6706-4007)**

**Lima, 2024**

## REPORTE DE EVALUACIÓN DEL SISTEMA ANTIPLAGIO

A través del presente, Marco Antonio Ortiz Sosa deja constancia que el trabajo de investigación titulado “RE-ESTIMANDO EL IMPACTO DE CHOQUES EXTERNOS SOBRE FLUCTUACIONES MACROECONÓMICAS IMPULSADAS POR EXPECTATIVAS EN PERÚ” presentado por don Stevens Smith Pupuche Perez de acuerdo con el D.N.I. 76027400 para optar al Grado de Magister en Economía fue sometido al análisis del sistema antiplagio Turnitin el 30 de enero del 2024 dando el siguiente resultado

Resumen de coincidencias

9 %

Rank	Source	Similarity
1	www.inecipe.gob.pe	1 %
2	www.inecipe.gob.pe	1 %
3	www.inecipe.gob.pe	1 %
4	www.inecipe.gob.pe	1 %
5	www.inecipe.gob.pe	<1 %
6	www.inecipe.gob.pe	<1 %
7	www.inecipe.gob.pe	<1 %
8	www.inecipe.gob.pe	<1 %
9	www.inecipe.gob.pe	<1 %
10	www.inecipe.gob.pe	<1 %
11	www.inecipe.gob.pe	<1 %
12	www.inecipe.gob.pe	<1 %

A Dios. A mis padres, Mario y Gaby,  
por su apoyo incondicional y por  
siempre confiar en mí.

A Beren, mi hijo de cuatro patas, por  
ser mi compañía en las largas noches  
de desvelo.

Agradezco también a mi asesor,  
Marco Ortiz, por sus invaluable  
consejos para elaboración de esta  
tesis.

## Resumen ejecutivo

Cuantifico el impacto de *shocks* externos (en particular, *shocks* de expectativas de precios) sobre variables domésticas de la economía peruana. Usando *data* mensual entre 2004 y 2019, se estiman modelos VAR frecuentistas y VAR bayesianos con bloque de exogeneidad. Estos últimos modelos bayesianos se identifican por medio de restricciones de ceros y signos en la parte estructural. Lo que diferencia esta investigación de estudios previos, es que incluimos y resaltamos la importancia de una variable *proxy* de expectativas puramente relacionadas con el precio del cobre. Los resultados obtenidos evidencian que –al estimar modelos VAR frecuentistas– incorporar nuestra variable *proxy* de expectativas mediante un *shock* asociado a una historia relacionada con expectativas, esta le sustrae efecto a los demás *shocks* externos. Ergo, mostramos –en primera instancia– que algún otro factor (posiblemente relacionado con cambios en las expectativas de precios) impacta a las variables internas de la economía peruana. Por el lado del enfoque bayesiano, se evidencian ganancias en el análisis del tipo de cambio, en donde se demuestra que esta tiende a ser una variable particularmente sensible a *shocks* de las expectativas del precio del cobre. Por otro lado, cerca del 64 %, 70 % y 72 % de la variabilidad de la inflación, del PBI de Perú y del tipo de cambio se deben *shocks* externos, respectivamente. Análogamente, cerca del 63 %, 68 % y 71 % de la dinámica histórica de la inflación, del tipo de cambio y del PBI de Perú se deben a *shocks* externos, respectivamente. Se reporta –además– que los precios externos, la oferta externa y la demanda externa fueron los factores externos que aportaron en mayor medida a la variabilidad y dinámica histórica del tipo de cambio, inflación y PBI de Perú, respectivamente. A su vez, el subperiodo de crisis financiera internacional es en donde se reportaron las mayores contribuciones de *shocks* externos en la muestra. Por último, los ejercicios de robustez sugieren que los resultados obtenidos son sólidos a distintas especificaciones y variaciones.

## Índice de contenidos

Resumen ejecutivo .....	iv
Índice de tablas.....	vi
Índice de ecuaciones.....	vi
Índice de anexos .....	vii
Capítulo I. Introducción.....	9
1. Motivación .....	12
2. Objetivos e Hipótesis.....	14
Capítulo III. Revisión de la literatura .....	15
Capítulo IV. Metodología .....	19
1. Datos.....	19
2. El modelo econométrico .....	21
2.1. Distribución <i>prior</i> de Minnesota .....	23
2.2. Esquema de identificación .....	27
Capítulo V. Análisis de resultados y análisis de robustez.....	31
1. Análisis de resultados .....	31
1.1. Funciones Impulso-Respuesta.....	31
1.2. Descomposición de la Varianza del Error de Predicción .....	36
1.3. Descomposición Histórica.....	38
2. Análisis de robustez .....	40
2.1. Reemplazo de variables.....	40
2.2. Cambio en el valor de las <i>priors</i> .....	42
2.3. Cambio en el orden de variables .....	43
2.4. Exclusión de variables.....	43
2.5. Cambio en la dimensión del modelo .....	44
2.6. Cambio en las restricciones de signos.....	46
Capítulo VI. Discusión.....	47
Capítulo VII. Conclusiones .....	50
Bibliografía .....	53
ANEXOS.....	60

## Índice de tablas

Tabla 6.	Hiperparámetros de la distribución <i>prior</i> de Minnesota .....	25
Tabla 7.	Matriz de identificación de las restricciones contemporáneas de ceros y signos .....	28

## Índice de ecuaciones

Ecuación 1.	Modelo BVAR en su forma reducida y compacta .....	22
Ecuación 2.	Modelo BVAR en su forma reducida y por bloques .....	23
Ecuación 3.	Vector $\beta_0$ para un $p = 2$ y $n = 2$ y un $m = 1$ .....	24
Ecuación 4.	Representación recursiva del vector $\beta_0$ .....	24
Ecuación 5.	Matriz $\Omega_0$ para un $p = 2$ y $n = 2$ y un $m = 1$ .....	24
Ecuación 6.	Representación recursiva de la matriz $\Omega_0$ .....	25

## Índice de anexos

### Tablas

Tabla 1A.	Descripción de la <i>data</i> .....	61
Tabla 2A.	Detallado de las variables utilizadas en los modelos base con el enfoque frecuentista..	62
Tabla 3A.	Detallado de las variables utilizadas en los modelos base y en los ejercicios de robustez con el enfoque bayesiano .....	62
Tabla 4A.	Pruebas de presencia de Raíz Unitaria en las variables de los modelos .....	63
Tabla 5A.	Elección del rezago óptimo de los modelos VAR frecuentistas .....	64
Tabla 8A.	Periodo de duración de los signos impuestos en el esquema de identificación del modelo SZR-BX-BVAR1 .....	64
Tabla 9A.	Identificación de los <i>outliers</i> encontrados en los residuos del modelo SZR-BX-BVAR1 para la inclusión de variables <i>dummies</i> .....	65
Tabla 10A.	Respuestas máximas de las variables del bloque interno ante <i>shocks</i> del bloque externo (en unidades) .....	65
Tabla 11A.	Efecto Traspaso (ET) de las variables del bloque externo a las variables del bloque interno (en unidades) .....	66
Tabla 12A.	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) – Enfoque frecuentista .....	67
Tabla 13A.	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) – Enfoque Bayesiano .....	68
Tabla 14A.	Contribuciones absolutas de los <i>shocks</i> de variables del bloque externo a las variables del bloque interno (en %) .....	69
Tabla 15A.	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 1 .....	70
Tabla 16A.	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 2 .....	70
Tabla 17A.	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 3 .....	71
Tabla 18A.	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 4 .....	71
Tabla 19A.	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 5 .....	72
Tabla 20A.	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 6 .....	72

### Figuras

Figura 1A.	Evolución anual del precio del cobre – LME (US\$ por libra) – (1980=1) entre 1980 y 2020 .....	73
Figura 2A.	Evolución mensual del precio del cobre – LME (cUS\$ por libra) – (1980=1) entre 2002 y 2022 .....	73
Figura 3A.	Contribución al crecimiento del PBI de Perú (en puntos porcentuales) .....	74
Figura 4A.	Series de tiempo de las variables de los modelos en el periodo 2004:M1 – 2019:M12 (en variaciones porcentuales anualizadas) .....	75

Figura 5A.	Raíces inversas del polinomio característico AR .....	76
Figura 6A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> del entorno financiero externo – Enfoque frecuentista .....	77
Figura 7A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> de demanda externa ( $pbi_t^{china}$ ) – Enfoque frecuentista .....	78
Figura 8A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> de expectativas del precio del cobre ( $\Delta_3 cobre_t^e$ ) – Enfoque frecuentista .....	79
Figura 9A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> del precio spot del cobre ( $spot_t$ ) – Enfoque frecuentista .....	80
Figura 10A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> de oferta externa ( $food_t$ ) – Enfoque frecuentista .....	81
Figura 11A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> del entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ ) – Enfoque bayesiano .....	82
Figura 12A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> de demanda externa ( $pbi_t^{china}$ ) – Enfoque bayesiano .....	83
Figura 13A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> de precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ ) – Enfoque bayesiano .....	84
Figura 14A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante un <i>shock</i> de oferta externa ( $food_t$ ) – Enfoque bayesiano .....	85
Figura 15A.	Descomposición Histórica de las variables del bloque interno (en punto porcentuales) – Enfoque frecuentista .....	86
Figura 16A.	Descomposición Histórica de las variables del bloque interno (en punto porcentuales) – Enfoque bayesiano .....	87
Figura 17A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante <i>shocks</i> de variables del bloque externo - Robustez 1 .....	88
Figura 18A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante <i>shocks</i> de variables del bloque externo - Robustez 2 .....	89
Figura 19A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante <i>shocks</i> de variables del bloque externo - Robustez 3 .....	90
Figura 20A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante <i>shocks</i> de variables del bloque externo - Robustez 4 .....	91
Figura 21A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante <i>shocks</i> de variables del bloque externo - Robustez 5 .....	92
Figura 22A.	Respuestas de las variables del bloque interno ante <i>shocks</i> de variables del bloque externo - Robustez 6 .....	93
Figura 23A.	Descomposición Histórica del tipo de cambio (en punto porcentuales) – Robusteces..	94
Figura 24A.	Descomposición Histórica del tipo de cambio (en punto porcentuales) – Robusteces – (continuación) .....	95

## Capítulo I. Introducción

¿Es posible que un cambio en las expectativas de los agentes económicos induzca a fluctuaciones en el ciclo económico de un país en vías de desarrollo? A los economistas nos interesan las expectativas, ya que estas determinan ciertas relaciones económicas. Así –cuando los agentes esperan algo– tienden a actuar en consecuencia, y este cambio en las expectativas tiene un impacto económico. Un ejemplo histórico para resaltar la importancia de las expectativas en el modelamiento económico es el famoso “*Window Tax*”<sup>1</sup> introducido en Inglaterra y Gales en 1696.

Por otro lado, es de amplio conocimiento que las economías emergentes han sido particularmente afectadas por persistentes fluctuaciones en las condiciones externas. Izquierdo *et al.* (2007) sostienen que estos *shocks* externos son un *driver* fuerte de las fluctuaciones macroeconómicas en estas economías. Gran parte del desempeño extraordinario de estos países –en términos económicos– en el periodo 2003-2011 tiene como principal fuente al *boom* de los *commodities*, de lo cual estos países son fuertemente dependientes. Países que son dependientes de los *commodities*<sup>2</sup> como Perú son más vulnerables a estos *shocks*, ya que existe una dependencia comercial (en especial con China<sup>3</sup>), vínculos financieros (relacionados a la política monetaria de Estados Unidos) y con el precio de los principales *commodities* de exportación<sup>4</sup>. La mayoría de los trabajos que aborda estos temas recurre a modelos más estructurales –como los modelos SVAR– con el fin de responder distintas preguntas de índole monetario o fiscal<sup>5</sup>. En las últimas tres décadas y –en particular– luego de la apertura comercial de países de Latinoamérica a partir del año 2000, estas economías han sido más susceptibles a *shocks* del canal real provenientes de las principales economías en el mundo, ya sea directa (actividad económica externa por el lado de demanda y oferta) o indirectamente (precio de *commodities*).

La formulación de creencias sobre eventos que pasarían en un futuro sobre los términos de intercambio es de suma importancia al momento de realizar el análisis macroeconómico de una economía emergente que es dependiente de los *commodities*. En esta última década, ha habido un resurgimiento del interés de los macroeconomistas aplicados en considerar la fascinante idea de que las expectativas –que no están relacionadas con los *fundamentals*– pueden ser un impulsor importante en las fluctuaciones de los

---

<sup>1</sup> En aquel entonces, las personas pagaban un impuesto de acuerdo al número de ventanas que tenían en sus casas. Pero las personas tienen expectativas en mente y reaccionan ante ello, lo que generó que cerraran sus ventanas para pagar menos impuestos. No obstante, eso ocasionó que haya epidemias como el cólera por la falta de ventilación. Por lo tanto, se generó una consecuencia económico-social ante este tipo de impuestos. En suma –antes de que esta medida se implementara– los agentes cambiaron su comportamiento de tal manera que ellos anticipan las cosas antes de que ocurran –por ejemplo– en temas de regulación como el caso del “*Windows Tax*”. Este ejemplo nos da indicios de que los agentes pueden esperar algo que no ocurre. Esto último va en la línea de lo planteado por Chahrour & Jurado (2022).

<sup>2</sup> Entiéndase como productos homogéneos con demanda y oferta internacional, y cuya variable clave es el precio.

<sup>3</sup> China ha desplazado a Estados Unidos como principal socio comercial de Perú en la última década.

<sup>4</sup> En particular, el precio de los metales se determina en el mercado internacional. Por lo tanto, una economía como la peruana no puede influir en la determinación de estos precios.

<sup>5</sup> No obstante, Kose (2002), Schmitt-Grohé & Uribe (2018) y Fernandez *et al.* (2020) analizan estos temas con modelos DSGE.

ciclos económicos<sup>6</sup>. Sin embargo –en los últimos años, y– a partir de la contribución de Beaudry & Portier (2006), se han desarrollado nuevas y sofisticadas técnicas de series de tiempo con el fin de evaluar esta hipótesis<sup>7</sup>.

Es así que los modelos de Ciclos Económicos Reales surgen como una respuesta de los Keynesianos de “2.ª Generación”. Estos argumentaban que buena parte de lo que decía Lucas (1976) era cierto (agentes con expectativas racionales, modelos microfundamentados, e importancia de las variables reales y precios relativos). Basados en estos fundamentos, se desarrolla una teoría y un conjunto de herramientas para tratar de entender los ciclos económicos basados en estos fundamentos básicos que tomaron del modelo de Lucas. Ergo, cuando se aplica una política económica o sucede un *shock* exógeno, y dado que los agentes son racionales, entonces los resultados no siempre van a ser lo mismo a lo que se esperaba. Es por ello que es necesario la incorporación de las expectativas si es que lo que realmente se quiere es evaluar los impactos de algún *shock* exógeno o de alguna política económica. En este punto resaltamos la importancia de estas representaciones, ya que –cuando los agentes económicos reciben una señal sobre algún cambio en los *fundamentals* económicos que tomará lugar muchos periodos más adelante– entonces estos ajustan su comportamiento en  $t$  mucho menos que en  $t + h$ . Así, es de suma importancia –incluir además– a los valores futuros para disgregar esa señal de cualquier *shock*.

La presente investigación tiene como objetivo –entre otras cosas– aportar a la literatura de modelos macroeconómicos dinámicos que tratan a los factores externos como *drivers* de las fluctuaciones económicas en países emergentes mediante la incorporación de expectativas. Primero, se evidencia que las variables del bloque externo –en agregado– cumplen un rol importante en las fluctuaciones de los principales agregados macroeconómicos de la economía peruana<sup>8</sup>, al contrario de algunos documentos de investigación que argumentan que estos factores externos no son tan relevantes<sup>9</sup>. Además de resaltar la importancia de incorporar variables de expectativas en este tipo de modelos<sup>10</sup>.

Bajo este concepto, se estima un conjunto de modelos VAR (entre modelos base y ejercicios de robustez) que consideran un bloque de exogeneidad y –simultáneamente– restricciones de ceros y

---

<sup>6</sup> A su vez, Stock & Watson (2018) sostienen que los macroeconomistas buscan identificar cuál es la respuesta de una economía ante cualquier tipo de perturbación. Para ello, recurren a enfoques como el de los modelos DSGE o los modelos SVAR (incluidos los modelos VECM). Es válido acotar que Beaudry *et al.* (2022) explora ambos enfoques y determina que tanto los modelos SVAR como los DSGE son útiles para recuperar las respuestas ante *shocks* exógenos particulares en una economía.

<sup>7</sup> Véase –por ejemplo– Chahrour & Jurado (2022) y Plagborg-Møller & Wolf (2022), entre otros. Particularmente –para el caso de EE.UU.– el enfoque de los modelos SVAR se centra en cuantificar el impacto de los *news shocks* de la PTF, pero no consideran los cambios en las expectativas que no tengan relación con los *fundamentals* futuros. Esto sí es considerado en Chahrour & Jurado (2022).

<sup>8</sup> Véase Kose (2002), Canova (2005), Han (2014), Chávez & Rodríguez (2023) y Rodríguez *et al.* (2023).

<sup>9</sup> Véase Ahmed (2003), Lubik & Teo (2005) y Maćkowiak (2007).

<sup>10</sup> En la línea de Beaudry & Portier (2007) y Chahrour & Jurado (2022).

signos en línea por lo propuesto por Arias *et al.* (2018)<sup>11</sup> con un enfoque bayesiano. En relación a los canales de transmisión que resumen los *shocks* del bloque externo que impactan en el bloque interno, se considera un canal financiero (representado por la tasa sombra de la FED), un canal comercial (representado por el PBI de China) y un canal de precios (representado por las expectativas del precio del cobre y el precio de los alimentos). A su vez –dado que para el caso peruano no se ha extendido el estudio e incorporación de las expectativas en la modelación estructural del impacto de *shocks* externos– se procura resaltar su particular importancia.

La frecuencia de la *data* utilizada en los modelos es mensual, la misma que va del 2004 al 2019. Es así que –en términos generales– se evidencia que los *shocks* de precios, oferta y demanda son los factores externos que más impactan en magnitud y persistencia al tipo de cambio, a la inflación y al PBI de Perú, respectivamente. A su vez que son los que más contribución a la variabilidad de las mismas variables internas y a su dinámica histórica han recibido en el periodo de pre-crisis financiera. De estos resultados sobresale de manera particular la contribución de las expectativas del precio del cobre a la variabilidad y dinámica histórica del tipo de cambio. Más aún, se ensayan distintos ejercicios de sensibilidad para validar los resultados obtenidos, tales como: i) reemplazar las variables del modelo base inicial (tanto en el bloque interno como externo); ii) cambiar el valor de las *priors* con la finalidad de hacerlas un poco más informativas; iii) cambiar el orden de las variables utilizadas en el bloque exógeno; iv) excluir una variable que representa al canal financiero para evaluar distintos medios de transmisión; v) modificar la dimensionalidad del modelo (se consideran 3 casos donde el bloque externo está conformado por 1, 2 y 3 variables); y vi) cambiar las restricciones de signos y ceros del modelo base inicial. En suma, se reporta que –ante distintos ejercicios de robustez– no hay ningún cambio considerable en términos de magnitud y signos.

El presente trabajo de investigación se divide del siguiente modo: el Capítulo II representa una breve motivación donde se enfatiza la importancia en la incorporación de las expectativas del precio del cobre; el Capítulo III sintetiza las principales ideas y aportes de la literatura que trata –tanto el impacto de *shocks* externos sobre economías emergentes, en especial, la economía peruana– como la incorporación de las expectativas como principal *driver* de las fluctuaciones económicas; el Capítulo IV detalla la metodología utilizada en la estimación del *set* de modelos SZR-BX-BVAR en la línea de Arias *et al.* (2018) y Cornejo *et al.* (2022); el Capítulo V evalúa los resultados obtenidos en las estimaciones propuestas, así como se verifica la robustez de los resultados ante distintas especificaciones; el Capítulo VI desarrolla una breve discusión sobre las implicancias de los resultados obtenidos en el capítulo previo; y –por último– el Capítulo VII condensa los principales resultados de los modelos estimados.

---

<sup>11</sup> Es válido acotar que Campos (2014) y Pedersen (2015) aplican restricciones de signos para Argentina y Chile, respectivamente.

## Capítulo II. Motivación y objetivo del trabajo

### 1. Motivación

El *driver* que nos lleva a investigar sobre este tema es nuestro particular interés en el estudio de las fuentes de los ciclos económicos. Particularmente, en cómo la variación de las expectativas de los agentes pueden impulsar fluctuaciones económicas de manera independiente, en el extremo de que no haya cambio alguno en los *fundamentals* económicos, en donde se tome en cuenta que los agentes cuentan con información anticipada –pero ruidosa– sobre el comportamiento de las variables externas. Es decir, la conexión entre los *fundamentals* de los *shocks* externos (como el precio del cobre) y las variables domésticas de la economía peruana se ven perturbadas por el *noise* de las expectativas, ergo, las fluctuaciones económicas de Perú se mueven “anticipadamente” a cambios en los *shocks* externos que no llegaron a realizarse. En nuestro caso, y –dada la complejidad en términos matemáticos y computacionales en aplicar las metodologías más recientes para capturar estos *shocks* de expectativas– se opta con representar esta variable de interés como una diferencia logarítmica de los precios *forward* y *spot* del cobre.

Esto puede generar que –en los mismos datos– se vean reflejadas dinámicas interesantes que pertenecen a la propia dinámica de los *shocks*. Al comprobar nuestra hipótesis, podremos concluir que buena parte de las fluctuaciones económicas de Perú se originan debido a la existencia de una “anticipación” de que podemos entrar a un ciclo económico. La identificación de esta “anticipación” –que a veces no se materializa– es crucial para determinar el verdadero impacto e importancia de los *shocks* en una economía.

La mayoría de trabajos de investigación que estudia el impacto de estos *shocks* externos sobre la economía peruana evidencian que –por ejemplo– el impacto y contribución de los *shocks* del precio de los *commodities* son positivos, pero relativamente bajos y transitorios<sup>12</sup>. Esto se relaciona a una identificación incorrecta del *shock*, ya que no se están considerando los casos en los que esas expectativas (*beliefs*) no se realizaron. Al no considerar las expectativas potencialmente no realizadas de los *shocks*, estamos perdiendo aquel vínculo que hay entre esa anticipación de esas percepciones

---

<sup>12</sup> A pesar de que el *policy maker* dice que el impacto es muy grande, la *data* dice que lo contrario. Lo que pretende esta investigación es cerrar esa brecha. Mientras que en el mundo real los agentes piensan en que ese aumento del precio de los metales responde a un fundamento, y ese fundamento está generando un cambio en la perspectiva del precio de los metales, y no en el precio de los metales en sí. Es como si los agentes anticiparan que el precio de los metales va a ser alto en los siguientes años y reaccionan a un *shock* del precio de los metales que ellos realmente no observan en la *data*. En otras palabras, vemos un *shock* que no impacta nada y otro *shock* que reacciona a un aspecto fundamental, que –en mi *data*– cuando resalta por un tema de largo plazo, mi *data* lo toma exactamente igual, ya que esta no está anticipando lo que pasa más adelante para afectar al PBI.

alrededor del agregado macroeconómico. Esto resulta en una relación inestable de los *shocks*<sup>13</sup>, que a su vez restringe –en demasía– la manera en que los *shocks* impactan en los parámetros. Por ende, esto nos puede llevar a un sesgo en los parámetros estimados.

Hasta este punto hemos expuesto la importancia del rol de las expectativas<sup>14</sup> en la economía. Intuitivamente, podemos inferir que el comportamiento de los agentes está influenciado por las expectativas que tenga el mismo. Ergo, es válido pensar que –como este comportamiento está incorporado implícitamente en la economía mediante los agentes económicos– entonces estas expectativas tienen efectos en la economía<sup>15</sup>.

Es común inferir que esta variable del precio de los *commodities* se caracterice como un *random walk*. Winkelried (2018, 2021) discute sobre los superciclos en el precio de los *commodities*, en donde se puede esperar que estas variables presenten un periodo prolongado de crecimiento seguido de un periodo prolongado de decrecimiento<sup>16</sup>. En la Figura 1A se muestra la evolución –en términos anuales– del precio del cobre en el periodo 1980-2020. En las últimas 2 décadas, esta serie evidencia un incremento de este precio en 300% aproximadamente. De manera más detallada, en la Figura 2A se puntualiza este último periodo en sub-periodos de particular relevancia en la tendencia de su comportamiento. Por su lado, Manrique & Sanborn (2021) tratan en un espectro amplio –pero conciso– las principales investigaciones que estudian la minera y los *commodities* en Perú en los últimos 50 años. Mientras que en Fornero *et al.* (2016) enfatizan que el precio de estos *commodities* correlacionan directamente con la inversión minera de países en vías de desarrollo como Perú.

Llegando a este punto, justificamos la elección de la variable precio de los metales (en particular, el precio del cobre) como el principal *driver* de la economía peruana<sup>17</sup>. Considerando un modelo simple para la contabilidad del crecimiento con capital humano para el caso peruano, vemos, en la Figura 3A, grandes caídas en la PTF a mediados de los años 70, a finales de los años 80, y a finales del 2000. No obstante, también observamos incrementos de la PTF a partir del 2000 hasta antes de la crisis financiera del 2008. Evidentemente esto no se explica por un aumento en la tecnología o la productividad en ciertos sectores, sino por un aumento en los precios de los *commodities* (un componente totalmente exógeno, pero que cae en el residuo). Podemos reforzar esta idea siguiendo a Castillo & Salas (2010) y

---

<sup>13</sup> Es decir, una relación que puede tener más de una única potencial realización (que es el *shock* que ocurrió). Al restringirlo a uno solo, no se está considerando cómo es que un *shock* en las expectativas de la variable genera su propia dinámica.

<sup>14</sup> Uso los términos expectativas y *beliefs* como sinónimos.

<sup>15</sup> Para mayor detalle, véase Enders *et al.* (2019).

<sup>16</sup> Por su parte –a la par de Winkelried (2016)– Alvaro *et al.* (2017) concluyen que existe un curso de larga *data* en las fluctuaciones de los precios de los *commodities*, mientras que estos movimientos impactan en mayor magnitud a economías emergentes que son dependientes de los *commodities*.

<sup>17</sup> Haciendo un símil con la mayoría de documentos de investigación que trata a la PTF como el principal *driver* de la economía estadounidense.

Castillo & Rojas (2014), quienes analizan la relación entre factores externos y la PTF para el caso peruano.

En términos generales, muchos investigadores han resaltado la importancia de los factores externos en la evolución de economías emergentes; véase Svensson & Razin (1983), Collier & Goderis (2008), Drechsel & Tenreyro (2018) y Fernández *et al.* (2020). Por lo que se refiere a la importancia de los *shocks* externos sobre la economía peruana, tenemos las investigaciones de Kose (2002), Canova (2005) y Han (2014), quienes resaltan la particular contribución del precio de los metales en la variación de la tasa de crecimiento del PBI de Perú. Por otro lado, Roache (2012) sustenta que el precio de los metales es determinado por el crecimiento económico de China.

## 2. Objetivos e Hipótesis

El principal objetivo del presente trabajo de investigación es cuantificar el impacto de *shocks* externos (en especial de las expectativas del precio del cobre) sobre variables domésticas de la economía peruana en un contexto de mayor integración comercial y financiera. Se espera caracterizar –empíricamente– los impulsos clave de las fluctuaciones de la economía peruana. A su vez, se espera determinar la contribución de estos *shocks* sobre la variación y dinámica histórica en la tasa de crecimiento del PBI de Perú, la inflación y el tipo de cambio. Genéricamente, se espera responder las siguientes preguntas:

1. ¿Cuál es la respuesta de las variables internas de la economía peruana ante *shocks* externos impulsados por expectativas en un contexto de mayor integración comercial y financiera?
2. ¿Cuán importantes son los *shocks* externos impulsados por expectativas sobre las variables internas de la economía peruana en un contexto de mayor integración comercial y financiera?

Lo que se pretende hacer es aplicar una metodología ampliamente utilizada en la literatura introduciendo una variable que no ha sido tomada en cuenta a pesar de su relativa importancia y determinar si esta puede explicar en un mayor porcentaje las fluctuaciones de las variables internas de la economía peruana. Tomando así, cierta ventaja a los enfoques tradicionales relacionados al impacto y causalidad de variables macroeconómicas.

En relación a la hipótesis de investigación, sostenemos que existe una respuesta significativa de las variables internas de la economía peruana ante *shocks* externos –en particular– de las expectativas del precio del cobre. Además que gran parte de la varianza y dinámica histórica de las variables domésticas de Perú se explican por *shocks* externos –en particular– de las expectativas del precio del cobre.

### Capítulo III. Revisión de la literatura

El enfoque de esta investigación está relacionado con i) la rama de la economía internacional que estudia modelos macroeconómicos dinámicos que tratan a los factores externos como *drivers* de las fluctuaciones económicas en economías emergentes; y –a su vez– con ii) la reciente corriente de la teoría macroeconómica que trata de resaltar la importancia de las expectativas en la contribución de la evolución de las variables domésticas de estas economías.

En relación al primer enfoque, las investigaciones empíricas que estudian estos *shocks* externos sobre economías emergentes como las economías latinoamericanas han tenido diversas conclusiones. Por un lado, Canova (2005) y Bhattarai *et al.* (2020) resaltan que los *shocks* provenientes de EE.UU. que afectan significativamente a estos países provienen del canal financiero (incluso más que los *shocks* de oferta y demanda). Canova (2005) –por su lado– estima que el 50% de la variación del tipo de cambio real, el 48% de la variación de los precios y el 25% de la variación del producto de estos países se explican por estos *shocks*. A su vez, Saldarriaga & Winkelried (2013) y Sznajderska (2019) enfatizan la importancia de los movimientos de la actividad económica de China<sup>18</sup>. Así, concluyen que los efectos indirectos del crecimiento sostenido de China influyeron en cerca del 50% de la variabilidad del crecimiento de los países de Latinoamérica. Además, Saldarriaga & Winkelried (2013) capturan estas dinámicas mediante una metodología VAR con restricciones dadas por ponderaciones del comercio bilateral de estos países; mientras que Sznajderska (2019) concluye que los países de Latinoamérica más afectados por una contracción en la tasa de crecimiento de China son Argentina (-0.63 pp.), Colombia (0.49 pp.) y Chile (0.39 pp.). En contraste, Ahmed (2003), Lubik & Teo (2005) y Maćkowiak (2007) demuestran que las condiciones externas no son tan relevantes en los países de la región. Así, Ahmed (2003) estima que solo el 2.8% de la variación del PBI de estos países se explica por *shocks* del PBI externo. Además, Lubik & Teo (2005) evidencian que el 2.2 % y 0.01% de la variación del PBI de estos países se explican por *shocks* de términos de intercambio. Por último, Maćkowiak (2007) estima que solo el 3% y 5% de la variación del PBI de estos países<sup>19</sup> se explican por *shocks* monetarios de EE.UU.

Por otro lado, es de amplio conocimiento que la mayoría de estas economías emergentes tienen la característica de ser pequeñas, abiertas y dependientes de la exportación de *commodities*<sup>20</sup>. En esta línea –y con el fin de que las variables domésticas no afecten a las variables externas, pero sí viceversa–

---

<sup>18</sup> Estos autores resaltan y suscriben los hallazgos evidenciados por Cesa-Bianchi *et al.* (2012).

<sup>19</sup> Tanto Lubik & Teo (2005) como Maćkowiak (2007) consideran a México y Chile como países representantes de Latinoamérica, respectivamente.

<sup>20</sup> Recientemente, Onipede *et al.* (2023) cuantifican el impacto de estos *shocks* externos en varias economías pequeñas y abiertas mediante una estimación bayesiana usando modelos TVP-VAR-SV. Estos autores concluyen que estas economías pequeñas y abiertas son impulsadas, principalmente, por la actividad económica de China, aunque esta economía no explica en mayor proporción la variación de los ciclos económicos.

Horvath & Rusnak (2009) y Dumicic *et al.* (2014) imponen un bloque de exogeneidad en los modelos SVAR para capturar esa dinámica en Eslovaquia y Croacia, respectivamente. En particular, Horvath & Rusnak (2009) evidencian que el 80% de la variación de los precios agregados se debe a *shocks* externos, de los cuales el 23% de esta variación es atribuible a *shocks* de política monetaria del Banco Central Europeo. De manera similar, Dumicic *et al.* (2014) encuentran que un *shock* positivo de la actividad económica de la zona Euro afecta significativamente la producción doméstica; además, más del 50% de su variación se debe a movimientos del producto de la zona Euro. Los estudios de Cabezon (2012) y Chileshe *et al.* (2018) consideran la condición de economías que dependen del precio de los *commodities* –en particular– del precio del cobre, y utilizan una metodología VAR no restringida con identificación recursiva para cuantificar el impacto de *shocks* externos en variables domésticas de Chile y Zambia, respectivamente. Así, Cabezon (2012) concluye que los *shocks* de volatilidad en los mercados bursátiles externos impactan negativamente en el ciclo económico y en la tasa de interés doméstica, mientras que el impacto es positivo en el tipo de cambio. Estos resultados son estadística y económicamente significativos. Del mismo modo, Chileshe *et al.* (2018) demuestran que *shocks* del precio del cobre impactan negativamente en el tipo de cambio y que más del 25% de su variación se debe a factores externos.

En particular, se sabe que Perú es una economía pequeña, abierta, parcialmente dolarizada, primario-exportadora y con régimen cambiario flexible con flotación administrada, ergo, existen varios canales de transmisión que facilitan el impacto de cualquier evento externo sobre la economía peruana. De este modo, Chávez & Rodríguez (2023), Rodríguez *et al.* (2023) y Urbina & Rodríguez (2023) cuantifican el impacto de *shocks* externos sobre los agregados domésticos de Perú. Para este fin, evalúan el mismo periodo de muestra de 1994:T1-2019:T4<sup>21</sup> y emplean la misma metodología TVP-VAR-SV<sup>22</sup> con el fin de enfrentar la naturaleza no lineal de las variables por cambios estructurales propios de la muestra analizada. En consecuencia, Chávez & Rodríguez (2023) evidencian que –en el régimen que comprende la muestra después de que Perú adoptara un esquema de metas explícitas de inflación– se obtuvo un mayor impacto ante *shocks* del PBI de China y del precio de los *commodities*; además de que el 70% de la variabilidad de los PBI de Perú se debe a factores externos. Por su lado, Rodríguez *et al.* (2023) concluyen que el factor externo que impulsó la mayor respuesta –y a su vez, la de mayor persistencia– sobre la economía peruana fue el PBI de China; no obstante, determinan que los factores externos explican aproximadamente el 50% de la variación del PBI de Perú, los mismos que alcanzan un pico en el *boom* de los *commodities*. Seguidamente, Urbina & Rodríguez (2023) solo se concentran en evaluar el impacto del precio de los *commodities* minerales sobre agregados fiscales. Así, concluyen

---

<sup>21</sup> Con la excepción de Urbina & Rodríguez (2023), ya que estos autores analizan un periodo de muestra más corto. En particular, este comprende la muestra 1999:T1-2020:T1.

<sup>22</sup> A diferencia de Rodríguez *et al.* (2023) y Urbina & Rodríguez (2023), Chávez & Rodríguez (2023) no consideran que los parámetros varíen en el tiempo, sino entre regímenes. En su lugar, adoptan una metodología RS-VAR-SV.

que un *shock* positivo de estos *commodities* impactan significativamente en los impuestos provenientes de la minería y en el canon minero, alcanzando un pico en el año 2009, para luego descender gradualmente. A su vez, determinan que el 50% de la variabilidad del canon minero se debe a *shocks* del precio de estos *commodities*.

En la misma línea de Urbina & Rodríguez (2023), se resalta que la dinámica del precio de los *commodities* es un factor determinante en economías en vías de desarrollo que son dependientes de estos recursos, ya que afectan tanto a variables reales como a variables fiscales. Reforzando esta idea, Christensen (2010) y Balashova & Serletis (2021) sostienen que los países primario-exportadores están más expuestos a escenarios de incertidumbre relacionados con fluctuaciones abruptas del precio de *commodities* que afectan sus ciclos económicos. En particular –para la economía peruana– Cordano & Balistreri (2010) y Ganiko & Montoro (2018) discuten y concluyen que las fluctuaciones del precio de los *commodities* inducen a patrones marcados de la actividad económica de un país dependiente del sector minero como Perú.

Por último –y en relación al segundo enfoque– la literatura macroeconómica que trata a las expectativas<sup>23</sup> como el principal *driver* de los ciclos económicos ha documentado que estos *beliefs* de los agentes –a menudo– han sido tratados por los investigadores como representaciones de *news* o de *noise* por separado<sup>24</sup>. No obstante, Chahrour & Jurado (2018) sostienen que las representaciones de *news* y las representaciones de *noise* son observacionalmente equivalentes. Como consecuencia, es posible aislar los *shocks* que corresponden puramente a las expectativas. De esta manera, los autores prueban que los modelos de Schmitt-Grohé & Uribe (2012)<sup>25</sup>, Barsky & Sims (2012) y Blanchard *et al.* (2013) subestiman la importancia de estos *pure beliefs shocks* en las fluctuaciones de los agregados macroeconómicos.

Beaudry & Portier (2007) refuerzan el concepto de expectativas en modelos macroeconómicos dinámicos con el fin de evaluar sus efectos causales y así validar la idea de que estas fluctuaciones de los ciclos económicos son impulsadas por cambios en las expectativas sobre los *fundamentals* futuros y no solo por cambios actuales de la economía. Estos autores analizan si cambios exógenos en las

---

<sup>23</sup> Es válido mencionar que existen diferentes definiciones sobre los *shocks* de expectativas. Una de las primeras está relacionada con los *noise shocks* mencionados por Pigou (1927) y, recientemente desarrollados por Enders *et al.* (2021), Faccini & Melosi (2022) y Chahrour & Jurado (2022).

<sup>24</sup> La literatura de estos *shocks* es muy amplia. En relación a los modelos de *noise*, vemos que Benhabib *et al.* (2015) y Acharya *et al.* (2021) exploran este tipo de modelos donde el *noise* genera cambios en las expectativas de los agentes y –que a su vez– no tienen relación con los *fundamentals* agregados. Además, Angeletos & La'O (2010) consideran que en un escenario donde hay fricciones en la información, los *noise shocks* impactan significativamente a las fluctuaciones del ciclo económico. También tenemos el concepto de *time-to-build*, en donde –mediante modelos DSGE– podemos llegar a algo parecido al *noise* citado. Para el caso peruano, véase Gutiérrez & Contreras (2019).

<sup>25</sup> Estos autores concluyen que los *news shocks* explican casi el 50% de las fluctuaciones del ciclo económico. No obstante, no toman en cuenta la importancia de las fluctuaciones independientes en los *beliefs* de los agentes de la economía.

expectativas sobre estos *fundamentals* son los que impactan positivamente a los agregados macroeconómicos.

Muchos macroeconometristas buscan responder a sus preguntas de investigación asociando *shocks* estructurales con combinaciones lineales de los *shocks* no estructurados provenientes de un modelo dinámico que tiene estructura multivariante. Básicamente, desde lo propuesto por Sims (1980) muchos interesados en esta rama de la economía han utilizado los modelos VAR para ese propósito. No obstante, Kilian & Lütkepohl (2017) hacen referencia a que existen dos supuestos básicos para poder identificar correctamente los *shocks* estructurales del modelo VAR, los cuales son la causalidad y la invertibilidad. Stock & Watson (2018) validan esta idea al momento de identificar las dinámicas causales de ciertos agregados macroeconómicos por medio de variables externas.

Recientemente, Chahrour & Jurado (2022) proponen una nueva metodología aplicada a un modelo VAR<sup>26</sup> en un entorno de información imperfecta donde solo es necesario que los *shocks* estructurales sean recuperables<sup>27</sup>, y donde se relajan las condiciones de invertibilidad y causalidad, que son supuestos que se violan dada la naturaleza de los *shocks* estructurales del *fundamental* y de sus expectativas. Los autores encuentran que –con esta nueva metodología– la respuesta del PBI de EE.UU ante impulsos de las expectativas de la tecnología es mucho mayor al de los impulsos propios de la tecnología. Además, los *shocks* de expectativas de la tecnología explican una mayor proporción en la variación del PBI de EE.UU, específicamente, en más del 60% de la variabilidad total.

Naturalmente, los agentes tienden a generar expectativas –ya sean pesimistas como optimistas– sobre algún evento del futuro sobre la base de algún factor que no necesariamente sea observable o como parte de algún *fundamental*. En esa misma línea, Brianti & Cormun (2023) usan como *data* a las encuestas de los *forecasters* profesionales para encontrar el principal *driver* de sus expectativas. Evidentemente, el comovimiento entre los *fundamental shocks* y los de las expectativas son diferentes. Estos autores evidencian que un *non-fundamental shock* en las expectativas impulsa las fluctuaciones en los agregados macroeconómicos. En cambio, los *shocks* tecnológicos no son los que impulsan el auge o caída del ciclo económico de un país.

---

<sup>26</sup> Un aspecto importante a mencionar es que –en la línea de Leeper *et al.* (2013)– utilizar el enfoque clásico de los modelos SVAR, bajo el concepto de expectativas de los agentes de la economía, se hace aún más complicado.

<sup>27</sup> Bajo ese escenario de información anticipada, pero ruidosa, los autores proponen la condición de *recoverability* como una condición necesaria y suficiente.

## Capítulo IV. Metodología

### 1. Datos

Las variables utilizadas en la estimación de los modelos a detallar más adelante se dividen en dos bloques según su origen<sup>28</sup>. Las variables que conforman el bloque externo<sup>29</sup> son: la tasa de interés sombra de la FED<sup>30</sup> ( $fed_t^{shadow}$ ), la tasa de interés real de la FED ( $fed_t^*$ ), la tasa de crecimiento del PBI real de China ( $pbi_t^{china}$ ), la expectativa del precio del cobre a 3 meses ( $\Delta_3cobre_t^e$ ), la tasa de crecimiento del precio spot del cobre ( $spot_t$ ) y la tasa de crecimiento del índice de precios de alimentos ( $food_t$ ). Las variables  $fed_t^{shadow}$  y  $fed_t^*$  representan al canal financiero externo y se interpretan como un *shock* financiero externo. Por su lado, la variable  $pbi_t^{china}$  representa al canal real y se interpreta como un *shock* de demanda externa. A su vez, las variables  $\Delta_3cobre_t^e$ ,  $spot_t$  y  $food_t$  representan al canal precios y se interpretan como un *shock* de expectativas de *commodities*, un *shock* de precios de *commodities* y como un *shock* de oferta externa, respectivamente. En contraste, las variables que conforman el bloque doméstico son: la tasa de crecimiento del PBI real de Perú ( $pbi_t^{peru}$ ), la tasa de crecimiento de la inflación ( $ipc_t$ ) y la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal ( $tc_t$ )<sup>31</sup>. La variable  $pbi_t^{peru}$  representa al canal real y se interpreta como un *shock* de demanda. Por su lado, las variables  $ipc_t$  y  $tc_t$  representan al canal precios y se interpretan como un *shock* de oferta y como un *shock* cambiario<sup>32</sup>, respectivamente. La Figura 4A muestra la evolución en el tiempo de las variables de los modelos en estudio. Es válido mencionar que todas las variables del modelo están transformadas en variaciones porcentuales anualizadas<sup>33</sup>, con excepción de  $fed_t^{shadow}$ ,  $fed_t^*$  y  $\Delta_3cobre_t^e$ <sup>34</sup>.

<sup>28</sup> La selección de variables se sustenta en relación con la teoría económica y la evidencia empírica.

<sup>29</sup> Como ya se discutió en la sección anterior, la naturaleza y características de la economía peruana, inducen a que este bloque externo se considere como exógeno. La finalidad de esto es que –de esta manera– cualquier movimiento en el bloque externo influya en la dinámica del bloque doméstico, pero no viceversa.

<sup>30</sup> Según lo discutido por Wu & Xia (2016), con este nuevo cálculo de la tasa de la FED es posible identificar de una manera más acertada y –bajo un escenario de *liquidity trap*– la posición externa de la política monetaria.

<sup>31</sup> La finalidad de incluir variables que representen al sector real, financiero y de precios es capturar las interacciones entre estos sectores.

<sup>32</sup> Se incluye esta variable, ya que –como la economía peruana tiene la característica de estar parcialmente dolarizada– está particularmente condicionada a movimientos externos, ya sean monetarios o financieros.

<sup>33</sup> La transformación de estas tasas de crecimiento anualizadas se calcula como una log-diferencia interanual, tal que  $x_t = 100 \times (\log(x_t) - \log(x_{t-12}))$ . Según Cornejo *et al.* (2022), estas transformaciones arrojan resultados económicamente relevantes. Para el caso de la tasa de crecimiento del PBI real de Perú –dada la naturaleza de las series de tiempo con frecuencia mensual– se optó por hacer un ajuste estacional para cada  $x_t$ , tal que  $x_t^{sa}$  es el valor filtrado con TRAMO-SEATS. Para más detalle de este filtro, véase Bógalo (2004). Por otro lado, la tasa de crecimiento del PBI real de China ya estaba desestacionalizada al momento de extraer la *data*.

<sup>34</sup> Para esta variable se toma en cuenta información del precio *spot* ( $cobre_t^{spot}$ ) y *forward* ( $cobre_{t+3|t}^{forward}$ ). De esta manera, se tiene que  $\Delta_3cobre_{t+3|t}^e = 100 \times \log\left(\frac{cobre_{t+3|t}^{forward}}{cobre_t^{spot}}\right)$ . Alternativamente, se puede calcular como un *spread* simple, tal que  $\Delta_3cobre_{t+3|t}^e = cobre_{t+3|t}^{forward} - cobre_t^{spot}$ .

Es válido mencionar que – en relación a la variable  $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$  – se sabe que las tasas de interés externas se componen como las expectativas de estas tasas  $t$  periodos hacia adelante más una prima por riesgo que compensa la posibilidad de equivocarse en aquellas expectativas de tasas de interés. La vasta literatura financiera que utiliza modelos de *asset pricing* evidencia que el precio de los activos no es solo el valor esperado de activos más cortos en el tiempo, sino que es eso mismo más una prima por riesgo. En consecuencia, como el precio es un activo y se sabe que los agentes son aversos al riesgo, entonces en ese contexto están incorporados varios elementos, tales como: i) la posibilidad de que el precio *forward* esté correlacionado con un factor de descuento y eso sea la prima por riesgo, y ii) al tomar los precios *forward* a 3 meses, en verdad habría una tasa de interés implícita, por lo que convendría recurrir a la literatura financiera para poder descomponer la parte puramente de expectativa de precios.

Es así que es menester indicar que al tener un precio financiero, estos en sí no conforman solo las expectativas de precios, sino que también incluyen algo más (la prima por riesgo, por ejemplo). Por ese motivo, hacemos énfasis en el presente trabajo de investigación no trataremos de descomponer estos precios en el componente esperado y el componente prima por riesgo. Es decir, reconocemos que  $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$  no es solamente expectativa, por ende, en esta variable hay información que puede ser el precio esperado o la prima por riesgo, por ende, este *spread* incorpora otras cosas que no son solamente precios esperados<sup>35</sup>. Es más, se reconoce que tomas la variable  $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$  como un *proxy* de las expectativas, pero la realidad es que somos conscientes de que existen primas por riesgo.

La Tabla 1A resume la información clave de las variables utilizadas en los modelos estimados, incluyendo las que se usaron en ambos enfoques (frecuentista y bayesiano), para la transformación de algunas variables y para los ejercicios de robustez. Por otro lado, en la Tabla 2A y la Tabla 3A se detalla la distribución y orden de las variables en cada modelo y ejercicio de robustez.

Por último, la frecuencia de la muestra utilizada es mensual, la misma que comienza en enero del 2004 y concluye en diciembre del 2019<sup>36</sup>.

---

<sup>35</sup> Esto constituye una limitación, ya que no podemos –de momento– descomponer esas expectativas a lo Chahrour & Jurado (2018).

<sup>36</sup> Este rango de años en donde se evalúan los datos se debe a: i) la disponibilidad de la información del precio *forward* del cobre y del PBI real de Perú en frecuencia mensual previo al 2003, y ii) economías pequeñas, emergentes, primario-exportadoras y parcialmente dolarizadas como la economía peruana han mostrado un mejor *performance* macroeconómico en la región a partir del año 2000 (en particular, debido a la adopción de un esquema de metas explícitas de inflación y por su particular régimen de tipo de cambio). Para mayor detalle, véase Abiad *et al.* (2015). Por otro lado, no se consideró *data* posterior a diciembre del 2019 para evitar posibles quiebres estructurales debido a la crisis del COVID-19. Es más, aun cuando se sabe que con base en la teoría económica –para una mejor identificación de *shocks* de oferta y *shocks* de demanda– se deben incluir variables del sector real y precios para analizar su interacción; sin embargo, dada la variabilidad atípica de estas variables del sector real en 2020 y 2021, se podrían obtener resultados distorsionados mediante parámetros estimados poco estables. Es más, Lenza & Primiceri (2022) enfatizan los *warnings* de estimar modelos VAR en presencia de un evento atípico como la crisis del COVID-19.

## 2. El modelo econométrico

Dado que el objetivo principal de este trabajo de investigación es cuantificar el impacto y contribución de estos *shocks* externos<sup>37</sup> sobre la economía peruana, se decide identificar esta interacción entre el bloque externo y el bloque doméstico mediante un modelo BVAR restringido por bloque exógeno siguiendo a Canova (2005) y con restricciones de ceros y signos a la Arias *et al.* (2018). En particular, se estimarán distintos modelos SZR-BX-BVAR<sup>38</sup> para este fin. Sin embargo, primero se opta por considerar modelos VAR bajo un enfoque frecuentista para validar los resultados que se obtendrán más adelante con el enfoque bayesiano y con las restricciones ya mencionadas. La finalidad de esto último es minimizar la posibilidad de que los resultados obtenidos sean todos generados por la misma metodología y que en modelos más simples no se observen dichos resultados.

En la Tabla 4A se resumen los resultados de los *tests* de raíz unitaria de las series utilizadas en los modelos de ambos enfoques. Se evidencia de que todas las series utilizadas en los modelos son  $I(0)$ , con la única excepción en  $fed_t^{shadow}$  y  $fed_t^*$ <sup>39</sup>. En esta última variable es  $I(0)$  solo bajo el análisis que considera quiebre estructural.

En relación al enfoque frecuentista, definimos un  $Y_t^{40} = [y_t^T, y_t^{*T}]^T$  como un vector  $m \times 1$ , donde  $m$  es el número de variables que se incluyen en el sistema. Asimismo, las variables del bloque doméstico se representan en  $y_t^T$ , tal que  $y_t = [pbi_t^{peru}, ipc_t, tc_t]^T$ , y las variables del bloque externo se representan en  $y_t^{*T}$ , tal que  $y_t^* = [fed_t^*, pbi_t^{china}, \Delta_3 cobre_t^e, spot_t, food_t]^T$ . El orden de estas variables –bajo este enfoque– va de la más exógena a la menos exógena, tal que  $fed_t^* \rightarrow pbi_t^{china} \rightarrow \Delta_3 cobre_t^e \rightarrow spot_t \rightarrow food_t$ . Las referencias que usamos para este enfoque son los *papers* que hacen uso de modelos VAR y Panel VAR –tales como lo evidenciado en IMF (2012), IMF (2014) y Gondo & Pérez (2018). Esta entidad y autores concluyen que el precio de los *commodities* tienen un impacto en las variables y explican la *data*. Se busca incorporar a este tipo de modelo los *shocks* de expectativas ya mencionados a través de un *spread*.

En relación al número de rezagos utilizados en la parte empírica del modelo, se opta por un  $p = 2$ . Respecto a la elección de este último rezago, se resumen en la Tabla 5A los distintos valores de rezagos

<sup>37</sup> En particular, se resalta la importancia de este tipo de expectativas del precio del cobre.

<sup>38</sup> Las siglas SZR hacen referencia a las restricciones de ceros y signos impuestas en la identificación estructural a la Arias *et al.* (2018). Las siglas BX hacen referencia al bloque de exogeneidad –en la parte reducida– impuesto al bloque externo, dado que las variables de este bloque son exógenas a movimientos de las variables del bloque interno, pero no viceversa. Por último, las siglas BVAR hacen referencia a que se estima el modelo VAR en su forma reducida mediante métodos bayesianos.

<sup>39</sup> Esta variable se calcula a partir de la tasa interés efectiva de la FED menos la inflación básica de 12 meses, según el Índice de Precios de Gastos de Consumo Personal (PCE, por sus siglas en inglés).

<sup>40</sup> A partir de este punto, aquellas variables en negrita hacen referencia a su representación vectorial.

óptimos según el criterio de información. Con el fin de que nuestros modelos no pierdan muchos grados de libertad, optamos por utilizar el criterio de información de HQ y así trabajar con modelos más parsimoniosos.

Por otro lado, en relación al enfoque bayesiano, definimos  $\mathbf{Y}_t = [\mathbf{y}_t^T, \mathbf{y}_t^{*T}]^T$  como un vector  $m \times 1$ , donde  $m$  es el número de variables que se incluyen en el sistema. Además, las variables del bloque doméstico se representan en  $\mathbf{y}_t^T$ , tal que  $\mathbf{y}_t = [pbi_t^{peru}, ipc_t, tc_t]^T$ , y las variables del bloque externo se representan en  $\mathbf{y}_t^{*T}$ , tal que  $\mathbf{y}_t^* = [fed_t^{shadow}, pbi_t^{china}, \Delta_3 cobre_t^e, food_t]^T$ . Las referencias que usamos para este enfoque son –particularmente– los *papers* que hacen uso de modelos BVAR con restricciones de ceros y signos, tales como lo evidenciado en Cornejo *et al.* (2022) y Ganiko & Jiménez (2023). Estos autores también concluyen que el precio de los *commodities* y ciertos factores externos tienen un impacto en las variables internas. Se busca incorporar a este tipo de modelo los *shocks* de expectativas ya mencionados a través de un *spread*. En un ejercicio de sinceridad, se reconoce que se reestiman estos modelos con metodologías más “*applied*” con ciertas modificaciones e incorporación de variables de interés (como la expectativa de precios) para cuantificar su verdadero impacto sobre los ciclos económicos. Así, se tiene que el BVAR en su forma compacta:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}_0 + \sum_{h=1}^p \mathbf{A}_h \mathbf{Y}_{t-h} + \mathbf{E}_t \quad (1)$$

donde  $\mathbf{E}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma})$ . Es decir, el vector de los errores en su forma reducida  $\mathbf{E}_t$  se distribuye como una normal con media  $\mathbf{0}$  y con una matriz de varianzas-covarianzas definida positiva  $\mathbf{\Sigma}$ .

En relación al número de rezagos utilizados en la parte empírica del modelo<sup>41</sup>, se opta por un  $p = 6$ <sup>42</sup>. Respecto a la elección de este último rezago, se analizó lo evidenciado por Cornejo *et al.* (2022)<sup>43</sup> y se optó por un modelo más parsimonioso.

<sup>41</sup> Al estar en un mundo bayesiano, así como no hay respuesta clara si las series son raíces unitarias o no, tampoco se tiene una respuesta clara respecto al número de rezagos óptimo a utilizar.

<sup>42</sup> Se escogió  $p = 6$ , ya que en los modelos lineales frecuentistas estimados se obtuvo que el número de rezagos óptimo era  $p \in [1,8]$ . Además, en un contexto frecuentista –en frecuencia trimestral– un  $p = 2$  suele ser la cantidad adecuada para modelar el efecto del IPX sobre el PBI y variables domésticas. Es más, cuando se evalúa el efecto de *shocks* externos sobre el PBI de Perú, lo que se observa es que el efecto inicial del *shock* no es tan grande como cuando se llega al segundo o tercer trimestre, ergo, el obtener esa dinámica requiere un  $p \geq 2$ . Bajo ese supuesto –y dado que la frecuencia de la *data* utilizada en este trabajo de investigación es mensual– se elige un  $p = 6$  (que sería un equivalente a un  $p = 2$  utilizado en *data* con frecuencia trimestral).

<sup>43</sup> Estos autores demuestran que –para variaciones interanuales– la diferencia óptima más cercana a la FIR adecuada derivada del proceso generador de datos se alcanza con un  $p = 13$  y así consiguen un mejor desempeño estadístico en la metodología utilizada. Ellos sustentan que en modelos que usan *data* de frecuencia mensual transformada en variaciones interanuales, suele haber un efecto estacional importante en el mes 12. Es por ello que esos modelos se ajustan bien con un  $p = 13$ , y no con un  $p = 12$  o un  $p = 61$ . Por otro lado, por más que ese rezago sea el más adecuado teóricamente, en el mundo frecuentista no valdría tanto la pena trabajar con ese número de rezagos, ya que habría problemas con los grados de libertad. En contraste, en el mundo bayesiano hay una estructura detrás, en donde se le asigna un peso mayor o menor a la parte más lejana. Y, para que

De esta manera –agrupando las variables en bloques– tenemos que (1) se puede representar tal que:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{y}_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{a}_0 \\ \mathbf{a}_0^* \end{bmatrix} + \sum_{h=1}^p \begin{bmatrix} \mathbf{a}_h & \mathbf{a}_{*h} \\ \mathbf{a}_h^* & \mathbf{a}_{*h}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{t-h} \\ \mathbf{y}_{t-h}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^* \end{bmatrix} \quad (2)$$

donde  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  y  $\boldsymbol{\varepsilon}_t^*$  representan los *shocks* –en su forma reducida– provenientes del bloque doméstico y del bloque externo, respectivamente. Siguiendo a Canova (2005), imponer la exogeneidad por bloque al sector externo requiere que  $\mathbf{a}_h^* = \mathbf{0}$ ,  $\forall h \in \{1, 2, \dots, p\}$ . Esto implica que el bloque externo no sea afectado por *shocks* del bloque doméstico.

Es decir, respecto al modelo en su forma reducida<sup>44</sup> y a la imposición del bloque exógeno, se asume que este depende de sí mismo, mientras que el bloque endógeno depende de sí mismo y –a su vez– del bloque exógeno. En otras palabras, movimientos del bloque externo afectan al bloque doméstico; no obstante, movimientos del bloque doméstico no afectan al bloque externo.

### 2.1. Distribución *prior* de Minnesota

Como ya se mencionó en el capítulo anterior, el enfoque de estimación del modelo será por medio de la econometría bayesiana. Es decir, se estimará un modelo BVAR<sup>45</sup> con bloque exógeno. A diferencia del enfoque frecuentista, se considera una distribución *prior* sobre los parámetros. En particular, se utiliza *priors* de Minnesota, en el espíritu de Litterman (1986)<sup>46</sup>.

Teniendo en cuenta que la *Bayes Rule* implica que  $p(\boldsymbol{\beta}|y) \propto f(y|\boldsymbol{\beta})p(\boldsymbol{\beta})$ <sup>47</sup>, para obtener la distribución *posterior* de  $\boldsymbol{\beta}$  necesitamos tanto la función *likelihood*  $f(y|\boldsymbol{\beta})$  de la *data*<sup>48</sup> como la distribución *prior* de  $\boldsymbol{\beta}$ , denotada por  $p(\boldsymbol{\beta})$ . Para el caso de (1), denotaremos que  $\boldsymbol{\beta}$  es la vectorización de matrices de sus coeficientes, tal que la distribución *prior* de  $\boldsymbol{\beta}$  se asume distribuida como una multivariada normal con media  $\boldsymbol{\beta}_0$  y matriz de varianzas-covarianza  $\boldsymbol{\Omega}_0$ , es decir,  $p(\boldsymbol{\beta}) \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\beta}_0, \boldsymbol{\Omega}_0)$ .

---

esta parte lejana pese más, entonces tiene que ser muy importante respecto al *prior*. También es válido considerar el concepto de parsimonia en la elección del rezago óptimo.

<sup>44</sup> Sin interpretación económica alguna.

<sup>45</sup> Con el fin de implementar esta técnica estadística, se utilizó el paquete BEAR Toolbox (versión 5.1.4) propuesto por Dieppe *et al.* (2018). Para ello, se consideraron 10,000 iteraciones, de las cuales se hace *burn-in* a las primeras 2,000.

<sup>46</sup> Si bien Dieppe *et al.* (2016) resalta el uso de una distribución *prior* normal-difusa debido a que esta es nada informativa en relación a la matriz de varianzas-covarianzas  $\boldsymbol{\Omega}_0$ , se opta por usar la distribución *prior* de Minnesota, a pesar de que esta última utiliza como *prior* la estimación de la  $\boldsymbol{\Omega}_0$  del modelo VAR por MCO (no el de los parámetros sino el de los errores reducidos), y este es informativo. La crítica es que la distribución *prior* de Minnesota asume que la  $\boldsymbol{\Omega}_0$  es conocida, y es lógico pensar que no tenemos idea de que sea conocido o no, por lo tanto, en ese caso sería mejor no decir nada respecto a  $\boldsymbol{\Omega}_0$ . No obstante, dada la simplicidad de la distribución *prior* para los modelos VAR, se optó por elegirla.

<sup>47</sup>  $f(y|\boldsymbol{\beta})\pi(\boldsymbol{\beta})$  se entiende como el *kernel* de la distribución *posterior*, es decir, la parte funcional que le da forma a la distribución.

<sup>48</sup> Se omite el detalle sobre esta parte.

Los valores de  $\beta_0$  asociados a una variable que siguen un proceso AR(1) se pueden fijar como  $ar \in [0,1]$ <sup>49</sup>, y cuán informativo será aquello dependerá del  $\Omega_0$ . Se asume el valor de 0 para los demás casos donde se incluyen variables exógenas (como la constante), *lags* mayores a 1 o *lags* de variables cruzadas. Por ejemplo, para un  $p = 2$  y  $n = 2$  y un  $m = 1$  tendremos un vector  $q \times 1$ , donde  $k = np + m = 5$  y  $q = nk = 10$ , tal que:

$$\beta_0 = \begin{bmatrix} ar \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ ar \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}_{10 \times 1} \quad (3)$$

En suma, tomando en cuenta a (1) podemos definir el elemento  $a_{r,s}(h)$ <sup>50</sup> que forma parte de la matriz  $A_h$ . Así, tenemos que:

$$\beta_0 = \mathbb{E}[a_{r,s}(h)] = \begin{cases} ar_r, & \text{si } h = 1 \wedge \forall r = s \\ 0, & \text{de otro modo} \end{cases} \quad (4)$$

Por su lado –para el mismo ejemplo– la matriz  $\Omega_0$  se representa como:

$$\Omega_0 = \begin{bmatrix} (\lambda_1)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}\right)(\lambda_1\lambda_2\lambda_3)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_1}{2^{\lambda_3}}\right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}\right)\left(\frac{\lambda_1\lambda_2\lambda_5}{2^{\lambda_3}}\right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_1^2(\lambda_1\lambda_4)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right)(\lambda_1\lambda_2)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & (\lambda_1)^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right)\left(\frac{\lambda_1\lambda_2}{2^{\lambda_3}}\right)^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_1}{2^{\lambda_3}}\right)^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2(\lambda_1\lambda_4)^2 \end{bmatrix} \quad (5)$$

Particularmente, y –tomando en cuenta los elementos  $a_{r,s}(h)$  que forman parte de la matriz  $A_h$  obtenidos en (1)– tenemos que:

<sup>49</sup> Si se asume que la variable es estacionaria, se atribuye un  $ar < 1$ . Caso contrario, si se asume que la variable se comporta como una raíz unitaria, entonces se atribuye un  $ar = 1$ .

<sup>50</sup> El índice  $r$  hace referencia a la fila y el índice  $s$  hace referencia a la columna.

$$\mathbf{\Omega}_0 = \mathbb{V}[a_{r,s}(h)] = \begin{cases} \left(\frac{\lambda_1}{h^{\lambda_3}}\right)^2, & \forall a_{r,s}(h) \notin \mathbf{a}_h^*, \text{ con } r = s \wedge h \geq 1 \\ \left(\frac{\sigma_r^2}{\sigma_s^2}\right) \left(\frac{\lambda_1 \lambda_2 \lambda_5}{h^{\lambda_3}}\right)^2, & \forall a_{r,s}(h) \in \mathbf{a}_h^*, \text{ con } r \neq s \wedge h \geq 1 \\ \sigma_r^2 (\lambda_1 \lambda_4)^2, & \forall \text{ variable exógena } c_r \end{cases} \quad (6)$$

Podemos observar en la matriz  $\mathbf{\Omega}_0$  cómo es que  $\lambda_1$  gobierna todo. Si  $\lambda_1$  es más grande, entonces  $\mathbf{\Omega}_0$  será más grande, y así la varianza de esos  $\beta_0$  será más grande, ergo, dicha matriz será menos informativa. El término  $\left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}\right) (\lambda_1 \lambda_2)^2$  acompaña a una segunda variable y su efecto sobre la primera variable, en consecuencia, no solo es afectada por ese  $\lambda_1$  del todo, sino también es afectada por el  $\lambda_2$  que gobierna el hecho de que la variable cruzada afecte o no. En  $\left(\frac{\lambda_1}{2^{\lambda_3}}\right)^2$ , el  $\lambda_3$  es el que modera el rezago, ergo –ese término– en lugar de ser un AR(1) va a ser un AR(2), por lo que ese  $\lambda_3$  hace que el AR(2) sea menos o más informativo<sup>51</sup>. Por su lado, el  $\lambda_4$  está asociado al componente exógeno<sup>52</sup>, por lo que –si aproximamos ese parámetro a 0– entonces la matriz  $\mathbf{\Omega}_0$  tenderá a 0 y la constante se volverá informativa. Por último, el  $\lambda_5$  es el que establece la exogeneidad por bloques. Cuando ese valor tiende a 0, entonces la *prior* será muy informativa. Más aún, se sabe que nuestra *prior* establece que las variables internas no afectan a las externas, y –en particular– se desea que eso sea informativo<sup>53</sup>. Por último, el  $\lambda_5$  cumple la función de eliminar la dependencia de las variables externas a las variables internas.

De esta manera, los hiperparámetros elegidos en el modelo SZR-BX-BVAR se muestran en la Tabla 6:

**Tabla 6.**

*Hiperparámetros de la distribución prior de Minnesota*

Hiperparámetro	Valor
a) Coeficiente autorregresivo ( $ar$ )	0.7
b) Ajuste global ( $\lambda_1$ )	0.8
c) Ponderación de variables cruzadas ( $\lambda_2$ )	1
d) Decadencia de los rezagos ( $\lambda_3$ )	1.1
e) Ajuste de las variables exógenas ( $\lambda_4$ )	100
f) Bloque exógeno ( $\lambda_5$ )	0.0001

Fuente: Elaboración propia.

<sup>51</sup> Como este parámetro se ubica en el denominador, el efecto es el opuesto al generado por  $\lambda_1$ . Es decir, en lugar de aumentarlo para ser más laxo, se tiene que reducir para tal fin.

<sup>52</sup> Generalmente, se considera a la constante. Aunque también puede ser una variable *dummy* o cualquier otra variable de control.

<sup>53</sup> Es algo complicado que –por ejemplo– algo que suceda en Perú afecte a Estados Unidos.

A continuación se sustenta la elección de los valores de estos hiperparámetros:

- a) La *prior* de Minnesota asume que cada variable se comporta como un AR(1). Para ello, se tiene que establecer primero cuál será el valor del parámetro del AR(1) que gobierna cada una de esas variables. Es decir, el *prior* es que el modelo VAR no se comporta como un modelo VAR en sí, sino como un conjunto de modelos AR(1) individuales. Al imponer un  $ar = 1$ , el *prior* sería que la variable se comporta como una raíz unitaria. Si imponemos un  $ar < 1$ , la *prior* sería que la variable es estacionaria. Lo estándar es un  $ar = 0.8$ , no obstante, se asume un  $ar = 0.7$ <sup>54</sup>. Esto debido a que si le damos más peso al  $ar$ , en el fondo le estamos dando más peso a los *shocks* internos con respecto a los externos, ya que si cada variable es un AR(1) y –por ejemplo– el PBI de Perú es un AR(1), este dependería de un *shock* de sí mismo, y este sería un *shock* interno. Nuestra *prior* es que estas variables del bloque doméstico dependen más de *shocks* externos que de internos<sup>55</sup>.
- b) Como se detalló anteriormente, el  $\lambda_1$  nos indica qué tan informativo o no informativo es el *prior* en toda su estructura. Es decir, cuánto peso se le quiere dar al hecho de que todo sea un AR(1) y que sean los datos los que “hablen” y así, alcanzar la máxima verosimilitud marginal. El valor por *default* es  $\lambda_1 = 0.1$ , sin embargo, se opta por imponer un  $\lambda_1 = 0.8$ , ya que –mientras más grande es este valor– entonces la *prior* será menos informativa. Esto es conveniente, ya que si esta *prior* es informativa y, cada variable al ser un AR(1), entonces dependería de su propio *shock* y nada más. Lo descrito no parece ser una *prior* adecuada para el análisis estructural, ya que se restringe a que –por ejemplo– un *shock* del tipo de cambio solo impacta al tipo de cambio. Por consiguiente, con un  $\lambda_1 = 0.8$  se logra ser lo menos informativo posible.
- c) El hiperparámetro  $\lambda_2$  hace referencia al peso relativo que se les impone a las variables cruzadas. Es decir, si cada variable es un AR(1) –por ejemplo– el PBI de Perú no dependería del PBI de China como *prior*. Por lo que el  $\lambda_2$  nos indica qué tan fuerte es esa creencia de que variables cruzadas no afectan a variables individuales. Por *default*, en la literatura se utiliza un  $\lambda_2 = 0.5$ ; no obstante, se eligió un  $\lambda_2 = 1$ . Se optó por ser más laxos, ya que consideramos que no es buena idea que la restricción relacionada a que el pasado de las variables externas no impacte a las variables domésticas, sino que consideramos que existe una interrelación en las variables.

---

<sup>54</sup> Cambiar el  $ar = 0.7$  a un  $ar = 0.2$  para la variable  $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$  (que es la que tiene un comportamiento más cercano a un *white noise* que las demás) solo ocasiona cambios marginales. Es por ello que se fijó un  $ar = 0.7$  para todas las variables.

<sup>55</sup> Se probó con un  $ar = 0.5$ , sin embargo, por comentarios de asesores se subió a un  $ar = 0.7$ . Por su lado, Ganiko & Jiménez (2023) imponen el mismo valor para *data* en frecuencia trimestral.

Por lo tanto, logramos ser menos informativos con respecto al hecho de eliminar las relaciones cruzadas.

- d) Por su lado, el hiperparámetro  $\lambda_3$  nos indica cuán rápido se acaba el efecto de los rezagos muy lejanos. Por ejemplo, si se trabaja con un AR(12), entonces el AR(8) o AR(9) debería pesar menos que el AR(1) o AR(2). Por lo que así se fuerza esa poca importancia de los rezagos más lejanos. Se eligió un  $\lambda_3 = 1.1$  y  $\lambda_3 = 1.9$ <sup>56</sup>, ya que al trabajar con data mensual y –por lo tanto– con un número relativamente grande de rezagos, se consideran más importantes en estos rezagos lejanos.
- e) El hiperparámetro  $\lambda_4$  hace referencia a cuán informativas son las variables exógenas del modelo. En nuestro caso, solo usamos la constante como variable exógena. Si –por ejemplo– se añadiera una variable *dummy* al modelo, la *prior* del peso de esa variable *dummy* estaría gobernada por ese  $\lambda_4$ . Mientras más alto sea este valor, menos informativa será la constante. Se considera que es mejor así, ya que la constante se asume igual a 0. Con un  $\lambda_4 = 100$  limitamos el impacto de la *prior* sobre el promedio *posterior* de la constante del modelo.
- f) Por último, con un  $\lambda_4=0.0001$  se logra imponer que el bloque interno no influya en la dinámica del bloque externo. Además, con un valor cercano a 0 se logra ser muy informativo para que exista un impacto del sector externo sobre el doméstico.

La finalidad de todo lo detallado es que la *prior* no pese mucho, ya que si esta pesa mucho, entonces la contribución de los factores internos sería considerable. Al no hacerlo así, los resultados se invierten. Sin embargo, para la economía peruana –al ser dependiente de los *commodities*– el *prior* no puede reflejar el hecho de que Perú sea una economía autárquica. Es por ello que se impone una *prior* más laxa.

## 2.2. Esquema de identificación

Hasta ahora se ha trabajado con el modelo VAR en su forma reducida<sup>57</sup>. Con el fin de obtener los *shocks* estructurales del sistema, es necesario identificar el modelo VAR en su forma estructural<sup>58</sup>. Además – como ya se discutió anteriormente– la imposición de la restricción del bloque exógeno en el BX-BVAR

<sup>56</sup> Cimadomo *et al.* (2022) imponen un  $\lambda_3 = 2$  utilizando *data* mensual y un  $p = 17$ . Este valor  $\lambda_3 = 1.9$  se utilizará con los modelos con un  $p = 13$ .

<sup>57</sup> En específico, con el modelo BX-BVAR en su forma reducida.

<sup>58</sup> Es decir, los *shocks* en su forma reducida (internos y externos) se pueden representar como una combinación lineal de *shocks* en su forma estructural (internos y externos), tal que:  $\mathbf{E}_t = \mathbf{H}\mathbf{U}_t$  con  $\mathbf{U}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ . En particular –agrupando las variables por bloques– tenemos que  $\begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{D} & \mathbf{D}^* \\ \mathbf{D}^* & \mathbf{D}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{u}_t \\ \mathbf{u}_t^* \end{bmatrix}$ .

implicaba que las variables externas podrían influir en la dinámica de las variables internas, pero no viceversa<sup>59</sup>. En consecuencia, se tiene que  $D_* = \mathbf{0}$ . Eso nos indica que también se debe aplicar esta restricción en la matriz que acompaña a  $U_t$  con la finalidad de que estos *shocks* estructurales del bloque doméstico  $u_t$  no influyan en movimientos de los *shocks* reducidos del bloque externo  $\varepsilon_t^*$ .

Una vez ya descompuestos estos *shocks* reducidos en *shocks* estructurales<sup>60</sup>, se procede con la identificación de estos últimos. Para ello, seguimos lo desarrollado en Arias *et al.* (2018)<sup>61</sup>. En relación a la identificación mediante signos y ceros en la parte estructural y –con el fin de encontrar una interpretación económica a estos *shocks*– se ensaya una matriz de identificación en la Tabla 7:

**Tabla 7.**

*Matriz de identificación de las restricciones contemporáneas de ceros y signos*

		Shock a ...						
		Canal precios		Canal real	Canal precios		Canal real	Canal financiero
Variable		Entorno cambiario	Oferta interna	Demanda agregada	Oferta externa	Precios externos	Demanda externa	Entorno financiero externo
		( $tc_t$ )	( $ipc_t$ )	( $pbi_t^{peru}$ )	( $food_t$ )	( $\Delta_3cobre_t^e$ )	( $pbi_t^{china}$ )	( $fed_t^{shadow}$ )
...	$tc_t$	+		-				+
	$ipc_t$		+	+	+			
	$pbi_t^{peru}$		-	+		+		
	$food_t$	0	0	0	+		+	
	$\Delta_3cobre_t^e$	0	0	0	0	+	+	
	$pbi_t^{china}$	0	0	0	0	0	+	
	$fed_t^{shadow}$	0	0	0	0	0	0	+

Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Las columnas representan *shocks* con interpretación económica, mientras que las filas representan las respuestas de las variables a estos *shocks*. Aquellas respuestas que están en blanco (áreas no restringidas) implican que el propio modelo va a calcular el signo del impacto.

Se necesita imponer estas restricciones de ceros en la matriz para mantener la relación entre el supuesto de exogeneidad en el bloque exógeno y la forma estructural del modelo BVAR. Por otro lado, la importancia de aplicar este enfoque de signos en las restricciones es que uno puede –a priori, y en base

<sup>59</sup> Este bloque externo sigue un esquema de identificación de Choleski. Es decir, el orden de estas variables va de las más exógena a la menos exógena, tal que  $fed_t^{shadow} \rightarrow pbi_t^{china} \rightarrow \Delta_3cobre_t^e \rightarrow food_t$ . Así, los *shocks* provenientes del índice de alimentos no afectan al resto del bloque externo y, los *shocks* provenientes de la tasa sombra de la FED impactan sobre todas las variables del bloque externo. Asimismo, se impone que dentro de la estructura de mercado de una *small open economy* las variables externas van en primer orden, seguidas de las variables internas. Particularmente, se considera que  $fed_t^{shadow}$  es la variable más exógena, dado que –para efectos prácticos– Estados Unidos es una economía autárquica. Consecuentemente, China responde a movimientos de Estados Unidos tanto en el sector real, financiero y de precios. Por otro lado, se considera  $tc_t$  como la variable menos exógena, ya que se considera que la autoridad de la política monetaria de Perú reacciona después de haber observado el comportamiento en  $ipc_t$  y  $pbi_t^{peru}$ .

<sup>60</sup> Recordemos que los residuos del modelo en su forma reducida se deben descomponer en *shocks* ortogonales que se pueden interpretar como *shocks* estructurales.

<sup>61</sup> Lo novedoso del enfoque de estos autores es que combinan restricciones propuestas por Sims (1980) y por Uhlig (2005). De esta manera, es posible imponer –simultáneamente– restricciones de signos y ceros.

a un marco teórico y empírico— inducir a que se cumplan ciertas relaciones causa-efecto. Estas últimas restricciones limitan la dirección del impacto de las variables del sistema<sup>62</sup> ante los *shocks* estructurales.

La última columna no puede tener ningún cero. La penúltima puede tener como máximo un cero. La antepenúltima, como máximo puede tener dos ceros, y así sucesivamente. Lo importante de imponer estos signos y ceros es que tienen que ser ortogonales, por lo que no puede haber —por ejemplo— un *shock* de demanda agregada que sea positivo en  $pbi_t^{peru}$  y en  $ipc_t$ , y que un *shock* de oferta interna también lo sea en ambas variables. Tienen que estar diferenciados de alguna manera, por eso —en el bloque doméstico— hay dos signos positivos y en el otro hay uno positivo y otro negativo. Al igual que un *shock* del entorno financiero externo, es positivo en  $fed_t^{shadow}$  y en  $tc_t$ , mientras que un *shock* de demanda externa es cero en  $fed_t^{shadow}$  y positivo en el resto del bloque externo. No obstante, esos signos están lejos de los signos de los *shocks* del entorno financiero externo. Por último, es válido cuestionar cómo uno puede verificar los signos impuestos en estas restricciones<sup>63</sup> para la economía peruana. Por ello —en la medida de lo posible— se trata de ser lo más agnóstico posible en la imposición de las restricciones de signos<sup>64</sup>.

Comenzando con el bloque interno, y —en línea del supuesto de la exogeneidad del bloque externo— se impone que los *shocks* internos (demanda agregada, oferta interna y entorno cambiario) no influyen contemporáneamente en los movimientos de las variables del bloque externo. Es por ello que observamos una matriz llena de ceros en la parte inferior izquierda de la matriz de identificación. En la parte superior izquierda de la matriz se pueden observar ciertos signos de *shocks* internos a las mismas variables internas. La diagonal de esta parte de la matriz tiene signo positivo, ya que estas reaccionan directamente ante sus propios *shocks*. Por otro lado, la segunda columna hace referencia a un *shock* de oferta interna y la tercera columna hace referencia a un *shock* de demanda agregada. A la luz de los resultados de Castillo *et. al* (2016)<sup>65</sup>, se impone un signo negativo en la respuesta del  $pbi_t^{peru}$  ante un *shock* de oferta interna y, se impone un signo positivo en la respuesta del  $ipc_t$  ante un *shock* de demanda agregada. Esto último acompañado de un signo negativo en la respuesta del  $tc_t$ <sup>66</sup>.

---

<sup>62</sup> Es válido mencionar que las respuestas de estas variables son contemporáneas a los *shocks*. No obstante, siguiendo a Arias *et al.* (2018), se puede imponer una duración en el signo. Es decir, se puede imponer hasta cuándo demora el efecto del *shock* de una variable. Para más detalle, véase la Tabla 8A en el Anexo. Esta última es una restricción más dura, ya que no solo se impone el impacto, sino que esta restricción nos dice que este impacto puede durar más tiempo. Sin embargo, este tiene un costo computacional más alto y también teóricamente, ya que es más difícil sustentar que un *shock* de —por ejemplo— demanda externa, demora  $n$  periodos en alcanzar a otras variables. Es por ello que es más fácil sustentar relaciones teóricas contemporáneas.

<sup>63</sup> Para más detalle, véase el capítulo 13.5 de Kilian & Lütkepohl (2017).

<sup>64</sup> En la línea de Uhlig (2005).

<sup>65</sup> Estos autores encuentran que —para el caso de Perú— cualquier *shock* de demanda interna impacta positivamente en el nivel de precios de la economía peruana y que —además— *shocks* de inflación ocasionan una caída del crecimiento económico.

<sup>66</sup> Para este caso, la moneda local se aprecia. Un aumento en los precios domésticos de una economía hace que el valor de la moneda local se deprima y, por lo tanto, el poder adquisitivo de esta se debilite frente a otras monedas.

Por otro lado, en relación al bloque externo, en la parte inferior derecha de la matriz se observa la restricción de ceros dada por el esquema de identificación de Choleski. La diagonal de esta parte de la matriz contiene signos positivos, ya que estas reaccionan directamente ante sus propios *shocks*. Por otro lado, se imponen signos positivos en las respuestas de  $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$  y  $\text{food}_t$  ante un *shock* de demanda externa. Esto se justifica por lo evidenciado en Roache (2012), Kim *et al.* (2017) y Delle Chiaie *et al.* (2022)<sup>67</sup>. Además, se fuerza la idea de estos signos, ya que Rutledge *et al.* (2013) y Becerra *et al.* (2022)<sup>68</sup>. Por su parte, en la parte superior derecha podemos observar ciertos signos de *shocks* externos sobre variables domésticas. Es así que –en la cuarta columna– se impone un signo positivo en la respuesta del  $\text{ipc}_t$  ante un *shock* de oferta externa. Esto va acorde con lo evidenciado por Castillo *et al.* (2020), Chen *et al.* (2020) y Cornejo *et al.* (2022)<sup>69</sup>. En la quinta columna podemos observar un signo positivo de la respuesta del  $\text{pbi}_t^{\text{peru}}$  ante un *shock* de precios externos<sup>70</sup>. Esto se justifica –en relación al precio *spot*– por los resultados encontrados por Larios-Meño *et al.* (2021) y Urbina & Rodríguez (2023)<sup>71</sup>. Por último, en la línea de Carrera *et al.* (2019) y Bhattarai *et al.* (2021)<sup>72</sup>, la última columna muestra un signo positivo en la respuesta del  $\text{tc}_t$  ante un *shock* del entorno financiero externo.

---

<sup>67</sup> Tanto Kim *et al.* (2017) como Delle Chiaie *et al.* (2022) encuentran que la actividad económica global influye en la determinación del precio de los *commodities*. En particular, Roache (2012) y Kim *et al.* (2017) evalúan cómo China –en su auge económico– demandaba mucho estos *commodities* como el petróleo o los metales, entonces el precio de estos aumentó considerablemente. Mientras que Delle Chiaie *et al.* (2022) determinan que los factores globales representan una fracción significativa en la determinación del precio de *commodities*.

<sup>68</sup> Tanto Rutledge *et al.* (2013) y Becerra *et al.* (2022) evidencian una relación directamente proporcional en la actividad económica de China y global en la determinación del precio *forward* y *spot* del cobre, respectivamente. A su vez, Galí (2015) y Walsh (2017) –al considerar un escenario de precios rígidos en un modelo Neo-Keynesiano– concluyen que el nivel de precios de una economía se puede anticipar a la evolución de precios futuros. Por ende, la expectativa de estos precios impacta positivamente sobre el *spot* de los mismos.

<sup>69</sup> Todos estos autores coinciden en que –si el precio de los productos importados aumentan– entonces la inflación de esa economía aumenta implícitamente.

<sup>70</sup> Dada la simultaneidad entre los precios *spot* y los precios *forward*, se aduce que la actividad económica puede reaccionar positivamente a *shocks* de expectativas del precio del cobre.

<sup>71</sup> Todos estos autores resaltan que –al aumentar el valor de las exportaciones de *commodities*– dado un incremento del precio de estos mismos, entonces esto representa un estímulo positivo en la actividad económica de Perú, ya sean por una mayor recaudación minera o por el canon minero.

<sup>72</sup> Estos autores concuerdan que –cualquier forma de política monetaria proveniente de Estados Unidos (como el uso de *Quantitative Easings* o la tasa de la FED)– generan un impacto en economías emergentes, ya que se produce una fuga de capitales hacia ese país, ocasionando así una depreciación de la moneda local, ergo, un aumento en el tipo de cambio.

## Capítulo V. Análisis de resultados y análisis de robustez

### 1. Análisis de resultados<sup>73</sup>

Una de las ventajas que ofrecen los modelos SVAR es que se puede recurrir a ciertas herramientas propias de la información obtenida de los *shocks* estructurales de la estimación de los modelos<sup>74</sup>, tales como las Funciones Impulso-Respuesta, la Descomposición de la Varianza del Error de Predicción y la Descomposición Histórica. Es válido precisar que estos cálculos provienen de la estimación de los modelos bajo ambos enfoques: VAR<sup>75</sup> y SZR-BX-BVAR. Las estimaciones del VAR frecuentista sirven como guía de los resultados obtenidos bajo el enfoque bayesiano. Primero se desarrollará de manera genérica lo obtenido en los modelos VAR para luego desarrollar más a detalle estos mismos resultados en los modelos SZR-BX-BVAR.

#### 1.1. Funciones Impulso-Respuesta<sup>76</sup>

Como queremos computar el impacto dinámico de estos *shocks* estructurales, recurrimos a las FIRs. Estos resumen todos esos efectos causales dinámicos de las fluctuaciones en los *shocks* sobre los agregados macroeconómicos. Como el principal interés de este trabajo de investigación es cuantificar el impacto y contribución de estos *shocks* externos<sup>77</sup> sobre la economía peruana, solo se presentarán las FIRs del bloque externo sobre el bloque doméstico.

Por un lado, las FIRs obtenidas de los modelos VAR en la Figura 6A nos muestran respuestas contrarias a lo esperado ante shocks de  $fed_t^*$  en el  $ipc_t$  y  $pbi_t^{peru}$ . La Figura 7A nos muestra una respuesta expansiva de  $pbi_t^{peru}$  ante un shock de  $pbi_t^{china}$ . Algo similar se observa en la Figura 8A, ya que ante shocks de  $\Delta_3 cobre_t^e$  la moneda local se aprecia y el producto se expande, aunque hay efectos poco

---

<sup>73</sup> Los modelos estimados tanto en el análisis de resultados como en el análisis de robustez no incluyen alguna variable *dummy* que identifique estos eventos extraordinarios ocurridos en momentos específicos dentro del periodo de análisis. Particularmente, el auge del precio de las materias primas y la crisis financiera internacional. No obstante –y dada la frecuencia de la *data* utilizada– se observa una evidente volatilidad en los mismos datos que –eventualmente– podrían distorsionar los resultados obtenidos en los modelos. Es por ello que se planteó alternativamente una extensión a la ecuación (1) tal que  $Y_t = A_0 + \sum_{h=1}^p A_h Y_{t-h} + \Phi D_t + E_t$ , donde  $D_t$  es la variable dicotómica que toma el valor de 1 en los periodos en donde cualquier variable dentro de  $Y_t$  presente algún *outlier*. Para más detalle de estos valores atípicos, véase la Tabla 9A. En consecuencia, se consideró un  $\lambda_4 = 1$  para que esta variable *dummy* sea lo más informativa posible en contraste a un  $\lambda_4 = 100$  cuando se incluía la constante como variable exógena al modelo. Los resultados obtenidos en el modelo SZR-BX-BVAR1 con esta extensión evidenciaron cambios poco significativos, por lo que se decidió no incluir esta variable *dummy* en la modelación final.

<sup>74</sup> A su vez, Stock & Watson (2018) sostienen que los macroeconomistas buscan identificar cuál es la respuesta de una economía ante cualquier tipo de perturbación. Para ello, recurren a enfoques como el de los modelos DSGE o los modelos SVAR (incluidos los modelos VECM). Es válido acotar que Beaudry *et al.* (2022) explora ambos enfoques y determina que tanto los SVAR como los DSGE son útiles para recuperar las respuestas ante *shocks* exógenos particulares en una economía.

<sup>75</sup> En la Figura 5A se muestra que todos los modelos VAR satisfacen la condición de estabilidad, ya que ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario.

<sup>76</sup> Las FIRs analizadas en esta sección se concentran en los modelos base detallados previamente en la Tabla 2A.

<sup>77</sup> En particular, se resalta la importancia de este tipo de expectativas del precio del cobre.

significativos en la inflación local. Aquí viene el punto interesante de este enfoque, como se observa en la Figura 9A, la respuesta de las variables domésticas ante *shocks* de  $spot_t$  disminuye ante la incorporación de  $\Delta_3 cobre_t^e$ , incluso, este disminuye más cuando se reemplaza a  $fed_t$  por  $fed_t^*$ . Por último, la Figura 10A reporta respuestas inflacionarias ante *shocks* de  $food_t$ .

Por otro lado, las FIRs obtenidas de los modelos SZR-BX-BVAR, muestran - en primer lugar- que en la Figura 11A las respuestas de las variables del bloque interno ante un *shock* del entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ ). Estos resultados en particular –aunque no comulgan con la evidencia empírica y teórica estudiada– son interesantes de analizar y mencionar desde un punto de vista de los canales de transmisión. Se evidencia que *shocks* positivos de  $fed_t^{shadow}$  impactan positivamente en el tipo de cambio (en consonancia con la restricción impuesta); es decir, se genera una apreciación de la moneda extranjera (que es lo mismo a que la moneda doméstica se devalúe) alcanzado un máximo en el séptimo mes<sup>78</sup>. No obstante, este impacto genera una singular apreciación en el mediano plazo. Como consecuencia, se genera una deflación acompañada de un impacto positivo en el PBI de Perú<sup>79</sup>. Se esperaría que sea una devaluación “pura”, es decir, no debería haber ningún retorno a una apreciación luego; empero, el problema con la *data* mensual es que la restricción de la duración del signo impuesta es muy laxa<sup>80</sup>. La teoría macroeconómica de economías abiertas y parcialmente dolarizadas<sup>81</sup> nos indican que un incremento del tipo de cambio –a pesar de cumplir la condición de Marshall-Lerner– puede reducir el producto<sup>82</sup>.

En segundo lugar, la Figura 12A muestra las respuestas de las variables del bloque interno ante un *shock* de demanda externa ( $pbi_t^{china}$ ). Estos resultados son más consistentes con la evidencia empírica y teórica. Por un lado, hay una respuesta negativa en el tipo de cambio a partir del segundo mes, alcanzo un máximo<sup>83</sup> en el duodécimo mes hasta que la respuesta se disipa a partir del cuarto año. Este se debe a un flujo de dólares en la economía que aumenta la cantidad de moneda extranjera y así se deprecia

<sup>78</sup> Csonto & Ivaschenko (2013) resaltan una marcada influencia de movimientos en la tasa de la FED sobre economías de la región (aunque en menor medida en aquellos países con fundamentos macro más sólidos). Asimismo, Eichengreen & Gupta (2015) concluyen que la volatilidad de los mercados financieros provenientes de Estados Unidos impacta significativamente en la región.

<sup>79</sup> Estos resultados –en particular– difieren en lo encontrado por Ganiko & Jiménez (2023). No obstante, coinciden con lo evidenciado por Flores (2016), el mismo que reporta que este *shock* impacta negativa y persistentemente a la inflación.

<sup>80</sup> Como ya se mostró anteriormente en la Tabla 8A, las restricciones impuestas son contemporáneas. Es decir, se asumen los valores “0 0”, lo que implica una restricción sobre el impacto en  $t$ . Aun cuando se probó que la duración de la devaluación dure por lo menos 3 meses (es decir, en lugar de imponer “0 0” se impuso “0 2”), se obtuvo un resultado marginal y a medida que se aumentaba la duración del signo se requería una mayor exigencia computacional.

<sup>81</sup> También denominada como dolarización financiera. Para países en desarrollo, este concepto de dolarización parcial se relaciona a un proceso hiperinflacionario en donde los agentes confían más en monedas que son más fuertes y estables que su moneda local.

<sup>82</sup> Esto hace referencia al *balance sheet effect* (BES). Es decir –a pesar de que mejore la balanza comercial ( $\uparrow XN$ ) y, por ende, mejore el producto– si el canal BES se activa, entonces el canal real también se activa, ya que la deuda del sector privado aumenta, por lo que el  $\downarrow Y_d \rightarrow C \downarrow \wedge \downarrow I$ , el mismo que es negativo porque el producto se ve afectado negativamente. Ergo, si la caída del producto por el BES es mayor al incremento del producto por la condición de Marshall-Lerner (debido a un  $\uparrow XN$ ), entonces esa devaluación de la moneda doméstica será recesiva o contractiva en el producto.

<sup>83</sup> El detalle de los valores máximos en las respuestas ante los impulsos de estos *shocks* se encuentran en la Tabla 10A.

esta moneda, generándose una baja en el tipo de cambio en el corto plazo. Por otro lado, el PBI de Perú responde positivamente ante un *shock* de demanda externa (consistente con la naturaleza de la economía peruana y su grado de apertura comercial), alcanzando una respuesta máxima en el decimoquinto mes y siendo persistente incluso luego del cuarto año de generado el *shock*. A su vez, se genera una respuesta negativa en la inflación antes del primer año, alcanzando un máximo en cuarto mes y –a partir del segundo año– la respuesta en la inflación es positiva en el mediano plazo, alcanzando un máximo en el tercer año de generado el *shock*<sup>84</sup>.

En tercer lugar, las respuestas de las variables del bloque interno ante un *shock* de precios externos ( $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$ ) se presentan en la Figura 13A. A diferencia de las FIRs anteriores, en estas encontramos diferencias en los modelos base. Como se detalló anteriormente en la Tabla 2A, se utilizan tres medidas distintas para calcular la expectativa del precio del cobre. El modelo SZR-BX.BVAR2 usa  $\Delta_3 \text{cobre}_t^{e3}$  como la variable que representa a los precios externos. En este caso, las respuestas de las variables de bloque doméstico son opuestas a las respuestas obtenidas en los modelos SZR-BX-BVAR1 y SZR-BX-BVAR3 que usan  $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$  y  $\Delta_3 \text{cobre}_t^{e3-}$ , respectivamente. Esta diferencia es interesante, ya que se asume que la formulación de expectativas en base al precio *forward*  $t$  periodos previos a la realización de la fijación del precio tiene efectos contrapuestos a aquellos que se hacen en el mismo  $t$  o  $t$  periodos adelante. En base a estos dos últimos modelos<sup>85</sup> se observa una respuesta negativa del tipo de cambio que alcanza su máximo en el séptimo mes y luego se vuelve poco significativa en el mediano y largo plazo<sup>86</sup>. A su vez, se observa una respuesta deflacionaria, alcanzando su máximo en el décimo mes. Las respuestas del tipo de cambio y de la inflación son de corto plazo (aunque la respuesta del segundo año es contraria a la respuesta del primer año y son poco significativas). Por su lado –y acorde al signo impuesto en la matriz de identificación– el PBI de Perú responde positivamente a un *shock* de precios externos, aunque de manera un poco ruidosa en los primeros 6 meses, alcanzado su respuesta máxima en el décimo mes y persistiendo hasta finales del segundo año. Estos resultados podrían ir en contra de la denominada “paradoja de la abundancia” que nos indica que una economía crece a una menor tasa si

---

<sup>84</sup> En relación a la primera respuesta, Winkelried (2014) evidencia que –para el caso peruano– el efecto traspaso del tipo de cambio a la inflación ha disminuido en el tiempo luego de que el BCRP adoptara un régimen de MEI. Por su lado, la segunda respuesta está relacionada al propio impulso de demanda externa sobre el PBI de Perú, que a su vez genera este efecto inflacionario. Además, las restricciones de signos impuestos indican que el canal de precios externos responde proporcionalmente a la demanda externa.

<sup>85</sup> Y, a la imposición de restricción contemporánea de los precios externos sobre la demanda externa para así mostrar una ortogonalidad entre el desempeño económico de China y cualquier situación que afecte al precio del cobre. Es decir, estos *shocks* no tienen relación con el PBI de China.

<sup>86</sup> Estos resultados siguen la línea de lo evidenciado por Kohlscheen *et al.* (2017). Estos autores –entre otras cosas– enfatizan esta relación negativa y significativa entre el tipo de cambio y el precio de materias primas. Esto se puede explicar por medio de un canal de transmisión similar al de demanda externa, donde un flujo fuerte de dólares entra en la economía y devalúa la moneda extranjera. No obstante, Tashu (2018) evidencia que no existe una relación estadísticamente significativa entre estas variables.

es que está dotada de algún recurso natural (como el cobre)<sup>87</sup>. No obstante, estos resultados refuerzan lo hallado por Bildirici & Gokmenoglu (2020)<sup>88</sup>.

Finalmente, la Figura 14A muestra las respuestas de las variables del bloque interno ante un *shock* de oferta externa ( $food_t$ ). Reforzando lo hallado por Cornejo *et al.* (2022), observamos una respuesta inflacionaria ante un *shock* de la oferta externa<sup>89</sup>, la misma que alcanza un máximo en el décimo mes, mientras que en el mediano plazo se observa una respuesta deflacionaria, aunque poco significativa. Asimismo, se observa que el PBI de Perú responde negativamente ante este evento inflacionario ocasionado por un aumento en el precio de los alimentos, cuyo máximo valor de impacto se registra en el decimoctavo mes. En consecuencia, este proceso inflacionario repercute negativamente en el tipo de cambio en el primer semestre después de generado el *shock* y –desde el séptimo mes hasta el vigésimo mes– se genera una depreciación de la moneda local que alcanza su máximo impacto en el decimocuarto mes<sup>90</sup>.

En suma, las FIRs son robustas a distintas especificaciones de las expectativas del precio del cobre, con la excepción de las repuestas del bloque interno ante *shocks* de precios externos. En relación con las respuestas obtenidas de las distintas FIRs en el tipo de cambio, evidenciamos que tanto *shocks* de precios externos como *shocks* del entorno financiero externo obtienen respuestas –negativas y positivas, respectivamente– que duran un poco más del corto plazo; mientras que *shocks* de demanda externa tienen efectos negativos un poco más prolongados; asimismo, se observan respuestas contrarias ante *shocks* de oferta externa en el corto y mediano plazo por un mayor y menor dinamismo en la actividad económica, respectivamente. Por otro lado, y –en relación a las respuestas obtenidas de las distintas FIRs en la inflación– mostramos que –relativamente– esta variable doméstica es la menos afectada (aunque con respuestas de mediano plazo persistentes ante *shocks* de demanda externa), con la excepción de las respuestas ante *shocks* de oferta externa que son de mayor magnitud en el corto y mediano plazo. Por último, en relación a las respuestas obtenidas de las distintas FIRs en el PBI de Perú, observamos las respuestas ante *shocks* de precios externos (representados por estas expectativas del precio del cobre) que son de particular interés, las mismas que muestran una respuesta “ruidosa”

---

<sup>87</sup> También se conoce como la hipótesis de la maldición de los recursos naturales. Básicamente, se genera el descubrimiento y explotación en gran escala de este recurso natural, lo que genera una entrada abundante de divisas, ocasionado así una pérdida de competitividad del sector transable acompañada de un impacto negativo en el tipo de cambio; ergo, las empresas de este sector se ven afectadas con la pérdida de empleo, disminuyendo el consumo y por consiguiente, el producto. Para más detalle, véase De Gregorio (2012). Otros documentos de investigación sobre el tema le pertenecen a Sachs & Warner (2001), Goderis & Malone (2011) y Kim & Lin (2017).

<sup>88</sup> Estos autores sostienen que el crecimiento económico de países que son dependientes de los *commodities* está económicamente y significativamente relacionado con fluctuaciones del precio de materias primas (en particular, metales preciosos).

<sup>89</sup> En la misma línea de la restricción de signo impuesta.

<sup>90</sup> Lo curioso de esta discontinuidad de la respuesta del tipo de cambio es que la expansión del PBI de Perú (generada por un aumento en los precios externos ofertados) podría estar impulsando la apreciación de la moneda local; mientras que la contracción del PBI de Perú (generada por un aumento en los precios externos ofertados) tiene un impacto de corto plazo en la depreciación de la moneda local.

durante los primeros meses y, es positiva y significativa en los meses siguientes. Estos no parecen ser tan transitorios como la mayoría de trabajos de investigación que calcula el impacto de estos precios sobre la actividad económica peruana, los mismos que los reportan como *shocks* transitorios que se disipan antes del primer año; asimismo, evidenciamos que tanto *shocks* de demanda externa como *shocks* de oferta externa obtienen respuestas –positivas y negativas, respectivamente– que son persistentes en el corto y mediano plazo; aunque documentamos efectos contrarios a los esperados ante *shocks* del entorno financiero externo.

#### 1.1.1. Efecto Traspaso

Con la información obtenida en el apartado anterior es posible medir una respuesta relativa media de las variables del bloque interno ante *shocks* de las variables del bloque externo. Aquello se cuantifica con la finalidad de que estos *shocks* susciten una dinámica media en las variables del bloque doméstico en un tiempo determinado. Estos resultados se presentan en la Tabla 11A.

En primer lugar, y –en referencia a los efectos traspaso hacia el tipo de cambio– el efecto traspaso (ET)<sup>91</sup> de oferta externa es poco significativo en el corto plazo, mientras que en el mediano plazo<sup>92</sup> se origina una depreciación de la moneda local de 0.21 puntos porcentuales (pp.). Asimismo, el ET de precios externos genera una apreciación de 1.73 pp. en el corto plazo, en tanto que esta apreciación disminuye a 1.40 pp. en el mediano plazo<sup>93</sup>. En esa misma línea, el ET de demanda externa causa una apreciación de 0.71 pp. en el corto plazo, mientras que este efecto aumenta esta apreciación hasta 0.81 pp. en el mediano plazo. Por último, el ET del entorno financiero externo genera una depreciación de 1.08 pp. en el corto plazo, en cambio, este efecto se revierte a una depreciación de 0.81 pp. en el mediano plazo.

Por el lado de los efectos traspaso hacia la inflación, observamos que el ET de oferta externa aumenta de 0.07 pp. a 0.14 pp. del primer al segundo año, mientras que este es casi insignificante en el mediano plazo. En tanto, el ET de precios externos origina una respuesta deflacionaria de 0.11 pp. en el corto plazo, mientras que este se mantiene casi igual en el mediano plazo. Asimismo, el ET de demanda externa evidencia una respuesta deflacionaria de 0.06 pp. en el corto plazo, en cambio, a partir del segundo año, la respuesta es inflacionaria en 0.12 pp. hasta llegar a 0,31.pp terminando el mediano

---

<sup>91</sup> También se puede considerar como un aumento en cierta unidad de la variable del bloque externo originado por un *shock* de la misma variable.

<sup>92</sup> El corto plazo hace referencia al efecto después del primer año de haberse generado el *shock*, mientras que el mediano plazo hace referencia al efecto después del quinto año de haberse generado el *shock*.

<sup>93</sup> En línea con lo evidenciado por Dancourt & Mendoza (2016), quienes argumentan –para el caso peruano– que incrementos en los precios de los principales *commodities* tienen efectos negativos en el tipo de cambio.

plazo. Finalmente, el ET del entorno financiero externo genera una respuesta deflacionaria entre 0.10 pp. y 0.17 pp, sujeto al horizonte temporal.

En relación a los efectos traspaso hacia el PBI de Perú, evidenciamos que el ET de oferta externa no genera una respuesta significativa (aunque contractiva) en el corto plazo, mientras que esta respuesta negativa aumenta hasta 0.60 pp. en el mediano plazo. Por su lado, el ET de precios externos registran una respuesta expansiva de 0.26 pp en el corto plazo, en cambio, esta respuesta disminuye a 0.15 pp. en el mediano plazo. A su vez, el ET de demanda externa origina una respuesta expansiva de 0.35 pp. en el corto plazo, en tanto que esta respuesta aumenta considerablemente a 0.94 pp. en el mediano plazo. Por último, el ET del entorno financiero externo registra respuestas expansivas de 0.21 pp en el primer año, mientras que esta respuesta expansiva aumenta a 0.42 pp. en el mediano plazo.

Lo curioso de estos cálculos de los ET es que se evidencian respuestas poco esperadas con respecto al entorno financiero externo (aunque ya se intuían desde el cálculo de las FIRs), tales como una depreciación en el mediano plazo, una respuesta deflacionaria en todo el horizonte de tiempo y una respuesta expansiva en el mediano plazo. Por otro lado –y sobre todo– algo que es muy interesante, es que observamos que los efectos de estos precios externos<sup>94</sup> no son tan transitorios sobre el PBI de Perú y tipo de cambio como lo registrado ampliamente en estos trabajos; además que estos efectos son mayores en magnitud y se mantienen en todo el horizonte de análisis; a su vez, se observa que el efecto de demanda externa es “absorbido” en cierta parte por estos precios externos, aunque siguen siendo fundamentales sobre la economía peruana. De igual modo, se evidencia que la oferta externa tiene efectos contractivos sobre el PBI de Perú en todo el horizonte de tiempo, mientras que genera una respuesta inflacionaria relevante hasta el segundo año<sup>95</sup>.

En particular, el ET hacia la inflación simplifica una dependencia de la canasta del consumidor hacia la importación de alimentos. Por su lado, el tipo de cambio se ve más afectado por el ET de precios externos que el de demanda externa. Esto podría evidenciar más de un canal de transmisión en donde el precio de estos *commodities* impactan en los precios en mercados distintos de China, que tienen efectos significativos en el tipo de cambio.

## 1.2. Descomposición de la Varianza del Error de Predicción

En el análisis de ciclos económicos se considera que la descomposición de la varianza del error de predicción es una herramienta de primer orden para computar la importancia relativa que le corresponde

---

<sup>94</sup> Representado por las expectativas del precio del cobre.

<sup>95</sup> Es más, se destaca el aumento de los ET de oferta externa, precios externos y demanda externa entre el primer y segundo año hacia el tipo de cambio, PBI de Perú e inflación (con la excepción de que este último genera aumentos en el ET del entorno financiero externo en vez de precios externos).

en la variación de las fluctuaciones macroeconómicas ante cualquier *shock* implícito de interés. Es decir, la DVEP sirve para calcular la contribución –en términos de incertidumbre– de estos *shocks* estructurales de las variables de bloque externo a la varianza de las variables del bloque interno. Es válido precisar que estos cálculos provienen de la estimación de los modelos bajo ambos enfoques: VAR y SZR-BX-BVAR. Estos resultados se presentan en la Tabla 12A y la Tabla 13A, respectivamente.

Por un lado, las DVs obtenidas de los modelos VAR nos indican que la incorporación de nuestra variable de expectativas le resta algo de importancia a los mismos precios *spot* del cobre. El caso más evidente es con el tipo de cambio, ya que el 16.41% de su variabilidad se explicaba por *shocks* de  $spot_t$ , mientras que al incorporar el  $\Delta_3 cobre_t^e$ , la importancia del precio *spot* baja a 8.47% y se le atribuye un 11.53% a  $\Delta_3 cobre_t^e$ . Esto es interesante, ya que se ha incluido un *shock* asociado que tiene una historia relacionada a expectativas (que pueden incluir otras cosas) y que le sustrae efecto a los demás *shocks*. Ergo, estamos mostrando, en primera instancia, que algún otro factor (posiblemente relacionado con cambios en las expectativas de precios) impacta a las variables internas de la economía peruana.

Por otro lado –en las DVs obtenidas de los modelos SZR-BX-BVAR– el primer resultado obtenido de este análisis es que las fluctuaciones de las principales variables internas de la economía peruana son explicadas –en su mayoría– por eventos externos: 69.84 % para el tipo de cambio, 64.42 % para la inflación y 71.85 % para el PBI de Perú<sup>96</sup>. El *shock* externo que más contribuye a la variabilidad del tipo de cambio es el entorno financiero externo (25.16 %), seguido de precios externos (19.25 %)<sup>97</sup>. Por su lado, la demanda externa y la oferta externa son los factores externos cuyos *shocks* contribuyeron más en la variabilidad de la inflación (23.10 % y 21.45 %, respectivamente)<sup>98</sup>. Por último, en relación a los *shocks* que más contribuyeron a la variabilidad del PBI de Perú son los de demanda externa (35.04%) y oferta externa (15.01%). En otras palabras, tanto los factores de demanda externa como oferta externa explican la mayor parte de la variabilidad de las variables del bloque interno<sup>99</sup>. En consecuencia, se evidencia que existe una marcada vinculación entre las fluctuaciones macroeconómicas de Perú y los factores externos por medio de determinados canales de transmisión<sup>100</sup>.

---

<sup>96</sup> Se toman en cuenta los resultados obtenidos del modelo SZR-BX-BVAR1, ya que los resultados de los demás modelos son muy similares, con la excepción del modelo SZR-BX-BVAR2 (que muestra contribuciones relativamente menores).

<sup>97</sup> Particularmente, se resalta esta contribución de las fluctuaciones en las expectativas del precio del cobre que impactan en movimientos del tipo de cambio. Esta contribución aumenta considerablemente a lo largo del mediano plazo y “reduce” la contribución de demanda externa.

<sup>98</sup> Este resultado es coherente en relación a la categoría que se le asigna a Perú como país importador de bienes alimenticios.

<sup>99</sup> La única excepción es el tipo de cambio, ya que es el entorno financiero externo uno de los factores que más explica su variabilidad, en lugar de la oferta externa.

<sup>100</sup> Estos resultados coinciden con lo evidenciado por Mendoza & Collantes (2017).

### 1.3. Descomposición Histórica<sup>101</sup>

Para valorar la contribución conjunta –en cada momento  $t$ – sobre la dinámica histórica de estos *shocks* externos a las desviaciones de las variables internas de la economía peruana en relación a su media, se recurre al análisis de Descomposición Histórica (DH). Primero se hace un análisis gráfico de las contribuciones en las DH presentadas en la Figura 15A y Figura 16A; no obstante –en la Tabla 14A– se desarrolla un análisis más detallado de la Figura 16A calculando las contribuciones en términos absolutos en distintos periodos de tiempo: auge económico (*boom* de los *commodities* y crisis financiera internacional) y desaceleración económica.

Por un lado, las DHs obtenidas de los modelos VAR<sup>102</sup> mostradas en la Figura 15A nos indican que los factores externos han sido importantes en la contribución a la evolución de las series de la economía peruana. La variable de expectativas toma especial relevancia en periodos de apreciación y depreciación de la moneda local después en los periodos post-crisis financiera; mientras que el entorno financiero externo fue relevante en el periodo pre-crisis financiera para el crecimiento del PBI de Perú, sin embargo, toma menos importancia en la segunda mitad de la muestra. Claramente, la desaceleración del PBI de China ha contribuido negativamente en la desaceleración del crecimiento del PBI de Perú.

Por otro lado –en las DHs obtenidas de los modelos SZR-BX-BVAR mostradas en la Figura 16A– y, centrándonos en el tipo de cambio, el análisis gráfico y de contribuciones absolutas nos indica que los eventos externos han contribuido un 71.3 % de su dinámica histórica. De estas contribuciones, los precios externos han sido el factor que ha contribuido en mayor magnitud a esta dinámica (25.9 %) <sup>103</sup>, mientras que la oferta externa fue el factor que menos ha contribuido a su evolución (9.6 %). Específicamente, analizando el periodo de auge económico, evidenciamos que los precios externos siguen aportando una mayor proporción en la evolución del tipo de cambio (26.5 %); más aún –si disgregamos este periodo– observamos que la crisis financiera fue el periodo en donde este factor externo contribuyó más (14.9 %) que en el *boom* de *commodities* (11.6 %), conservándose así una baja contribución de la oferta externa en el *boom* de los *commodities* (1.9 %) <sup>104</sup>. En el periodo de desaceleración económica <sup>105</sup> evidenciamos que estas contribuciones se mantienen en orden nominal,

---

<sup>101</sup> El modelo elegido para presentar estos resultados es el modelo SZR-BX-BVAR1. Las diferencias entre los modelos base son casi imperceptibles. No obstante, las DH de los modelos base restantes están disponibles bajo pedido.

<sup>102</sup> Para este caso se utilizó como referencia el modelo VAR2\_FED\*.

<sup>103</sup> En la misma línea que Chen & Rogoff (2003). Estos autores concluyen que los precios globales de las principales materias primas tienen una relación consistente e indirecta con el tipo de cambio.

<sup>104</sup> Es llamativo reportar que en este primer periodo observamos contribuciones positivas del entorno financiero externo sobre el tipo de cambio dentro del *boom* de los *commodities* (2004:M4-2006:M6), mientras que este mismo factor externo contribuye negativamente en el periodo pre-crisis y post-crisis (2005:M5-2010:M7). Esto es consistente con la evolución en el tiempo de la tasa de la FED mostrada en la Figura 4A. En ella se observa un aumento de esta tasa de 1 % a 5 % en el *boom* de los *commodities*, mientras que esta tasa disminuyó a tasas cercanas a 0 % en el periodo de la crisis financiera.

<sup>105</sup> También se puede considerar como un periodo de eventos globales de aversión al riesgo.

siendo los precios externos el factor que más aportó en la evolución del tipo de cambio (25.9 %), caso contrario con la oferta externa (10.7 %) <sup>106</sup>.

Luego, en relación a la DH de la inflación, el análisis gráfico y de contribuciones absolutas refleja que los eventos externos han contribuido un 62.5 % de su dinámica histórica. De estas contribuciones, la oferta externa ha sido el factor que ha contribuido considerablemente a esta dinámica (22.4 %), mientras que los precios externos fueron el factor que ha contribuido en menor magnitud a su evolución (7.9 %). Particularmente –considerando el periodo de auge económico– exhibimos que la oferta externa sigue aportando una mayor proporción en la evolución de la inflación (23.4 %); es más –si disgregamos este periodo– observamos que la crisis financiera fue el periodo en donde este factor externo contribuyó más (18.2 %) <sup>107</sup> que en el *boom* de *commodities*, en donde el entorno financiero externo fue el factor que más aportó en la dinámica de la inflación (7.5 %) <sup>108</sup>, conservándose así una contribución inferior de los precios externos en el *boom* de los *commodities* (3.9 %). En el periodo de desaceleración económica mostramos que estas contribuciones conservan el orden nominal, siendo la oferta externa el factor que más contribuyó en la dinámica de la inflación (21.2 %), caso contrario con los precios externos (7.5 %) <sup>109</sup>.

Finalmente, en cuanto a la DH del PBI de Perú, el análisis gráfico y de contribuciones absolutas evidencian que los eventos externos han contribuido un 68 % de su dinámica histórica. De estas contribuciones, la demanda externa ha sido el factor que ha contribuido notablemente a esta dinámica (25.5 %), mientras que los precios externos fueron el factor que ha contribuido en inferior proporción a su evolución (13.2 %) <sup>110</sup>. Particularmente, considerando el periodo de auge económico, mostramos que la demanda externa sigue aportando una mayor proporción en la dinámica del PBI de Perú (25.5 %); asimismo –si dividimos este periodo– observamos que la crisis financiera fue el periodo en donde este factor externo contribuyó relativamente más (13.6 %) que en el *boom* de *commodities* (11.8%),

---

<sup>106</sup> En el período post-crisis hasta el 2015, la contribución de los factores domésticos aumentaron proporcionalmente, aunque estos volvieron a disminuir, ya que los factores externos –en especial los precios externos– comenzaron a jugar un rol más importante en la dinámica del tipo de cambio. Precisamente, en el periodo 2017-2018 fueron los precios externos los que contribuyeron en la apreciación de la moneda local, mientras que en el periodo 2018-2019 se evidencia una contribución positiva de demanda externa que generó un efecto depreciatorio en la moneda local. Este último se debe a que China creció –en promedio– a tasas de 6.42 % por año, en comparación al 11.42 % anual en el periodo pre-crisis y *boom* de los *commodities*.

<sup>107</sup> En particular, la contribución de la oferta externa fue deflacionaria en el periodo 2009:M1-2010:M8, mientras que esta fue inflacionaria en el periodo 2010:M10-2012:M6.

<sup>108</sup> Contrario a lo esperado, la contribución del entorno financiero externo aportó negativamente en la deflación ocurrida en el periodo pre-crisis, el mismo que coincide con incrementos en la tasa de la FED. Por otro lado, el proceso inflacionario que tomó lugar en 2007:M8-2009:M6 se explicó –en su mayor parte– por contribuciones de factores domésticos y de demanda externa.

<sup>109</sup> No obstante, la contribución de precios externos a la dinámica de la inflación fue directamente proporcional en los periodos 2007:M8-2009:M6 y 2011:M11-2016:M3.

<sup>110</sup> Sin embargo –a diferencia de las contribuciones absolutas del tipo de cambio y de la inflación– la distribución de las contribuciones de la oferta externa, precios externos y entorno financiero externo es más homogénea. Esto ya nos da un indicio sobre la ganancia de incorporar la expectativa del precio del cobre en los modelos.

aunque en este último sub-periodo fue la oferta externa el factor que menos aportó (4.1%)<sup>111</sup> en comparación a los precios externos en la crisis financiera (8 %)<sup>112</sup>. En la etapa de desaceleración económica notamos que estas contribuciones conservan el mismo orden nominal, siendo la demanda externa el factor que más contribuyó en la dinámica del PBI de Perú (25.6 %)<sup>113</sup>, caso contrario con la oferta externa (13 %).

En suma, el tipo de cambio y el PBI de Perú son las variables en donde los factores domésticos tomaron un rol un poco más relevante luego de la crisis financiera (2011-2016), mientras que estas variables fueron dominadas<sup>114</sup> por los factores externos en periodos pre-crisis financiera (2005-2010) y pre-crisis COVID-19 (2017-2019). Caso contrario con la inflación, ya que esta variable es la que –relativamente– fue menos dominada por factores externos y la que mantuvo homogéneas las contribuciones de los factores externos en toda la muestra de análisis. Además, se resalta que en periodos de relativa estabilidad en la evolución de la inflación (2013-2014), la contribución de los factores domésticos fue poco relevante para su dinámica<sup>115</sup>.

## 2. Análisis de robustez

Se propone una serie de ejercicios de robustez que nos permiten ratificar lo obtenido en el análisis de resultados y valorar la sensibilidad de los mismos ante distintas especificaciones alternas. Estas distintas especificaciones se basan en el modelo base SZR-BX-BVAR1 del enfoque bayesiano.

### 2.1. Reemplazo de variables

En este primer ejercicio de robustez se proponen distintas definiciones de las variables del modelo (en ambos bloques) con el fin de evaluar qué tan sensibles son los resultados ante este cambio en particular.

---

<sup>111</sup> En este periodo, la oferta externa contribuyó negativamente y –de manera poco relevante– al PBI de Perú, mientras que en la etapa de post-crisis financiera las contribuciones fueron positivas, aunque esta coincidió con una contracción de la economía.

<sup>112</sup> Sin embargo, observamos que en el periodo 2006:M12-2008:M4 tanto los precios externos y la demanda externa aportaron a la expansión de la economía peruana (que en el periodo pre-crisis crecía cerca de 6.58 %). Registrándose así una relación directa entre estos factores externos y la dinámica del PBI de Perú. Por su lado, se consta de contribuciones directas de demanda externa y precios externos en la caída del crecimiento entre 2008:M11-2009:M12, mientras que esto se revierte entre 2010:M7-2011:M10.

<sup>113</sup> En este período se resaltan varios puntos importantes. Si bien en este periodo los factores internos jugaron un rol más importante en comparación al periodo previo, se destaca esta dinámica conjunta de la demanda externa y precios externos en el periodo 2007-2012 (antes, durante y después de la crisis); sin embargo, esta dinámica conjunta cambia del 2013 al 2018. En todo el año 2019, esta relación retornó a su dinámica conjunta inicial. Además, desde mediados del 2016 hasta finales del 2019, la desaceleración de la actividad económica de China aportó de manera relevante a la desaceleración de la actividad económica del Perú, aunque del 2016 hasta el 2018 las contribuciones de los precios externos contrarrestaron esta contribución negativa. Por último, lo llamativo del entorno financiero externo es que en este periodo de eventos globales de aversión al riesgo, la contribución fue negativa en el periodo en el que la autoridad monetaria de Estados Unidos fijaron tasas de interés cercanas a cero (del 2009 al 2016) para contrarrestar el impacto generado luego de la crisis financiera a finales del 2008 (esta medida se volvió a tomar por parte de Estados Unidos ante la crisis del COVID-19 a inicios del 2020). Luego de ello, la contribución fue positiva pero poco relevante.

<sup>114</sup> En sentido de la contribución a la desviación de la variable doméstica respecto a su *steady state*.

<sup>115</sup> Se puede entender que los periodos de alta volatilidad de la inflación se deben a factores idiosincráticos.

En relación al bloque interno, se propone una medida alterna para el tipo de cambio ( $tc2_t$ ). En este caso se utiliza un tipo de cambio que considere los flujos de capitales de otros países que también son socios comerciales de Perú (entre ellos, China), de tal manera que este precio esté expresado en soles por canasta<sup>116</sup> y ya no solo en nuevos soles por dólar<sup>117</sup>. Adicionalmente, se reemplaza la inflación por la inflación subyacente por exclusión ( $ipcs_t$ ). Esta última medida de la inflación no considera aquellos productos que son más variables en sus precios, los mismos que están relacionados con *shocks* de oferta externa. Por su lado, se restringe la medida de la actividad económica a una donde no se consideren los efectos directos de las exportaciones ni importaciones, tal que se sustituye el PBI de Perú por la demanda interna ( $di_t$ ).

En lo que concierne al bloque externo, se opta por utilizar otro bien de importación que representa a la oferta externa. Este es el precio del petróleo ( $wti_t$ ), el mismo que representa a un subgrupo de bienes que afectan al precio de combustibles en la economía doméstica<sup>118</sup>. Además, se propone una medida alternativa de la expectativa del precio del cobre que se calcula como un *spread* simple entre el precio *forward* y el precio *spot* en  $t$  ( $scobre_t$ ), de modo que no se aplique diferencias en logaritmos dado que no es necesario delimitar el rango de la serie analizada. Por último, se reemplaza la tasa sombra de la FED por la tasa efectiva de la FED ( $fed_t$ ). Esta última no considera las medidas en materia de política monetaria *non-conventional* que –de alguna manera– no se manifestaban en variaciones en la tasa de interés.

Así, las FIRs reportadas en la Figura 17A nos muestran que  $tc2_t$  responde en el muy corto plazo y luego de manera poco significativa en el mediano plazo ante *shocks* de  $fed_t$ . Las respuestas de este  $tc2_t$  ante los demás *shocks* externos mantienen la misma tendencia, aunque en menor magnitud. Además, las respuestas de  $ipcs_t$  ante los distintos *shocks* externos mantienen el mismo signo que en el modelo base inicial, pese a que se vuelven –relativamente– poco significativas. A su vez, las respuestas de  $di_t$  ante estos *shocks* externos se amplifican y se vuelven un poco más consistentes. En particular, se resalta un mayor impacto de  $scobre_t$ <sup>119</sup>.

Luego, las DVEP mostradas en la Tabla 15A nos sugieren que las contribuciones de los *shocks* externos a la variabilidad del bloque interno se mantienen en proporción al agregado; no obstante, se encuentran diferencias llamativas en la variabilidad de  $ipcs_t$  y  $di_t$  ante contribuciones de *shocks* de  $pbi_t^{china}$  y  $fed_t$ , las mismas que disminuyen y aumentan, respectivamente. Además, la contribución de los factores

---

<sup>116</sup> Se considera como un tipo de cambio nominal multilateral.

<sup>117</sup> Se considera como un tipo de cambio nominal bilateral.

<sup>118</sup> Para más detalle, véase Choi *et al.* (2018).

<sup>119</sup> En la misma línea que Rodríguez *et al.* (2023), quienes reportan que el precio de los *commodities* afectan más a la inversión (componente clave de la demanda interna de un país). Véase también, Gondo & Vega (2019).

internos y externos se equilibra en relación a  $tc2_t$ . Por último, y –en particular– la DH de  $tc2_t$  desarrollada en el primer gráfico de la Figura 23A, muestra que las contribuciones de los factores externos a la dinámica de  $tc2_t$  se mantienen, aunque con un poco menos de intensidad en términos absolutos y –sobre todo– con casi nulo aporte por parte de  $fed_t$ .

## 2.2. Cambio en el valor de las *priors*

En base a lo desarrollado y sustentado en el Capítulo III, se considera cambiar el valor de los hiperparámetros utilizados en el modelo SZR-BX-BVAR1 como un ejercicio de sensibilidad. Para ello, se busca utilizar *priors* que sean un poco más informativas en comparación a las no informativas utilizadas en el modelo base. En particular, se plantea un  $ar = 0.5$ ,  $\lambda_1 = 0.6$ ,  $\lambda_3 = 1.3$ ,  $\lambda_4 = 10$  y  $\lambda_5 = 0.01$ . En el caso de  $ar$  y  $\lambda_1$  se busca ser un poco más informativos respecto a la estacionariedad de las series y a toda su estructura, respectivamente. Para el caso de  $\lambda_3$  se pretende otorgar un poco más de importancia a los rezagos más lejanos del modelo. El  $\lambda_4$  se reduce para que la constante (variable exógena) del modelo sea más informativa. Finalmente, se aumenta el valor de  $\lambda_5$  para no restringir tanto la influencia del bloque interno en la dinámica del bloque externo.

De esta manera, el análisis de las FIRs mostrado en la Figura 18A nos permite evidenciar que –prácticamente– las respuestas de las variables del bloque interno no han sufrido algún cambio de consideración por parte de *shocks* de factores externos. Las únicas diferencias en magnitud –aunque relativas– son las repuestas de  $tc_t$  ante *shocks* de demanda externa, precios externos y oferta externa. Estas repuestas disminuyen un poco en el corto plazo.

En relación al análisis de la DVEP desarrollado en la Tabla 16A, se reporta que no ha habido cambios de consideración en la proporción de los *shocks* de factores externos a la variabilidad de las variables domésticas<sup>120</sup>. Sin embargo, se puede resaltar que la contribución de precios externos a la variabilidad del  $tc_t$  disminuyó en 2.42 pp.; además, la contribución de oferta externa a la variabilidad de  $ipc_t$  aumentó en 1.59 pp. y, el aporte de la demanda externa al  $pbi_t^{peru}$  se redujo en 3.48 pp. Por último, y –en especial– la DH del  $tc_t$  desarrollada en el segundo gráfico de la Figura 23A, muestra que tanto las contribuciones de los factores externos como internos se mantienen prácticamente sin mayor diferencia en los periodos y sub-periodos analizados.

---

<sup>120</sup> En agregado, solo disminuyen entre el 1 % y 2 %.

### 2.3. Cambio en el orden de variables

Es de amplio conocimiento que la elección en el orden de las variables endógenas de un modelo de vectores autorregresivos influye en la naturaleza recursiva por la descomposición de Cholesky en un sistema como  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{B}\mathbf{u}_t$ . Es así que se invierte el orden de las variables pertenecientes al bloque externo, tal que  $pbi_t^{china} \rightarrow fed_t^{shadow} \rightarrow food_t \rightarrow \Delta_3cobre_t^e$ , donde la variable más exógena es  $pbi_t^{china}$  y la menos exógena es  $\Delta_3cobre_t^e$ . Es natural pensar que la causalidad de estas variables es bidireccional y por ende, revertir el orden de estas supone un interesante ejercicio de sensibilidad.

De este modo, se demuestra que tanto en el análisis de las FIRs, DVEP y DHs (desarrollados en la Figura 19A, en la Tabla 17A y en el tercer gráfico de la Figura 23A, respectivamente) no ha ocurrido cambio significativo en todo sentido. En relación a estas dos últimas, las diferencias no llegan ni al  $\pm 1$  pp.

### 2.4. Exclusión de variables

Con el fin de valorar diferentes medios de transmisión de los *shocks* del bloque externo al bloque doméstico, se opta por no incluir –en principio– al canal financiero<sup>121</sup>. Además, se dispone a no amplificar el canal real para condensar el análisis en el PBI de China.

De esta manera, el análisis de las FIRs desarrollado en la Figura 20A nos muestra que –ante esta exclusión del canal financiero– y, concerniente a un *shock* de demanda externa, se produce una apreciación mucho mayor del nuevo sol en el mediano plazo, mientras que la respuesta deflacionaria se extiende hasta finalizar el primer año y la respuesta inflacionaria de mediano plazo disminuye en magnitud; a su vez, el  $pbi_t^{peru}$  no sufre cambios significativos para comentar. En relación a un *shock* de precios externos, no se reportan cambios significativos en magnitud ni en signo en las repuestas de las variables del bloque interno ante la exclusión del canal financiero. Por último, ante un *shock* de oferta externa, se evidencia que –tanto el efecto depreciatorio de mediano plazo como la respuesta inflacionaria del segundo año– aumentan notablemente.

En lo que respecta al análisis de DVEP evidenciado en la Tabla 18A, observamos que –en general– la contribución de los factores externos al  $tc_t$  y al  $pbi_t^{peru}$  no cambiaron significativamente, aunque se reporta una disminución en unos cuantos puntos porcentuales. No obstante, se puede apreciar que se genera una sobreestimación en la contribución de la demanda externa a la variabilidad del  $tc_t$  (en 14.14

---

<sup>121</sup> En la misma línea de Flores (2016), se considera que la tasa sombra de la FED es una herramienta de política monetaria de Estados Unidos que impacta significativa y persistentemente a la inflación y actividad económica de países emergentes. Ergo, no considerar este variable clave podría llevar a sobrevalorar el impacto y contribución de la demanda externa a estas variables.

pp.) y en la variabilidad del  $pbi_t^{peru}$  (en 7.62 pp.). Por su lado, se observa que hay una subestimación en la contribución de la demanda externa a la variabilidad del  $ipc_t$  (en 3.79 pp.). Asimismo, la exclusión del canal financiero equipara –de manera conjunta– la importancia tanto de *shocks* externos como internos a la variabilidad del  $ipc_t$ . Lo que da indicios de que un aspecto particular en el canal de transmisión del entorno financiero externo al  $ipc_t$ , dejando de lado a la oferta externa<sup>122</sup>. Por último, y –en especial– la DH del  $tc_t$  desarrollado en el cuarto gráfico de la Figura 23A muestra que las contribuciones de los factores externos (precios externos y oferta externa) se mantienen prácticamente sin mayor diferencia en los periodos y sub-periodos analizados. La única diferencia es el aporte de la demanda externa, la misma que en el periodo del *boom* de los *commodities* “absorbió” los *shocks* del canal financiero, mientras que en el periodo de desaceleración económica los factores internos jugaron un rol un poco más relevante.

## 2.5. Cambio en la dimensión del modelo

En este ejercicio de robustez se busca modelar los distintos canales de transmisión eligiendo el o los factores externos que servirán como impulsos a las respuestas, a la variabilidad y a la contribución histórica del bloque interno. Para ello, se propone un bloque externo de tres variables tal que  $\mathbf{y}_t^* = [fed_t^{shadow}, \Delta_3 cobre_t^e, food_t]^T$ <sup>123</sup>; luego, uno con dos variables tal que  $\mathbf{y}_t^* = [\Delta_3 cobre_t^e, food_t]^T$ <sup>124</sup>; y –por último– uno con una única variable tal que  $\mathbf{y}_t^* = [\Delta_3 cobre_t^e]^T$ . En todos los casos, el bloque interno se mantiene como en los modelos base, de tal manera que  $\mathbf{y}_t = [pbi_t^{peru}, ipc_t, tc_t]^T$ .

La Figura 21A nos muestra que –en relación a las FIRs del modelo con 3 variables y, ante *shocks* del entorno financiero externo– no se presentan cambios significativos en  $tc_t$  e  $ipc_t$ , aunque la respuesta expansiva del  $pbi_t^{peru}$  disminuye ligeramente del segundo al cuarto año. Los *shocks* de precios externos no muestran cambios considerables en la apreciación del nuevo sol, sin embargo, la respuesta inflacionaria del segundo y tercer año incrementa levemente; y –lo más llamativo– es que la respuesta expansiva de  $pbi_t^{peru}$  aumenta en magnitud y tiempo. Luego –ante *shocks* de oferta externa– la respuesta se vuelve completamente contractiva en el corto plazo, mientras que la respuesta inflacionaria aumenta y la respuesta depreciatoria disminuye en el segundo año. En el modelo con 2 variables evidenciamos que –ante *shocks* de precios externos– la apreciación del nuevo sol aumenta hasta el segundo año y luego se vuelve insignificativa; además, el  $ipc_t$  y el  $pbi_t^{peru}$  responden de la misma manera que en el modelo con 3 variables; mientras que *shocks* de oferta externa impactan de manera

<sup>122</sup> En particular, excluir  $fed_t^{shadow}$  en el modelo no es de particular relevancia para el  $tc_t$  y  $pbi_t^{peru}$ , pero sí lo es para el  $ipc_t$ .

<sup>123</sup> Se considera que las medidas tomadas por los hacedores de política monetaria en Estados Unidos influyen en el comportamiento del sistema financiero global, el mismo que afecta en la determinación del precio de los *commodities*.

<sup>124</sup> Como una aproximación de los componentes de los términos de intercambio.

positiva y consistente al  $tc_t$  y al  $ipc_t$  en todo el mediano plazo, a la vez que el  $pbi_t^{peru}$  responde de manera más contractiva en el mediano plazo. Por último, en el modelo con 1 variable mostramos que –ante *shocks* de precios externos– las respuestas de  $tc_t$  y al  $pbi_t^{peru}$  se mantienen iguales a las obtenidas con 2 variables, mientras que la respuesta inflacionaria aumenta en todo el segundo año.

El análisis de la DVEP desarrollado en la Tabla 19A nos indica que –en relación al  $tc_t$ – la exclusión de la demanda externa sobreestima la contribución de precios externos a su variabilidad, mientras que la omisión conjunta del entorno financiero externo y demanda externa sobreestiman la contribución de oferta externa. Por su lado, respecto al  $ipc_t$ , la exclusión de demanda externa sobreestima la contribución de la oferta externa, aunque esta omisión no afecta significativamente a la contribución de precios externos y del entorno financiero externo; no obstante, esta variable interna es muy sensible a la exclusión de la oferta externa, mientras que no hay sobreestimación de precios externos ante esta omisión. Por último, en relación a  $pbi_t^{peru}$ , vemos que la exclusión conjunta de demanda externa y entorno financiero externo sobreestima la contribución de oferta externa, mientras que la omisión individual de demanda externa genera una variación significativa en la contribución de los demás factores externos.

Mientras tanto, la DH del  $tc_t$  desarrollada en el primer, segundo y tercer gráfico de la Figura 24A, nos indica que en el modelo con 3 variables se observa que en los periodos 2008:M7-2012:M11 y 2018:M7-2019:M12 los precios externos abarcan toda la contribución de la demanda externa evidenciada en el modelo base. En tanto –en el modelo de 2 variables– los factores internos aportan negativamente a la dinámica histórica del  $tc_t$  en el periodo 2004:M7-2014:M7, mientras que la oferta externa no es tan relevante en el periodo de desaceleración, aunque los precios sí lo son en toda la muestra. Por último –en el modelo con 1 variable– vemos que se mantiene la misma tendencia que en el modelo con 2 variables, solo que en el periodo de crisis financiera los precios abarcan toda la contribución, a su vez que la oferta externa es incorporada por factores internos.

En suma, las IRFs nos indican que no hay diferencias significativas en relación al signo de las respuestas de las variables internas por medio de *shocks* externos ante cambios en la dimensión del modelo. Por su lado, la DVEP nos muestra que –tanto el  $ipc_t$  como  $pbi_t^{peru}$  son más sensibles a exclusión del canal financiero, real y de precios (por parte de la oferta), lo que denotaría que estas variables necesitan ser incorporadas en estos modelos; no obstante, esto no pasa con el  $tc_t$  (que parece tener una relación más estrecha con los precios *forward* y *spot* del cobre). Así también, la DH nos muestra que en modelos con menor dimensión se tiende a sobreestimar algunas contribuciones de factores externos y otras incorporan sus contribuciones en los factores internos.

## 2.6. Cambio en las restricciones de signos

En este último ejercicio de robustez se busca evaluar la sensibilidad de los resultados ante cambios en las restricciones de ceros y signos impuestas en el modelo base SZR-BX-BVAR1. En particular, se relajan las restricciones contemporáneas de signos en el bloque interno y externo ante *shocks* externos, según lo sugerido por Cornejo *et al.* (2022) con el fin de ser lo más agnóstico posible en relación a la identificación. En tal sentido, se reporta que tanto en el análisis de las FIRs de la Figura 22A como en el análisis de las DVEP de la Tabla 20A y la DH (cuarto gráfico de la Figura 24A) no hay cambios significativos en relación a la magnitud y al signo de las respuestas y contribuciones calculadas. Se deduce que los modelos analizados son más sensibles a cambios en las restricciones de ceros que en las propias restricciones de signos.

## Capítulo VI. Discusión

Los resultados obtenidos en todo el Capítulo V nos indican que la economía peruana está –particularmente– expuesta a condiciones exógenas que tienen impactos directos por medio de canales reales, financieros y de precios. De tal manera que lo evidenciado se apoya en el marco teórico propuesto por Dancourt (2009) y Mendoza (2017). No obstante, surge una discusión en relación a este tipo de expectativas del precio del cobre que –en nuestros resultados– su respuesta y contribución fue mayor en variables como el  $tc_t$  y el  $pbi_t^{peru}$ . En específico, Reichsfeld & Roache (2011) y Jin (2017) evalúan la relación que existe entre ambos precios, mientras que Figuerola-Ferretti & Gonzalo (2010) concluyen que estos precios cointegran, por lo que se internaliza la idea de que en los precios *forward* podría haber información que no está contenida en los precios *spot*. Es así que se cuestionó qué pasaría si incluyéramos esa información en estos modelos ampliamente estudiados en la literatura de economías emergentes que son dependientes de los *commodities*.

Un aspecto relevante a discutir con el tema de las expectativas de los términos de intercambio y los *shocks* externos es que –si bien la mayoría de investigaciones que trata el tema de factores externos sobre la economía peruana concluye que el  $pbi_t^{peru}$  se mueve más por el agregado mundial que por el mismo precio del cobre– se tiene que tomar en cuenta que existen muchos *shocks* que son globales y estos *shocks* se van a reflejar en los PBI y en los precios de los metales, sin embargo, no es que este *shock* sea de precio de los metales *per se*, sino que los agentes le prestan mucha atención a estos precios, ya que estos reflejan rápidamente información de lo que está pasando en el mundo, aunque haya mucha más información en el PBI<sup>125</sup>, ergo, los agentes aducen que los términos de intercambio importan mucho más<sup>126</sup>, de tal manera que los agentes están atentos al número que saldrá del PBI en uno meses<sup>127</sup>.

Claramente, la información está más contenida en los precios para los temas del día a día, empero –al final– cuando los agentes calculan el PBI, este se refleja de alguna manera en el PBI de todo el mundo, de tal manera que así es más factible creer que el PBI mundial importa más que los términos de intercambio<sup>128</sup>.

Entonces, al final del día, ¿cómo es que realmente reacciona el mundo? Pues, se espera que los agentes –ante señales– cambien su decisión y eso –en agregado– me da el valor del PBI. Desde una intuición un poco más económica y menos estadística (donde pensamos en *shocks* de PBI o de precios), los agentes piensan que sucede cierto evento (surgen *news* o descubrimientos o políticas, etc) que terminan

---

<sup>125</sup> Solamente la información del PBI viene con 3 meses de retraso.

<sup>126</sup> A pesar de que este importe más, aunque se restringe y enfatiza para lo que pasa en el día a día.

<sup>127</sup> Y que incluso –cuando salga– se tendrá que revisar.

<sup>128</sup> Es más, la *data* no es sincrónica, ya que se dispone de *data* del  $pbi_t^{peru}$  cuando el precio del cobre ya habría salido meses atrás.

siendo reflejadas en un cambio en el comportamiento de los agentes y –que a su vez– terminan siendo reflejadas tanto en el precio del cobre como en el PBI.

Los resultados evidenciaron que la demanda externa (representada por  $pbi_t^{china}$ ) explicaba en gran magnitud al  $pbi_t^{peru}$ , aunque  $\Delta_3cobre_t^e$  lo hacía en menor magnitud. Por lo discutido líneas arriba, se intuye que en realidad no es un *shock* de  $pbi_t^{china}$ , sino que es algo que está pasando que se refleja en el  $pbi_t^{china}$ , por lo tanto, si lo que se refleja en el PBI también se refleja en el precio del cobre y –por la forma en cómo se construye el PBI de los países– lo que sea que hayan hecho para estimar esa *data* de  $pbi_t^{peru}$  y  $pbi_t^{china}$  probablemente sea muy parecido, por lo que al final del día heredan características comunes y –naturalmente– al estimar estos modelos por medio de estas metodologías donde *a priori* se indica la dirección de estos *shocks*, se obtiene que  $pbi_t^{china}$  impacta más que  $\Delta_3cobre_t^e$ .

No obstante, se plantea que no se puede saber en sí que  $pbi_t^{china}$  es lo que explica en tal magnitud a  $pbi_t^{peru}$ , ya que –*per se*– el  $pbi_t^{china}$  es una variable endógena (no desde la econometría sino desde la economía). El  $pbi_t^{china}$  refleja todas aquellas variables que han pasado en el mundo que han afectado al  $pbi_t^{china}$ , las mismas que no están en nuestro conjunto de variables<sup>129</sup>. Por otro lado, se discute la exogeneidad del  $\Delta_3cobre_t^e$ . Es decir, cuando los agentes piensan que  $\Delta_3cobre_t^e$  explica todo, entonces piensan *per se* que este es exógeno; no obstante, en nuestro modelo SZR-BX-BVAR no lo es, ya que este se asume –bajo esta metodología– endógena, por lo que si  $\Delta_3cobre_t^e$  se puede explicar por otra variable dentro del modelo SZR-BX-BVAR, entonces la variabilidad de error de  $\Delta_3cobre_t^e$  se vuelve relativamente ínfima, y probablemente esto es lo que esté pasando. Así, nuestro modelo explica –desde su parte estructural– muy bien a  $\Delta_3cobre_t^e$ , entonces, la parte no estructural de  $\Delta_3cobre_t^e$  (osea, la parte de error del precio del cobre), se vuelve ínfimo y eso es lo que impacta al  $pbi_t^{peru}$ .

Lo planteado tiene una razón de ser, ya que al mencionar que la información en el *spot* no se observa, se espera que el *forward* también debería reflejar algo de esa información. Aquí entra a resaltar toda la literatura de *sentiments*<sup>130</sup>. Desde otra perspectiva, podemos observar todas estas variables como una función de *states*. Una de las grandes preguntas en macroeconomía es cómo se forman las expectativas, ya que en principio estos *beliefs* (que terminan generando los *forwards*), también deben ser generados por *states*<sup>131</sup>. Ergo, en principio debería haber información contenida en la variable de expectativas, ya

---

<sup>129</sup> Por ejemplo, las políticas del gobierno chino que no se reflejan en la tasa de interés, pánicos bancarios, cambios climáticos, etc.

<sup>130</sup> Véase Benhabib *et al.* (2015) y Acharya *et al.* (2021).

<sup>131</sup> Es decir, en macroeconomía correspondemos casi todo como una función de una variable de estado, que son las variables que modifican el comportamiento de los agentes. Ergo, todas las variables endógenas son mapas a los *states* y esos mapas de endógenas a *state variables* tienen economía detrás.

que esta debería ser un *mapping* de *states*<sup>132</sup>, ergo no habría información en la propia expectativa, ya que esta debería haber respondido a algo, y si se utiliza en un sistema y se entiende que tanto el *spot* como el *forward* dependen de esos mismos *states*, entonces al incluir las expectativas no se le estaría agregando información.

Por todo esto, lo que se plantea es que en la expectativa sí hay información que no está contenida en el resto de *states*. Lo mencionado es una idea llamativa de que hay variables que tienen un alto componente de *expectations* y que eso no necesariamente no están mapeados con *states*, ergo, mis “*shocks* de expectativas” son aquellos momentos en los mercados de manera *non-fundamental* o por algo que no es el *state*, donde los agentes se vuelven más pesimistas u optimistas respecto a lo que va a pasar en la economía. Es decir, esa parte de la economía que es más de *sentiments* importa para determinar el PBI de un país o su tipo de cambio. Es por ello que tiene sentido que se vincule esa parte más financiera (precios *forwards*) con el tipo de cambio (que es una variable más financiera). Esa vinculación tiene sentido.

Existe literatura que evidencia un vínculo entre estas expectativas. Más allá de lo mencionado en la revisión bibliográfica y en los capítulos posteriores, también han surgido trabajos que han considerado estos temas de relevancia. Por su lado, Lock & Winkelried (2015) disgregan el excedente de retorno del dólar en *shocks* fundamentales y de expectativas, no obstante, es evidente que existe una correlación entre aquellos *shocks*, ya que son no ortogonales. Lo resaltante es encontrar el método que considere la ortogonalidad entre ambos *shocks* para separar el *fundamental* del *belief*. Chahrour & Jurado (2022) proponen algo un poco cuestionable y debatible –en términos económicos, por lo menos– sobre una ortogonalidad dentro de la misma variable. No obstante, aplican este enfoque para encontrar la relación “no observada” de la PTF con el tipo de cambio en Chahrour *et al.* (2023). Así pues, se sostiene la dirección en la que ha ido esta presente investigación y la elección de incorporar esta variable de expectativas a las regresiones que hacen la mayoría de trabajos que abordan estos temas.

Por último, se dispone la idea de que se cuenta con información *per se* y los *shocks* propios del mercado *forward*, los mismos que pueden reflejar dos cosas: i) los agentes se vuelven más optimistas o pesimistas respecto al mercado del cobre y eso no se refleja en el mercado *spot*, o ii) según Maxted (2023), se consideran fricciones financieras como innovaciones propias del mercado financiero en donde ocurren disrupciones en el mercado ocasionando problemas en las variables *forward* originados por *news*.

---

<sup>132</sup> Algo de la forma  $expect_t = g(state_{1t}, state_{2t}, \dots, state_{nt})$ .

## Capítulo VII. Conclusiones

La finalidad del presente trabajo de investigación es cuantificar el impacto y contribución de distintos *shocks* externos –en particular, de las expectativas– sobre las fluctuaciones macroeconómicas de Perú. Así, se recurre a una metodología VAR con enfoque bayesiano y bloque de exogeneidad, así como restricciones de signos y ceros planteados por Arias *et al.* (2018) y extendido por Cornejo *et al.* (2022), que nos permite incluir información sobre la naturaleza de la economía peruana (pequeña, abierta, parcialmente dolarizada, *commodity-dependent* y de régimen cambiario flexible de flotación administrada) y así –de manera justificada y en línea con la teoría estudiada– proponer ciertos canales de transmisión de estos *shocks* exógenos en paralelo (entorno financiero externo, demanda externa, precios externos y oferta externa).

Al estimar modelos VAR frecuentistas, hemos evidenciado que al incorporar nuestra variable *proxy* de expectativas mediante un *shock* asociado que tiene una historia relacionada a expectativas (que pueden incluir otras cosas), entonces esta le sustrae efecto a los demás *shocks*. Ergo, estamos mostrando –en primera instancia– que algún otro factor (posiblemente relacionado con cambios en las expectativas de precios) impacta a las variables internas de la economía peruana. Por el lado del enfoque bayesiano, se evidencian ganancias en el análisis del tipo de cambio.

El periodo de análisis comprende el periodo 2004-2019, el mismo que emplea *data* mensual. Los principales resultados advierten el vínculo marcado de las fluctuaciones macroeconómicas de Perú con los factores externos –en especial– en el tipo de cambio. Es así que llegamos a las siguientes conclusiones:

- a) Se demuestra que el tipo de cambio tiende a ser una variable particularmente sensible a *shocks* externos, en específico, a perturbaciones de las expectativas del precio del cobre que generan una entrada de capitales considerables en la economía. Esta apreciación del nuevo sol parece ser de corto plazo, aunque en el mediano plazo se deprecia en menor magnitud en comparación a las respuestas apreciatorias significativas de mediano plazo ante *shocks* de demanda externa. Además, se generan respuestas devaluatorias de corto plazo ante *shocks* del entorno financiero externo, mientras que tarda 6 meses en originarse efectos devaluatorios ante *shocks* de oferta externa.
- b) Se evidencia que la inflación es la variable más afectada por *shocks* de oferta externa. Además, se generan respuestas inflacionarias y persistentes en el mediano plazo ante *shocks* de demanda externa y respuestas de deflacionarias de corto y mediano plazo ante *shocks* del entorno financiero externo. No obstante –junto a la apreciación del nuevo sol generado por *shocks* de

precios externos– también se genera una respuesta deflacionaria en el corto plazo ante este mismo *shock*.

- c) Se observan respuestas “ruidosas” durante los primeros meses, pero positivas y significativas para el PBI de Perú ante *shocks* de precios externos (representados por expectativas del precio del cobre). Estas no parecen ser tan transitorias como se ha reportado ampliamente en investigaciones que estudian estos impactos sobre la economía peruana. A su vez, evidenciamos que *shocks* de demanda externa y *shocks* de oferta externa obtienen respuestas –positivas y negativas, respectivamente– que son persistentes en el corto y mediano plazo.
- d) Cerca del 64 %, 70 % y 72 % de la variabilidad de la inflación, del PBI de Perú y del tipo de cambio se deben *shocks* externos, respectivamente. Análogamente, cerca del 63 %, 68 % y 71 % de la dinámica histórica de la inflación, del tipo de cambio y del PBI de Perú se deben a *shocks* externos, respectivamente. Se reporta –además– que los precios externos, la oferta externa y la demanda externa fueron los factores externos que aportaron en mayor medida a la variabilidad y dinámica histórica del tipo de cambio, inflación y PBI de Perú, respectivamente. Es válido comentar que –en relación a las DHs– el sub-periodo de crisis financiera internacional es en donde se reportó las mayores contribuciones de *shocks* externos en la muestra. A su vez, la exclusión de variables que representen la demanda externa tienden a sobreestimar las contribuciones de precios externos y oferta externa.
- e) Los ejercicios de robustez sugieren que los resultados obtenidos son sólidos a distintas especificaciones y variaciones como: i) diferentes definiciones de las variables utilizadas en los modelos, ii) cambios en el valor de las *priors*, iii) cambios en el orden de las variables del bloque exógeno, iv) exclusión de variables externas claves, v) dimensionalidad del modelo y vi) cambios en las restricciones de signos en la matriz de identificación.

En suma, se rescata un resultado primario: i) la economía peruana es –evidentemente– una economía susceptible a eventos externos por medio de diversos canales de transmisión; y dos hipótesis que acompañan estos resultados: i) la incorporación de las expectativas del precio del cobre parece distribuir de una manera más equitativa las contribuciones a la dinámica histórica de la actividad económica peruana, mientras que se genera una ganancia en el análisis del tipo de cambio, que parece tener una relación más estrecha con los precios *spot* y *forward* del cobre, y ii) en relación a la discusión de la sección anterior, así como el PBI de China podría evidenciar eventualidades que toman lugar en Perú y en el mismo China, de la misma manera el precio *forward* del cobre podría estar reflejando *shocks* de naturaleza financiera que reaccionan específicamente en los mercados *forwards* y no se capturan –

necesariamente– en los *spreads* de precios o en las diferencias logarítmicas utilizadas en los modelos base y de robustez.

Es válido comentar que estas son potenciales historias sobre lo que está detrás de estos resultados. El presente trabajo de investigación no solo sugiere que las expectativas de los agentes se generan por *sentiments*. Solo se pretende medir estos resultados manteniéndonos agnósticos con respecto a lo que se está generando. Se evidencia que ese precio *forward* (por medio de las expectativas) tiene un impacto, ya sea porque ocurren innovaciones en los mercados financieros que solo se reflejan en los activos financieros o en el precio *forward* y no se reflejan en las demás variables, o ya sea porque –en efecto– los agentes tienen expectativas y estas mueven al precio *forward*, o también que este cálculo del *spread* nos permite mayor flexibilidad y así captura ciertas innovaciones del precio del cobre que no son capturadas en la dinámica promedio general. Esas son las posibles formas funcionales de *shocks* del precio del cobre.

Para finalizar, se detallan las limitaciones que enfrentamos en el desarrollo íntegro del presente trabajo de investigación. En primer lugar, la disponibilidad de la *data* en frecuencia mensual fue –entre otras cosas– determinante en la elección del inicio del periodo de la muestra; es decir, como nuestro interés primario fue valorar la implicancia de incluir una variable de expectativas en nuestro modelo estructural –y solo se disponía de esta *data* a partir del 2003– esto proscribió el análisis propio a un periodo previo al de alto grado de apertura comercial (1993-2022). En segundo lugar, resaltan dos asuntos: i) la dificultad computacional propia de la metodología utilizada para validar los signos y restricciones impuestas influyeron en restringir –en cierta medida– la ampliación de la duración de los *shocks* del bloque externo; ii) el desafío de aplicar otros enfoques para calcular estos *shocks* de expectativas puramente ortogonales como en Chahrour & Jurado (2022). Por último, dado los quiebres estructurales propios de la naturaleza de la *data* en el periodo de análisis, se considera conveniente probar un enfoque no lineal que permita que los parámetros varíen en el tiempo y que considere –además– volatilidad estocástica.

## Bibliografía

- Abiad, A., Bluedorn, J., Guajardo, J., & Topalova, P. (2015). The Rising Resilience of Emerging Market and Developing Economies. *World Development*, 72, 1-26.
- Acharya, S., Benhabib, J., & Huo, Z. (2021). The anatomy of sentiment-driven fluctuations. *Journal of Economic Theory*, 195, 105280.
- Ahmed, S. (2003). Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes. *Journal of Development Economics*, 72(1), 181-202.
- Alvaro, D., Guillén, Á., & Rodríguez, G. (2017). Modelling the volatility of commodities prices using a stochastic volatility model with random level shifts. *Review of World Economics*, 153, 71-103.
- Angeletos, G. M., & La'O, J. (2010). Noisy business cycles. *NBER Macroeconomics Annual*, 24(1), 319-378.
- Arias, J. E., Rubio-Ramírez, J. F., & Waggoner, D. F. (2018). Inference based on structural vector autoregressions identified with sign and zero restrictions: Theory and applications. *Econometrica*, 86(2), 685-720.
- Balashova, S., & Serletis, A. (2021). Oil price uncertainty, globalization, and total factor productivity: evidence from the European Union. *Energies*, 14(12), 3429.
- Barsky, R. B., & Sims, E. R. (2012). Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. *American Economic Review*, 102(4), 1343-1377.
- Beaudry, P., & Portier, F. (2006). Stock prices, news, and economic fluctuations. *American Economic Review*, 96(4), 1293-1307.
- Beaudry, P., & Portier, F. (2007). When can changes in expectations cause business cycle fluctuations in neo-classical settings? *Journal of Economic Theory*, 135(1), 458-477.
- Beaudry, P., Collard, F., Fève, P., Guay, A., & Portier, F. (2022). Dynamic Identification in VARs (mimeo).
- Becerra, M., Jerez, A., Garcés, H. O., & Demarco, R. (2022). Copper price: A brief analysis of China's impact over its short-term forecasting. *Resources Policy*, 75, 102449.
- Benhabib, J., Wang, P., & Wen, Y. (2015). Sentiments and aggregate demand fluctuations. *Econometrica*, 83(2), 549-585.
- Bhattarai, S., Chatterjee, A., & Park, W. Y. (2020). Global spillover effects of US uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 114, 71-89.
- Bhattarai, S., Chatterjee, A., & Park, W. Y. (2021). Effects of US quantitative easing on emerging market economies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 122, 104031.
- Bildirici, M. E., & Gokmenoglu, S. M. (2020). Precious metal abundance and economic growth: Evidence from top precious metal producer countries. *Resources Policy*, 65, 101572.
- Bils, M., & Klenow, P. J. (2000). Does schooling cause growth? *American economic review*, 90(5), 1160-1183.

- Blanchard, O. J., L'Huillier, J. P., & Lorenzoni, G. (2013). News, noise, and fluctuations: An empirical exploration. *American Economic Review*, 103(7), 3045-3070.
- Bógalo, J. (2004). Una interface de Matlab para TRAMO-SEATS. *Instituto Nacional de Estadística, Boletín Trimestral de Coyuntura*, (92), 131-146.
- Brianti, M., & Cormun, V. (2023). *Expectation-Driven Boom-Bust Cycles* (mimeo). No. 2023-4.
- Cabezón, F. (2012). Assessing the Effects of Foreign Financial Shocks on the Chilean Economy. *Economic Analysis Review*, 27(2), 121-144.
- Campos, L. (2014). *An analysis of exogenous shocks using structural vector autoregressions identified with sign restrictions* (mimeo). Doctoral dissertation, Universidad Complutense de Madrid.
- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied econometrics*, 20(2), 229-251.
- Castillo, P., & Rojas, Y. (2014). Términos de intercambio y productividad total de factores: Evidencia empírica de los mercados emergentes de América Latina. *Revista Estudios Económicos*, 28, 27-46.
- Castillo, P., & Salas, J. (2010). *The terms of trade as drivers of economic fluctuations in developing economies: An empirical study* (mimeo). Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA.
- Castillo, P., Montoro, C., & Tuesta, V. (2020). Inflation, oil price volatility and monetary policy. *Journal of Macroeconomics*, 66, 103259.
- Castillo, P., Vega, H., Serrano, E., & Burga, C. (2016). *De-dollarization of credit in Peru: the role of unconventional monetary policy tools* (mimeo). No. 2016-002. Banco Central de Reserva del Perú.
- Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., Xu, T., & Chang, R. (2012). China's emergence in the world economy and business cycles in latin America. *Economía*, 12(2), 1-75.
- Céspedes, N., Aquije, M., Sánchez, A., & Vera-Tudela, R. (2014). *Productividad sectorial en el Perú: un análisis a nivel de firmas* (mimeo). Banco Central de Reserva del Perú.
- Chahrour, R., & Jurado, K. (2018). News or noise? The missing link. *American Economic Review*, 108(7), 1702-1736.
- Chahrour, R., & Jurado, K. (2022). Recoverability and expectations-driven fluctuations. *The Review of Economic Studies*, 89(1), 214-239.
- Chahrour, R., Cormun, V., De Leo, P., Guerrón-Quintana, P., & Valchev, R. (2023). Exchange Rate Disconnect Revisited (mimeo).
- Chávez, P., & Rodríguez, G. (2023). Time changing effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Peru: empirical application using regime-switching VAR models with stochastic volatility. *Review of World Economics*, 159(2), 505-544.
- Chen, J., Zhu, X., & Li, H. (2020). The pass-through effects of oil price shocks on China's inflation: A time-varying analysis. *Energy Economics*, 86, 104695.

- Chen, Y. C., & Rogoff, K. (2003). Commodity currencies. *Journal of international Economics*, 60(1), 133-160.
- Chileshe, P. M., Chisha, K., & Ngulube, M. (2018). The effect of external shocks on macroeconomic performance and monetary policy in a small open economy: evidence from Zambia. *International Journal of Sustainable Economy*, 10(1), 18-40.
- Choi, S., Furceri, D., Loungani, P., Mishra, S., & Poplawski-Ribeiro, M. (2018). Oil prices and inflation dynamics: Evidence from advanced and developing economies. *Journal of International Money and Finance*, 82, 71-96.
- Christensen, B. V. (2010). China in Africa: A macroeconomic perspective. *Center for Global Development* (mimeo). *Working Paper*, (230).
- Cimadomo, J., Giannone, D., Lenza, M., Monti, F., & Sokol, A. (2022). Nowcasting with large Bayesian vector autoregressions. *Journal of Econometrics*, 231(2), 500-519.
- Collier, P., & Goderis, B. (2008). Commodity prices, growth, and the natural resource curse: reconciling a conundrum. *Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum* (mimeo). June 5, 2008.
- Cordano, A. L. V., & Balistreri, E. J. (2010). The marginal cost of public funds of mineral and energy taxes in Peru. *Resources Policy*, 35(4), 257-264.
- Cornejo, G., Hoyle, D. F., & Ledesma, A. (2022). *La dinámica de la inflación doméstica ante cambios en cotizaciones internacionales de commodities, expectativas de inflación y tipo de cambio* (mimeo). No. 2022-007. Banco Central de Reserva del Perú.
- Csonto, M. B., & Ivaschenko, M. I. V. (2013). *Determinants of sovereign bond spreads in emerging markets: Local fundamentals and global factors vs. ever-changing misalignments* (mimeo). International Monetary Fund.
- Dancourt, Ó. (2009). Choques externos y política monetaria. *Economía*, 32(64), 127-173.
- Dancourt, Ó. & Mendoza, W. (2016). Intervención cambiaria y política monetaria en el Perú (mimeo). Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de Trabajo N° 422.
- De Gregorio, J. (2012). Commodity prices, monetary policy, and inflation. *IMF Economic Review*, 60(4), 600-633.
- Delle Chiaie, S., Ferrara, L., & Giannone, D. (2022). Common factors of commodity prices. *Journal of Applied Econometrics*, 37(3), 461-476.
- Dieppe, A., Legrand, R., & Van Roye, B. (2016). The BEAR toolbox (mimeo).
- Dieppe, A., Legrand, R., & Van Roye, B. (2018). The Bayesian estimation, analysis and regression (bear) toolbox technical guide. *Technical Document, BEAR Toolbox, European Central Bank* (mimeo).
- Drechsel, T., & Tenreyro, S. (2018). Commodity booms and busts in emerging economies. *Journal of International Economics*, 112, 200-218.
- Dumicic, K., Palic, I., & Sprajacek, P. (2014). The analysis of the impact of macroeconomic shocks on Croatian economy using the SVAR methodology. *Economic and Social Development: Book of Proceedings*, 222.

- Eichengreen, B., & Gupta, P. (2015). Tapering talk: The impact of expectations of reduced Federal Reserve security purchases on emerging markets. *Emerging Markets Review*, 25, 1-15.
- Enders, Z., Hünnekes, F., & Müller, G. J. (2019). Monetary policy announcements and expectations: Evidence from German firms. *Journal of Monetary Economics*, 108, 45-63.
- Enders, Z., Kleemann, M., & Müller, G. J. (2021). Growth expectations, undue optimism, and short-run fluctuations. *The Review of Economics and Statistics*, 103(5), 905-921.
- Faccini, R., & Melosi, L. (2022). Pigouvian cycles. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(2), 281-318.
- Fernández, A., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2020). *Does the commodity super cycle matter?* (mimeo). No. w27589. National Bureau of Economic Research.
- Figuerola-Ferretti, I., & Gonzalo, J. (2010). Modelling and measuring price discovery in commodity markets. *Journal of Econometrics*, 158(1), 95-107.
- Flores, J. (2016). Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfoque GVAR. *Revista Estudios Económicos*, 32, 35-54.
- Fornero, J., Kirchner, M., & Yany, A. (2014). *Terms of trade shocks and investment in commodity-exporting economies* (mimeo). Banco Central de Chile.
- Galí, J. (2015). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications*. Princeton University Press.
- Ganiko, G., & Jiménez, A. (2023). Choques externos en la economía peruana: un enfoque de ceros y signos en un modelo BVAR (mimeo).
- Ganiko, G., & Montoro, C. (2018). Fiscal Rules for commodity exporters: an application for Peru. *Ensayos sobre Política Económica*, 36(spe85), 65-85.
- Goderis, B., & Malone, S. W. (2011). Natural resource booms and inequality: theory and evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 113(2), 388-417.
- Gondo, R., & Pérez, F. (2018). *The transmission of exogenous commodity and oil prices shocks to Latin America-a panel VAR approach* (No. 2018-012).
- Gondo Mori, R., & Vega, M. (2018). La dinámica de los proyectos de inversión en el Perú. *Revista Moneda*, (173), 20-23.
- Gutiérrez, B., & Contreras, A. (2019). *Efectos de ciclos de precios de metales: estimación de un modelo de equilibrio general con time to build para la economía peruana, 2001-2015* (mimeo). SBS Working Paper.
- Han, M. F. (2014). *Measuring external risks for Peru: Insights from a macroeconomic model for a small open and partially dollarized economy* (mimeo). International Monetary Fund.
- Horvath, R., & Rusnak, M. (2009). How important are foreign shocks in a small open economy? The case of Slovakia. *Global Economy Journal*, 9(1), 1850155.
- International Monetary Fund. (2012). *Chile: Selected Issues*. Country Report 12/266, Washington, D.C.

- International Monetary Fund. (2014). *Peru: Staff Report for the 2013 Article IV Consultation*. Country Report No. 14/21, Washington, D.C.
- Izquierdo, A., Romero, R. & Talvi, E. (2008). Booms and busts in Latin America: The role of external factors (mimeo). Working Paper, No. 631, IDB, Research Department, Washington, DC.
- Jin, X. (2017). Do futures prices help forecast the spot price? *Journal of Futures Markets*, 37(12), 1205-1225.
- Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Structural vector autoregressive analysis* (mimeo). Cambridge University Press.
- Kim, D. H., & Lin, S. C. (2017). Natural resources and economic development: new panel evidence. *Environmental and resource economics*, 66, 363-391.
- Kim, W. J., Hammoudeh, S., Hyun, J. S., & Gupta, R. (2017). Oil price shocks and China's economy: Reactions of the monetary policy to oil price shocks. *Energy Economics*, 62, 61-69.
- Kohlscheen, E., Avalos, F. H., & Schrimpf, A. (2017). When the walk is not random: commodity prices and exchange rates. *International Journal of Central Banking*, 13(2), 121-158.
- Kose, M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: 'How much do world prices matter?'. *Journal of International Economics*, 56(2), 299-327.
- Larios-Meño, J. F., Mougén, B., & Álvarez-Quiroz, V. J. (2021). Short-Run and Long-Run Effects of Copper Mining on Peru's Recent Economic Growth. *International Advances in Economic Research*, 27(2), 131-145.
- Leeper, E. M., Walker, T. B., & Yang, S. C. S. (2013). Fiscal foresight and information flows. *Econometrica*, 81(3), 1115-1145.
- Lenza, M., & Primiceri, G. E. (2022). How to estimate a vector autoregression after March 2020. *Journal of Applied Econometrics*, 37(4), 688-699.
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Lock, E., & Winkelried, D. (2015). Flujos de órdenes en el mercado cambiario y el valor intrínseco del Nuevo Sol. *Revista Estudios Económicos*, 29(3), 33-54.
- Lubik, T., & Teo, W. L. (2005). *Do world shocks drive domestic business cycles? Some evidence from structural estimation* (mimeo). No. 522. Working Paper.
- Lucas Jr, R. E. (1976, January). Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 1, pp. 19-46). North-Holland.
- Maćkowiak, B. (2007). External shocks, US monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of monetary economics*, 54(8), 2512-2520.
- Manrique, H., & Sanborn, C. (2021). *La minería en el Perú: balance y perspectivas de cinco décadas de investigación* (mimeo). Universidad del Pacífico.
- Maxted, P. (2023). A macro-finance model with sentiment. *Review of Economic Studies* (mimeo).

- Mendoza, W. (2017). La macroeconomía de la flotación sucia en una economía primario exportadora: el caso del Perú. *Economía*, 40(79), 105-132.
- Mendoza, W., & Collantes Goicochea, E. (2017). La Economía de PPK. Promesas y Resultados: La distancia que los separa (mimeo).
- Onipede, S. F., Bashir, N. A., & Abubakar, J. (2023). Small open economies and external shocks: an application of Bayesian global vector autoregression model. *Quality & Quantity*, 57(2), 1673-1699.
- Pedersen, M. (2015). *The impact of commodity price shocks in a major producing economy. the case of copper and Chile* (mimeo). No. 753. Central Bank of Chile.
- Pigou, A. C. (1927). The laws of diminishing and increasing cost. *The Economic Journal*, 37(146), 188-197.
- Plagborg-Møller, M., & Wolf, C. K. (2022). Instrumental variable identification of dynamic variance decompositions. *Journal of Political Economy*, 130(8), 2164-2202.
- Reichsfeld, D.A. & Roache, S. K. (2011). Do Commodity Futures Help Forecast Spot Prices? (mimeo). International Monetary Fund, Working Paper No. 11/254.
- Roache, M. S. K. (2012). *China's Impact on World Commodity Markets* (mimeo). International Monetary Fund.
- Rodríguez, G., Vassallo, R., & Castillo, P. (2023). Effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Pacific Alliance countries. *Economic Modelling*, 124, 106302.
- Rutledge, R. W., Karim, K., & Wang, R. (2013). International copper futures market price linkage and information transmission: Empirical evidence from the primary world copper markets. *Journal of International Business Research*, 12(1), 113.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European economic review*, 45(4-6), 827-838.
- Saldarriaga, M. Á., & Winkelried, D. (2013). Trade linkages and growth in Latin America: An SVAR analysis. *International Economics*, 135, 13-28.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2012). What's news in business cycles. *Econometrica*, 80(6), 2733-2764.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2018). How important are terms-of-trade shocks? *International Economic Review*, 59(1), 85-111.
- Seminario, B., & Beltrán, A. (1998). Crecimiento económico en el Perú, 1896-1995: nuevas evidencias estadísticas (mimeo).
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2018). Identification and estimation of dynamic causal effects in macroeconomics using external instruments. *The Economic Journal*, 128(610), 917-948.
- Svensson, L. E., & Razin, A. (1983). The terms of trade and the current account: The Harberger-Laursen-Metzler effect. *Journal of political Economy*, 91(1), 97-125.

- Sznajderska, A. (2019). The role of China in the world economy: evidence from a global VAR model. *Applied Economics*, 51(15), 1574-1587.
- Tashu, M. (2018). Determinantes del Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Perú: ¿ Es el sol una moneda commodity?. *Revista Estudios Económicos*, 36, 9-30.
- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.
- Urbina, D. A., & Rodríguez, G. (2023). Evolution of the effects of mineral commodity prices on fiscal fluctuations: empirical evidence from TVP-VAR-SV models for Peru. *Review of World Economics*, 159(1), 153-184.
- Walsh, C. E. (2017). *Monetary theory and policy*. MIT press.
- Winkelried, D. (2014). Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru. *Empirical Economics*, 46(4), 1181-1196.
- Winkelried, D. (2016). Piecewise linear trends and cycles in primary commodity prices. *Journal of International Money and Finance*, 64, 196-213.
- Winkelried, D. (2018). Unit roots, flexible trends, and the Prebisch-Singer hypothesis. *Journal of Development Economics*, 132, 1-17.
- Winkelried, D. (2021). Unit roots in real primary commodity prices? A meta-analysis of the Grilli and Yang data set. *Journal of Commodity Markets*, 23, 100168.
- Wu, J. C., & Xia, F. D. (2016). Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291.

## **ANEXOS**

**Tabla 1A.**

*Descripción de la data*

Variable	Abreviatura	Definición	Transformación	Frecuencia	Fuente
Tasa sombra FED	$fed_t^{shadow}$	Tasa de interés sombra de Wu & Xia (2016) - último día hábil del mes - (%)	-	Mensual	FED Atlanta
PBI China	$pbi_t^{china}$	PBI real desestacionalizado de China (índice 2007=100)	Variación porcentual anualizada	Mensual	FED Atlanta
Expectativa cobre	$\Delta_3cobre_t^e$	Expectativas del precio del cobre (US\$ por libras)	Diferencia de logaritmos entre el precio forward del cobre a 3 meses y el precio <i>spot</i> del cobre	Mensual	BCRP, Investing
Precio de alimentos	$food_t$	Índice de Precios de alimentos (índice 2006 = 100)	Variación porcentual anualizada	Mensual	FMI
PBI Perú	$pbi_t^{peru}$	PBI real desestacionalizado de Perú (índice 2007=100)	Variación porcentual anualizada	Mensual	BCRP
Inflación	$ipc_t$	Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Lima Metropolitana (índice Dic.2021 = 100)	Variación porcentual anualizada	Mensual	BCRP
Tipo de cambio	$tc_t$	Devaluación del tipo de cambio nominal (promedio del periodo) - S/ por US\$	Variación porcentual anualizada	Mensual	BCRP
Expectativa cobre en 3 meses	$\Delta_3cobre_t^{e3}$	Expectativas del precio del cobre (US\$ por libras)	Diferencia entre el precio forward del cobre a 3 meses y el precio <i>spot</i> del cobre 3 meses adelante	Mensual	BCRP, Investing
Expectativa cobre a 3 meses	$\Delta_3cobre_t^{e3-}$	Expectativas del precio del cobre (US\$ por libras)	Diferencia entre el precio forward del cobre a 3 meses y el precio <i>spot</i> del cobre 3 meses atrás	Mensual	BCRP, Investing
Tasa FED	$fed_t$	Tasa de interés efectiva de la FED (%)	-	Mensual	FRED
Tasa real FED	$fed_t^*$	Tasa de interés real de la FED (%)	Variación porcentual anualizada	Mensual	FRB, BEA
<i>Spread</i> del cobre	$scobre_t$	<i>Spread</i> del precio del cobre (US\$ por libras)	Diferencia simple entre el precio forward del cobre a 3 meses y el precio <i>spot</i> del cobre	Mensual	BCRP, Investing
Precio del petróleo	$wti_t$	Precio del petróleo crudo: West Texas Intermediate (US\$ por barril)	Variación porcentual anualizada	Mensual	FRED
Demanda interna	$di_t$	Indicador de demanda interna (índice 2007=100)	Variación porcentual anualizada	Mensual	BCRP
Inflación subyacente	$ipcs_t$	Índice de Precios al Consumidor (IPC) subyacente por exclusión (índice Dic.2021 = 100)	Variación porcentual anualizada	Mensual	BCRP
Tipo de cambio 2	$tc2_t$	Devaluación del tipo de cambio nominal (promedio del periodo) - S/ por canasta	Variación porcentual anualizada	Mensual	BCRP
<i>Spot</i> cobre	$cobre_t^{spot}$	Cotizaciones de productos (promedio del periodo) - Cobre - LME (€US\$ por libras)	Dividido entre 100 (niveles)	Mensual	BCRP
Precio <i>spot</i> cobre	$spot_t$	Cotizaciones de productos (promedio del periodo) - Cobre - LME (€US\$ por libras)	Variación porcentual anualizada	Mensual	BCRP
Forward cobre	$cobre_{t+3 t}^{forward}$	Precio futuro del cobre a 3 meses - HGc4 (US\$ por libras).	Niveles	Mensual	Investing

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 2A.**

Detallado de las variables utilizadas en los modelos base con el enfoque frecuentista

Variables	Modelos base			
	VAR1	VAR2	VAR1_FED*	VAR2_FED*
Externas	$fed_t$	$fed_t$	$fed_t^*$	$fed_t^*$
	$pbi_t^{china}$	$pbi_t^{china}$	$pbi_t^{china}$	$pbi_t^{china}$
	$spot_t$	$\Delta_3cobre_t^e$	$spot_t$	$\Delta_3cobre_t^e$
	$food_t$	$spot_t$	$food_t$	$spot_t$
Internas	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$
	$ipc_t$	$ipc_t$	$ipc_t$	$ipc_t$
	$tc_t$	$tc_t$	$tc_t$	$tc_t$

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 3A.**

Detallado de las variables utilizadas en los modelos base y en los ejercicios de robustez con el enfoque bayesiano

Variables	Modelos base			Robusteces						
	SZR-BX-BVAR-1	SZR-BX-BVAR-2	SZR-BX-BVAR-3	Robustez 1	Robustez 2	Robustez 3	Robustez 4	Robustez 5	Robustez 6	
Externas	$fed_t^{shadow}$	$fed_t^{shadow}$	$fed_t^{shadow}$	$fed_t$	$fed_t^{shadow}$	$pbi_t^{china}$				$fed_t^{shadow}$
	$pbi_t^{china}$	$pbi_t^{china}$	$pbi_t^{china}$	$pbi_t^{china}$	$pbi_t^{china}$	$fed_t^{shadow}$	$pbi_t^{china}$	$fed_t^{shadow}$		$pbi_t^{china}$
	$\Delta_3cobre_t^e$	$\Delta_3cobre_t^{e3}$	$\Delta_3cobre_t^{e3}$	$scobre_t$	$\Delta_3cobre_t^e$	$food_t$	$\Delta_3cobre_t^e$	$\Delta_3cobre_t^e$	$\Delta_3cobre_t^e$	$\Delta_3cobre_t^e$
	$food_t$	$food_t$	$food_t$	$wti_t$	$food_t$	$\Delta_3cobre_t^e$	$food_t$	$food_t^{**}$	$food_t$	
Internas	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$	$di_t$	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$	$pbi_t^{peru}$
	$ipc_t$	$ipc_t$	$ipc_t$	$ipcs_t$	$ipc_t$	$ipc_t$	$ipc_t$	$ipc_t$	$ipc_t$	$ipc_t$
	$tc_t$	$tc_t$	$tc_t$	$tc2_t$	$tc_t$	$tc_t$	$tc_t$	$tc_t$	$tc_t$	$tc_t$

Fuente: Elaboración propia.

Nota. El \*\*\* hace referencia al modelo con 6 variables (3 externas y 3 internas), \*\* hace referencia al modelo con 5 variables (2 externas y 3 internas) y \* hace referencia al modelo con 4 variables (1 externa y 3 internas).

**Tabla 4A.**

*Pruebas de presencia de Raíz Unitaria en las variables de los modelos*

		Variables														
Aux	Tests de Raíz Unit.	$fed_t$	$fed_t^{shadow}$	$fed_t^*$	$pbi_t^{china}$	$\Delta_3cobre_t^e$	$spot_t$	$food_t$	$pbi_t^{peru}$	$ipc_t$	$tc_t$	$wti_t$	$di_t$	$ipcs_t$	$tc2_t$	
$\alpha$	ADF	0.03**	0.69	0.55	0.35	0.00***	0.01**	0.21	0.15	0.03**	0.28	0.00***	0.34	0.02**	0.00***	
	PP	0.60	0.7014	0.48	0.12	0.00***	0.03**	0.02**	0.00***	0.04**	0.04**	0.01**	0.04**	0.14	0.01***	
	KPSS	0.55**	0.57**	0.46*	1.31***	0.09	0.46**	0.34	0.77***	0.08	0.49**	0.29	0.47**	0.44*	0.11	
	DF-GLS	-3.12***	-1.16	-1.37	-1.45	-12.86***	-2.55**	-1.62*	-2.34**	-	-	-	-	-	-	-
	ERS	0.50***	8.46	6.51	5.38	0.27***	2.24**	3.49*	1.45***	0.31***	2.66**	0.62***	5.92	4.42	2.08**	
	NG-P	-4.36***	-1.18	-1.37	-1.48	-6.89***	-2.50**	-1.60	-2.73***	-	-	-	-	-	-	-
	B-P	<0.01***		0.04**	0.52				0.04**							
$\alpha y t$	ADF	0.03**	0.92	0.78	0.08*	0.00***	0.04**	0.38	0.02**	0.10	0.47	0.01***	0.13	0.08*	0.01***	
	PP	0.80	0.92	0.72	0.00***	0.00***	0.07*	0.07*	0.00***	0.15	0.08*	0.04**	0.04**	0.52	0.03**	
	KPSS	0.23***	0.31***	0.23***	0.08	0.09	0.10	0.04	0.07	0.08	0.09	0.07	0.10	0.20**	0.08	
	DF-GLS	-3.20**	-1.15	-1.42	-2.84*	-13.31***	-3.50***	-2.42	-2.57	3.15**	2.18	4.14***	1.42	-2.74*	3.36**	
	ERS	0.81***	30.13	22.74	5.03**	0.97***	3.82***	6.97	0.06***	1.16***	6.85	2.22***	9.21	5.09**	4.30**	
	NG-P	-5.96***	-1.18	-1.43	-2.96**	-6.90***	-3.46***	-2.52	-3.33**	6.14***	2.40	4.54***	1.44	-3.28**	3.31**	
	B-P	<0.01***		<0.01***	0.01***				<0.01***							
Ni $\alpha$ nit	ADF	0.01**	0.26	0.18	0.22	0.00***	0.00**	0.03**	0.20	0.15	0.04**	0.00***	0.27	0.25	0.00***	
	PP	0.30	0.28	0.15	0.34	0.00***	0.00**	0.00***	0.09*	0.17	0.00***	0.00***	0.06*	0.44	0.00***	

Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Las abreviaturas ADF, PP, KPSS, DF-GLS, ERS, NG-P y B-P, corresponden a las pruebas Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, Dickey-Fuller Modificado, Elliott, Rothenberg y Stock – Punto Óptimo, NG-Perron y *BreakPoint*. La hipótesis nula en todas estas pruebas es que las series tienen raíz unitaria, con la única excepción de la prueba KPSS, cuya hipótesis nula es que las series son estacionarias. Además, \* hace referencia a que es significativo al 10 %, \*\* al 5 % y \*\*\* al 1 %. Por su lado, los que no tienen algún asterisco se refieren a que no son significativos bajo ningún porcentaje.

**Tabla 5A.**

*Elección del rezago óptimo de los modelos VAR frecuentistas*

Modelo	Especificación del rezago	Criterio de Información		
		AIC	SC	HQ
	Rango	Rezago Óptimo		
VAR1	11 al 13	[11, 13]	1	2
	5 al 10	{5}	1	2
	2 al 4	[2, 4]	1	2
VAR2	11 al 13	[11, 13]	2	2
	5 al 10	{5}	2	2
	2 al 4	[2, 4]	2	2
VAR1_FED*	2 al 13	[2, 13]	2	2
VAR2_FED*	2 al	[2, 13]	1	2

Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Las abreviaturas AIC, SC y HQ corresponden a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, respectivamente.

**Tabla 8A.**

*Periodo de duración de los signos<sup>133</sup> impuestos en el esquema de identificación del modelo SZR-BX-BVARI*

		Shock a ...						
		Canal precios		Canal real	Canal precios		Canal real	Canal financiero
Variable		Entorno	Oferta	Demanda	Oferta	Precios	Demanda	Entorno
		cambiarío	interna	agregada	externa	externos	externa	Financiero externo
		( $tc_t$ )	( $ipc_t$ )	( $pbi_t^{peru}$ )	( $food_t$ )	( $\Delta_3cobre_t^e$ )	( $pbi_t^{china}$ )	( $fed_t^{shadow}$ )
Respuesta de ...	$tc_t$	00		00				00
	$ipc_t$		00	00	00			
	$pbi_t^{peru}$		00	00		00		
	$food_t$	00	00	00	00		00	
	$\Delta_3cobre_t^e$	00	00	00	00	00	00	
	$pbi_t^{china}$	00	00	00	00	00	00	
	$fed_t^{shadow}$	00	00	00	00	00	00	00

Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* En esta matriz se puede imponer el horizonte de tiempo en donde gobiernan los ceros y signos impuestos como restricciones.

<sup>133</sup> Esta es una herramienta adicional que brinda esta metodología. Por otro lado, también se puede hacer uso de un *grid* (que es otra herramienta de la metodología usada). Esto nos permite imponer un rango de valores en los hiperparámetros mientras el programa evalúa todas las combinaciones posibles y encuentra aquellos valores que maximizan el *marginal likelihood*. El problema es que demanda mucho tiempo y esfuerzo computacional. Es válido mencionar que con una distribución *prior* normal-difusa no se puede calcular el *marginal likelihood*, ya que el modelo no tiene solución analítica; ergo, no se puede comparar modelos. En contraparte, con el *prior* de Minnesota sí se puede. Se hizo el cálculo de estos valores con el *grid*; sin embargo, estos arrojaban valores muy bajos, y eso no era posible dada la naturaleza de la economía peruana.

**Tabla 9A.**

Identificación de los outliers encontrados en los residuos del modelo SZR-BX-BVAR1 para la inclusión de variables dummies

Bloque	Variable	Valores atípicos	
		Mes	Año
Interno	$tc_t$	10	2008
	$ipc_t$	2	2005
	$pbi_t^{peru}$	6	2010
Externo	$food_t$	6	2009
		10	2009
	$\Delta_3cobre_t^e$	9	2011
		1	2007
	$pbi_t^{china}$	2	2007
		1	2008
	$fed_t^{shadow}$	7	2013

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 10A.**

Respuestas máximas de las variables del bloque interno ante shocks del bloque externo (en unidades)

Variable		Shock a ...								
		Canal precios				Canal real			Canal financiero	
Respuesta de ...		Oferta externa ( $food_t$ )		Precios externos ( $\Delta_3cobre_t^e$ )		Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )		Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )		
			Mes	2	14	7	22	2	12	7
	Máximos	-0.29	0.46	-1.11	0.20	0.17	-0.60	0.48	-0.57	
	Mes	10	26	8	18	4	25	19	60	
	Máximos	0.21	-0.09	-0.08	0.03	-0.07	0.16	-0.10	0.01	
	Mes	2	18	10	28	4	15	2	5	
	Máximos	0.10	-0.35	0.20	-0.08	-0.25	0.50	-0.06	0.21	

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos valores se calcularon en las FIRs mediante los shocks estructurales del modelo SZR-BX-BVAR1.

**Tabla 11A.**

Efecto Traspaso (ET) de las variables del bloque externo a las variables del bloque interno (en unidades)

		Shock a ...				
		Canal precios		Canal real	Canal financiero	
Variable	Año	Oferta externa ( $food_t$ )	Precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )	
Respuesta de ...	$tc_t$	1	0.01	-1.73	-0.71	1.08
		2	0.21	-1.76	-0.92	0.26
		3	0.13	-1.58	-0.82	-0.34
		4	0.20	-1.49	-0.83	-0.64
		5	0.21	-1.40	-0.81	-0.81
	$ipc_t$	1	0.07	-0.11	-0.06	-0.10
		2	0.14	-0.06	0.12	-0.17
		3	0.08	-0.08	0.25	-0.16
		4	0.06	-0.09	0.29	-0.13
		5	0.05	-0.10	0.31	-0.12
	$pbi_t^{peru}$	1	-0.03	0.26	0.35	0.21
		2	-0.34	0.40	0.81	0.18
		3	-0.46	0.25	0.90	0.30
		4	-0.55	0.19	0.92	0.38
		5	-0.60	0.15	0.94	0.42

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos valores se calcularon en las FIRs mediante los shocks estructurales del modelo SZR-BX-BVAR1. Es válido mencionar que las FIRs se miden tal que  $FIR_{rs}(h) = \frac{\partial x_{r,t}}{\partial u_{s,t-h}}$ , donde  $r$  hace referencia a la variable que reacciona a un shock estructural  $-h$  periodos atrás de la variable  $s$ . Es así que el ET de una variable  $r$  ante shocks provenientes de una variable  $s$  se miden tal que  $ET_{rs}(t) = \frac{\sum_{h=1}^t FIR_{rs}(h)}{\sum_{h=1}^t FIR_{ss}(h)}$ .

**Tabla 12A.**

*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) – Enfoque frecuentista*

		Shock a ...					Factores externos	Factores internos	
Variable	Modelo	Canal precios		Canal real	Canal financiero				
		Oferta externa ( $food_t$ )	Precio Spot ( $spot_t$ )	Expectati- -vas de Precios ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t \vee fed_t^*$ )			
Respuesta de ...	$tc_t$	VAR1	8.27	16.41	-	12.67	8.92	46.27	53.73
		VAR2	6.13	8.47	11.53	13.02	8.98	48.13	51.87
		VAR1_FED*	11.15	13.82	-	10.55	8.86	44.38	55.62
		VAR2_FED*	8.20	6.78	11.70	10.80	8.78	46.27	53.73
	$ipc_t$	VAR1	10.55	1.60	-	13.91	11.46	37.53	62.47
		VAR2	10.41	0.70	2.24	14.11	11.36	38.83	61.17
		VAR1_FED*	8.71	4.38	-	14.06	15.35	42.50	57.50
		VAR2_FED*	8.58	3.03	2.46	14.20	15.43	43.70	56.30
	$pbi_t^{peru}$	VAR1	6.89	2.87	-	24.04	11.58	45.39	54.61
		VAR2	6.34	1.31	3.06	24.70	11.70	47.11	52.89
		VAR1_FED*	7.54	3.99	-	21.86	11.72	45.11	54.89
		VAR2_FED*	6.83	2.49	3.00	22.73	11.73	46.78	53.22

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Los valores reportados en la Tabla 12A corresponden al cálculo en el sexagésimo mes (al final del quinto año). Además, se sabe que la varianza del error aumenta con el horizonte de proyección.

**Tabla 13A.**

*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) – Enfoque Bayesiano*

		<i>Shock a ...</i>				Factores externos	Factores internos	
Variable	Modelo	Canal precios Oferta externa ( $food_t$ )	Canal real Precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Canal financiero Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )			
Respuesta de ...	$tc_t$	SZR-BX-BVAR1	10.24	19.25	15.19	25.16	69.84	30.16
		SZR-BX-BVAR2	11.69	8.71	14.72	27.43	62.55	37.45
		SZR-BX-BVAR3	8.76	13.56	14.52	29.04	65.88	34.12
	$ipc_t$	SZR-BX-BVAR1	21.45	6.14	23.10	13.73	64.42	35.58
		SZR-BX-BVAR2	20.00	5.84	23.51	13.76	63.11	36.89
		SZR-BX-BVAR3	21.36	6.42	23.00	13.99	64.77	35.23
	$pbi_t^{peru}$	SZR-BX-BVAR1	15.01	7.17	35.04	14.63	71.85	28.15
		SZR-BX-BVAR2	14.46	7.02	35.59	13.51	70.58	29.42
		SZR-BX-BVAR3	14.38	6.78	35.57	14.53	71.26	28.74

Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Los valores reportados en la Tabla 13A corresponden al cálculo en el sexagésimo mes (al final del quinto año). Además, se sabe que la varianza del error aumenta con el horizonte de proyección.

**Tabla 14A.**

*Contribuciones absolutas de los shocks de variables del bloque externo a las variables del bloque interno (en %)*

Variable	Modelo	Periodo	Shock a ...				Factores externos	Factores internos
			Canal precios		Canal real	Canal financiero		
			Oferta externa ( $food_t$ )	Precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )		
$tc_t$	SZR-BX-BVAR1	Auge (2004 - 2011)	8.6%	26.5%	13.5%	22.8%	71.4%	28.6%
		i) Boom commodities (2004 - 2007)	1.9%	11.6%	5.6%	7.9%	26.9%	14.1%
		ii) Crisis financiera (2008 - 2011)	6.8%	14.9%	7.9%	14.9%	44.5%	14.5%
		Desaceleración (2012 - 2019)	10.7%	25.3%	12.6%	22.6%	71.1%	28.9%
		Total	9.6%	25.9%	13.0%	22.7%	71.3%	28.7%
Respuesta de ... $ipc_t$	SZR-BX-BVAR1	Auge (2004 - 2011)	23.4%	8.2%	15.3%	15.5%	62.4%	37.6%
		i) Boom commodities (2004 - 2007)	5.2%	3.9%	5.5%	7.5%	22.1%	17.7%
		ii) Crisis financiera (2008 - 2011)	18.2%	4.3%	9.8%	8.0%	40.3%	19.9%
		Desaceleración (2012 - 2019)	21.2%	7.5%	18.7%	15.3%	62.6%	37.4%
		Total	22.4%	7.9%	16.8%	15.4%	62.5%	37.5%
$pbi_t^{peru}$	SZR-BX-BVAR1	Auge (2004 - 2011)	16.4%	12.6%	25.5%	14.4%	68.8%	31.2%
		i) Boom commodities (2004 - 2007)	4.1%	4.5%	11.8%	6.1%	26.6%	14.3%
		ii) Crisis financiera (2008 - 2011)	12.3%	8.0%	13.6%	8.2%	42.2%	16.9%
		Desaceleración (2012 - 2019)	13.0%	13.9%	25.6%	14.7%	67.2%	32.8%
		Total	14.7%	13.2%	25.5%	14.5%	68.0%	32.0%

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Para el cálculo de estas proporciones se optó por considerar la sumatoria de los valores absolutos de las contribuciones individuales en determinado rango de tiempo con la finalidad obviar valor negativos que afecten el cálculo final.

**Tabla 15A.**

*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 1*

		Shock a ...				Factores externos	Factores internos	
Variable	Modelo	Canal precios	Canal real	Canal financiero				
		Oferta externa ( $wti_t$ )	Precios externos ( $scobre_t$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t$ )			
Respuesta de ...	$tc2_t$	SZR-BX-BVAR1	10.24	19.25	15.19	25.16	69.84	30.16
		SZR-BX-BVAR (R1)	12.99	11.27	11.43	13.75	49.44	50.56
	$ipcs_t$	SZR-BX-BVAR1	21.45	6.14	23.10	13.73	64.42	35.58
		SZR-BX-BVAR (R1)	13.85	4.46	11.32	34.23	63.86	36.14
	$di_t$	SZR-BX-BVAR1	15.01	7.17	35.04	14.63	71.85	28.15
		SZR-BX-BVAR (R1)	17.14	6.90	24.36	27.12	75.52	24.48

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Los valores reportados en la Tabla 15A corresponden al cálculo en el sexagésimo mes (al final del quinto año). Además, se sabe que la varianza del error aumenta con el horizonte de proyección.

**Tabla 16A.**

*Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 2*

		Shock a ...				Factores externos	Factores internos	
Variable	Modelo	Canal precios	Canal real	Canal financiero				
		Oferta externa ( $food_t$ )	Precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )			
Respuesta de ...	$tc_t$	SZR-BX-BVAR1	10.24	19.25	15.19	25.16	69.84	30.16
		SZR-BX-BVAR (R2)	10.04	16.83	13.00	26.32	66.19	33.81
	$ipc_t$	SZR-BX-BVAR1	21.45	6.14	23.10	13.73	64.42	35.58
		SZR-BX-BVAR (R2)	23.04	5.26	21.30	13.10	62.70	37.30
	$pbi_t^{peru}$	SZR-BX-BVAR1	15.01	7.17	35.04	14.63	71.85	28.15
		SZR-BX-BVAR (R2)	16.28	6.36	31.56	14.04	68.24	31.76

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Los valores reportados en la Tabla 16A corresponden al cálculo en el sexagésimo mes (al final del quinto año). Además, se sabe que la varianza del error aumenta con el horizonte de proyección.

**Tabla 17A.**

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 3

		Shock a ...				Factores externos	Factores internos	
Variable	Modelo	Canal precios		Canal real	Canal financiero			
		Oferta externa ( $food_t$ )	Precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )			
Respuesta de ...	$tc_t$	SZR-BX-BVAR1	10.24	19.25	15.19	25.16	69.84	30.16
		SZR-BX-BVAR (R3)	10.11	18.84	15.40	24.88	69.23	30.77
	$ipc_t$	SZR-BX-BVAR1	21.45	6.14	23.10	13.73	64.42	35.58
		SZR-BX-BVAR (R3)	21.17	6.32	23.21	13.82	64.52	35.48
	$pbi_t^{peru}$	SZR-BX-BVAR1	15.01	7.17	35.04	14.63	71.85	28.15
		SZR-BX-BVAR (R3)	15.00	7.17	34.81	14.49	71.47	28.53

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Los valores reportados en la Tabla 17A corresponden al cálculo en el sexagésimo mes (al final del quinto año). Además, se sabe que la varianza del error aumenta con el horizonte de proyección.

**Tabla 18A.**

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 4

		Shock a ...				Factores externos	Factores internos	
Variable	Modelo	Canal precios		Canal real	Canal financiero			
		Oferta externa ( $food_t$ )	Precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )			
Respuesta de ...	$tc_t$	SZR-BX-BVAR1	10.24	19.25	15.19	25.16	69.84	30.16
		SZR-BX-BVAR (R4)	12.24	24.45	29.33	-	66.02	33.98
	$ipc_t$	SZR-BX-BVAR1	21.45	6.14	23.10	13.73	64.42	35.58
		SZR-BX-BVAR (R4)	24.10	6.78	19.31	-	50.19	49.81
	$pbi_t^{peru}$	SZR-BX-BVAR1	15.01	7.17	35.04	14.63	71.85	28.15
		SZR-BX-BVAR (R4)	16.19	7.79	42.66	-	66.64	33.36

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Los valores reportados en la Tabla 18A corresponden al cálculo en el sexagésimo mes (al final del quinto año). Además, se sabe que la varianza del error aumenta con el horizonte de proyección.

**Tabla 19A.**

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) – Robustez 5

		Shock a ...				Factores externos	Factores internos	
Variable	Modelo	Canal precios	Canal real	Canal financiero				
		Oferta externa ( $food_t$ )	Precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )			
Respuesta de ...	$tc_t$	SZR-BX-BVAR1	10.24	19.25	15.19	25.16	69.84	30.16
		SZR-BX-BVAR (R5.1)	10.31	23.02	-	27.38	60.71	39.29
		SZR-BX-BVAR (R5.2)	18.54	29.08	-	-	47.62	52.38
		SZR-BX-BVAR (R5.3)	-	37.09	-	-	37.09	62.91
	$ipc_t$	SZR-BX-BVAR1	21.45	6.14	23.10	13.73	64.42	35.58
		SZR-BX-BVAR (R5.1)	24.36	7.58	-	15.15	47.09	52.91
		SZR-BX-BVAR (R5.2)	36.84	6.28	-	-	43.12	56.88
		SZR-BX-BVAR (R5.3)	-	7.36	-	-	7.36	92.64
	$pbi_t^{peru}$	SZR-BX-BVAR1	15.01	7.17	35.04	14.63	71.85	28.15
		SZR-BX-BVAR (R5.1)	14.93	9.16	-	16.03	40.12	59.88
		SZR-BX-BVAR (R5.2)	28.06	7.95	-	-	36.01	63.99
		SZR-BX-BVAR (R5.3)	-	11.91	-	-	11.91	88.09

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Los valores reportados en la Tabla 19A corresponden al cálculo en el sexagésimo mes (al final del quinto año). Además, se sabe que la varianza del error aumenta con el horizonte de proyección.

**Tabla 20A.**

Descomposición de la Varianza del Error de Predicción de las variables del bloque interno (en %) - Robustez 6

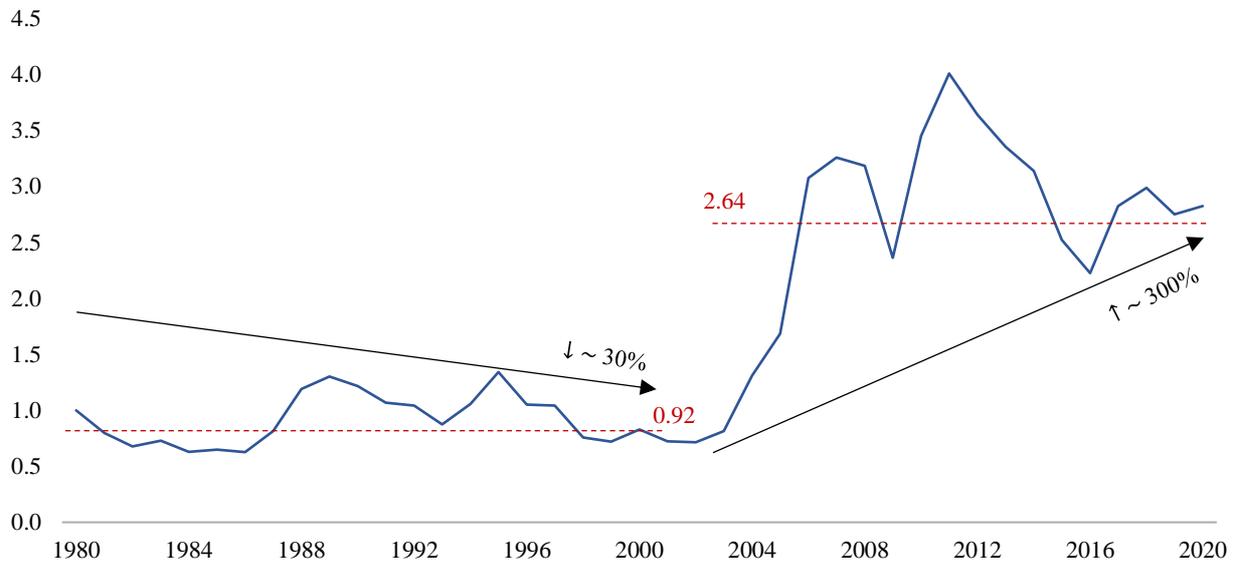
		Shock a ...				Factores externos	Factores internos	
Variable	Modelo	Canal precios	Canal real	Canal financiero				
		Oferta externa ( $food_t$ )	Precios externos ( $\Delta_3 cobre_t^e$ )	Demanda externa ( $pbi_t^{china}$ )	Entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ )			
Respuesta de ...	$tc_t$	SZR-BX-BVAR1	10.24	19.25	15.19	25.16	69.84	30.16
		SZR-BX-BVAR (R6)	10.20	19.37	14.92	24.33	68.82	31.18
	$ipc_t$	SZR-BX-BVAR1	21.45	6.14	23.10	13.73	64.42	35.58
		SZR-BX-BVAR (R6)	21.69	6.53	23.38	13.43	65.03	34.97
	$pbi_t^{peru}$	SZR-BX-BVAR1	15.01	7.17	35.04	14.63	71.85	28.15
		SZR-BX-BVAR (R6)	15.28	7.22	34.90	13.87	71.27	28.73

Fuente: Elaboración propia.

Nota. Los valores reportados en la Tabla 20A corresponden al cálculo en el sexagésimo mes (al final del quinto año). Además, se sabe que la varianza del error aumenta con el horizonte de proyección.

**Figura 1A.**

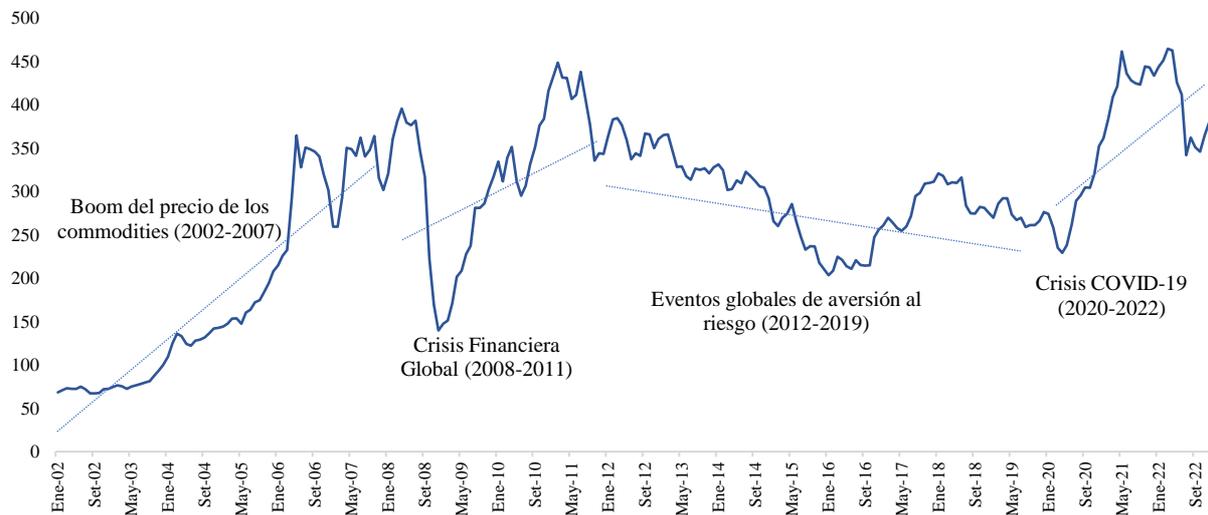
*Evolución anual del precio del cobre – LME (US\$ por libra) – (1980=1) entre 1980 y 2020*



Fuente: Banco Centra de Reserva del Perú *database*. Elaboración propia.

**Figura 2A.**

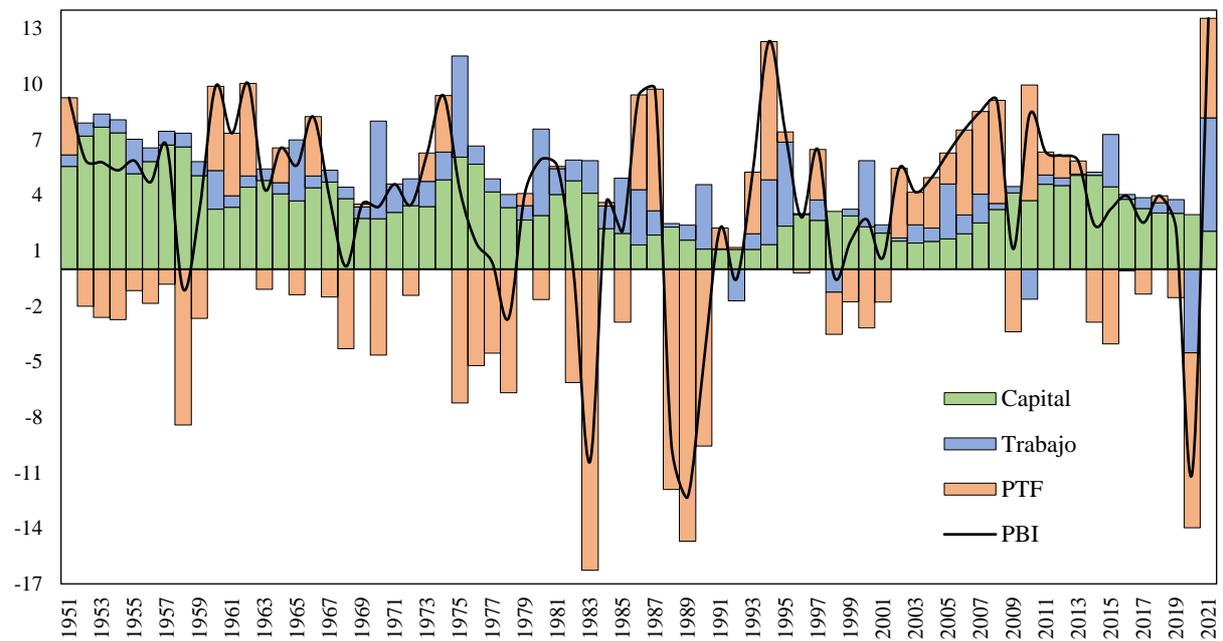
*Evolución mensual del precio del cobre – LME (cUS\$ por libra) – (1980=1) entre 2002 y 2022*



Fuente: Banco Centra de Reserva del Perú *database*. Elaboración propia.

**Figura 3A.**

*Contribución al crecimiento del PBI de Perú (en puntos porcentuales)*

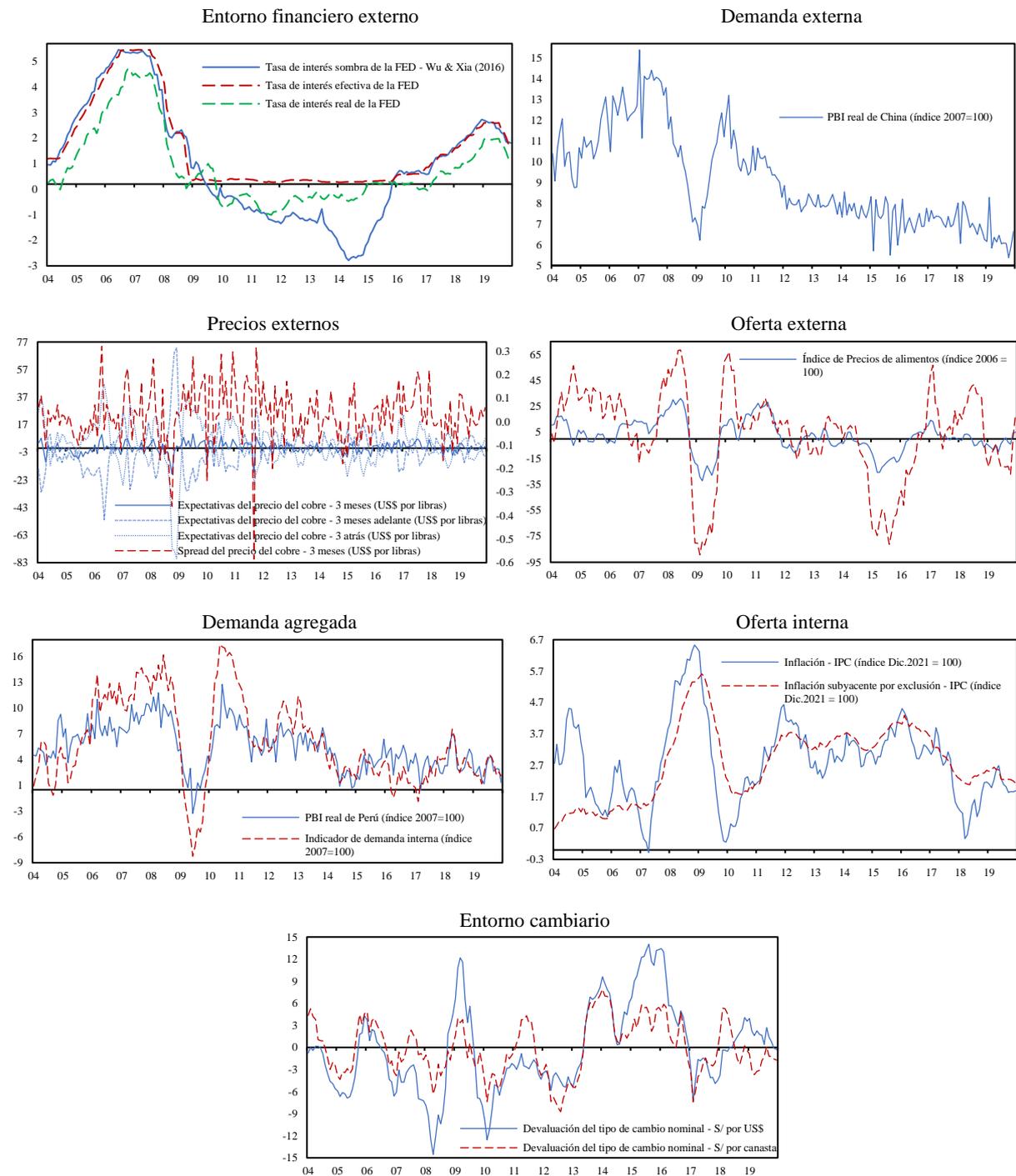


Fuente: The Conference Board, Barro & Lee (2013) *database* y Banco Central de Reservas del Perú *database*. Elaboración y estimación propia.

*Nota.* Para este fin, se consideró una función de producción Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala ajustada por capital humano del tipo  $Y_t = A_t K_t^\alpha (h_t L_t)^{1-\alpha}$ , donde la elasticidad capital-producto  $\alpha = 0.65$ , según Céspedes *et al.* (2014). Además, una función de acumulación de capital convencional  $K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t$ , donde la depreciación lineal  $\delta = 0.025$ , según Seminario & Beltrán (1998). Asimismo, se considera un capital humano  $h_t = \exp\left[\left(\frac{\theta}{1-\psi}\right) s_t^{1-\psi}\right]$ , donde  $\theta = 0.32$  y  $\psi = 0.58$ , según Bils & Klenow (2000). Por último, la PTF se obtiene por el residuo de Solow  $A_t = \exp[\log Y_t - \alpha \log K_t - (1 - \alpha) \log h_t - (1 - \alpha) \log L_t]$ . Para más detalle del cálculo y demás resultados, estos están disponibles bajo pedido.

**Figura 4A.**

*Series de tiempo de las variables de los modelos en el periodo 2004:M1 – 2019:M12 (en variaciones porcentuales anualizadas)*

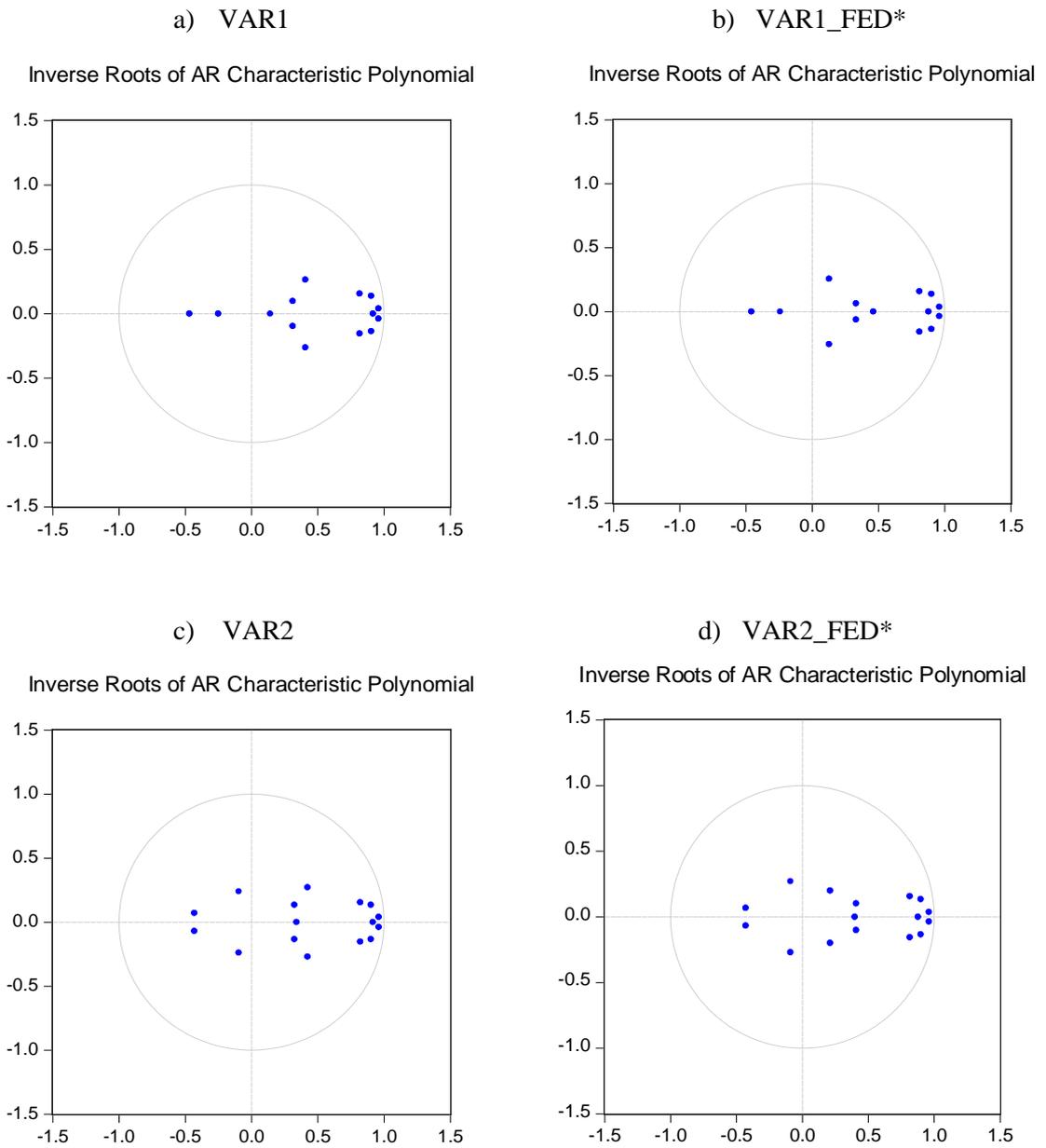


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Las líneas sólidas en color azul hacen referencia a las variables utilizadas en los modelos base y los ejercicios de Robustez 2-6. Por otro lado, las líneas punteadas en color rojo hacen referencia a las variables utilizadas solo en el ejercicio de Robustez 1.

**Figura 5A.**

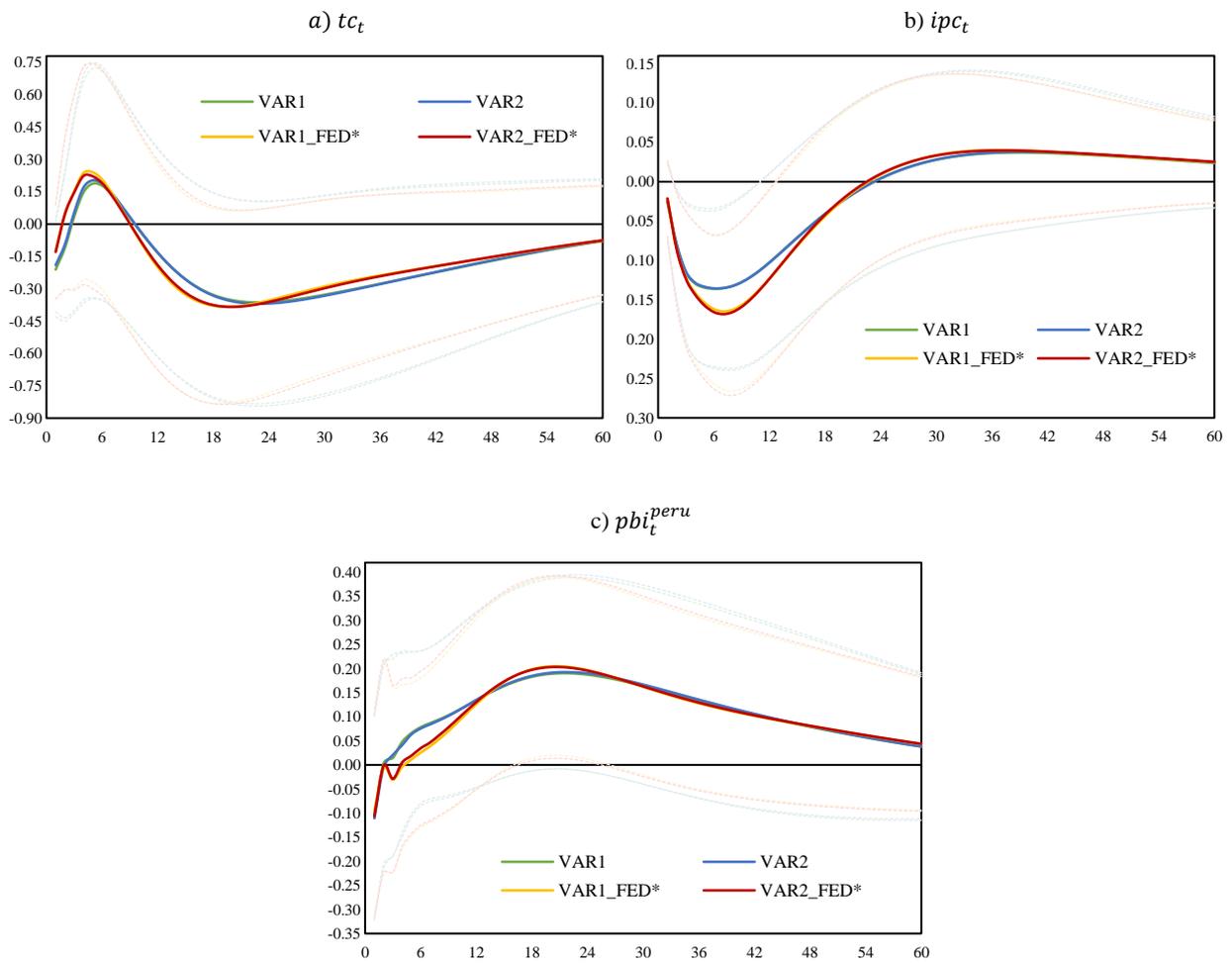
*Raíces inversas del polinomio característico AR.*



Fuente: Elaboración propia.

**Figura 6A.**

*Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock del entorno financiero externo – Enfoque frecuentista*

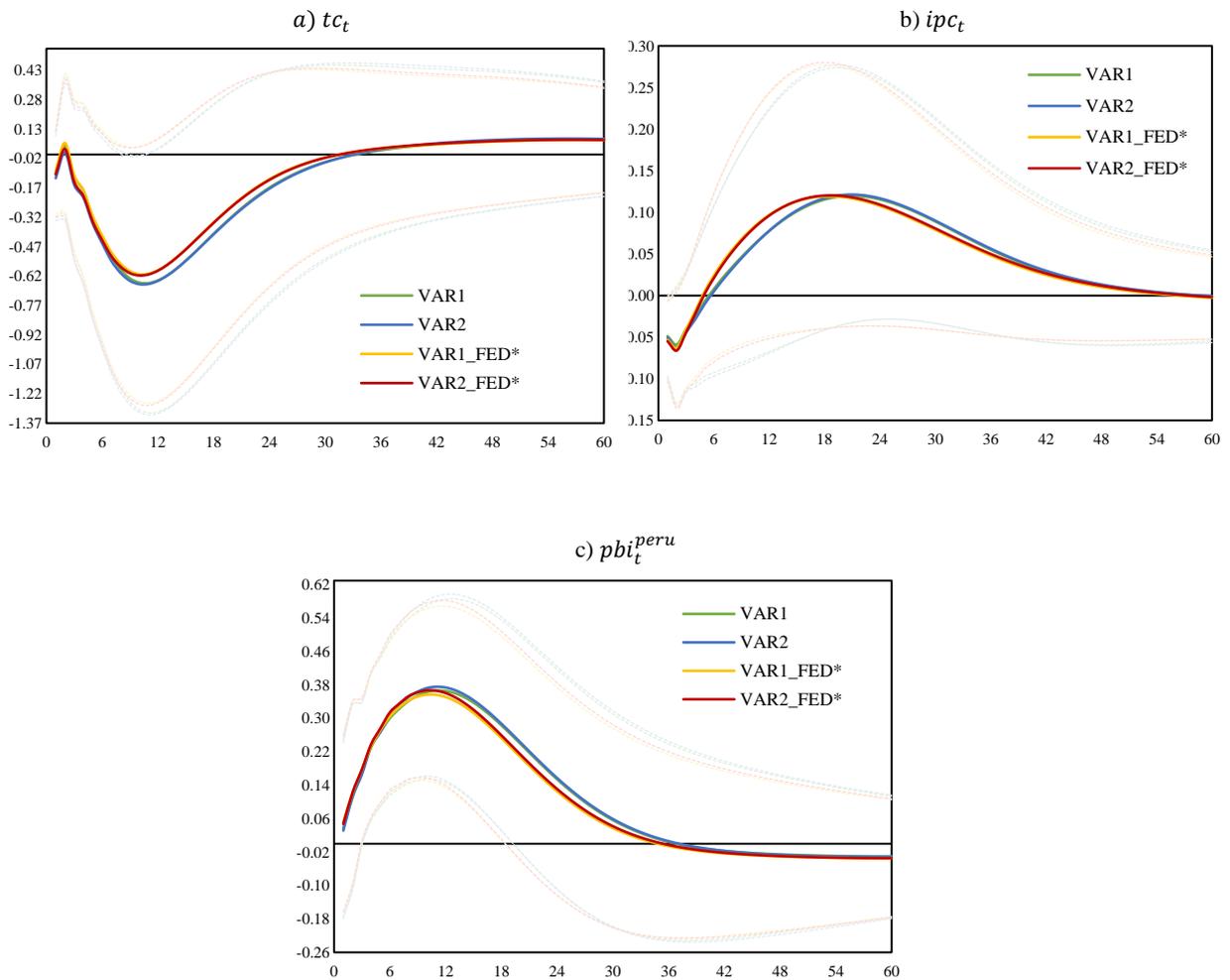


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $fed_t$  y  $fed_t^*$  con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 7A.**

Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock de demanda externa ( $pbi_t^{china}$ ) – Enfoque frecuentista

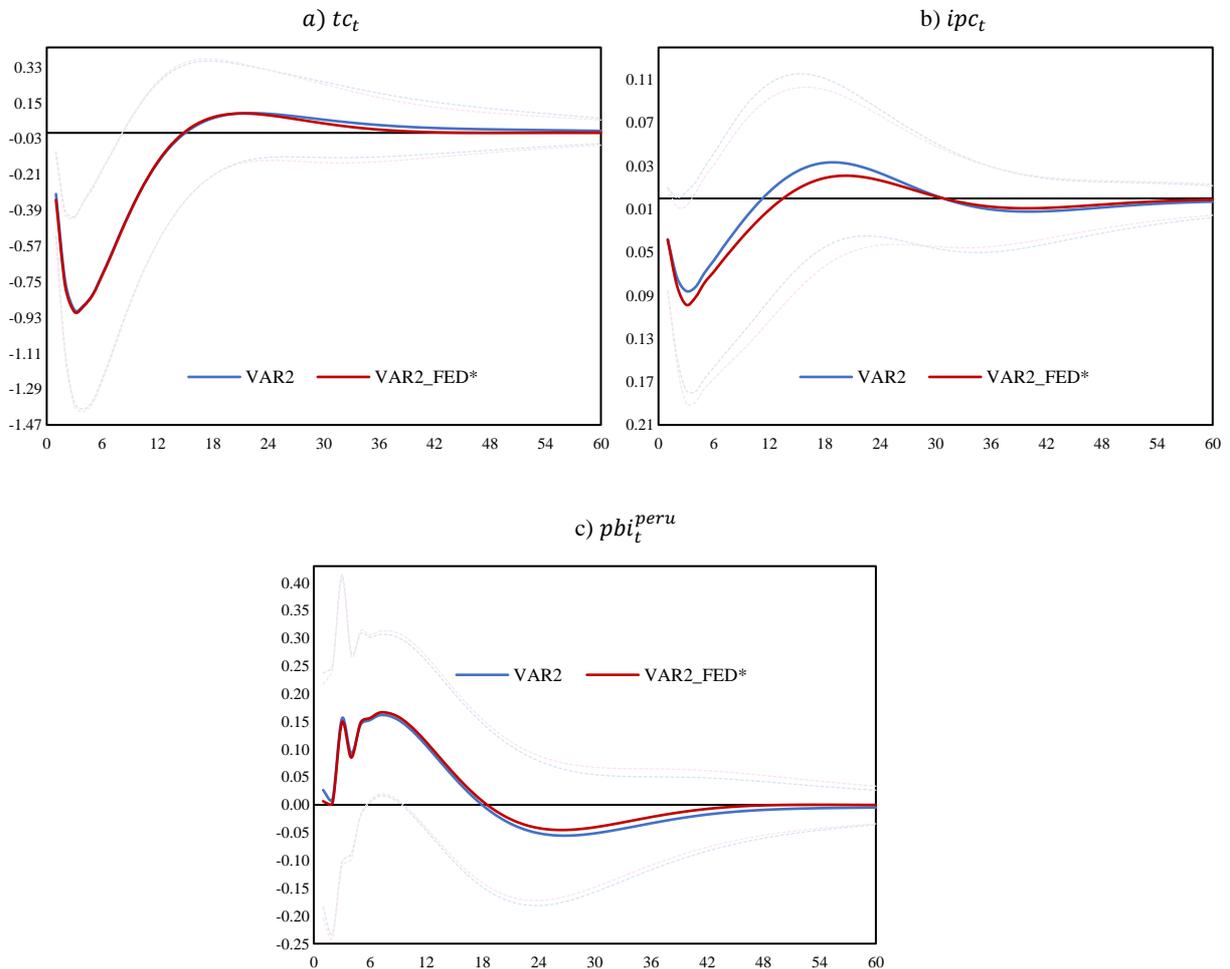


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $pbi_t^{china}$  con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 8A.**

*Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock de expectativas del precio del cobre ( $\Delta_3\text{cobre}_t^e$ ) – Enfoque frecuentista*

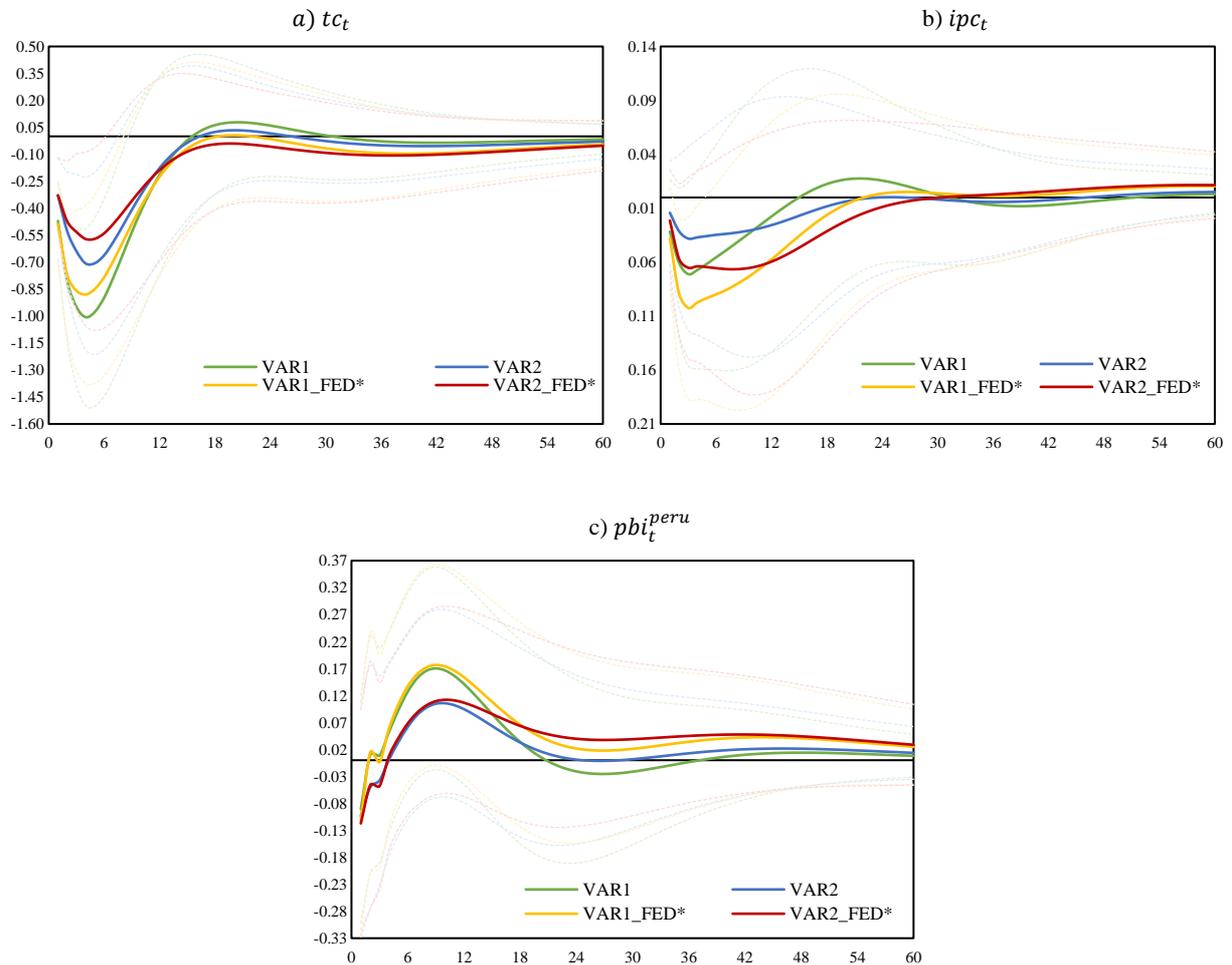


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $\Delta_3\text{cobre}_t^e$  con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 9A.**

Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock del precio spot del cobre ( $spot_t$ ) – Enfoque frecuentista

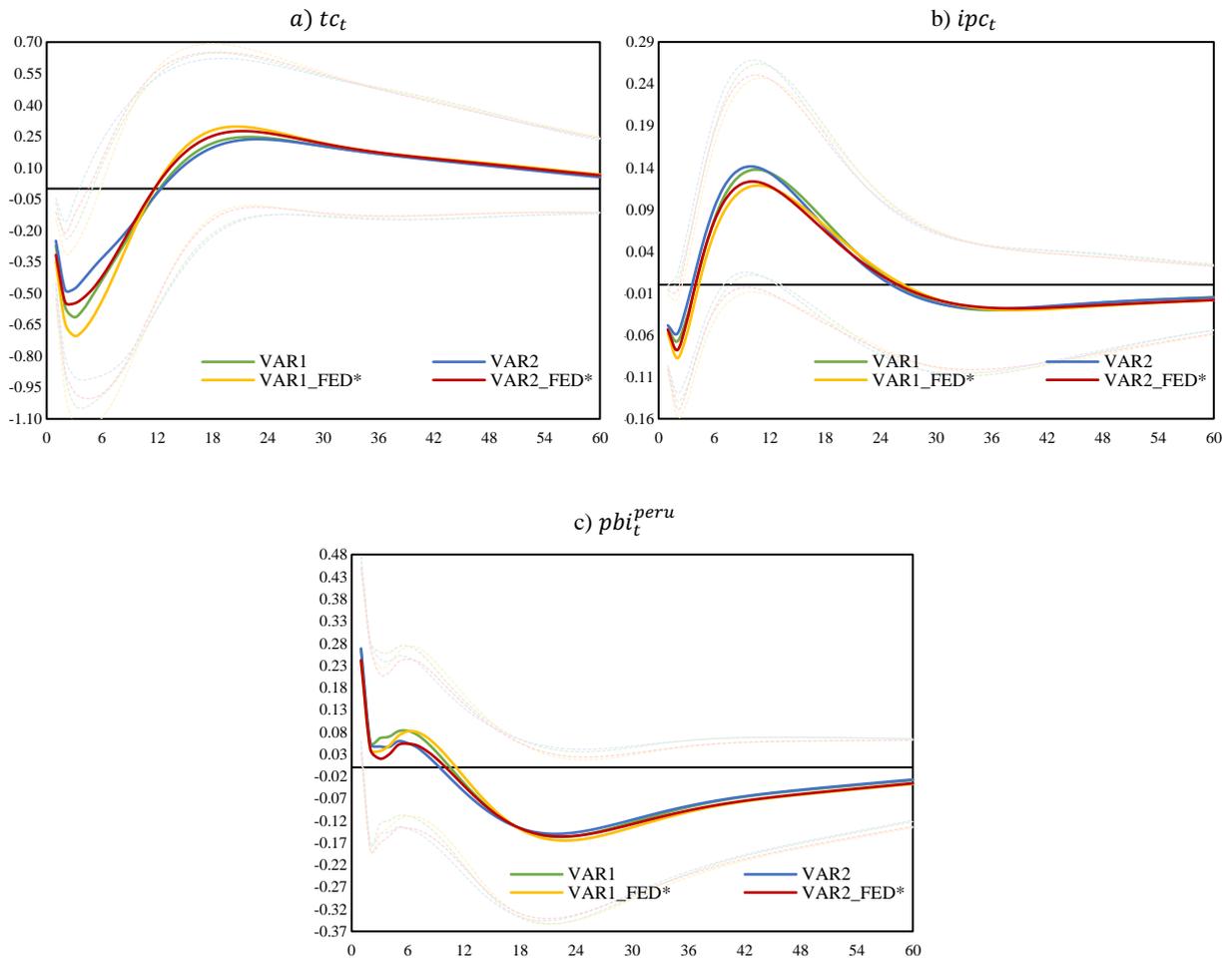


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $spot_t$  con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 10A.**

Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock de oferta externa ( $food_t$ ) – Enfoque frecuentista

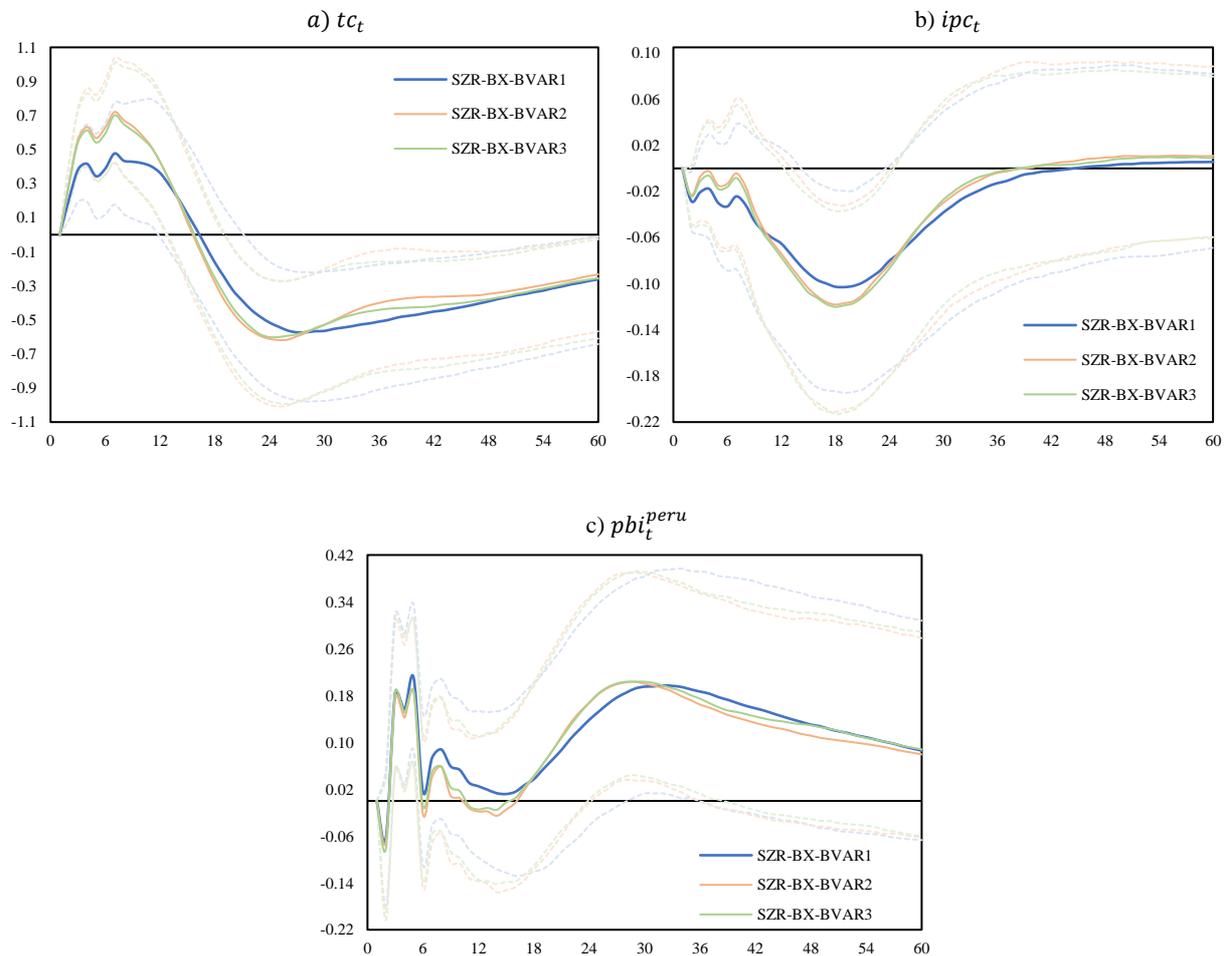


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $food_t$  con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 11A.**

Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock del entorno financiero externo ( $fed_t^{shadow}$ ) – Enfoque bayesiano

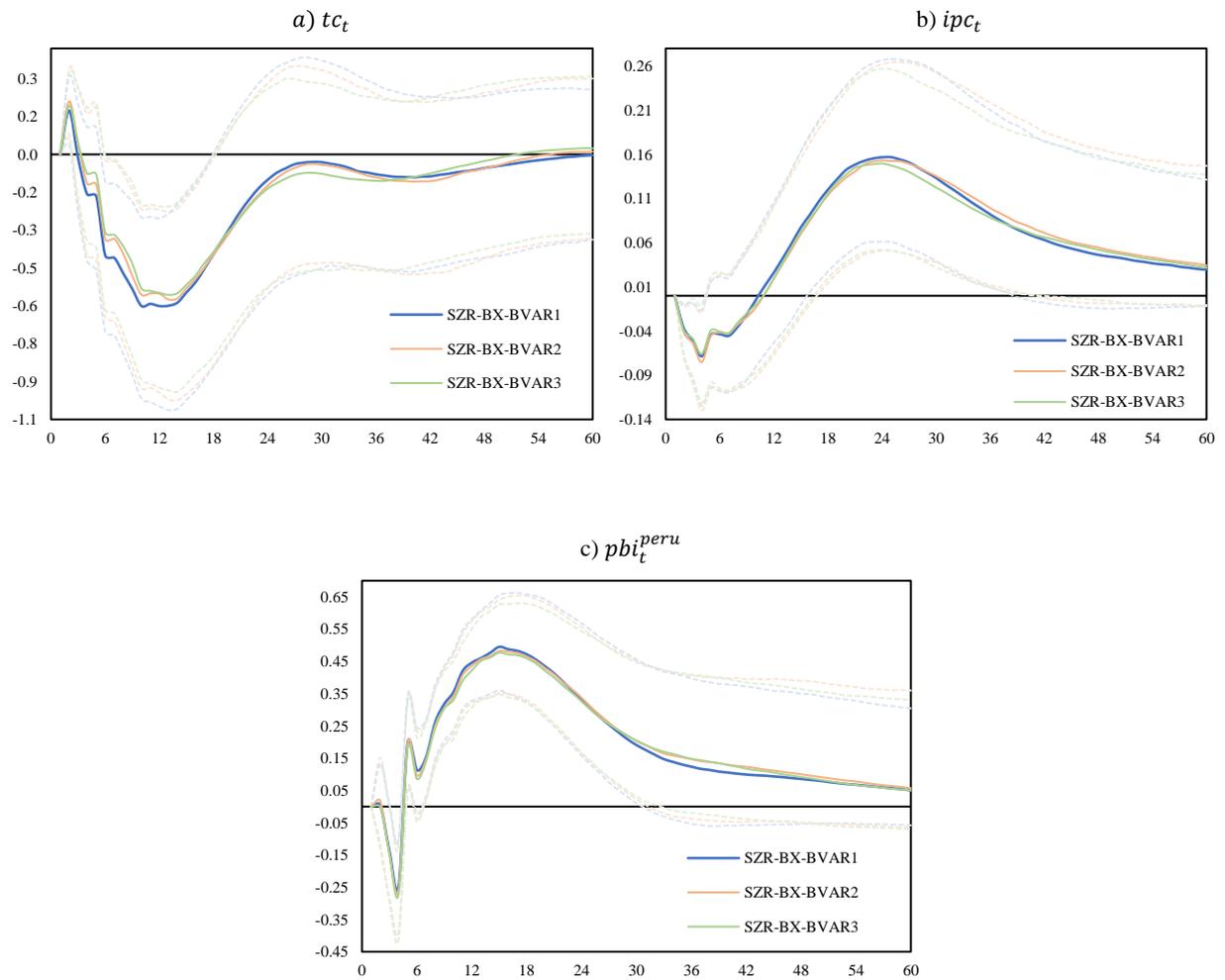


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $fed_t^{shadow}$  con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 12A.**

Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock de demanda externa ( $pbi_t^{china}$ ) – Enfoque bayesiano

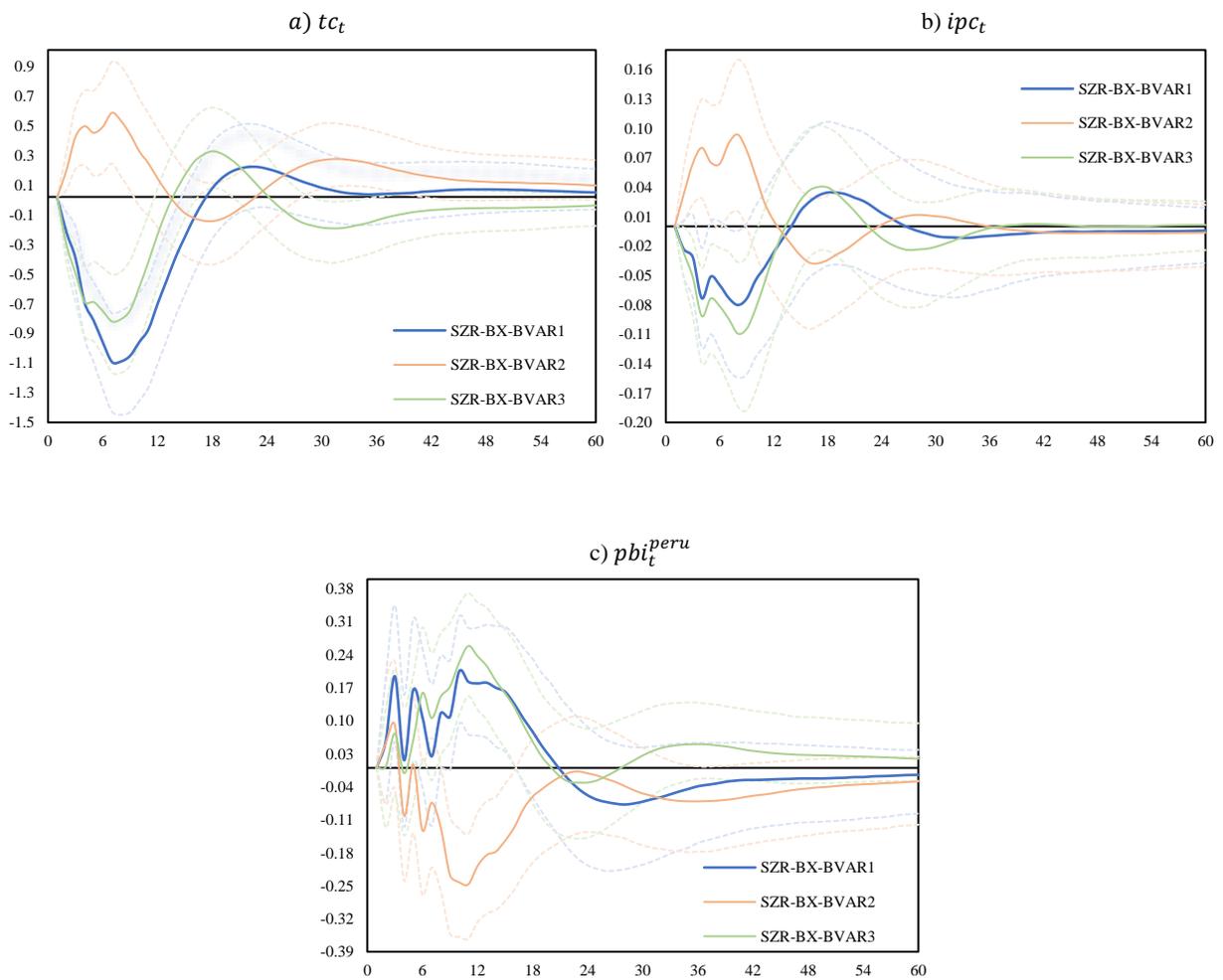


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $pbi_t^{china}$  con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 13A.**

Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock de precios externos ( $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$ ) – Enfoque bayesiano



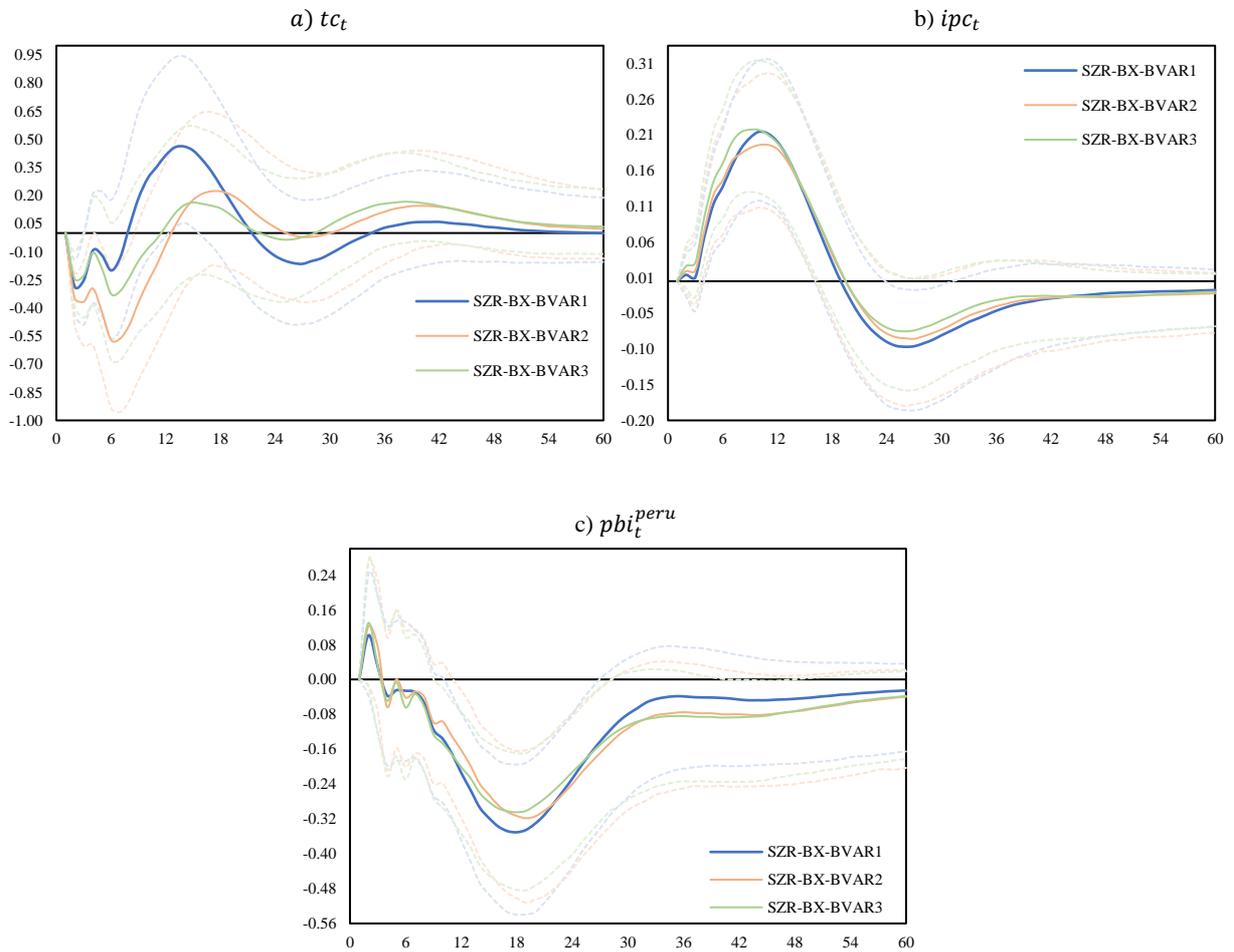
Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $\Delta_3 \text{cobre}_t^e$  (para el modelo SZR-BX-BVAR1),

$\Delta_3 \text{cobre}_t^{e3}$  (para el modelo SZR-BX-BVAR2) y  $\Delta_3 \text{cobre}_t^{e3}$  (para el modelo SZR-BX-BVAR3), con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 14A.**

Respuestas de las variables del bloque interno ante un shock de oferta externa ( $food_t$ ) – Enfoque bayesiano

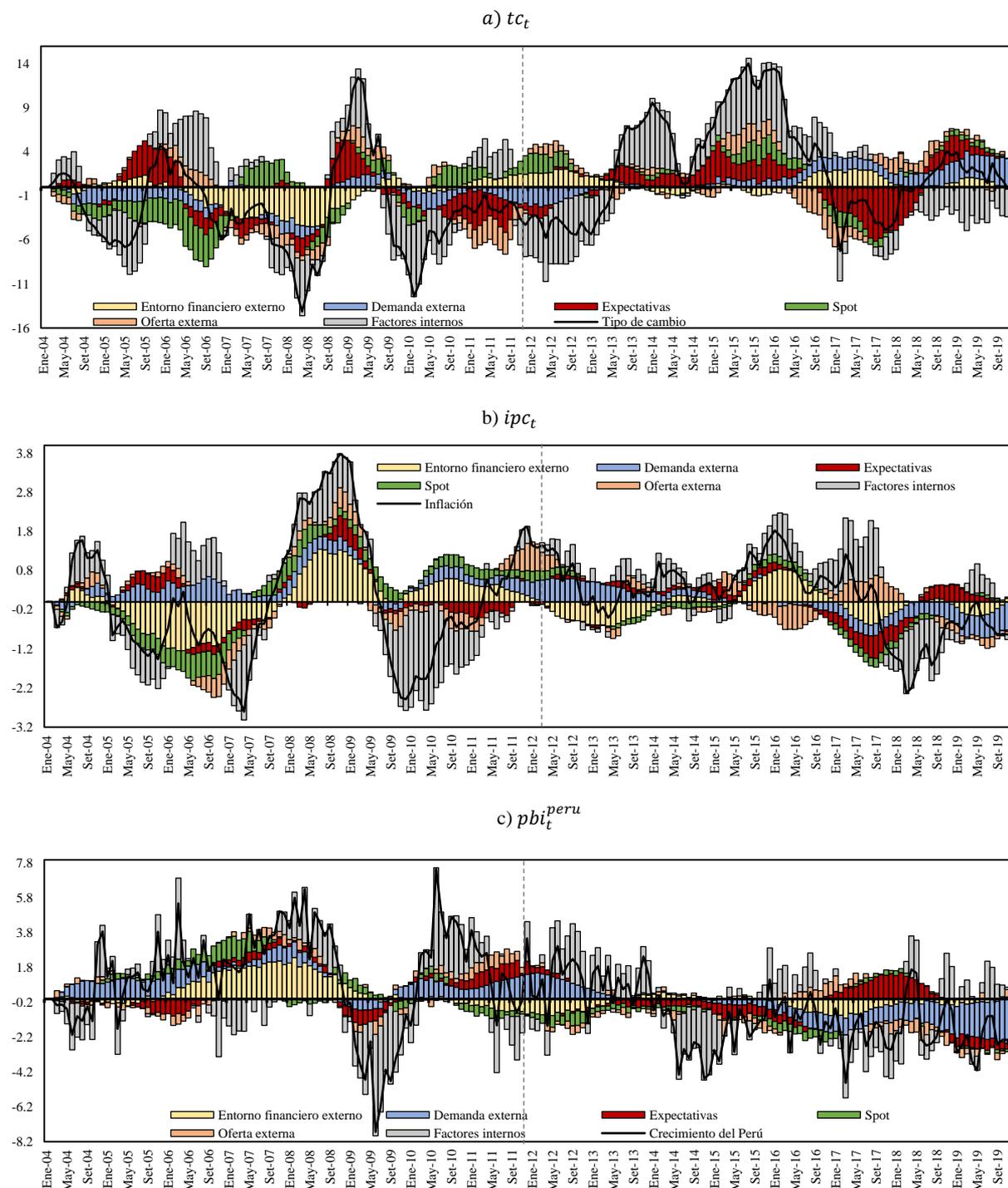


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en  $food_t$  con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas). Además, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses).

**Figura 15A.**

*Descomposición Histórica de las variables del bloque interno (en punto porcentuales) – Enfoque frecuentista*

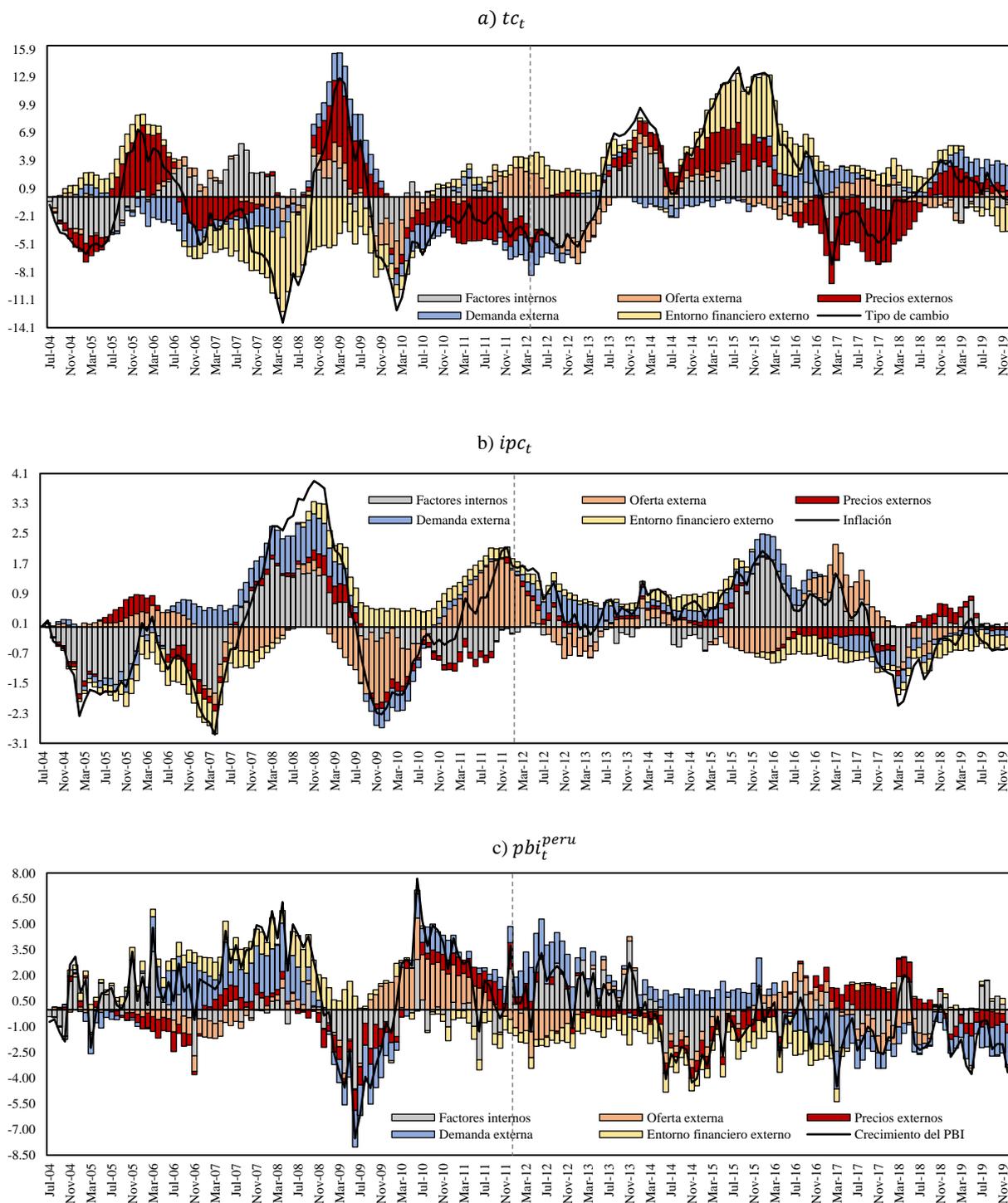


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Se precisa que las contribuciones de los *shocks* provenientes de  $pbi_t^{peru}$ ,  $ipc_t$  y  $tc_t$  se consolidan en la variable Factores internos. Además, la contribución de estos *shocks* pueden tomar direcciones contrarias. En el agregado, suman la serie observada.

**Figura 16A.**

*Descomposición Histórica de las variables del bloque interno (en punto porcentuales) – Enfoque bayesiano*

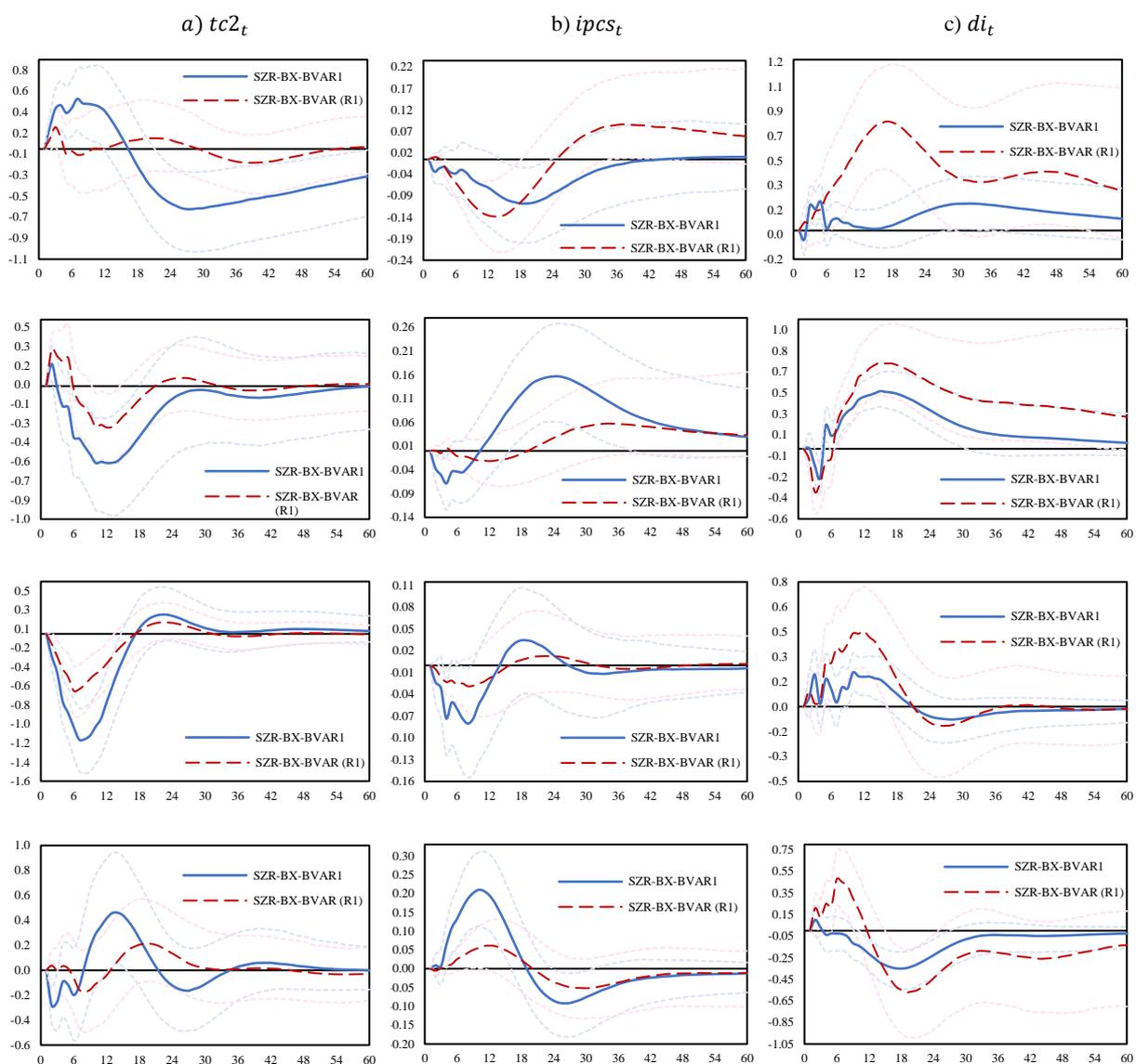


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Se precisa que las contribuciones de los *shocks* provenientes de  $pbi_t^{peru}$ ,  $ipc_t$  y  $tc_t$  se consolidan en la variable Factores internos. Además, la contribución de estos *shocks* pueden tomar direcciones contrarias. En el agregado, suman la serie observada.

**Figura 17A.**

*Respuestas de las variables del bloque interno ante shocks de variables del bloque externo - Robustez 1*

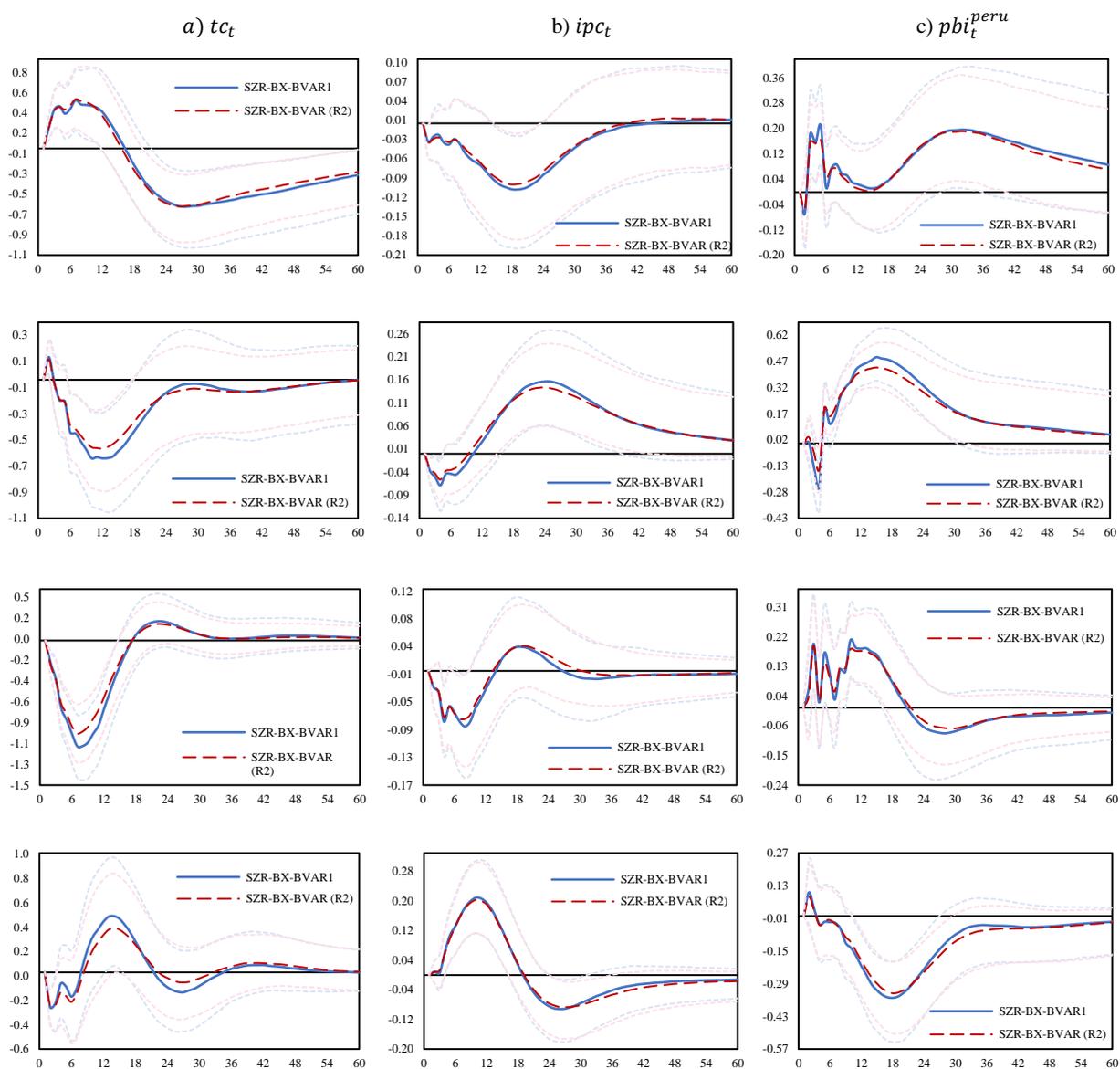


Fuente: Elaboración propia.

Nota. Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en las variables del bloque externo con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas sombreadas). Además, la primera, segunda, tercera y cuarta fila muestran las respuestas a shocks de  $fed_t$ ,  $pbi_t^{china}$ ,  $scobre_t$  y  $wti_t$ , respectivamente. A su vez, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses). Las líneas sólidas de color azul hacen referencia al modelo base SZR-BX-BVAR1, mientras que las líneas punteadas de color rojo hacen referencia al ejercicio de Robustez 1.

**Figura 18A.**

*Respuestas de las variables del bloque interno ante shocks de variables del bloque externo - Robustez 2*

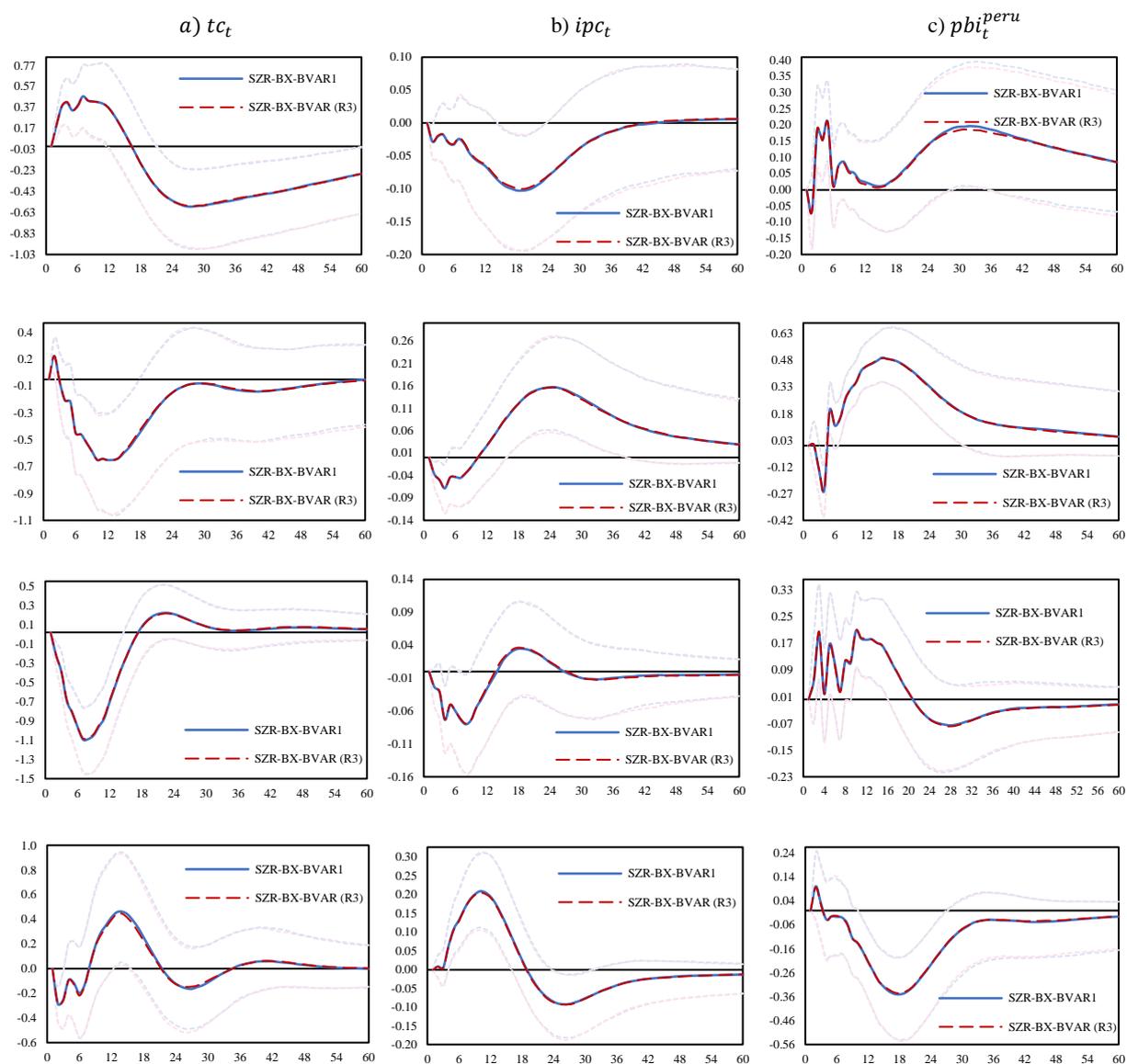


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en las variables del bloque externo con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas sombreadas). Además, la primera, segunda, tercera y cuarta fila muestran las respuestas a shocks de  $fed_t^{shadow}$ ,  $pbi_t^{china}$ ,  $\Delta_3cobre_t^e$  y  $food_t$ , respectivamente. A su vez, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses). Las líneas sólidas de color azul hacen referencia al modelo base SZR-BX-BVAR1, mientras que las líneas punteadas de color rojo hacen referencia al ejercicio de Robustez 2.

**Figura 19A.**

*Respuestas de las variables del bloque interno ante shocks de variables del bloque externo - Robustez 3*

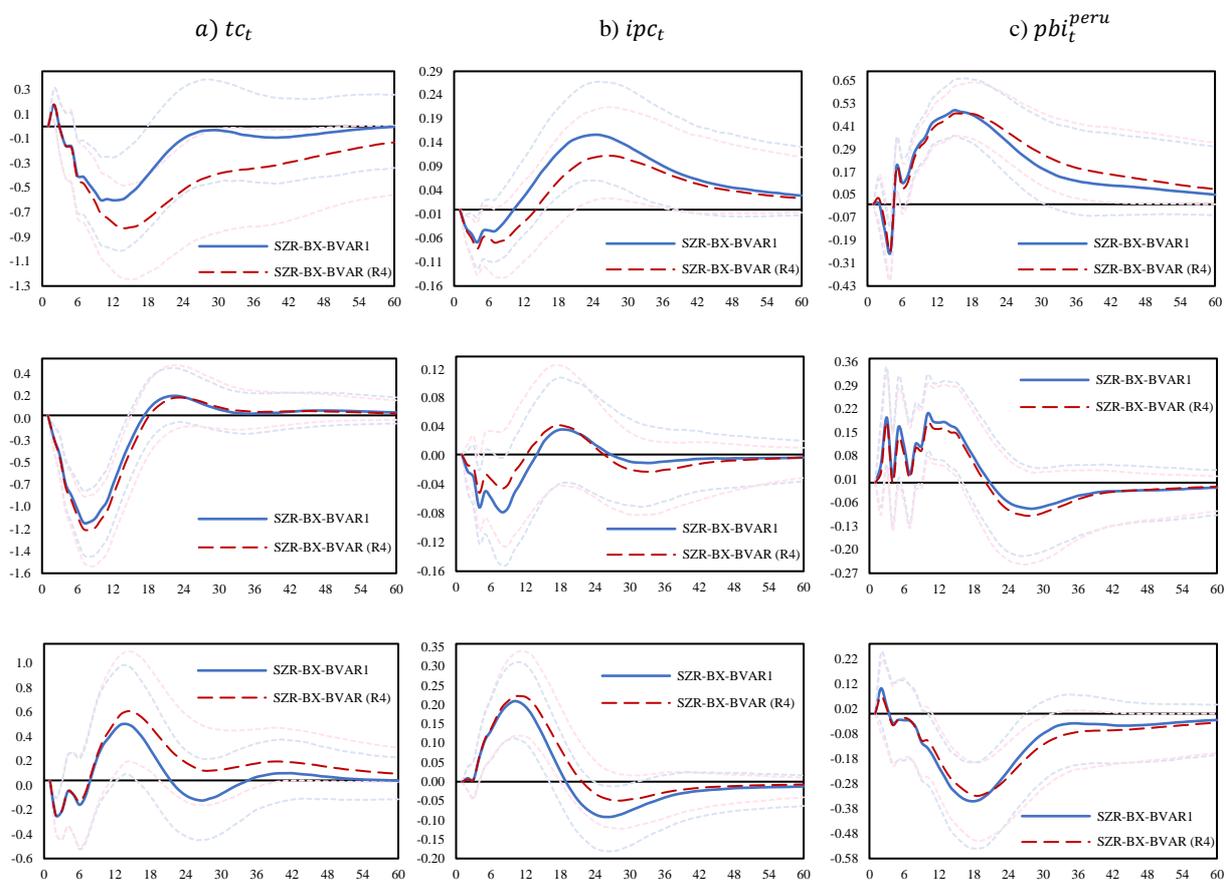


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en las variables del bloque externo con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas sombreadas). Además, la primera, segunda, tercera y cuarta fila muestran las respuestas a shocks de  $fed_t^{shadow}$ ,  $pbi_t^{china}$ ,  $\Delta_3cobre_t^e$  y  $food_t$ , respectivamente. A su vez, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses). Las líneas sólidas de color azul hacen referencia al modelo base SZR-BX-BVAR1, mientras que las líneas punteadas de color rojo hacen referencia al ejercicio de Robustez 3.

**Figura 20A.**

*Respuestas de las variables del bloque interno ante shocks de variables del bloque externo - Robustez 4*

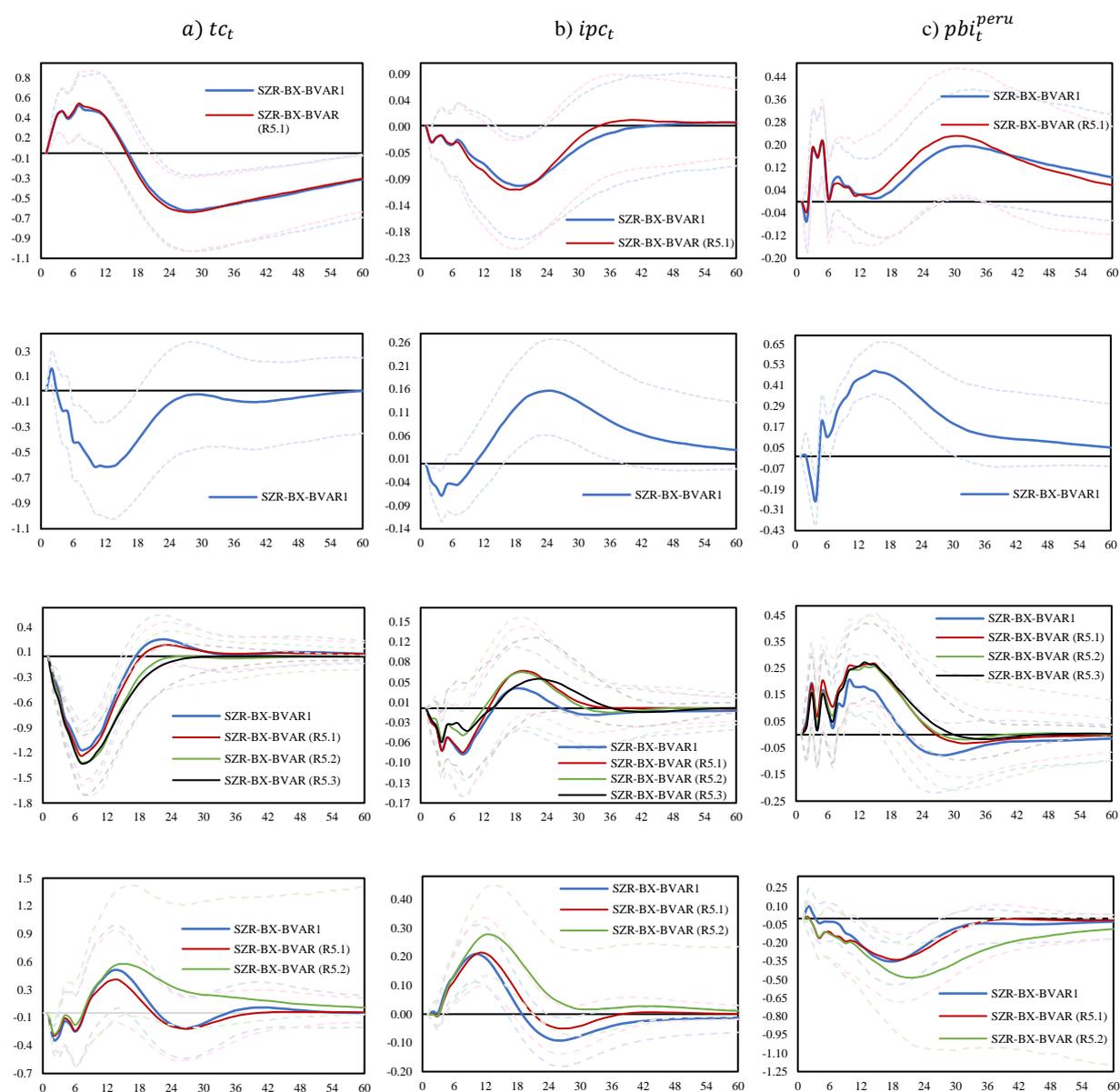


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en las variables del bloque externo con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas sombreadas). Además, la primera, segunda y tercera fila muestran las respuestas a shocks de  $pbi_t^{china}$ ,  $\Delta_3 cobre_t^e$  y  $food_t$ , respectivamente. A su vez, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses). Las líneas sólidas de color azul hacen referencia al modelo base SZR-BX-BVAR1, mientras que las líneas punteadas de color rojo hacen referencia al ejercicio de Robustez 4.

**Figura 21A.**

*Respuestas de las variables del bloque interno ante shocks de variables del bloque externo - Robustez 5*

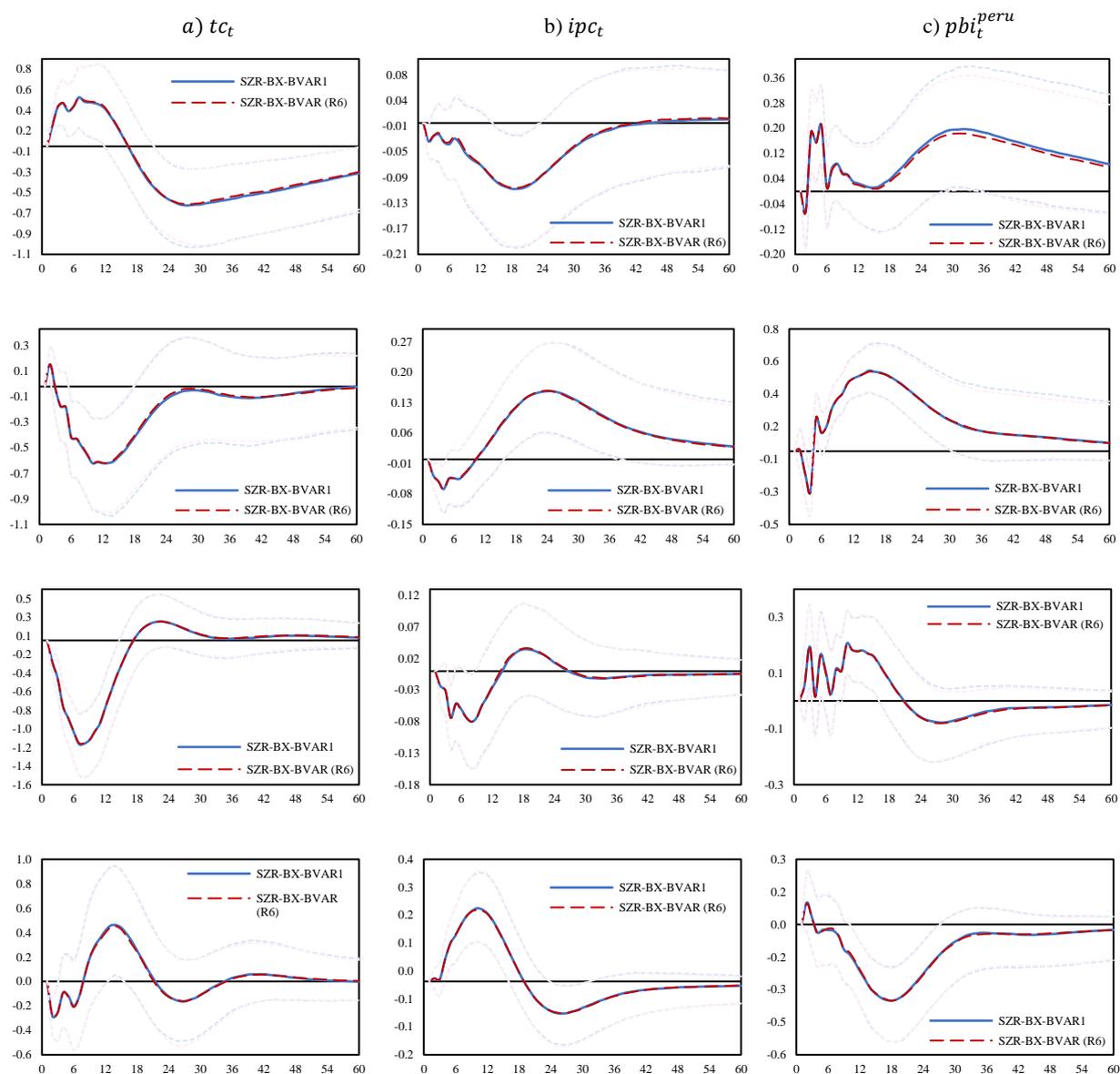


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en las variables del bloque externo con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas sombreadas). Además, la primera, segunda, tercera y cuarta fila muestran las respuestas a shocks de  $fea_t^{shadow}$ ,  $pbi_t^{china}$ ,  $\Delta_3cobre_t^e$  y  $food_t$ , respectivamente. A su vez, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses). Las líneas sólidas de color azul hacen referencia al modelo base SZR-BX-BVAR1, mientras que las líneas sólidas de color rojo, verde y negro hacen referencia al ejercicio de Robustez 5.1, Robustez 5.2 y Robustez 5.3, respectivamente.

**Figura 22A.**

*Respuestas de las variables del bloque interno ante shocks de variables del bloque externo - Robustez 6*

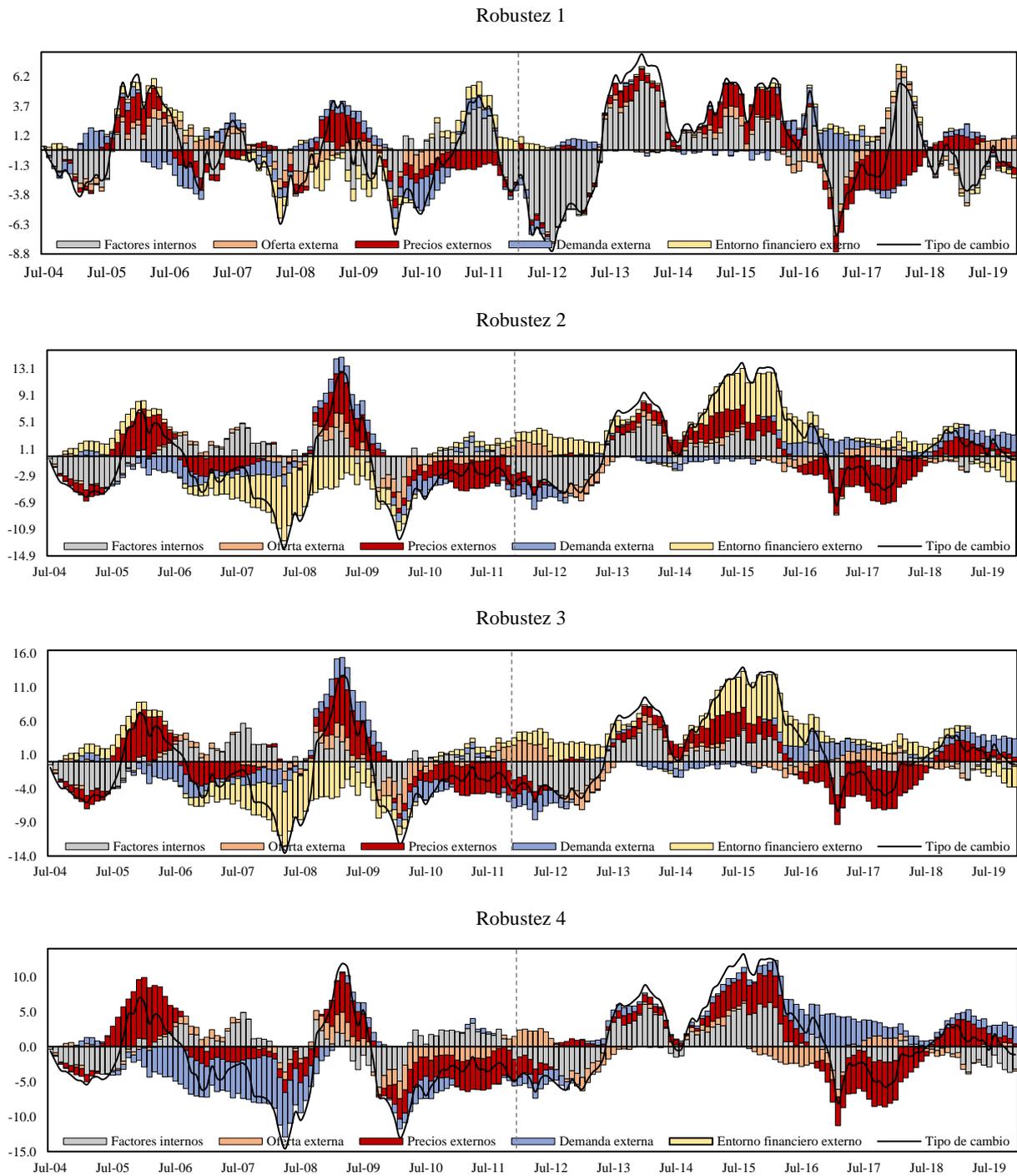


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Estos shocks individuales representan un shock de 1 desviación estándar en las variables del bloque externo con una banda de confianza del 68% (líneas punteadas sombreadas). Además, la primera, segunda, tercera y cuarta fila muestran las respuestas a shocks de  $fed_t^{shadow}$ ,  $pbi_t^{china}$ ,  $\Delta_3cobre_t^e$  y  $food_t$ , respectivamente. A su vez, el periodo de análisis de las FIRs es de 5 años (equivalente a 60 meses). Las líneas sólidas de color azul hacen referencia al modelo base SZR-BX-BVAR1, mientras que las líneas punteadas de color rojo hacen referencia al ejercicio de Robustez 6.

**Figura 23A.**

*Descomposición Histórica del tipo de cambio (en punto porcentuales) - Robusteces*

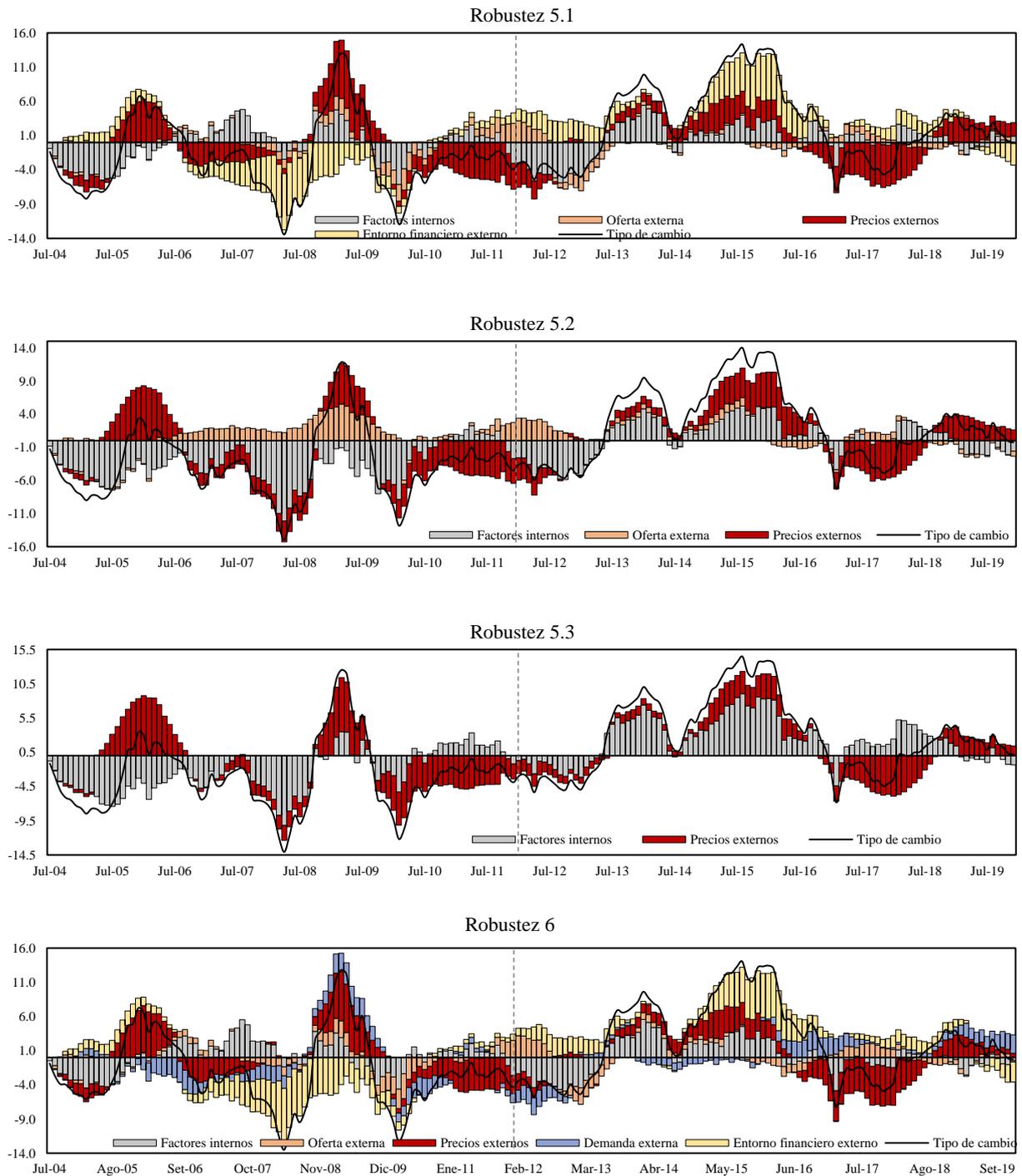


Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Se precisa que las contribuciones de los *shocks* provenientes de  $pbi_t^{peru}$ ,  $ipc_t$  y  $tc_t$  se consolidan en la variable Factores internos. Además, la contribución de estos *shocks* pueden tomar direcciones contrarias. En el agregado, suman la serie observada.

**Figura 24A.**

*Descomposición Histórica del tipo de cambio (en punto porcentuales) – Robusteces – (continuación)*



Fuente: Elaboración propia.

*Nota.* Se precisa que las contribuciones de los shocks provenientes de  $pbi_t^{peru}$ ,  $ipc_t$  y  $tc_t$  se consolidan en la variable Factores internos. Además, la contribución de estos shocks pueden tomar direcciones contrarias. En el agregado, suman la serie observada.