

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD
CATÓLICA DEL PERÚ**

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



El rol de los choques de los términos de intercambio en las fluctuaciones de la
economía peruana, 1998-2019

Tesis para obtener el título profesional de Licenciado en Economía presentado por:

Ayala Laurel, Antonio Manuel

Asesor:

Zegarra Basurco, Luis Felipe


Lima, 2024

Informe de Similitud

Yo, Zegarra Basurco, Luis Felipe, docente de la Facultad de Ciencias Sociales de la Pontificia Universidad Católica del Perú, asesor(a) de la tesis/el trabajo de investigación titulado El rol de los choques de los términos de intercambio en las fluctuaciones de la economía peruana, 1998-2019 del/de la autor (a)/ de los(as) autores(as) Ayala Laurel, Antonio Manuel dejo constancia de lo siguiente:

- El mencionado documento tiene un índice de puntuación de similitud de 24%. Así lo consigna el reporte de similitud emitido por el software *Turnitin* el 04/07/2024.
- He revisado con detalle dicho reporte y la Tesis o Trabajo de Suficiencia Profesional, y no se advierte indicios de plagio.
- Las citas a otros autores y sus respectivas referencias cumplen con las pautas académicas.

Lugar y fecha: Lima, 12 de julio del 2024

Apellidos y nombres del asesor / de la asesora: <u>Zegarra Basurco, Luis Felipe</u>	
DNI: 10044087	Firma 
ORCID: 0000-0002-9956-8055	

Dedicatoria

«If you can keep your head when all about you are losing theirs and blaming it on you, if you can trust yourself when all men doubt you, but make allowance for their doubting too; if you can wait and not be tired by waiting, or being lied about, don't deal in lies, or being hated, don't give way to hating, and yet don't look too good, nor talk too wise...

If you can talk with crowds and keep your virtue, or walk with Kings - nor lose the common touch, if neither foes nor loving friends can hurt you, if all men count with you, but none too much; if you can fill the unforgiving minute with sixty seconds' worth of distance run, yours is the Earth and everything that's in it, and - which is more - you'll be a Man, my son!»

Extracto del poema "If" de Rudyard Kipling tomado de Pérez Silva (1969)



Agradecimientos

Sin lugar a dudas, este breve capítulo de mi viaje, aún sin terminar, hacia la madurez inspirada en la visión de Kipling, no habría sido posible sin el apoyo incondicional de mis queridos padres, Carmen y Manuel, y mi cariñosa abuela Yolanda. Deseo dedicar este trabajo a ellos tres, quienes han sido mi fuente de fortaleza y sabiduría. Asimismo, deseo expresar mi profundo agradecimiento a mis hermanos, Valeria y Ricardo, cuya presencia y aliento siempre han iluminado los momentos difíciles en mi camino.

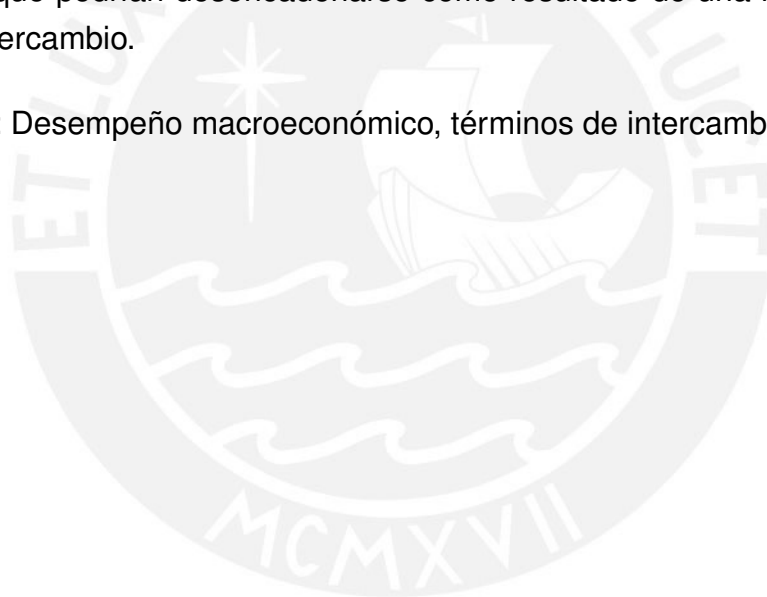
No puedo pasar por alto la gran influencia de mis maestros y amigos, que me ha brindado la universidad Católica y el colegio El Rosario, quienes han dejado una huella significativa en mi crecimiento personal y académico. Cada uno de estos seres queridos ha contribuido de manera invaluable en mi formación como estudioso de la economía, y estoy eternamente agradecido por tenerlos en mi vida.



Resumen

Este estudio examina los efectos de las variaciones de los términos de intercambio en el Perú, un país con una economía pequeña, abierta y orientada hacia la exportación de productos primarios, durante el período 1998-2019. Para este propósito, se emplea un modelo Dinámico Estocástico de Equilibrio General (DSGE) desarrollado por Schmitt-Grohé y Uribe (2018) con adaptaciones específicas a la economía peruana. Los resultados revelan que alrededor del 34.8% del producto per cápita peruano se atribuye a los términos de intercambio. Así, se observan efectos expansivos, impulsados en parte por una respuesta positiva en la inversión minera, que se traduce en un aumento de la inversión en otros sectores gracias a los efectos de encadenamiento sectorial. En general, los canales de transmisión identificados en este artículo permiten una comprensión más profunda de los ciclos económicos “virtuosos” o “viciosos” del Perú. Hasta cierta medida los años 80’s ilustran de manera clara los riesgos sociales y políticos que podrían desencadenarse como resultado de una reducción en los términos de intercambio.

Palabras clave: Desempeño macroeconómico, términos de intercambio, DSGE y SVAR.



Índice de tesis

1. Introducción	1
2. Revisión de literatura: Antecedentes teóricos y empíricos	3
2.1. Literatura de choques externos vinculados a los términos de intercambio: Alcance global	3
2.2. Literatura de choques externos vinculados a los términos de intercambio: Alcance regional	8
2.3. Literatura de choques externos vinculados a los términos de intercambio: Alcance nacional	10
2.4. Estado actual de la literatura	12
3. La construcción de la base de datos y los principales hechos estilizados	14
3.1. Aspectos metodológicos	14
3.1.1. Los términos de intercambio	14
3.1.2. El “spread” del bono corporativo Baa	14
3.1.3. La balanza comercial	15
3.1.4. El producto bruto interno per cápita	15
3.1.5. El consumo privado per cápita	16
3.1.6. La inversión per cápita	16
3.1.7. El tipo de cambio real	16
3.1.8. Filtración y cálculo de los componentes cíclicos	17
3.2. Principales hechos estilizados	18
4. Modelo Dinámico Estocástico de Equilibrio General - DSGE	22
4.1. Los hogares	23
4.2. Producción de bienes finales	25
4.3. Producción del compuesto de bienes transables	25
4.4. Producción de bienes del sector importable, exportable y no transable	26
4.5. Equilibrio competitivo	27
4.6. Observables	29
4.7. Formas funcionales	31
5. Calibración, estimación y funciones impulsos respuesta	33
6. Conclusiones	46
7. Referencias bibliográficas	49
8. Anexos	58

Índice de cuadros

Cuadro 1	Calibración del modelo DSGE	36
Cuadro 2	Fuentes de datos - Estimación del modelo SVAR	58
Cuadro 3	Fuentes de datos - Indicadores de la economía peruana	58



Índice de figuras

Figura 1	Componente cíclico de los términos de intercambio para los filtros HP y H84	17
Figura 2	Componente cíclico del producto per cápita para los filtros HP y H84	18
Figura 3	Componente cíclico de los términos de intercambio y el producto per cápita	20
Figura 4	Componente cíclico del “spread” del bono corporativo Baa y el producto per cápita	20
Figura 5	Funciones Impulso Respuesta (FIR) ante un choque de los términos de intercambio del 10.0 por ciento: DSGE	37
Figura 6	Indicadores de la economía peruana	42
Figura 7	Funciones Impulso Respuesta (FIR) ante un choque de los términos de intercambio del 10.0 por ciento: SVAR con bandas de confianza al 95.0 por ciento	62
Figura 8	Funciones Impulso Respuesta (FIR) ante un choque de los términos de intercambio del 10.0 por ciento: SVAR versus DSGE	63



1. Introducción

A finales del siglo XX, la gran mayoría de economías de América Latina introdujeron una serie de reformas estructurales en favor de una economía de libre mercado. En las siguientes décadas, ello les permitió aprovechar (i) los elevados términos de intercambio, (ii) las bajas tasas de interés a nivel mundial, y (iii) el masivo ingreso de capitales extranjeros.

Por consiguiente, de 1998 al 2019, y a pesar de los efectos negativos de la Gran Crisis Financiera, el PBI per cápita de América Latina y el Caribe mostró un crecimiento del 30.2 por ciento. Este periodo ejemplifica la alta influencia del contexto internacional en el desempeño macroeconómico de la región.

Dentro de la teoría macroeconómica, esto se traduce en considerar a los choques externos como la principal fuente de fluctuaciones de las economías en desarrollo de Latinoamérica. Dentro de esta región, el Perú es un caso relevante por su rol como principal exportador de productos metálicos a las economías industriales, principalmente, China y Estados Unidos.

Además de ello, durante el periodo 1998-2019, el Perú mostró un mayor desempeño económico con respecto a América Latina, su PBI per cápita creció 96.7 por ciento. Para contrarrestar la Crisis del 2008, los hacedores de política utilizaron los fondos de la época de bonanza para aplicar políticas fiscales y monetarias contra-cíclicas por primera vez en su historia moderna.

Esto le permitió consolidar su solidez macroeconómica, y así convertirse en un destino atractivo para los inversionistas internacionales. No obstante, ello no la eximió de fluctuaciones en el producto agregado doméstico dada su exposición a choques externos de diferente índole.

De acuerdo a Chávez y Rodríguez (2023), los choques externos para el Perú pueden ser clasificados a través de tres canales: (i) el canal financiero, a través del movimiento de la tasa de interés internacional, empíricamente, la tasa de interés de la Reserva Federal de Estados Unidos, (ii) el canal real o de demanda externa, proveniente de los principales socios comerciales, China y Estados Unidos, y (iii) el canal de precios nominales, representado por los choques de los términos de intercambio o la variación de los precios de los productos de exportación e importación.

En este caso, y en referencia a economías emergentes y primario-exportadoras como la peruana, en la teoría de fluctuaciones macroeconómicas, se considera a los términos de intercambio como una de las fuentes más importantes de variación del producto agregado. Por consiguiente, es de nuestro interés estudiar el rol de los choques de los términos de intercambio en la economía peruana. De esta forma, nuestra hipótesis preliminar es que las fluctuaciones de la economía peruana han estado explicadas fundamentalmente por el contexto internacional vigente durante el periodo

1998-2019. Dentro de esta investigación, el contexto internacional se expresa tanto mediante el canal financiero como el de precios nominales con el “spread” del bono corporativo Baa y los términos de intercambio, respectivamente.

Respecto a la organización de este trabajo, en la segunda sección se presentará una revisión de la literatura referente a la relación de causalidad entre las fluctuaciones económicas y los choques externos relacionados a los términos de intercambio. En la siguiente parte de la presente investigación, se detallará los principales hechos estilizados para identificar las tendencias históricas de las variables fundamentales dentro de nuestro análisis.

En el apartado subsecuente, se planteará en detalle el modelo DSGE de tres sectores - conocido como MXN por las siglas en inglés de importable, exportable y no transable - planteado por Schmitt-Grohé y Uribe (2018). Como siguiente sección en esta investigación, se muestra la calibración realizada para la economía peruana y las funciones impulsos respuesta proveniente del modelo DSGE. Por último, se presentará las principales conclusiones e implicancias de nuestro trabajo en el estado actual de conocimientos de la teoría macroeconómica internacional.



2. Revisión de literatura: Antecedentes teóricos y empíricos

Se han realizado estudios que analizan el impacto de los choques externos a nivel nacional, regional y mundial. Los trabajos académicos de Calvo et al. (1993), Ahmed y Murthy (1994), Mendoza (1995), Hoffmaister y Roldós (1997), Dancourt et al. (1997), Hoffmaister et al. (1998), Kose (2002), Ahmed (2003), Broda y Tille (2003), Bidakorta y Crucini (2004), Broda (2004), Canova (2005), Lubik y Teo (2005), Izquierdo et al. (2008), Aguirre (2011), Castillo y Salas (2012), Cesa-Bianchi et al. (2012), Winkelried y Saldarriaga (2013), Fornero et al. (2016), Shousha (2016), Fernández et al. (2017), Mendoza Bellido y Collantes Goicochea (2017), Fernández et al. (2018), Florián et al. (2018), Rodríguez et al. (2018), Schmitt-Grohé y Uribe (2018), Pedersen (2019), Di Pace et al. (2021), Cornejo et al. (2022), Chávez y Rodríguez (2023), Fernández et al. (2023), Juvena y Petrella (2023), Naraidoo y Paez-Farrell (2023), Rodríguez et al. (2023a) y Rodríguez et al. (2023b) son las referencias en esta rama de la macroeconomía internacional.

Con el fin de mantener un orden específico, la revisión de la literatura se ha estructurado en tres niveles: (i) global, abarcando diversas economías en distintas regiones, (ii) regional, centrado principalmente en Latinoamérica, y (iii) nacional, enfocado en la economía peruana. Es importante también acotar que se revisará también los choques externos vinculados de alguna forma a los términos de intercambio, tales como los provenientes de los precios de “commodities”, la política monetaria, entre otros.

Como resultado del análisis de literatura, el lector va a notar que la literatura macroeconómica sobre los choques externos tiene dos posiciones con respecto a la importancia de los términos de intercambio en las fluctuaciones económicas, expuestas en dos artículos. Por un lado, el artículo de Mendoza (1995) sugiere una importancia del 56.0 por ciento en el producto bruto interno. Por otro lado, Schmitt-Grohé y Uribe (2018) encuentran que los términos de intercambio explican alrededor del 10.0 por ciento; es decir, los términos de intercambio son menos relevantes en las fluctuaciones económicas.

2.1. Literatura de choques externos vinculados a los términos de intercambio: Alcance global

Por el lado de los trabajos que resaltan la importancia de los términos de intercambio, el artículo de Mendoza (1995) examina la relación entre los términos de intercambio y las fluctuaciones económicas en 7 países del G7 y 23 economías en desarrollo para el periodo 1955-1990 y 1960-1990, respectivamente. Utilizando un modelo DSGE de tres sectores, encuentra que las perturbaciones de los términos de intercambio explican cerca del 56.0 por ciento de la variabilidad observada en el producto bruto interno y el tipo de cambio real.

En particular, el modelo captura los mecanismos de transmisión de los choques de los términos de intercambio vía la movilidad internacional del capital, el costo de los insumos de los bienes importados y el poder de compra en exportaciones, que permite desviaciones competitivas de la paridad de poder de compra y la tasa de interés al incorporar los bienes no transables. Es importante mencionar que este es el artículo de referencia que sostiene la posición convencional de que los términos de intercambio representan una fuente importante de las fluctuaciones económicas en los países emergentes.

Kose (2002) analiza el rol de los choques de los precios mundiales en la generación y propagación de las fluctuaciones económicas de países pequeños en desarrollo. Para ello, el autor utiliza un modelo DSGE de una economía pequeña en desarrollo y multisectorial con métodos de descomposición de varianza para evaluar cuantitativamente el impacto de los choques de los precios mundiales. El autor encuentra que los choques de dicha variable explican alrededor del 88.0 por ciento de las fluctuaciones del producto agregado.

Esta importante diferencia de resultados con artículos como el de Mendoza (1995) reside en que el modelo fue estructurado de tal forma que las perturbaciones de este factor afecten directamente tanto a los sectores de bienes primarios como los finales no transables. Además de ello, una fracción significativa de los bienes de capital e insumos intermedios son importados. Así también, los choques de los precios relativos son más volátiles que aquellos provenientes de los términos de intercambio o la productividad.

Por su parte, Bidakorta y Crucini (2004) emplearon un modelo de economía pequeña y abierta junto con análisis estadísticos para examinar la conexión entre los precios mundiales de los “commodities” y los términos de intercambio en 66 países en desarrollo. Sus hallazgos revelaron que las fluctuaciones en los precios mundiales de 3 o menos “commodities” explicaban el 50.0 por ciento o más de la variación anual de los términos de intercambio de dichos países.

Por su parte, Broda (2004) utiliza una metodología de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) para 75 economías emergentes durante el periodo 1973-1996, la era conocida como post Bretton Woods. El autor encuentra que las variaciones de los términos de intercambio explican alrededor de un 30.0 por ciento de las fluctuaciones del producto en economías con un régimen de tipo de cambio fijo.

En contraste, en un régimen de tipo de cambio flotante, la contribución de los términos de intercambio en la variación del producto real es aproximadamente 10.0 por ciento. Estos resultados son robustos porque en un artículo previo, Broda y Tille (2003), encuentran un efecto similar del 33.0 y 13.0 por ciento en cada sistema, de forma respectiva.

En el caso del estudio de Shousha (2016), se modela una economía abierta mul-

tisectorial con fricciones financieras y un panel VAR. Los resultados muestran que los choques de los precios de “commodities” explican más del 20.0 por ciento de las fluctuaciones económicas de países pequeños, emergentes y primario-exportadores.

El autor sugiere que este tipo de choques son más fuertes en las economías emergentes que en las desarrolladas. Esto se debe a que ambos tipos de economía muestran una reacción distinta de la tasa de interés doméstica a este tipo de choques a lo cual se suma la diferencia en la restricción del capital de trabajo de las firmas.

Para un panel de 138 países pobres, emergentes y ricos durante el periodo 1960-2015, Fernández et al. (2017) analizan los canales de transmisión de los choques mundiales a través de múltiples precios de “commodities”. Los autores estiman que los choques mundiales explican alrededor del 33.0 por ciento de las fluctuaciones del producto de estas economías.

Para profundizar la naturaleza de este resultado, Fernández et al. (2023) definen el súper ciclo de los precios de “commodities” como un componente común permanente en los precios reales de las materias primas. Utilizando datos anuales y trimestrales de 1960 a 2018, encuentran que los choques mundiales que afectan a los precios de “commodities” y la tasa de interés internacional explican más de la mitad de la varianza del crecimiento del producto promedio de los países estudiados.

Sin embargo, más de dos terceras partes de esta contribución es de naturaleza estacionaria. Es decir, los choques de corte no estacionario tienen un rol menor al explicar la varianza del error de predicción del nivel del producto de cada economía analizada. Este resultado sugiere que las fluctuaciones mundiales que son responsables del súper ciclo de los precios de “commodities” no juegan un rol dominante en impulsar las fluctuaciones de la actividad agregada a nivel individual.

Por otra parte, existen estudios que proponen una menor relevancia de los términos de intercambio. Por ejemplo, en un estudio para 15 y 17 países en desarrollo de Asia y Latinoamérica, de forma respectiva, para el periodo 1970-1993, Hoffmaister y Roldós (1997) analizan la importancia relativa de distintos factores en las fluctuaciones económicas de ambos paneles. Al estimar un panel VAR con restricciones de largo plazo, los autores encuentran que los choques de los términos de intercambio solo explican el 7.0 por ciento de la varianza del error de predicción del producto de ambos bloques de países.

Dentro de las diferencias entre ambos paneles, destacan que los choques externos y de demanda doméstica afectan en mayor medida al producto del bloque latinoamericano. Además de ello, destacan que la principal fuente de fluctuaciones del producto son los choques de oferta, incluso en el corto plazo. Estos mismos resultados son suscritos por Hoffmaister et al. (1998) y Ahmed y Murthy (1994), pero para África subsahariana y Canadá, respectivamente.

Con más similitud a este trabajo por las variables exógenas incluidas, Lubik y Teo

(2005) estiman con métodos bayesianos un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta. Para ello, realizan una calibración para economías con un sector minero relevante como Australia, Canadá, Nueva Zelanda, México y Chile.

Dentro de los resultados, destacan que los choques de la tasa de interés internacional explican entre el 40.0 y 75.0 por ciento de las fluctuaciones del producto. Por otra parte, encuentran que los términos de intercambio solo aportan de forma mínima a las fluctuaciones económicas del producto al explicar menos del 3.0 por ciento de estas.

En su disertación de doctorado, Aguirre (2011) analiza la importancia de distintas fuentes de fluctuación económica para 15 países emergentes en el periodo 1994-2009. Al utilizar un modelo SVAR, el autor encuentra que los términos de intercambio solo explican el 5.0 por ciento de la variabilidad del producto.

Además de ello, con un proceso de calibración realizado previamente, estima un modelo DSGE para observar el ajuste de sus funciones de impulsos respuesta con los resultados del SVAR. Al comparar ambos modelos, muestra que el producto y otros agregados macroeconómicos exhiben una mayor respuesta a un choque de los términos de intercambio que en el caso del SVAR.

Utilizando una base de datos anual para un panel de 38 países pobres y emergentes durante el periodo 1980-2011, Schmitt-Grohé y Uribe (2018) analizan la importancia de los términos de intercambio en las fluctuaciones económicas. Al estimar un modelo SVAR para toda la muestra, encuentran que en promedio los choques de los términos de intercambio explican alrededor del 10.0 por ciento de la varianza del producto, el consumo, la inversión y la balanza comercial.

Como un análisis de robustez, con una calibración homogénea para toda la muestra de economías y parámetros estimados provenientes del SVAR de cada país, desarrollan un modelo DSGE de tres sectores en base al modelo de Mendoza (1995). En línea con los resultados del modelo SVAR, de forma no significativa para el panel, la especificación del DSGE predice que los choques no anticipados de los términos de intercambio explican menos del 10.0 por ciento de los movimientos en la actividad agregada.

Este fenómeno es conocido como el “terms-of-trade disconnect puzzle” y hace referencia a la disparidad de la importancia de los términos de intercambio en dos tipos de modelo. Por un lado, un modelo teórico como Mendoza (1995) que sostiene que la importancia de los términos de intercambio fluctúa alrededor del 50.0 por ciento. Por otro lado, un modelo empírico como Schmitt-Grohé y Uribe (2018) donde se establece una importancia de aproximadamente del 10.0 por ciento.

Con respecto a ello, Di Pace et al. (2021) anotan que los términos de intercambio asumen implícitamente que una economía responde simétricamente a un incremento de los precios de las exportaciones y un declive de los de importaciones. Esto se

debe a la construcción de dicha variable como el cociente entre el índice de precios nominales de las exportaciones y las importaciones.

Los autores documentan que este no es el caso, puesto que los choques de los precios de las exportaciones son más largos y persistentes. Mientras tanto una disminución de los precios de las importaciones posee un impacto más moderado. En relación a ello, también acotan que es conocido en la literatura que existe una alta correlación de los precios de las exportaciones y las importaciones dado que ambos son explicados por los choques de la actividad económica mundial.

Al combinar estos hallazgos, concluyen que las respuestas asimétricas de los movimientos de estos precios no necesariamente se reflejan en la métrica convencional de los términos de intercambio por la alta correlación de ambos índices de precios. En consecuencia, analizan, de forma separada, el impacto de los movimientos de los precios de las exportaciones y las importaciones en las fluctuaciones del producto de una muestra de 38 economías en desarrollo entre las cuales se encuentra al Perú.

Al analizar los resultados, encuentran que si se toman en conjunto ambos tipos de choques se puede contar con un aporte de entre el 20.0 y 40.0 por ciento en las fluctuaciones del producto. Sin embargo, en promedio, los choques de los precios de las exportaciones son el doble de importantes en las fluctuaciones económicas domésticas que el de los precios de las importaciones.

Dentro de sus conclusiones, y en el contexto del “terms-of-trade disconnect puzzle”, los autores mencionan que este resultado del 40.0 por ciento de importancia en el producto es acorde a lo visto en varios modelos teóricos como el de Mendoza (1995), pero difieren de la literatura empírica reciente que utiliza los términos de intercambio como Schmitt-Grohé y Uribe (2018).

Por tanto, concluyen que, al desglosar las perturbaciones de los términos de intercambio en precios de las exportaciones y las importaciones para estudiar su mecanismo de transmisión, la primera no necesariamente es un reflejo de la combinación de las segundas. Asimismo, sostienen que este “terms-of-trade disconnect puzzle” se puede atribuir parcialmente al hecho de que las perturbaciones de los términos de intercambio no son todas iguales.

Para profundizar los efectos de la política monetaria estadounidense, Juvenal y Petrella (2023) utilizan el modelo de Cloyne et al. (2023) que implica una regresión panel con proyecciones locales (LP) (Jordà (2005)) con la extensión Kitagawa-Blinder-Oaxaca (KBO) (Kitagawa (1955); Blinder (1973); Oaxaca (2023)) para investigar los efectos de los cambios de los precios de “commodities” en las fluctuaciones económicas y los flujos de capitales de 54 economías emergentes donde se incluye al Perú.

De esta manera, resaltan que los choques de esta variable impactan positivamente en el producto, aunque parece que no afectan los flujos de capitales. No obstante, acotan que una política monetaria más flexible de Estados Unidos tiene la capacidad

de impulsar los precios de “commodities” y, por tanto, aumentar el producto, y a su vez reducir el EMBIG y generar mayores flujos de capital en las economías emergentes.

En relación a la política monetaria local, Naraidoo y Paez-Farrell (2023) estiman un panel SVAR utilizando una base de datos trimestral durante el periodo 2001T3-2019T4 para 4 economías con programas de inflación: Brasil, Chile, México y Sudáfrica. A partir de sus resultados empíricos provenientes del panel SVAR, ajustan los impulsos respuesta de un modelo DSGE neo-keynesiano para una economía pequeña.

Así, encuentran que la conducción de la política monetaria es esencial tanto para la dinámica de las variables macroeconómicas como para la magnitud de los choques de los precios de “commodities”, incluso tiene la capacidad de limitar la contracción del sector doméstico no relacionado a los “commodities”.

2.2. Literatura de choques externos vinculados a los términos de intercambio: Alcance regional

Para las 7 economías más grandes de Latinoamérica (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela), Izquierdo et al. (2008) analizan la relevancia de los factores externos en el promedio trimestral del crecimiento del producto durante 1990-2006. Al emplear un modelo de vector de corrección de errores (VECM), los autores encuentran que los términos de intercambio condicionan significativamente el crecimiento de esta región; por ejemplo, en episodios como la Crisis Rusa de 1998 y el boom de “commodities” a principios del siglo XXI.

Cesa-Bianchi et al. (2012) analizan cómo el surgimiento de China ha modificado los canales de transmisión de los ciclos económicos de distintas regiones, especialmente, Latinoamérica. Al estimar un global VAR (GVAR) para 26 países durante el periodo 1979T2-2009T4, un primer resultado que los autores encuentran es que el efecto de un choque proveniente de China en un país típico de América Latina se ha triplicado en comparación a lo observado en los años 90.

En el mismo periodo, un segundo resultado es que el efecto de los choques de Estados Unidos se ha reducido a la mitad. En un trabajo posterior de Winkelried y Saldarriaga (2013), a través de la estimación de un SVAR, se justifica este mayor impacto de China en economías latinoamericanas por el incremento del peso del gigante asiático en la economía mundial.

Por su parte, Fornero et al. (2016) estudian los efectos de los choques de los precios de las materias primas en economías primario-exportadoras tales como Australia, Canadá, Chile, Nueva Zelanda, Perú y Sudáfrica. En particular, se estima un modelo DSGE para la economía chilena para estudiar los canales de propagación de un cambio en los precios de “commodities”.

Los autores encuentran que un choque persistente de los precios de las materias primas afecta positivamente y de forma considerable la inversión del sector exporta-

dor. Así también, existe un efecto derrame en los sectores no relacionados con dicha actividad, por lo cual se observa una respuesta similar en el producto.

Fernández et al. (2018) analizan la importancia de los precios de “commodities” en las fluctuaciones económicas de países pequeños y emergentes. Para ello, modelan un sector de “commodities” multipaís para economías en desarrollo. Aquí las fluctuaciones exógenas de los precios de “commodities” siguen un «factor común dinámico» que coexiste con otras fuerzas disruptivas.

Como una aplicación de dicho modelo estructural, utilizan datos de Brasil, Chile, Colombia y Perú durante el periodo 2000-2015. Al calcular la mediana de los resultados para los 4 países, los autores encuentran que la proporción de la varianza del error de predicción del producto real atribuido a estos choques de “commodities” es del 42.0 por ciento.

Por su parte, Rodríguez et al. (2023b) buscan proporcionar evidencia empírica sobre la evolución del impacto de los choques externos en la dinámica macroeconómica de los países de la Alianza del Pacífico (AP). Este análisis fue realizado para los 4 países miembros, Chile, Colombia, México y Perú, para el periodo 1994T1-2019T4.

Para ello, expanden el modelo VAR de mezcla de innovaciones que admite parámetros cambiantes y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) de 4 variables propuesto por Rodríguez et al. (2023a) a uno de 7. Esto les permite caracterizar la dinámica de los choques externos a través de los diferentes canales de propagación: (i) el canal de demanda real de Estados Unidos y China, (ii) el canal financiero, y (iii) el canal de los precios de “commodities”.

En todo caso, los autores encuentran que la participación de los choques externos en las variaciones del producto peruano se encuentra entre el 35.0 y 80.0 por ciento. Aunque, resaltan que los choques de los precios de “commodities” son los que crean la mayor incertidumbre en el pronóstico del producto.

En relación a los trabajos que sustentan una menor relevancia de los términos de intercambio, y con un alcance más cercano a los países latinoamericanos, Ahmed (2003) estudia las implicancias de las fuentes de variación de la economía en la decisión del régimen de tipo de cambio en países de Latinoamérica durante el periodo 1983-1999. Esta investigación utiliza un panel VAR para estudiar 6 países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela.

De esta manera, estima que los choques de los términos de intercambio y la tasa de interés real de Estados Unidos explican alrededor del 6.0 y 10.0 por ciento de la variabilidad de la tasa de crecimiento del producto, respectivamente. También para esta región, Calvo et al. (1993) estiman que las subidas de tasas de interés explican alrededor del 50.0 por ciento de la varianza del error de predicción del tipo de cambio real.

Canova (2005) estudio cómo y qué tan relevantes son los choques de Estados

Unidos en 8 países latinoamericanos durante el periodo 1990-2002. Al estimar un modelo VAR adaptado para cada país, encuentra que los choques de demanda y oferta explican entre el 19.0 y 56.0 por ciento de las fluctuaciones de las variables domésticas.

Sin embargo, destaca que los choques financieros tales como un movimiento de tasas de interés en Estados Unidos tienen la capacidad de inducir una larga y significativa fluctuación en Latinoamérica. En otras palabras, a diferencia del canal comercial, el de tasa de interés es crucial dado su rol de amplificador financiero en los ciclos económicos de esta región.

2.3. Literatura de choques externos vinculados a los términos de intercambio: Alcance nacional

En estudios a nivel de la economía peruana, la literatura se ha posicionado a favor de la importancia de los choques externos, especialmente, los términos de intercambio. Por ejemplo, Dancourt et al. (1997) concluyen que el patrón de fluctuaciones en el Perú del periodo 1950-1996 parece ser independiente de los modelos de desarrollo. Los autores identifican que esto se cumple en mayor medida durante los periodos de recesión que se caracterizan por periodos de aceleración de inflación y crisis de balanza de pagos.

Es de interés mencionar que 5 de las 6 recesiones identificadas coinciden con choques externos negativos a lo largo de esos 47 años. Es decir, tanto en el modelo primario-exportador como en el de sustitución de importaciones, los choques externos desempeñan un rol protagónico en las fluctuaciones de la economía peruana.

Por su parte, Castillo y Salas (2012) realizan un análisis de la economía peruana con una base de datos trimestral para el periodo 1992-2007. Las variables de estudio son los términos de intercambio, el producto bruto interno, el consumo y la inversión agregada.

Al estimar un modelo VAR con tendencias estocásticas comunes, encuentran que los choques permanentes de los términos de intercambio explican la mayor parte de las fluctuaciones a largo plazo del producto, el consumo y la inversión. Además de ello, se muestra que la variabilidad del crecimiento del producto potencial depende en alto grado de las oscilaciones de los términos de intercambio.

Al igual que el Perú, Chile es una economía emergente exportadora de cobre con un régimen de flotación sucia y con metas de inflación. Por consiguiente, es también importante revisar a Pedersen (2019) que estudia el rol del precio del cobre en las fluctuaciones económicas del país sureño durante el periodo 1996T1-2016T1.

Al utilizar un modelo SVAR con distintas restricciones de signo, el autor encuentra que un aumento del precio del cobre tiene un impacto positivo en la actividad económica siempre y cuando se genere del lado de la demanda. Es decir, un aumento de esta

materia prima debe ser conducido por un mayor crecimiento económico de Estados Unidos y/o China.

Utilizando una descomposición de largo plazo propuesta por Blanchard y Quah (1989) para un SVAR, Mendoza Bellido y Collantes Goicochea (2017) explican la importancia de los factores externos y domésticos en las fluctuaciones económicas del Perú durante el periodo 2001T1-2016T1. Al incorporar a China a la economía mundial, los resultados muestran que los determinantes externos han explicado en promedio el 67.0 por ciento de la variación del producto real peruano.

Con un modelo de tendencia común, Rodríguez et al. (2018) evalúan el rol de los términos de intercambio y la productividad doméstica en las fluctuaciones económicas del Perú en el periodo 1994-2015. Para ello, utilizan un modelo de tendencia común basado en King et al. (1991), Mellander et al. (1992) y Warne (1993).

Los autores concluyen que las variables agregadas poseen dos tendencias comunes: (1) una externa, asociada con la evolución de los términos de intercambio, y (2) una doméstica, vinculada a la productividad doméstica. Al observar la descomposición histórica de la tasa de crecimiento del producto real, encuentran que los términos de intercambio son el principal factor detrás del declive de dicha variable desde el 2008.

En referencia a los trabajos de Mendoza (1995) y Schmitt-Grohé y Uribe (2018), Florián et al. (2018) acotan que ambos artículos se centran en los efectos de los movimientos no anticipados de los términos de intercambio. Con dicho punto a favor, presentan estimaciones del impacto de los términos de intercambio sobre la actividad económica en el Perú para el periodo de 1990-2016, e incluye un supuesto clave: mucho de los movimientos de esta variable son anticipados.

En consecuencia, las estimaciones se diferencian entre los efectos de cambios anticipados y no anticipados. Así, los primeros pueden explicar alrededor del 50.0 por ciento de la variación del PBI luego de 2 años de ocurridos, mientras que los segundos explican alrededor del 25.0 por ciento.

Cornejo et al. (2022) estudian la dinámica de la inflación doméstica y su respuesta ante cambios de las cotizaciones internacionales de las materias primas, el tipo de cambio y las expectativas de inflación. Al utilizar un enfoque bayesiano para controlar la proliferación de parámetros e incluir el supuesto de una economía pequeña y abierta, encuentran que los choques de las cotizaciones de “commodities” no metálicos son persistentes e inflacionarios.

En particular, son inflacionarios los choques de los precios internacionales de alimentos por su preponderancia en los insumos importados. En contraparte, los choques de las cotizaciones internacionales de metales generan menor inflación, y su efecto es positivo y poco persistente en el producto de economías emergentes como la peruana.

Chávez y Rodríguez (2023) cuantifican y analizan el impacto de los choques exter-

nos en las fluctuaciones económicas del Perú desde 1994T1 hasta 2019T4. Para ese propósito, utilizan un modelo de vectores autorregresivos con parámetros con cambio de régimen y volatilidad estocástica (RS-VAR-SV), según lo propuesto por Chan y Eisenstat (2018).

Los datos sugieren un modelo con coeficientes contemporáneos y rezagos e intercepciones constantes, pero con varianzas dependientes del régimen. Los autores observan la existencia de un régimen antes y otro después de la incorporación de las metas de inflación en el 2002. Al analizar los resultados, encuentran que los choques externos explican entre el 35.0 y 70.0 por ciento de las fluctuaciones del producto en los regímenes 1 y 2, respectivamente.

2.4. Estado actual de la literatura

En suma, la literatura macroeconómica sobre los choques de los términos de intercambio tiene dos posiciones con respecto a su importancia en las fluctuaciones económicas. Por un lado, se encuentra la posición que sostiene la relevancia de estos choques. Entre los artículos referentes, se encuentra el de Mendoza (1995) que propone una importancia del 56.0 por ciento en el producto bruto interno.

Por otro lado, con ciertas extensiones para dotar de mayor realismo al modelo del autor previamente mencionado, Schmitt-Grohé y Uribe (2018) encuentran que los términos de intercambio explican alrededor del 10.0 por ciento de la varianza del producto. Esto los situó como el artículo base de la posición que propone una menor relevancia.

A pesar de que la literatura macroeconómica local enfatiza la importancia de los términos de intercambio, es importante destacar que estos resultados también aplican a la economía peruana dentro del análisis de Schmitt-Grohé y Uribe (2018). Como se mencionó previamente, este fenómeno se conoce en la literatura como el “terms-of-trade disconnect puzzle”.

Para Di Pace et al. (2021), la razón de este “puzzle” es que Schmitt-Grohé y Uribe (2018) utilizan la variable de términos de intercambio que subestima el efecto de los choques de los precios de las exportaciones e importaciones. Por tanto, estudian de forma separada ambos choques y encuentran que la combinación de los choques de los precios de las exportaciones e importaciones posee una importancia del 40.0 por ciento sobre el producto, en contraste al 10.0 por ciento de Schmitt-Grohé y Uribe (2018).

Estos hallazgos subrayan la necesidad de continuar investigando cómo los choques de los términos de intercambio afectan al Perú, utilizando diferentes enfoques y metodologías de análisis. Por lo tanto, nuestro artículo tiene como objetivo mejorar la capacidad explicativa y predictiva del modelo DSGE de tres sectores planteado por Schmitt-Grohé y Uribe (2018). Para lograr ello, se extiende el periodo de análisis de

1998 a 2019, utilizando datos trimestrales y un filtro alternativo para las variables del modelo SVAR.

Así también, se mejora la precisión de ciertos parámetros de la calibración para que coincidan con las características estructurales de la economía peruana de manera más óptima. Es decir, el principal objetivo de este artículo es examinar la capacidad explicativa y predictiva del modelo DSGE durante un periodo más amplio, utilizando una mayor precisión en la calibración de los parámetros.



3. La construcción de la base de datos y los principales hechos estilizados

En esta sección, se discutirá la construcción de la base de datos y, por añadidura, se presenta los principales hechos estilizados de las fluctuaciones de la economía peruana en el periodo 1998-2019. En principio, nuestros datos están en frecuencia trimestral por lo que cada variable tendrá un total de 88 observaciones.

Dicho ello, el modelo SVAR incluye 7 variables de la economía peruana: los términos de intercambio, la balanza comercial, el producto, el consumo y la inversión, extraídas del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP); y el “spread” del bono corporativo Baa y el tipo de cambio real, descargados de la Reserva Federal de Estados Unidos (Fed)¹. Asimismo, se utiliza la variable población, proveniente del Banco Mundial (BM), para poder calcular ciertas variables en términos per cápita.

3.1. Aspectos metodológicos

3.1.1. Los términos de intercambio

De acuerdo a la metodología de cálculo del BCRP (2019), el índice de los términos de intercambio de comercio exterior (PN10029BQ-BCRPData) muestra el cociente que se obtiene del índice de precios nominales de las exportaciones y las importaciones. Es decir, nuestra variable exógena es definida como el precio relativo de las exportaciones e importaciones del Perú.

$$tot_t \equiv \frac{P_t^x}{P_t^m} \quad (1)$$

Por tanto, un incremento (disminución) del índice señala una mejora (deterioro) en la capacidad adquisitiva de las exportaciones del país, en relación a la de las importaciones. Asimismo, el BCRP utiliza el índice encadenado de Fisher para capturar la sustitución de bienes de una canasta ante cambios en sus precios relativos. Esto al mismo tiempo mantiene la representatividad temporal del índice de los términos de intercambio al utilizar periodos previos sucesivamente como base de comparación.

3.1.2. El “spread” del bono corporativo Baa

La Fed calcula el “spread” del bono corporativo Baa (BAAFF-FRED) como la diferencia del rendimiento del bono corporativo Baa (DBAA-FRED) y la tasa de interés efectiva de la Fed (EFFR-FRED). Este “spread” es una “proxy” del riesgo financiero a nivel global, y se encuentra en la literatura de ciclos económicos en contraposición a la tasa de interés de la Fed, entendida como una tasa de interés global libre de riesgo.

¹En el anexo 1, se encuentra un resumen de la base de datos correspondiente a cada variable empírica utilizada en este trabajo.

$$s_t \equiv Baa_t - r_t^{Fed} \quad (2)$$

Al estimar un panel VAR, Akinci (2013) encuentra que la contribución de la tasa de interés de la Fed en las fluctuaciones económicas de los países emergentes es insignificante en comparación a este “spread”. Su rol de amplificador financiero, enfatizado en la literatura, es tomado por los choques de riesgo financiero global, que generan alrededor del 15.0 por ciento de la variación del ciclo económico en estos países. En otras palabras, el autor concluye que el “spread” es una variable más relevante que las medidas de tasas de interés mundiales menos riesgosas como la tasa de interés de la Fed, por lo cual es seleccionada como variable de control en esta investigación.

3.1.3. La balanza comercial

La balanza comercial se define como la diferencia entre las exportaciones (PN02536AQ-BCRPData) e importaciones (PN02537AQ-BCRPData) de bienes o mercancías en valores FOB en millones de dólares.

Adicionalmente, se debe estimar el producto bruto interno real tendencial dado que esta variable es representada por el ratio de la balanza comercial con respecto a la tendencia del producto.

$$tb_t \equiv \frac{x_t - m_t}{\bar{Y}_t} \quad (3)$$

3.1.4. El producto bruto interno per cápita

El producto bruto interno (PBI) es el valor total de la producción de bienes y servicios finales dentro de un país durante un periodo de tiempo determinado. De acuerdo a la metodología de cálculo del BCRP (2019), el PBI a precios constantes de 2007 (PN02538AQ-BCRPData) es calculado por el método de gasto.

Se mide el valor de los diferentes usos finales de la producción en la economía, deduciendo el valor de las importaciones de los bienes y servicios (producción no generada en el territorio económico).

Los diferentes usos finales a los cuales se hace referencia son el consumo final privado, el consumo final del gobierno general, la formación bruta de capital fijo, la variación de existencias y las exportaciones, los cuales se estiman a precio de comprador.

Se utiliza la variable población (SP.POP.TOTL-WDI Dataset) para calcular el producto bruto interno real per cápita que es definido como el cociente entre el producto bruto interno real y el número de habitantes.

$$y_t \equiv \frac{Y_t}{N_t} \quad (4)$$

3.1.5. El consumo privado per cápita

De acuerdo al BCRP (2019), el consumo privado total de la economía (PN02529AQ-BCRPData) es calculado utilizando la oferta de bienes y servicios relacionados con el consumo, y deduciendo el comportamiento de los inventarios. Luego de obtener el consumo privado real total, se utiliza la variable población (SP.POP.TOTL-WDI Dataset) para calcular el consumo privado real per cápita que es definido como el cociente entre el consumo privado real total y el número de habitantes.

$$c_t \equiv \frac{C_t^{Privado}}{N_t} \quad (5)$$

3.1.6. La inversión per cápita

De acuerdo a la metodología de cálculo del BCRP (2019), la inversión bruta interna real (PN02531AQ-BCRPData) se estima a partir de los niveles reales de la inversión bruta fija del sector público y privado.

Por un lado, la inversión bruta fija privada real trimestral se calcula por el método de la oferta de bienes con base a la evolución de la construcción de viviendas, importaciones de bienes de capital y producción doméstica de bienes de capital.

Por otro lado, la información de la inversión bruta fija pública comprende al gobierno general y las empresas estatales, y es expresada en términos devengados.

Luego de obtener la inversión bruta interna, se utiliza la variable población del Perú (SP.POP.TOTL-WDI Dataset) para calcular la inversión bruta real per cápita que es definida como el cociente entre la inversión bruta interna real y el número de habitantes.

$$i_t \equiv \frac{I_t^{Privado} + I_t^{Público}}{N_t} \quad (6)$$

3.1.7. El tipo de cambio real

El tipo de cambio real (RBPEBIS-FRED) es el tipo de cambio bilateral con Estados Unidos ajustado por los precios relativos de los consumidores:

$$RER_t = \frac{\varepsilon_t P_t^{US}}{P_t} \quad (7)$$

Donde ε_t denota el tipo de cambio nominal en dólares, dado por el precio de un dólar en moneda doméstica, P_t^{US} , el índice del consumidor estadounidense, y P_t , el índice del consumidor doméstico. El esquema de ponderación se basa en Turner y

Van't dack (1993).

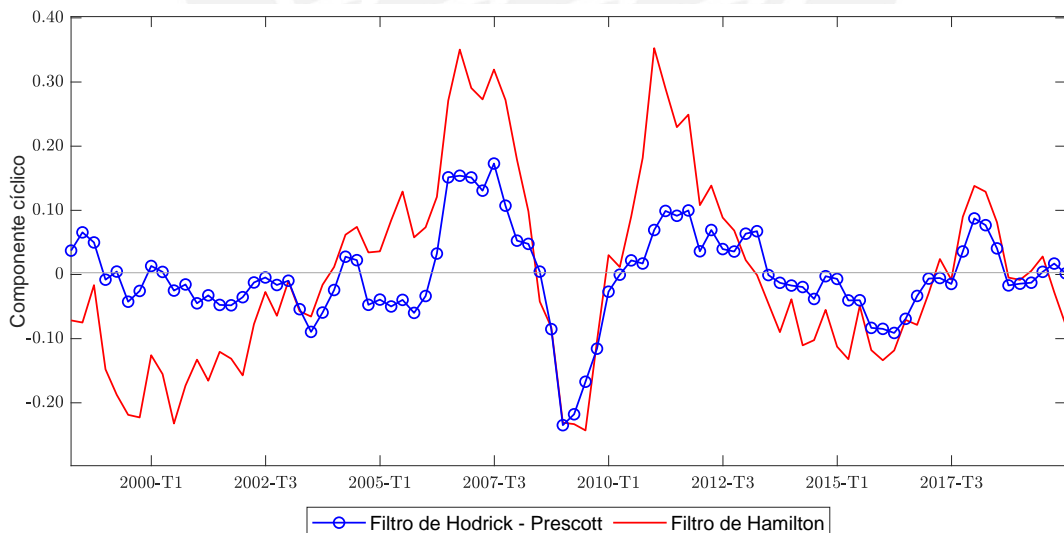
3.1.8. Filtración y cálculo de los componentes cíclicos

A excepción del “spread” y la balanza comercial, en adelante todas las variables mencionadas serán expresadas en logaritmos. En el caso de estas dos variables, se utiliza la serie en niveles en reemplazo de logaritmos, debido a que están expresadas en porcentajes.

Luego, todas serán desestacionalizadas vía Tramo-Seats, como sugiere Gómez y Maravall (1996), para poder usar el filtro Hodrick-Prescott (HP) - desarrollado por Hodrick y Prescott (1997) - considerando un λ igual a 1600 con el objetivo de estimar su componente tendencial trimestral. Por último, se calcula las desviaciones a través de la diferencia entre la variable en logaritmos o niveles, según corresponda, y su respectiva tendencia.

En el presente trabajo, también se utiliza el filtro de Hamilton (2018) (H84) en reemplazo del HP para obtener dos bases de datos para la estimación del modelo SVAR². Sin embargo, los parámetros estimados del modelo DSGE provenientes del modelo SVAR serán obtenidos a partir de las estimaciones derivadas de los componentes cíclicos provenientes del filtro H84 como una especie de contraste a la aplicación del filtro HP por parte de Schmitt-Grohé y Uribe (2018).

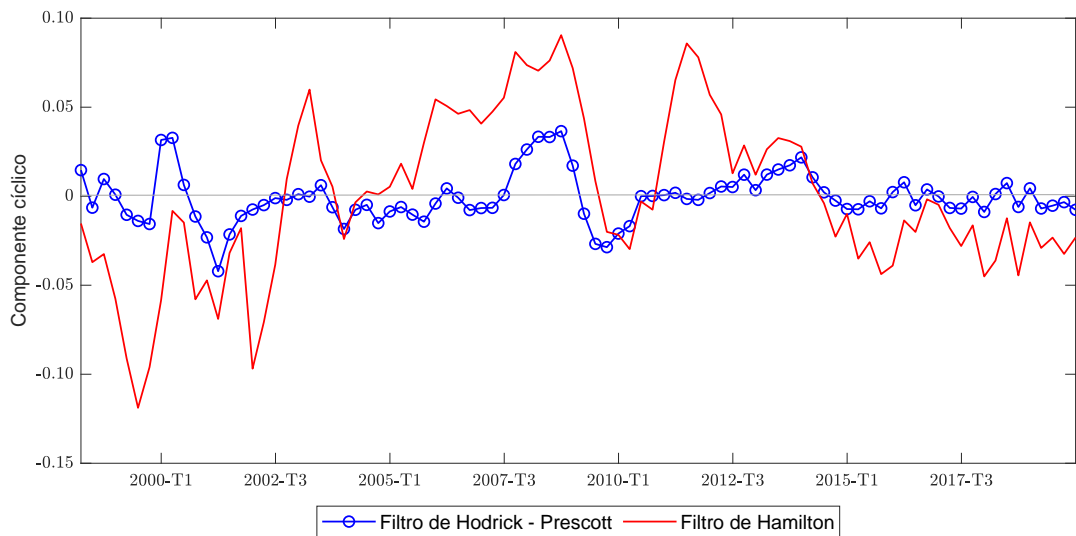
Figura 1
Componente cíclico de los términos de intercambio para los filtros HP y H84



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia.

²En el anexo 2, se encuentra el desarrollo a detalle del modelo SVAR cuyo objetivo es estimar ciertos parámetros para el modelo DSGE.

Figura 2
Componente cíclico del producto per cápita para los filtros HP y H84



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú, Banco Mundial. Elaboración propia.

En el análisis específico de nuestro estudio, representado en las figuras 1 y 2, se evidencia que la aplicación del filtro H84 resulta en un aumento significativo de la volatilidad tanto en el componente cíclico de la serie de los términos de intercambio como en el producto per cápita. Sin embargo, es importante destacar que, a pesar de estos cambios en la volatilidad, en ambos casos las variables continúan manteniendo su carácter estacionario.

3.2. Principales hechos estilizados

Como se notó en la revisión de literatura, una economía pequeña y abierta como la peruana está expuesta a los cambios en las condiciones internacionales. En particular, los diversos estudios, entre ellos los de Mendoza Bellido y Collantes Goicochea (2017), Rodríguez et al. (2023b), entre otros, han encontrado que entre el 30.0 y 70.0 por ciento de las fluctuaciones del PBI han estado explicadas por las condiciones internacionales.

En esta sección, siguiendo a Schmitt-Grohé y Uribe (2018), se seleccionan las tres variables principales de esta investigación. De esta manera, se denomina a los términos de intercambio como la variable exógena; al “spread” del bono corporativo Baa, la variable de control; y, al producto en términos per cápita, la variable endógena principal. Cabe recordar que, mientras los términos de intercambio y el PBI per cápita son expresados como log-desviaciones respecto a su tendencia, el “spread” del bono corporativo Baa está en desviaciones.

En esos términos, se expone a continuación un conjunto de hechos estilizados de los ciclos económicos del Perú con el fin de evaluar la relación del producto per cápita

con la variable exógena y la de control durante el periodo 1998T1-2019T4. Las figuras 3 y 4 representan ambas relaciones en frecuencia trimestral y con los componentes cíclicos derivados del filtro H84.

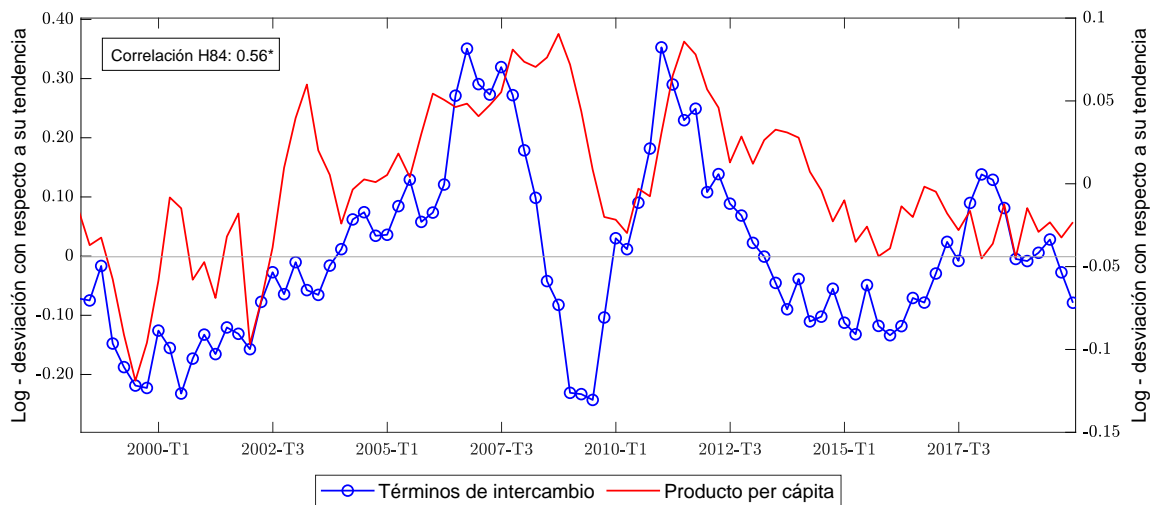
En la figura 3, se observa la correspondencia entre los términos de intercambio y el producto bruto per cápita. Ambas variables expresadas en log-desviaciones con respecto a su tendencia. El signo de la correlación es el esperado (positivo) y además significativo (0.56). Esto último se explicaría por el hecho de que en los pasajes donde los términos de intercambio aumentaban o tendían a caer, el producto bruto per cápita mostraba un movimiento directamente proporcional.

Es decir, existe indicios de un efecto importante y positivo de los términos de intercambio en la variable endógena principal. Este no se cumple en el periodo 2007T1-2009T4. En dicho periodo, los términos de intercambio se desplomaron por la Gran Crisis Financiera; no obstante, de acuerdo a Richaud et al. (2019), gracias a la aplicación de políticas contra-cíclicas de carácter monetario y fiscal, el producto bruto per cápita mantuvo un crecimiento positivo.

De todas formas, durante 2002T1-2012T4, excluyendo el periodo mencionado, los términos de intercambio del Perú aumentaron en un poco más del 50.0 por ciento por el incremento de los precios de los minerales. Esto se debe a la mayor demanda de estos productos por parte de la economía china que experimentaba tasas de crecimiento de entre el 8.0 y 10.0 por ciento.

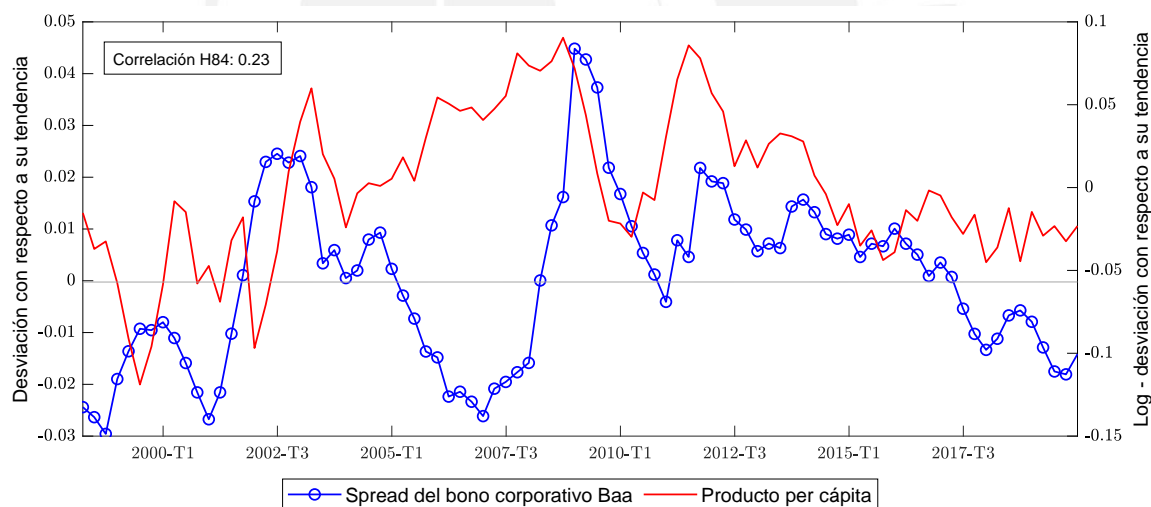
Como en otras épocas de la historia, esto trajo consigo una bonanza en el sector minero, que a través de los sectores servicios y construcción dispersó dicho efecto a lo largo de la economía. Esto se tradujo en un tasa de crecimiento total del producto bruto per cápita de aproximadamente el 66.0 por ciento. Para finales del 2012, esto significó que dicha variable se duplicará con respecto a su nivel de 1992.

Figura 3
Componente cíclico de los términos de intercambio y el producto per cápita



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú, Banco Mundial. Elaboración propia.

Figura 4
Componente cíclico del “spread” del bono corporativo Baa y el producto per cápita



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú, Reserva Federal de Estados Unidos, Banco Mundial. Elaboración propia.

En la figura 4, se observa la correspondencia entre el “spread” del bono corporativo Baa, expresado como la desviación con respecto a su tendencia, y el producto bruto per cápita, expresado como la log-desviación con respecto a su tendencia. Cabe destacar que el “spread” del bono corporativo Baa es la variable de control de esta investigación.

Dentro de los factores históricos, es importante notar que este periodo estuvo marcado por bajos niveles de tasas de interés, principalmente, de la Fed, lo cual contribuyó a un menor “spread” comparado con niveles históricos de décadas anteriores. Desde

1998T1 hasta 2007T1, ambas variables mostraron una correlación débil con tendencia negativa; sin embargo, en la Gran Crisis Financiera se rompió esta relación. Esto se debe a que el país experimentó tasas de crecimiento positivas a pesar de la recesión a nivel global y el mayor “spread” del bono corporativo Baa.



4. Modelo Dinámico Estocástico de Equilibrio General - DSGE

Para ilustrar el rol de los términos de intercambio, se utilizará un modelo DSGE conocido como el modelo MXN de Schmitt-Grohé y Uribe (2018)³ que considera una economía pequeña y abierta con tres sectores: el importable (el sector m), el exportable (el sector x) y el no transable (el sector n).

El uso del modelo MXN, formulado por Schmitt-Grohé y Uribe (2018) basándose en Mendoza (1995), en esta investigación se justifica en que ambos representan dos posiciones distintas en cuanto a la importancia de los términos de intercambio en los ciclos económicos de las economías emergentes.

Por un lado, Mendoza (1995) sostiene que los términos de intercambio son una fuente importante de los ciclos económicos, mientras que Schmitt-Grohé y Uribe (2018) cuestionan esta posición en base a la agregación de tres generalizaciones al modelo base de Mendoza (1995).

En primer lugar, uno de los supuestos clave del modelo, es que se asume que el empleo en el sector importable y exportable no es fijo, pero puede variar endógenamente a lo largo del ciclo económico. Esta característica dota de realismo al modelo dado que estos sectores son una fuente importante de la variación del empleo.

En segundo lugar, como acota McIntyre (2003), la inversión en el sector no transable posee un componente importante de volatilidad a lo largo del ciclo económico, por lo cual es necesario que el modelo permita la acumulación de capital en dicho sector.

En tercer lugar, se asume que los bienes de inversión no son completamente importados, y más bien pueden tener componentes no transables. De nuevo, como menciona Bems (2008), una gran fracción de la inversión proviene del sector de productos no transables, por lo cual este supuesto dota de más realismo al modelo DSGE.

Así también, a través del uso de deflatores definidos de manera consistente, Schmitt-Grohé y Uribe (2018) ponen especial énfasis en expresar las variables en las mismas unidades tanto en el DSGE como en el SVAR. Esto con el objetivo de poder comparar los distintos resultados de dichos modelos.

Ahora bien, en términos de modelamiento, los ajustes propuestos en nuestro artículo buscan proporcionar al modelo MXN una base más robusta para el análisis de los ciclos económicos de esta economía emergente. Con este fin, se extiende el periodo de análisis de 1998 hasta 2019 utilizando datos trimestrales.

Asimismo, se enfatiza la importancia de calibrar con mayor precisión los paráme-

³En caso el lector busqué mejorar su entendimiento de los mecanismos del modelo MXN de Schmitt-Grohé y Uribe (2018), se le sugiere revisar los capítulos 7 y 8 del libro de Schmitt-Grohé y Uribe (2017), donde se trata un constructo más básico conocido como el modelo MX así como un análisis más a detalle del presente modelo, respectivamente.

tros del modelo DSGE con el objetivo de que sus estimaciones reflejen de manera más precisa las características estructurales de la economía peruana. Como parte de este proceso, también se emplea el filtro H84 a las variables del modelo SVAR, lo que influirá en la estimación de ciertos parámetros utilizados en el modelo DSGE, conocidos como parámetros estimados.

4.1. Los hogares

Para empezar, se considera que la economía está poblada por un gran número de hogares cuyas preferencias se definen con la siguiente función de utilidad:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n), \quad (8)$$

donde c_t representa el consumo de bienes finales; h_t^m , el número de horas trabajadas en el sector de bienes importables; h_t^x , las horas trabajadas en el sector de bienes exportables; y h_t^n , las horas trabajadas en el sector de bienes no transables. De esta forma, las familias maximizan su utilidad sujeta a la restricción presupuestaria secuencial:

$$c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) + \Phi_x(k_{t+1}^x - k_t^x) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) + p_t^r d_t \quad (9)$$

$$= \frac{p_t^r d_{t+1}}{1 + r_t} + w_t^m h_t^m + w_t^x h_t^x + w_t^n h_t^n + u_t^m k_t^m + u_t^x k_t^x + u_t^n k_t^n$$

donde, i_t^j , k_t^j , w_t^j y u_t^j representan la inversión bruta, el stock de capital, el salario real, y la tasa de renta del capital para el sector j , para $j = m, x, n$, y donde la suscripción m , x y n denotan el sector de producción importable, exportable, y no transable, respectivamente. Las funciones $\Phi_j(\cdot)$, $j = m, x, n$, introducen ajustes del costo de capital, y se asume que son no negativas, convexas y satisfacen $\Phi_j(0) = \Phi_j'(0) = 0$.

La variable p_t^r denota el precio relativo de los bienes compuestos de transables en términos de los bienes finales (a ser definido formalmente más adelante); d_t , el stock de deuda en el periodo t , expresado en unidades de los bienes compuestos de transables; y r_t , la tasa de interés en la deuda mantenida del periodo t al $t + 1$. El consumo, la inversión, los salarios, las tasas de renta, la deuda, y los ajustes del costo de capital son expresados en unidades de los bienes finales. Así también, el stock de capital obedece a la ley de movimiento del capital de las familias en el sector m , x y n , de forma respectiva:

$$k_{t+1}^m = (1 - \delta)k_t^m + i_t^m, \quad (10)$$

$$k_{t+1}^x = (1 - \delta)k_t^x + i_t^x, \quad (11)$$

$$k_{t+1}^n = (1 - \delta)k_t^n + i_t^n. \quad (12)$$

Con las leyes de movimiento del capital representadas por las ecuaciones (10), (11) y (12), se puede eliminar i_t^m , i_t^x y i_t^n de la restricción presupuestaria de las familias. Luego, definiendo el multiplicador de Lagrange $\lambda_t \beta^t$ asociado a esta restricción presupuestaria, se tiene las condiciones de primer orden con respecto a c_t , h_t^m , h_t^x , h_t^n , d_{t+1} , k_{t+1}^m , k_{t+1}^x y k_{t+1}^n , respectivamente:

$$U_1(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t, \quad (13)$$

$$-U_2(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^m, \quad (14)$$

$$-U_3(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^x, \quad (15)$$

$$-U_4(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^n, \quad (16)$$

$$\lambda_t p_t^\tau = \beta(1 + r_t) E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^\tau, \quad (17)$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] = \quad (18)$$

$$\beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^m + 1 - \delta + \Phi'_m(k_{t+2}^m - k_{t+1}^m)],$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_x(k_{t+1}^x - k_t^x)] = \quad (19)$$

$$\beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^x + 1 - \delta + \Phi'_x(k_{t+2}^x - k_{t+1}^x)],$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_n(k_{t+1}^n - k_t^n)] = \quad (20)$$

$$\beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^n + 1 - \delta + \Phi'_n(k_{t+2}^n - k_{t+1}^n)].$$

Las ecuaciones (13), (14), (15) y (16) son las condiciones de optimalidad de las familias. La primera condición determina la utilidad marginal del consumo; y las tres

siguientes, las condiciones de optimalidad de la oferta de trabajo en cada sector productivo.

En el caso de las condiciones de Euler representadas por las ecuaciones (17), (18), (19) y (20), la ecuación (17) determina la demanda óptima de consumo, mientras que las tres condiciones restantes producen las demandas óptimas de inversión en cada sector de producción.

Es claro de estas expresiones que las tasas de retorno del capital pueden mostrar diferente ciclos en cada sector, pero convergen en el estado estacionario. En contraste, la diferencia salarial entre sectores puede persistir incluso en el estado estacionario.

4.2. Producción de bienes finales

En la producción de bienes finales, se utilizan bienes no transables y un compuesto de bienes transables a través de la tecnología $B(a_t^\tau, a_t^n)$, donde a_t^τ y a_t^n denotan la absorción doméstica del compuesto de bienes transables y no transables, de forma respectiva.

La función agregadora $B(., .)$ se asume creciente, cóncava, y homogénea de grado uno. Los bienes finales son vendidos a los hogares, que los asignan al consumo o inversión. Los productores de los bienes finales se comportan competitivamente. De esta manera, los beneficios se definen de la siguiente forma:

$$B(a_t^\tau, a_t^n) - p_t^\tau a_t^\tau - p_t^n a_t^n, \quad (21)$$

donde p_t^n representa el precio relativo de los bienes no transables en términos de los bienes finales. Las condiciones de maximización de la firma están dadas por las siguientes ecuaciones:

$$B_1(a_t^\tau, a_t^n) = p_t^\tau, \quad (22)$$

$$B_2(a_t^\tau, a_t^n) = p_t^n. \quad (23)$$

Estas expresiones definen las funciones de demanda para el compuesto de bienes transables y los bienes no transables.

4.3. Producción del compuesto de bienes transables

El compuesto de bienes transables es producido por bienes importables y exportables a través de la tecnología $a_t^\tau = A(a_t^m, a_t^x)$, donde a_t^m y a_t^x denotan la absorción doméstica de los bienes importables y exportables, respectivamente. La función agregadora $A(., .)$ se asume creciente, cóncava y linealmente homogénea. De esta forma, los beneficios se definen por

$$p_t^\tau A(a_t^m, a_t^x) - p_t^m a_t^m - p_t^x a_t^x, \quad (24)$$

donde p_t^m (p_t^x) representa el precio relativo de los bienes importables (exportables) en términos de los bienes finales. Se asume que las firmas en este sector se comportan competitivamente en los mercados de bienes intermedios y finales. Las condiciones de maximización de la firma están dadas por

$$p_t^\tau A_1(a_t^m, a_t^x) = p_t^m, \quad (25)$$

$$p_t^\tau A_2(a_t^m, a_t^x) = p_t^x. \quad (26)$$

Estas expresiones definen las funciones de demanda para los bienes importables y exportables.

4.4. Producción de bienes del sector importable, exportable y no transable

Los bienes importables, exportables y no transables se producen combinando capital y trabajo mediante las siguientes tecnologías, de forma respectiva:

$$y_t^m = A^m F^m(k_t^m, h_t^m), \quad (27)$$

$$y_t^x = A^x F^x(k_t^x, h_t^x), \quad (28)$$

$$y_t^n = A^n F^n(k_t^n, h_t^n), \quad (29)$$

donde y_t^j y A^j representan al producto y el factor de productividad en cada sector $j = m, x, n$. Las funciones de producción $F^j(., .)$, $j = m, x, n$, en ambos argumentos, se asumen crecientes, cóncavas y homogéneas de grado uno. Los beneficios de las firmas por la producción de los bienes $j = m, x, n$ están definidos por

$$p_t^j F^j(k_t^j, h_t^j) - w_t^j h_t^j - u_t^j k_t^j. \quad (30)$$

Dado que se asume que las compañías se comportan de manera competitiva tanto en el mercado de productos como en el de factores, las condiciones de primer orden de maximización son las siguientes:

$$p_t^m A^m F_1^m(k_t^m, h_t^m) = u_t^m, \quad (31)$$

$$p_t^m A^m F_2^m(k_t^m, h_t^m) = w_t^m, \quad (32)$$

$$p_t^x A^x F_1^x(k_t^x, h_t^x) = u_t^x, \quad (33)$$

$$p_t^x A^x F_2^x(k_t^x, h_t^x) = w_t^x, \quad (34)$$

$$p_t^n A^n F_1^n(k_t^n, h_t^n) = u_t^n, \quad (35)$$

$$p_t^n A^n F_2^n(k_t^n, h_t^n) = w_t^n. \quad (36)$$

Estas condiciones de eficiencia representan las funciones de demanda de los sectores por capital y trabajo. Ambos con el supuesto de homogeneidad lineal de la tecnología de producción implican que las firmas tienen cero beneficios en todo momento.

4.5. Equilibrio competitivo

En equilibrio, la demanda por el bien final debe igualar la oferta de este tipo de bien, así la condición de equilibrio en el mercado de bienes finales está dada por la siguiente ecuación:

$$c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) + \Phi_x(k_{t+1}^x - k_t^x) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) = B(a_t^x, a_t^n) \quad (37)$$

Así también, la demanda de los productos no transables debe igualar su oferta:

$$a_t^n = y_t^n. \quad (38)$$

Las importaciones denotadas por m_t , se definen como la diferencia entre la absorción doméstica de los importables, a_t^m , y el producto importable, y_t^m . El precio de los importables, p_t^m , aparece como multiplicador para que m_t sea expresado en términos de los bienes finales, donde a_t^m y y_t^m se expresan en unidades de los bienes importables:

$$m_t = p_t^m (a_t^m - y_t^m). \quad (39)$$

De forma similar, las exportaciones, x_t , son dadas por la diferencia entre el producto exportable, y_t^x , y la absorción doméstica de los exportables, a_t^x . Asimismo, p_t^x es utilizado para expresar las exportaciones en unidades de los bienes finales:

$$x_t = p_t^x (y_t^x - a_t^x). \quad (40)$$

Dados (i) los beneficios de hogares y firmas, (ii) la restricción presupuestaria de los hogares, y (iii) los beneficios cero en todo momento, el modelo tiene la siguiente restricción de recursos en toda la economía:

$$p_t^\tau \frac{d_{t+1}}{1+r_t} = p_t^\tau d_t + m_t - x_t. \quad (41)$$

Para asegurar el estado estacionario del proceso de deuda externa, se sigue a Schmitt-Grohé y Uribe (2003), y se asume que la tasa de interés país es elástica a la deuda:

$$r_t = r^* + s_t + p(d_{t+1}), \quad (42)$$

donde r^* es la tasa libre de riesgo, s_t , el componente global del “spread” de la tasa de interés, y $p(d)$, el componente doméstico del “spread” de la tasa de interés. Asimismo, se asume que $p(\bar{d}) = 0$ y $p'(\bar{d}) > 0$ para un \bar{d} constante.

Los términos de intercambio se definen de la siguiente forma:

$$tot_t = \frac{p_t^x}{p_t^m}. \quad (43)$$

Dicho ello, se asume que la economía es abierta y pequeña en los mercados internacionales de productos y activos financieros, por lo cual el comportamiento de tot_t y s_t , el componente global del “spread” de la tasa de interés, son definidos exógenamente. Las siguientes ecuaciones definen el estado estacionario determinístico de dichas variables:

$$\widehat{tot}_t = \ln \frac{tot_t}{\bar{tot}}, \quad (44)$$

$$\widehat{s}_t = s_t - \bar{s}. \quad (45)$$

El tipo de cambio real se define como el ratio del índice de precios del consumidor extranjero sobre el del consumidor doméstico. Formalmente,

$$REER_t = \frac{\xi_t P_t^*}{P_t}, \quad (46)$$

donde ξ_t es el tipo de cambio nominal, definido como el precio de la moneda doméstica por una unidad de moneda extranjera; P_t^* , el precio extranjero de consumo; y P_t , el precio doméstico de consumo. Al dividir tanto en el numerador como denominador por el precio del compuesto de transables en moneda local, P_t^τ , resulta $REER_t = (\xi_t P_t^* / P_t^\tau) / (P_t / P_t^\tau)$.

Al asumir la ley de un solo precio se cumple en los bienes transables y que la tecnología para producir el compuesto de transables, $A(., .)$, es común en todos los

países. Entonces, la ley de un solo precio debe mantenerse para los compuestos de bienes transables, lo cual implica que $\xi_t P_t^{\tau*} = P_t^\tau$. Note que $P_t^{\tau*}$ denota el precio de los compuestos de bienes transables en el extranjero. Esto da como resultado que $REER_t = (P_t^*/P_t^{\tau*})/(P_t/P_t^\tau)$.

Es importante mencionar que se asume que los choques de los términos de intercambio que son relevantes en una economía pequeña no afectan el precio relativo de los bienes compuestos de transables en términos de los bienes de consumo del resto del mundo. De esta manera, se asume que $P_t^*/P_t^{\tau*}$ es constante. Sin pérdida de generalidad, se normaliza $P_t^*/P_t^{\tau*}$ a la unidad. Finalmente, denotando a $p_t^\tau \equiv P_t^\tau/P_t$, se tiene que

$$REER_t = p_t^\tau. \quad (47)$$

Esto nos dice que el tipo de cambio real iguala al precio relativo de los bienes compuestos de transables en términos de los bienes finales. A partir de ello, se puede construir que existe una relación negativa de uno a uno entre p_t^τ y p_t^n .

Esta relación negativa entre p_t^τ y p_t^n implica que los bienes transables se vuelven caros en relación al consumo de bienes finales si y solo si los bienes no transables se vuelven baratos en relación al consumo de bienes finales. Esto significa que el tipo de cambio real es una función decreciente en el precio relativo de los no transables, $REER_t = \gamma(p_t^n)$, $\gamma' < 0$.

El equilibrio competitivo es una combinación de 33 procesos $k_{t+1}^m, i_t^m, k_{t+1}^x, i_t^x, k_{t+1}^n, i_t^n, c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n, \lambda_t, w_t^m, w_t^x, w_t^n, p_t^\tau, REER_t, r_t, u_t^m, u_t^x, u_t^n, a_t^m, a_t^x, a_t^n, a_t^\tau, p_t^m, p_t^x, p_t^n, y_t^m, y_t^x, y_t^n, m_t, x_t$ y d_{t+1} , que satisfacen las condiciones de equilibrio, detalladas en el anexo 3, dadas las condiciones iniciales k_0^m, k_0^x, k_0^n , y d_0 , y el proceso estocástico conjunto para tot_t y s_t de la ecuación (74) del anexo 3, donde se detalla la estructura del modelo SVAR.

4.6. Observables

En el presente modelo, c_t denota el consumo expresado en unidades del bien final. El PBI, la inversión, y la balanza comercial están expresados en unidades de los bienes de consumo final, denotados y_t, i_t , y tb_t , respectivamente, y están definidos por

$$y_t = p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n, \quad (48)$$

$$i_t = i_t^m + i_t^x + i_t^n, \quad (49)$$

$$tb_t = x_t - m_t. \quad (50)$$

Los datos utilizados en la sección SVAR no están expresados en términos de los

bienes finales de consumo. Para realizar una correcta comparación de los resultados del modelo DSGE con los datos, se requiere que las variables de ambos modelos estén expresadas en las mismas unidades. En el análisis SVAR del anexo 2, los datos del producto, el consumo, la inversión, y la balanza comercial están en términos reales, por lo cual se debe derivar las unidades correspondientes en el modelo DSGE. Dentro de este constructo, el PBI en precios corrientes está dado por

$$P_t^m y_t^m + P_t^x y_t^x + P_t^n y_t^n, \quad (51)$$

donde P_t^i denota el precio nominal de los bienes i en el periodo t , para $i = m, x, n$. Se utiliza un índice Paasche para el deflactor del producto, definido como el ratio de precio corriente a precio constante del PBI. Esto implica que el deflactor del PBI en el periodo t este dado por

$$\frac{P_t^m y_t^m + P_t^x y_t^x + P_t^n y_t^n}{P_0^m y_t^m + P_0^x y_t^x + P_0^n y_t^n}, \quad (52)$$

donde $t = 0$ indica el año base. El PBI real es el PBI nominal dividido por el deflactor del PBI, esto es,

$$P_0^m y_t^m + P_0^x y_t^x + P_0^n y_t^n. \quad (53)$$

Los precios nominales en el año base, P_0^m , P_0^x , y P_0^n , así como otros precios nominales en el periodo 0 son índices sin una unidad real vinculada. Por tanto, sin pérdida de generalidad, se puede imponer un precio base nominal de forma arbitraria. De esta manera, se situó el precio nominal del consumo en el periodo 0 igual a 1, $P_0 = 1$. Esto significa que $P_0^i = p_0^i$ para $i = m, x, n$ (recordar que p_t^i es el precio relativo de los bienes i en términos de los bienes finales de consumo para $i = m, x, n$). El producto real en el periodo t está dado por

$$p_0^m y_t^m + p_0^x y_t^x + p_0^n y_t^n. \quad (54)$$

Finalmente, se debe tomar un supuesto acerca del estado de la economía en el periodo base. Así, se asume que en el periodo base la economía estaba en un estado determinístico estacionario por lo cual $p_0^i = p^i$ para $i = m, x, n$. Entonces, la contraparte en el DSGE de la medida observada del PBI real⁴, que se denota por y_t^o , está dada por

⁴En el SVAR, las variables reales están expresadas en términos per cápita. En el modelo DSGE, no existe crecimiento de la población por lo que el PBI real agregado y per cápita son los mismos.

$$y_t^o = p^m y_t^m + p^x y_t^x + p^n y_t^n. \quad (55)$$

Similarmente, la contraparte en el DSGE del consumo real es el ratio de consumo nominal, $P_t c_t$, con el deflactor del PBI, o

$$c_t^o \equiv P_t c_t \frac{P_0^m y_t^m + P_0^x y_t^x + P_0^n y_t^n}{P_t^m y_t^m + P_t^x y_t^x + P_t^n y_t^n}. \quad (56)$$

Recordar que $p_t^i \equiv P_t^i / P_t$ y además que $P_0^i = p^i$ para $i = m, x, n$. Así, se puede escribir la contraparte del DSGE del consumo real observado como

$$c_t^o = c_t \frac{p^m y_t^m + p^x y_t^x + p^n y_t^n}{p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n}. \quad (57)$$

Las contrapartes teóricas de la inversión real y la balanza comercial observadas pueden ser obtenidas de manera similar, esto es,

$$i_t^o = i_t \frac{p^m y_t^m + p^x y_t^x + p^n y_t^n}{p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n}, \quad (58)$$

$$tb_t^o = tb_t \frac{p^m y_t^m + p^x y_t^x + p^n y_t^n}{p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n}. \quad (59)$$

Cuando se compara las predicciones del modelo DSGE con los datos, se puede utilizar las predicciones relacionadas con y_t^o , c_t^o , i_t^o , y tb_t^o como opuestas a las medidas correspondientes en términos de los bienes finales, y_t , c_t , i_t , y tb_t . Esto asegura la congruencia de los datos con el modelo en la definición de las variables. Como se observará en la siguiente sección, el utilizar medidas de indicadores macroeconómicos coherentes con los datos o medidas expresadas en términos de bienes finales puede implicar una diferencia significativa o, por lo menos, ligera en la proporción de la varianza explicada por las perturbaciones de los términos de intercambio.

4.7. Formas funcionales

La función utilidad muestra una aversión al riesgo constante relativa (CRRA) en un compuesto cuasi lineal de consumo y trabajo:

$$U(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \frac{[c_t - G(h_t^m, h_t^x, h_t^n)]^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma}. \quad (60)$$

En el compuesto $G(h_t^m, h_t^x, h_t^n)$, se asume que el empleo es separable por sectores

$$G(h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} + \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} + \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \quad (61)$$

con $\sigma, w_m, w_x, w_n > 0$. Esta especificación implica que las ofertas de trabajo en cada sector son inelásticas a la riqueza.

Las funciones de producción en los sectores de bienes importables, exportables y no transables asumen una forma Cobb-Douglas donde $\alpha_m, \alpha_x, \alpha_n \in (0,1)$:

$$F^m(k_t^m, h_t^m) = (k_t^m)^{\alpha_m} (h_t^m)^{1-\alpha_m}, \quad (62)$$

$$F^x(k_t^x, h_t^x) = (k_t^x)^{\alpha_x} (h_t^x)^{1-\alpha_x}, \quad (63)$$

$$F^n(k_t^n, h_t^n) = (k_t^n)^{\alpha_n} (h_t^n)^{1-\alpha_n}. \quad (64)$$

El agregador Armington utilizado en la producción del compuesto de bienes tanto transables como finales toma una forma de elasticidad de sustitución constante (CES) donde $\chi_m, \chi_\tau \in (0,1)$ y $u_{mx}, u_{\tau n} > 0$:

$$A(a_t^m, a_t^x) = \left[\chi_m (a_t^m)^{1-\frac{1}{\mu_{mx}}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{1-\frac{1}{\mu_{mx}}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu_{mx}}}}, \quad (65)$$

$$B(a_t^\tau, a_t^n) = \left[\chi_\tau (a_t^\tau)^{1-\frac{1}{\mu_{\tau n}}} + (1 - \chi_\tau) (a_t^n)^{1-\frac{1}{\mu_{\tau n}}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu_{\tau n}}}}. \quad (66)$$

El premium de la tasa de interés elástica a la deuda está dado por

$$p(d) = \psi(e^{d-\bar{d}} - 1). \quad (67)$$

La función del coste de ajuste del capital toma la siguiente forma:

$$\Phi_j(x) = \frac{\phi_j}{2} x^2 \quad (68)$$

donde $\psi, \phi_j > 0$, para $j = m, x, n$.

5. Calibración, estimación y funciones impulsos respuesta

El modelo DSGE a estimar posee 33 ecuaciones, y se encuentra en la intersección del comercio y el análisis de los ciclos económicos. Por tanto, la caracterización del estado estacionario es compleja, incluso numéricamente. De esta manera, la calibración del modelo hereda esta complejidad.

Para explicar la importancia de los términos de intercambio, se debe analizar las funciones impulsos respuesta del modelo para el caso peruano. Para ello, es necesario expresar las variables en estado estacionario, para lo cual simplemente se les quita el carácter de tiempo.

Las condiciones de equilibrio, detalladas en el anexo 3, evaluadas en el estado estacionario, y que adoptan las formas funcionales asumidas, representan un sistema de 33 ecuaciones con 52 incógnitas. Estas son las 33 variables endógenas mencionadas previamente y 19 parámetros estructurales, denotados, $A^m, A^x, A^n, \delta, \omega_m, \omega_x, \omega_n, \beta, \chi_m, \mu_{mx}, \chi_\tau, \mu_{\tau n}, \alpha_m, \alpha_x, \alpha_n, r^* + \bar{s}, \bar{d}, \bar{t}, \bar{ot}$, y σ .

Los parámetros estructurales ψ, a_{ij}, π_{ij} , para $i, j = 1, 2$, y ϕ_j , para $j = m, x, n$, no aparecen en el sistema del estado estacionario, pero poseen un rol en la dinámica de equilibrio al derivarse de la estimación del modelo SVAR. Por ende, se añaden 19 restricciones enumeradas entre paréntesis:

(1) $\sigma = 1.44$ es el valor del coeficiente de aversión relativa al riesgo del Perú. Este parámetro fue estimado por Gándelman y Hernández-Murillo (2015) en base a los reportes de bienestar personal de la Encuesta Mundial de Gallup de 2006. Las principales variables de interés fueron (i) la satisfacción con la vida y (ii) el ingreso del hogar. En cuanto a la metodología de estimación, los autores se basan en Layard et al. (2008) para estimar qué tan rápido decrece la utilidad marginal en medida al aumento del ingreso.

Sin embargo, para realizar la estimación de σ , los autores usaron el "Generalized Method of Moments" (GMM) en reemplazo del "Maximum Likelihood Method" (ML) aplicado de forma estándar. Este método permite relajar el supuesto de normalidad así como la generación de errores estándar asintóticamente correctos para el coeficiente de aversión relativa al riesgo.

(2)-(4) Al seguir el proceso de calibración, se encuentra que $\omega_m = \omega_x = \omega_n \approx 1.6$. Este valor ω_i se define como uno más la inversa de la elasticidad de la oferta laboral sectorial de Frisch para el sector i para $i = m, x, n$. Dada la falta de información a nivel sectorial acerca de estas elasticidades, se asumirá una elasticidad de la oferta laboral sectorial de Frisch común para los tres sectores.

En el caso de Mendoza (1991), se asume que dicha elasticidad es 2.2 lo que lleva a $\omega_i = 1.455$. De forma más reciente, utilizando datos microeconómicos, Céspedes Reynaga y Rendon (2012) estiman que la elasticidad de la oferta laboral sectorial de

Frisch del Perú es aproximadamente igual al 0.38. Con mayor similitud a nuestra investigación por el modelo empleado, Castillo y Medina (2021) calibran esta elasticidad en 0.5 lo que implica que $\omega_i = 3$. En consecuencia, para este artículo se toma la opción intermedia de atribuir a dicha elasticidad un valor de 1.67 por lo que $\omega_m = \omega_x = \omega_n \approx 1.6$.

(5) En el caso de la tasa de depreciación del capital físico, se asume un valor estándar en la literatura de $\delta = 0.025$. Esto implica que la tasa de depreciación anual del Perú sea del 10.0 por ciento, puesto que es equivalente a una tasa de depreciación trimestral del 2.5 por ciento o 0.025. Dentro de los trabajos que asumen esta tasa de depreciación en su versión anual o trimestral, se encuentra a Schmitt-Grohé y Uribe (2018), Castillo et al. (2013), Castillo y Rojas (2014), Carrasco y Florián (2021), entre otros.

(6) El valor $r^* + \bar{s}$ es estimado en aproximadamente 0.06. Es decir, la tasa de interés libre de riesgo más la prima país es igual al 6.0 por ciento. En términos del modelo, esto representa la tasa de interés de estado estacionario que enfrenta la economía peruana en los mercados internacionales. Para dicha estimación, se utilizó la metodología de Uribe y Yue (2006) que implica una suma del promedio de los valores de la tasa de interés de la Fed con el “spread” del bono corporativo Baa.

(7) La elasticidad de sustitución entre los bienes exportables e importables, μ_{mx} , se calibra en 0.5. Esto se debe a que los datos utilizados en este trabajo son trimestrales, lo cual tiene implicancias en el valor asumido. Por un lado, con datos trimestrales, Corsetti et al. (2008), Miyamoto y Nguyen (2017), Justiniano y Preston (2010), y Gust et al. (2009) estiman dicho valor entre 0.4 y 0.9, menor a 1 en todos los casos.

Por otro lado, con datos anuales, Whalley (1984) lo estima en alrededor de 1.5, y, en general, mayor a 1. Es intuitivo que investigaciones con menor frecuencia - datos anuales - en sus series resulten en valores mayores de μ_{mx} que estimaciones con mayor frecuencia - datos trimestrales. Esta diferencia reside esencialmente en que los agentes pueden ajustar de forma más completa los cambios en los precios relativos en el largo plazo que en el corto.

(8) Con respecto a la elasticidad de sustitución entre transables y no transables, Akinci (2011) realiza una extensa revisión de la literatura e identifica un valor de 0.5. Por tanto, se asume que $\mu_{\tau n} = 0.5$. Por ejemplo, el uso de esta calibración en modelos DSGE se observa en Kohn et al. (2021) que también utilizan las funciones impulsos respuesta para explicar los ciclos económicos.

(9) A través de diferentes ajustes y discusión en cuanto a su relevancia en los ciclos económicos determinados en un modelo DSGE, tanto Na (2018) como Guerrieri (2019) estiman una participación laboral promedio para los países emergentes del 70.0 por ciento aproximadamente. Por tanto, se impone en el modelo que $(w^m h^m + w^x h^x + w^n h^n) / (p^m y^m + p^x y^x + p^n y^n) = 0.7$.

(10) En general, se supone que en los países emergentes y pobres el sector no transable es más intensivo en mano de obra que los sectores de exportación o importación. Por ejemplo, Uribe (1997), basado en datos argentinos, calcula que la participación laboral en el sector no transable es de 0.75. Se sigue esta calibración con la siguiente restricción $w^n h^n / (p^n y^n) = 0.75$.

(11) A falta de evidencia entre países sobre la participación de la mano de obra en los sectores de exportación e importación, se asume que los sectores exportables e importables son igual de intensivos en mano de obra; es decir, se impone $w^x h^x / (p^x y^x) = w^m h^m / (p^m y^m)$.

(12) En el periodo de análisis, el promedio de la relación entre el valor agregado de las exportaciones y el PBI en el Perú es del 24.0 por ciento con datos de la base TiVA de la OCDE. Por lo tanto, se impone $s_x = x / (p^m y^m + p^x y^x + p^n y^n) = 0.24$.

(13) En el caso peruano, la relación promedio entre la balanza comercial y el PBI es del 1.0 por ciento, por lo que se asume $s_{tb} = (x - m) / (p^m y^m + p^x y^x + p^n y^n) = 0.01$.

(14) Se sigue la práctica habitual de aproximar la participación de la producción no transable en la producción total con la participación observada del sector servicios en el PBI. Usando datos del Manual de Estadísticas de la UNCTAD sobre el PBI sectorial para el Perú durante el periodo de 1998 a 2019, se obtiene una participación promedio de los servicios en el PBI ligeramente superior al 50.0 por ciento. Por lo tanto, se impone la restricción $s_n = p^n y^n / (p^m y^m + p^x y^x + p^n y^n) = 0.5$.

(15) Utilizando datos de la UNCTAD, se estima que en el Perú los sectores exportable e importable tienen aproximadamente el mismo tamaño. Por lo tanto, se impone la restricción $p^x y^x = p^m y^m$.

(16) $\bar{tot} = 1$. (17) $A^m = 1$. (18) $A^n = 1$. (19) $\beta = 1 / (1 + r^* + \bar{s})$. Las restricciones (16)-(19) son normalizaciones, con (19) se asegura que el nivel de deuda en el estado estacionario coincida con el parámetro \bar{d} .

Los parámetros a_{ij} , π_{ij} , para $i, j = 1, 2$, ϕ_j , para $j = m, x, n$, y ψ no aparecen en las condiciones de equilibrio de estado estacionario, pero juegan un rol importante en la dinámica de equilibrio. Se asigna los valores de a_{ij} y π_{ij} , para $i, j = 1, 2$, utilizando los estimados econométricos presentados en el anexo 2 para el Perú. Luego, se utiliza un método de información parcial para estimar el costo de ajuste de capital de los parámetros, ϕ_m , ϕ_x , ϕ_n , y del parámetro ψ que domina la elasticidad del premium a la deuda.

Para ser concisos, se impone dichos parámetros para minimizar la diferencia ponderada entre las funciones impulsos respuesta del producto, el consumo, la inversión, la balanza comercial y el tipo de cambio real ante los choques de los términos de intercambio y el “spread” del bono corporativo Baa en los modelos SVAR y DSGE.

Cuadro 1
Calibración del modelo DSGE

Parámetros estructurales calibrados		
Parámetro	Valor	Descripción
σ	1.44	Coefficiente de aversión relativa al riesgo del Perú
δ	0.025	Tasa de depreciación del capital físico
$r^* + \bar{s}$	0.06	Tasa de interés de estado estacionario
α_m, α_x	0.35	Participación del capital en el sector transable
α_n	0.25	Participación del capital en el sector no transable
ω_i	1.6	Inversa de la elasticidad de la oferta laboral sectorial de Frisch
μ_{mx}	0.5	Elasticidad sustitución entre bienes importables y exportables
$\mu_{\tau n}$	0.5	Elasticidad sustitución entre bienes transables y no transables
\widehat{tot}	1	Estado estacionario determinístico del proceso de \widehat{tot}_t
A^m, A^n	1	Factor de productividad del sector importable y no transable
β	$1/(1+r^*+\bar{s})$	Factor de descuento

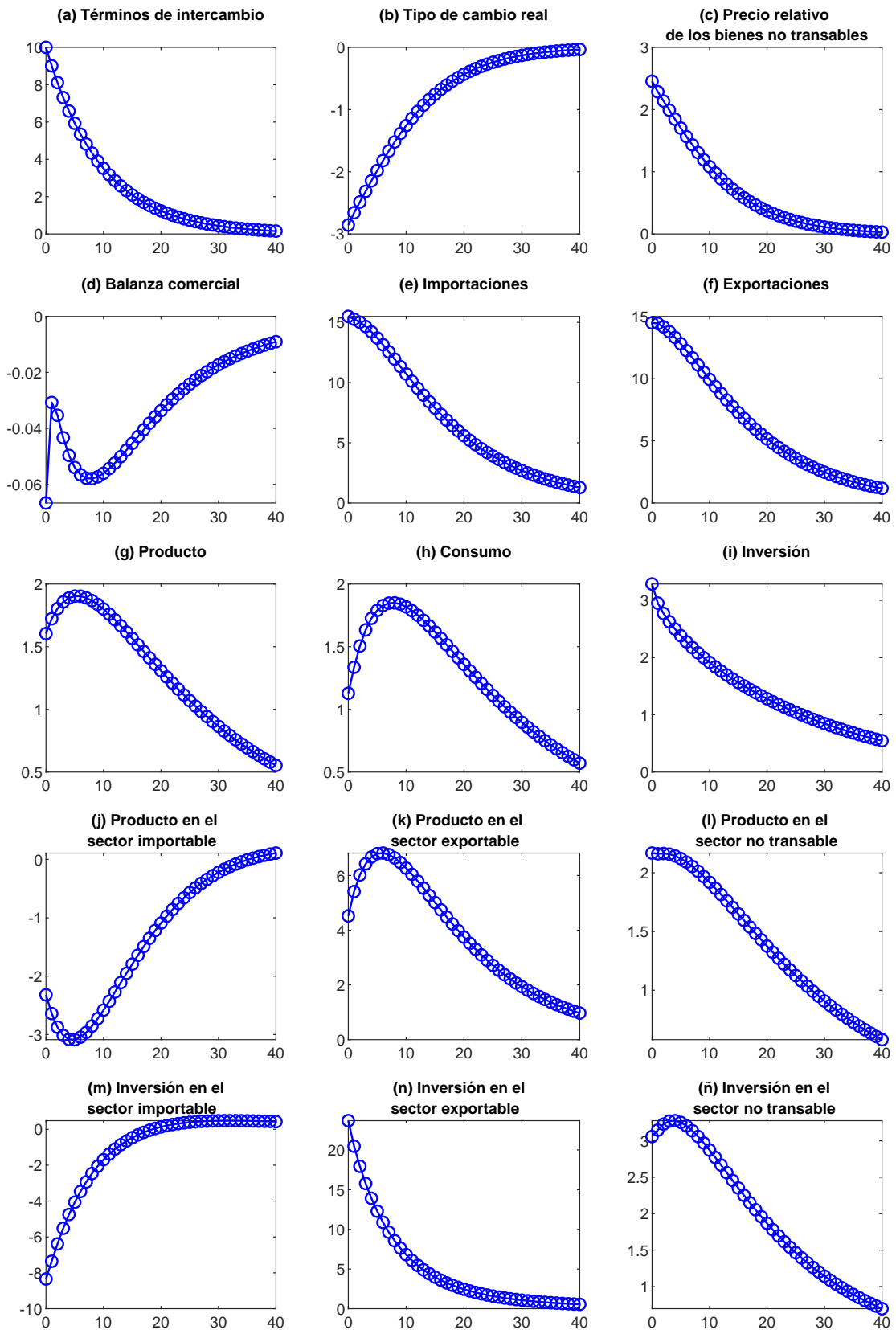
Parámetros estructurales determinados		
Parámetro	Valor	Descripción
χ_m	0.6806	Participación de los bienes importables en los transables
χ_τ	0.3532	Participación de los bienes transables en los finales
\bar{d}	0.0390	Nivel de estado estacionario de la deuda
A^x	0.9807	Factor de productividad del sector exportable
β	0.9434	Factor de descuento

Restricciones de momento		
Parámetro	Valor	Descripción
s_n	0.50	Relación promedio del sector no transable y el PBI
s_x	0.24	Relación promedio de las exportaciones y el PBI
s_{tb}	0.01	Relación promedio de la balanza comercial y el PBI
$p^m y^m / p^x y^x$	1	Ratio del producto entre el sector importable y exportable

Parámetros estimados		
Parámetro	Valor	Descripción
ϕ_m	57.29	Grado de ajuste del costo de capital en el sector importable
ϕ_x	22.24	Grado de ajuste del costo de capital en el sector exportable
ϕ_n	77.50	Grado de ajuste del costo de capital en el sector no transable
ψ	64.35	Elasticidad de la tasa de interés a la deuda
a_{11}	0.9008	Efecto del rezago de los términos de intercambio en \widehat{tot}_t
a_{12}	-0.0019	Efecto del rezago del "spread" del bono corporativo Baa en \widehat{tot}_t
π_{11}	0.0632	Efecto del choque de los términos de intercambio en \widehat{tot}_t
π_{21}	-0.0023	Efecto del choque de los términos de intercambio en \widehat{s}_t
π_{22}	0.0061	Efecto del choque del "spread" del bono corporativo Baa en \widehat{s}_t

Fuente: Elaboración propia.

Figura 5
 Funciones Impulso Respuesta (FIR) ante un choque de los términos de intercambio del 10.0 por ciento: DSGE



Fuente: Elaboración propia.

Así, se considera los primeros 5 años de cada función impulso respuesta⁵, y se utiliza como ponderaciones al recíproco de la banda del intervalo de confianza al 95.0 por ciento asociado a las funciones impulsos respuesta del SVAR. Formalmente, se denota $\Theta \equiv [\phi_m, \phi_x, \phi_n, \psi]$, se impone Θ como la solución del problema:

$$\min_{\Theta} \sum_{h=tot,s} \sum_{i=0}^4 \sum_{j=y^0, c^0, i^0, tb^0, RER} \frac{|IR_{hij}^{SVAR} - IR_{hij}^{MXN}(\Theta)|}{\Delta_{hij}}, \quad (69)$$

donde IR_{hij}^{SVAR} y $IR_{hij}^{MXN}(\Theta)$ denotan las funciones impulsos respuesta de la variable ji periodos después del choque h generado por los modelos SVAR y MXN, respectivamente, y Δ_{hij} denota la banda de confianza al 95.0 por ciento asociada al IR_{hij}^{SVAR} .

El cuadro 1 resume los parámetros utilizados en el modelo DSGE. En primer lugar, se presentan los parámetros estructurales calibrados que son aquellos que se calibran con el objetivo de replicar características promedio de la economía evaluada, en variables relacionadas a las preferencias, tecnologías y otras fricciones.

Además, estos parámetros estructurales calibrados definen a su vez los parámetros estructurales determinados, ya que estos últimos son derivados de los primeros. En relación a las restricciones de momento, estos son parámetros que provienen de estimaciones estadísticas de la economía peruana en un determinado periodo de tiempo. Por último, los parámetros estimados son aquellos parámetros que han sido estimados en el modelo SVAR detallado en el anexo 2.

En la figura 5, el modelo DSGE sugiere que una mejora en los términos de intercambio; es decir, un aumento en el precio de las exportaciones en relación con el precio de las importaciones, conlleva a una apreciación del tipo de cambio real del Perú. En otras palabras, los productos elaborados en el país andino se encarecen para el consumidor promedio del resto del mundo, o, desde otra perspectiva, existe un abaratamiento de los bienes extranjeros con respecto a los bienes nacionales.

La explicación detrás de esta predicción se basa en dos efectos: el efecto sustitución y el efecto ingreso. Por el lado del efecto sustitución, un aumento en el precio relativo de los exportables induce la sustitución de la absorción de los bienes importables y no transables por la absorción exportable.

Al mismo tiempo, el aumento relativo del precio de los exportables produce un efecto ingreso positivo que impulsa la demanda interna de todo tipo de bienes; es decir,

⁵Para fines de esta discusión, en línea con Schmitt-Grohé y Uribe (2018), se asocia las fluctuaciones del ciclo económico como la variabilidad del error de pronóstico en un horizonte de aproximadamente 5 años. De acuerdo a Stock y Watson (1999), los investigadores en economía típicamente caracterizan los ciclos económicos como movimientos en series temporales de frecuencias que oscilan entre 6 y 32 trimestres. La selección del horizonte de 5 años se encuentra en el punto medio de este espectro de tiempo.

las familias consumen más como se muestra en la figura 5 (h). De forma analítica, a través de las ecuaciones (25) y (26), un aumento de p_t^x/p_t^m implica un incremento relativo de a_t^m/a_t^x , el ratio de la absorción doméstica de los importables sobre la de los exportables, lo cual significa que a_t^x se incrementa porque $a_t^x = A(a_t^m, a_t^x)$.

De esta manera, tanto el efecto sustitución como el de ingreso generan un aumento de la absorción doméstica por los bienes no transables, a_t^n . Como denota la función de demanda de los bienes no transables (23), los productores de los bienes no transables requieren un mayor precio para aumentar su producción y, por tanto, satisfacer esta mayor demanda.

De esta forma, un aumento de a_t^n implica un incremento del precio de los bienes no transables, p_t^n , como se observa en la figura 5 (c). En contraste, el aumento del precio de los bienes no transables implica incrementar el costo de este factor en la producción de bienes finales, por lo cual el precio de los bienes finales aumenta.

Así, el precio relativo de los bienes finales con respecto al de los bienes transables se incrementa lo que significa que la variable p_t^x , el precio de los bienes transables relativo al de los bienes finales, cae. Por la definición del tipo de cambio real en la ecuación (47), esto implica una apreciación del tipo de cambio real; es decir, RER_t disminuye⁶ como se observa en la figura 5 (b).

A través de las condiciones de primer orden de las familias (13)-(20) y los productores (31)-(36), este incremento en los términos de intercambio implica una disminución y un aumento del producto en el sector importable y exportable, de forma respectiva, como se muestra en las figuras 5 (j) y (k). Por las definiciones de importaciones y exportaciones expuestas matemáticamente en las ecuaciones (39) y (40), esto genera un incremento tanto de las importaciones como de las exportaciones como se expone en las figuras 5 (e) y (f).

Con referencia al incremento de las importaciones, se debe a que existe un aumento de la demanda de los consumidores - a_t^m sube - y una reducción de oferta de los productores - el producto del sector importable, y_t^m , cae, debido a que estos bienes se vuelven más baratos en relación a los bienes exportables.

En cuanto al efecto de un choque positivo de los términos de intercambio en la

⁶En este tipo de modelos DSGE que se aproximan bastante a una asignación eficiente, se puede observar que, a pesar de generar fluctuaciones económicas similares al caso de los términos de intercambio, los choques de productividad total de factores inducen una depreciación real. Esto se debe a que un choque de los términos de intercambio tiene un efecto en la demanda mucho más pronunciado que provoca un encarecimiento de los factores productivos en los sectores de la economía.

Por tanto, como se ha notado en el análisis de estos párrafos, existe un encarecimiento de los factores de producción en los sectores de la economía de forma relativa al resto del mundo. En cambio, un choque de productividad por definición induce un abaratamiento de los factores utilizados en la producción local.

balanza comercial, por la definición $tb_t = x_t - m_t$, en la figura 5 (d) se observa un déficit comercial prácticamente nulo que implica que las importaciones son mayores que las exportaciones. De este modo, el modelo DSGE no sostiene el efecto Harberger-Laursen-Metzler⁷, al igual que el SVAR que se encuentra en el anexo 2.

Con respecto a la actividad del sector no transable, por la condición de equilibrio (38), como muestra la figura 5 (l), se produce un aumento del producto de este sector, y_t^n , que se debe al incremento de a_t^n . En resumen, tanto el producto del sector exportable, y_t^x , como el del sector no transable, y_t^n , aumentaron; sin embargo, el producto del sector importable, y_t^m , se contrajo. Como resultado, como muestra la figura 5 (g), se produce una expansión del producto en respuesta a un aumento de los términos de intercambio.

En cada uno de los tres sectores, por las ecuaciones (10), (11) y (12), y sus respectivas condiciones de primer orden, el comportamiento de la producción es prácticamente replicado en signo en las fluctuaciones de la inversión. Así, como se observa en las figuras 5 (n), (ñ) y (m), la mejora de los términos de intercambio induce a las empresas a aumentar la inversión en los sectores exportable, i_t^x , y no transables, i_t^n , y reducir la inversión en el sector importable, i_t^m . El aumento de la inversión en el sector exportable y no transable se debe a que el choque de los términos de intercambio es persistente, lo que induce a un incremento esperado en la rentabilidad de estos sectores.

Entonces, ¿cuál es la importancia de los términos de intercambio en las fluctuaciones de la economía peruana desde el punto de vista del modelo DSGE? Para responder a esta pregunta, se calcula la cuota de la varianza condicional del producto explicada por los términos de intercambio dentro del modelo DSGE. Para los resultados del modelo SVAR, se observa que al utilizar el filtro HP - alrededor del 30.0 por ciento - le atribuye una menor importancia a los términos de intercambio en las fluctuaciones económicas que en el caso del filtro H84 - un poco más del 50.0 por ciento.

En el modelo DSGE, la cuota de varianza del producto explicada por los disturbios de los términos de intercambio es un poco más del 30.0 por ciento, por lo cual se puede afirmar que se ubica en un punto medio de las estimaciones provenientes del SVAR. Para ser precisos, en unidades de bienes finales (y_t), el DSGE atribuye una importancia de 38.8 por ciento versus una del 34.8 por ciento considerando el deflactor del PBI Paasche (y_t^p).

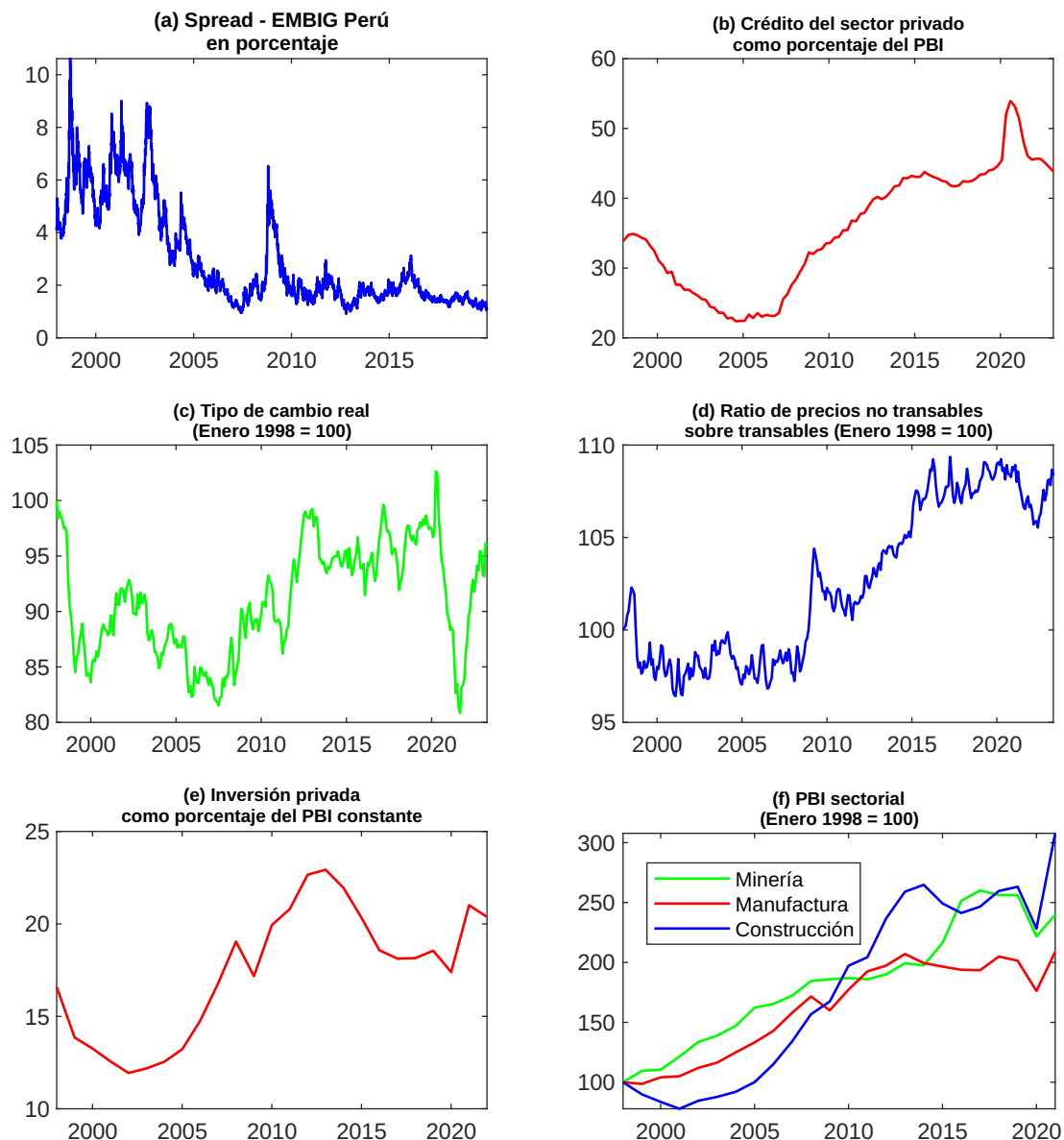
⁷Harberger (1950) y Laursen y Metzler (1950) estudiaron la relación entre los términos de intercambio y la balanza comercial. Ambos artículos concluyen en que un aumento exógeno de los términos de intercambio en una economía pequeña y abierta genera una mejora de la balanza comercial, lo cual se conoce como el efecto Harberger-Laursen-Metzler.

Esto nos indica que la importancia de los choques de los términos de intercambio no es sensible a la especificación del deflactor utilizada para definir el producto real en el modelo DSGE. Aunque si existe una sobrestimación al medirlo en unidades de los bienes finales por la alta correlación positiva entre precios y cantidades en dicho contexto.

Dado que se ha identificado que los choques de los términos de intercambio explican el 34.8 por ciento de las fluctuaciones del producto peruano entre 1998 y 2019, es importante conectar este resultado con los hechos históricos de dicha época y, principalmente, cómo se puede aplicar el nuevo conocimiento adquirido del modelo DSGE expuesto. Para empezar, los términos de intercambio prácticamente se duplicaron en dicho periodo. No obstante, esto estuvo acompañado de condiciones bastante favorables tanto a nivel financiero como real.



Figura 6
Indicadores de la economía peruana



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú, Reserva Federal de Estados Unidos. Elaboración propia.

Por el canal financiero, la Fed ofrecía condiciones bastante favorables con una tasa de interés de política en mínimos históricos, incluso con el riesgo de un límite inferior cero (zero lower bound, por sus siglas en inglés, ZLB). Esto implicó un costo de crédito bastante barato que se expresó en una reducción de 400 puntos básicos del “spread” de los bonos globales del Perú. De cierta forma, esto implicó una liberación de las restricciones financieras impuestas en las crisis económicas y financieras de las últimas décadas del siglo XX, principalmente, la Crisis de los 80’s.

En todo caso, como se observa en el comportamiento del “spread” en la figura 6 (a), un choque de los términos de intercambio genera una reducción de esta variable que a su vez tiene un rol amplificador de los ciclos económicos. Este relajamiento de

las condiciones crediticias abarata la inversión y posibilita una mayor producción en la economía. Como se observa en la figura 6 (b), este efecto dinamizador se expresó con un aumento sustancial del crédito doméstico en relación al producto en este periodo.

En la figura 6 (c), el tipo de cambio real se redujo de forma importante, aproximadamente, un 30.0 por ciento durante la bonanza de inicios de siglo. Dentro de los factores, se encuentra la apreciación de los precios del sector no transable con respecto al de los transables que se nota en la figura 6 (d); sin embargo, antes del 2008, se observa cierta invariabilidad en dicha relación. En todo caso, estos resultados van en línea con lo expuesto en el modelo DSGE para la economía peruana.

Esta apreciación del tipo de cambio real disminuye el costo de los insumos importados, lo cual se traduce en un incremento de la rentabilidad. Como se observó en las funciones impulsos respuesta, una mayor rentabilidad esperada genera una mayor inversión y, por tanto, una mayor producción futura por parte de las firmas. Este mayor dinamismo en la economía da lugar a un mayor encadenamiento productivo entre los sectores en determinados periodos. Además de ello, la reducción de costos implica una menor presión inflacionaria a pesar de un alto crecimiento de la producción y la inversión.

De esta manera, y en referencia a este canal real, se observa en la figura 6 (e) un pronunciado aumento de la inversión medido a través del incremento del ratio de inversión privada sobre PBI. Como se nota en la figura 6 (f), uno de los sectores beneficiados fue el sector minero; sin embargo, a pesar de ser el sector más vinculado al exterior, tuvo un menor desempeño que el sector construcción.

Así pues, el sector construcción más que se duplicó, mientras que el sector manufactura se duplicó en dicho periodo. De cierta forma, esto se debe a los encadenamientos sectoriales que trajo consigo la mayor inversión en el sector minero. Por ejemplo, un mecanismo de transmisión es la construcción de minas, pues implica una mayor demanda por bienes de los sectores servicios y construcción, así como del sector manufacturero.

Estos canales de transmisión de un choque de los términos de intercambio nos brindan la oportunidad de comprender el ciclo “virtuoso” generado durante el “milagro peruano”⁸. Sin embargo, también nos abren la posibilidad de explicar el posible círculo “vicioso” que podría surgir en caso de una disminución en los términos de intercambio.

Este ejercicio intelectual se fundamenta tanto en los resultados del modelo DSGE como en las lecciones extraídas de la Crisis de los 80’s. En este planteamiento, al igual que en ese episodio histórico de una caída en torno al 38.0 por ciento en 1990 con respecto al nivel de 1980, se considera que los términos de intercambio disminuyen

⁸De acuerdo a Mendoza Bellido (2013), la economía peruana experimentó un aumento del PBI per cápita de un 66.0 por ciento en el 2012 con respecto al 2002. Este periodo de alto crecimiento y baja inflación fue conocido como el “milagro peruano”.

notablemente.

No cabe duda de que se trata de un choque negativo difícil de estabilizar, incluso con políticas contra-cíclicas de carácter monetario o fiscal. Por el canal financiero, la reducción de los términos de intercambio conllevaría a un incremento en el “spread” de los bonos globales del Perú.

En otras palabras, el incremento en la percepción de riesgo por parte de los inversionistas internacionales se reflejaría en mayores costos de endeudamiento para toda la economía. Además, el aumento en las primas debido al incremento en el riesgo soberano conllevaría a un alza en las tasas de descuento.

Como resultado de este incremento en las tasas de descuento, el valor de los activos y las inversiones en toda la economía disminuiría. Esto generaría una carga de deuda mayor tanto para el gobierno como para las empresas y los hogares en la economía. En consecuencia, no solo se reactivarían las restricciones financieras, sino que también se limitaría la capacidad de reacción de los actores económicos.

Por lo tanto, este efecto negativo de gran envergadura debería ser contrarrestado mediante un aumento en el tipo de cambio real, en consonancia con lo planteado en el modelo DSGE. Por un lado, el fuerte componente de dolarización en la economía peruana originaría un efecto de hoja de balance⁹ que agravaría la carga de deuda para los agentes económicos.

Por otro lado, dado el tamaño reducido del sector exportador no primario, los beneficios de una depreciación a corto plazo serían limitados. Además, en términos de empleo, este sector carecería de la capacidad para absorber la mano de obra liberada de otros sectores de la economía.

En esta línea, y en relación con el canal real, se observa una rigidez importante en la inversión económica. Dada la naturaleza de largo plazo de la inversión en el sector minero, resulta inviable reasignar el capital desde este sector menos rentable hacia otro de mayor rentabilidad, como el exportador no primario.

Por ende, la inversión futura en este sector se reduciría y, como consecuencia, arrastraría consigo una porción de los sectores servicios y construcción. En lo concerniente al empleo en estos sectores, las rigideces en los salarios nominales en el mercado laboral formal contribuirían a una resistencia a la baja en los sueldos. Esto podría traducirse en un aumento del desempleo y un incremento en la informalidad.

En resumen, la economía se vería afectada por diversos efectos perjudiciales para el bienestar de la población que se manifiestan de forma simultánea. Estos escenarios

⁹El fenómeno de hoja de balance se presenta cuando un alce (caída) del tipo de cambio genera una mayor (menor) carga de deuda en la economía. Esto se debe a que los bancos prestan en moneda extranjera (dólares) a los agentes económicos que reciben sus ingresos en moneda nacional (soles). De esta forma, si el valor de la moneda extranjera aumenta, el valor del pasivo también se incrementa.

tienen, por supuesto, repercusiones en la sociedad y la política del país.

De esta manera, podrían gestarse reformas o cambios de largo plazo; por ejemplo, en las instituciones económicas o políticas. En cierta medida, los años 80's ilustran de manera clara los riesgos sociales y políticos que podrían desencadenarse como resultado de una reducción en los términos de intercambio.



6. Conclusiones

Un choque de los términos de intercambio en economías emergentes como la peruana genera distintos impactos directos e indirectos sobre los agentes económicos. Para determinar la magnitud de su efecto, la literatura de la macroeconomía internacional ha utilizado una serie de modelos tales como DSGE, SOE-RBC, BVAR, SVAR, entre otros.

A partir de estas investigaciones, se pueden identificar dos posiciones con respecto a su importancia en las fluctuaciones económicas. Por un lado, artículos como Mendoza (1995) sostienen que la importancia de los términos de intercambio fluctúa alrededor del 50.0 por ciento. Por otro lado, se encuentra un grupo de artículos liderado por Schmitt-Grohé y Uribe (2018), donde se establece una importancia de aproximadamente del 10.0 por ciento. Este fenómeno es conocido como el “terms-of-trade disconnect puzzle” y hace referencia a la disparidad de la importancia de los términos de intercambio en estos dos tipos de modelo.

En ambos grupos existen estudios para la economía peruana, pero la literatura local se decanta por la primera opción. En todo caso, es importante mencionar que ambos artículos estiman el efecto de un choque no anticipado de los términos de intercambio al igual que en esta investigación. De esta forma, se utilizó un modelo DSGE con tres sectores (importable, exportable y no transable) de Schmitt-Grohé y Uribe (2018) con ajustes que proveen un mayor realismo o capacidad de ajuste a los datos que los expuestos en las dos investigaciones mencionadas.

Sin embargo, es importante reconocer que nuestro modelo fue estimado solo para la economía peruana al contrario de utilizar un panel de países como Mendoza (1995) y Schmitt-Grohé y Uribe (2018). En este contexto, nuestro artículo amplía el periodo de análisis de 1998 hasta 2019 utilizando datos trimestrales y aplicando un filtro alternativo a las variables del modelo SVAR. Además, se otorga mayor importancia a la calibración de los parámetros del modelo para lograr una mayor precisión y coherencia con las características estructurales de la economía peruana.

En concreto, al estimar la descomposición de la varianza del producto, proveniente de los resultados del modelo DSGE, con el deflactor del PBI Paasche, se observa que la cuota de varianza del producto explicada por los disturbios de los términos de intercambio es del 34.8 por ciento en el caso peruano. Asimismo, a partir de las funciones impulsos respuesta se nota que los movimientos de los términos de intercambio tienen efectos importantes y persistentes en los sectores productivos de la economía peruana.

En particular, un choque positivo genera aumentos significativos de la producción real del sector exportable y no transable. Por la composición de la canasta de exportación peruana, el sector exportable se puede asociar al sector minero; es decir, un cho-

que positivo de los términos de intercambio entendido como un aumento del precio de “commodities” conlleva a un boom del sector minero. Sin embargo, este efecto positivo es compensado por una menor producción de la industria manufacturera entendida como el sector importable dentro del modelo DSGE, lo cual se observa fundamentalmente como un menor desempeño relativo a los sectores minería y construcción desde 1998.

Este resultado es importante para entender que los ciclos económicos con elevados términos de intercambio como el de la primera década del siglo XXI pueden generar efectos negativos y persistentes en el sector manufacturero peruano en un mediano plazo. De esta manera, se observa una mayor especialización de la economía peruana en el sector minero dada su mayor rentabilidad esperada. Esto implica una mayor exposición de las fluctuaciones económicas peruanas a los movimientos de los precios internacionales de los productos que componen la canasta de bienes exportados e importados del Perú.

En relación al posicionamiento de nuestro artículo en la literatura, y específicamente en el contexto del “terms-of-trade disconnect puzzle”, el resultado de que el 34.8 por ciento del producto per cápita peruano puede ser explicado por un choque de términos de intercambio se encuentra dentro del rango de entre 20.0 y 40.0 por ciento proveniente de la agregación de los choques de precios de exportaciones e importaciones realizada por Di Pace et al. (2021)¹⁰.

En el contexto específico del Perú, este resultado sugiere que la limitación en el impacto de los términos de intercambio en el producto, observada en el estudio de Schmitt-Grohé y Uribe (2018), no se debe a la elección de los términos de intercambio como variable de análisis. De hecho, según Bidakorta y Crucini (2004), en países en desarrollo, la volatilidad de los precios de los “commodities” explica más del 50.0 por ciento de la variación anual de los términos de intercambio.

En otras palabras, las variaciones de los términos de intercambio tienen la capacidad de captar el mayor impacto de los choques de precios de exportación con respecto al de precios de importación, una dinámica que se manifiesta especialmente en países en desarrollo que exportan productos básicos, como es el caso de Perú. Tanto nuestro estudio como el de Bidakorta y Crucini (2004) respaldan la noción de que los términos de intercambio no imponen necesariamente límites a la precisión y al alcance de las posibles políticas públicas derivadas de alguna investigación basada en dicha variable, al menos en el caso peruano.

¹⁰Esta comparación de resultados del efecto de los choques de términos de intercambio versus el de la agregación de precios de exportaciones e importaciones es válida. Esto se debe a que Di Pace et al. (2021) hacen esta comparación de resultados con los estudios de Mendoza (1995) y Schmitt-Grohé y Uribe (2018) para concluir que los términos de intercambio poseen una limitada capacidad explicativa y predictiva.

De cierta forma, como indica el título de su estudio Di Pace et al. (2021), no todos los términos de intercambio son homogéneos. En resumen, en el contexto peruano, los términos de intercambio mantienen su relevancia como variable de estudio. Esto nos lleva a cuestionar: ¿Cuál es la razón subyacente de las discrepancias entre los resultados de Schmitt-Grohé y Uribe (2018) y los nuestros? Fundamentalmente, la respuesta reside en la mayor precisión alcanzada en la calibración.

En cuanto a posibles puntos de investigación futura, a nivel teórico existe la posibilidad de variar el modelo DSGE base para que considere los precios de las exportaciones e importaciones por separado para comparar dichos resultados con los vistos en este artículo. Es importante destacar aquí que esta propuesta representaría una investigación diferente a la temática original de nuestro artículo: ¿Cuál es el efecto de un choque de términos de intercambio en las fluctuaciones de la economía peruana durante el periodo 1998-2019? Por ende, más que una extensión, constituiría una nueva investigación.

En la misma línea, un posible canal que pueda ser relevante y que se obvia en este modelo es el papel del gobierno en los movimientos del ciclo económico expresado a través de la política fiscal y monetaria. Por un lado, la política fiscal se expresa principalmente con el gasto público cuya fuente principal son los impuestos adicionales sobre las empresas del sector exportable con el objetivo de financiar el gasto en otros sectores como infraestructura o educación.

Por otro lado, la política monetaria se puede modelar a través de una tasa de interés de referencia que disminuya el efecto procíclico de los términos de intercambio. Así también, una política de intervención cambiaria que permita absorber los efectos en la volatilidad del tipo de cambio. Con todo ello, este canal de política fiscal y monetaria dotaría de mayor realismo al modelo DSGE, así como de un mejor ajuste a los datos de las fluctuaciones económicas del Perú.

Así también, se puede extender este tipo de análisis a países de Latinoamérica como Chile y Colombia, así como a países desarrollados exportadores de materia prima como Noruega, Australia, Canadá y Nueva Zelanda. Esto permitiría observar las diferencias en amplitud y persistencia de los efectos de un choque de los términos de intercambio en los ciclos económicos de países emergentes frente a los observados en economías desarrolladas.

7. Referencias bibliográficas

Aguirre, E. (2011). *Essays on Exchange Rates and Emerging Markets*. Tesis doctoral. Columbia University. doi: <https://doi.org/10.7916/D8CV4QP7>

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. doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(03\)00073-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00073-7)

Ahmed, S., y Murthy, R. (1994). Money, Output, and Real Business Cycles in a Small Open Economy. *The Canadian Journal of Economics* 27(4), 982-993. doi: <https://doi.org/10.2307/136195>

Akıncı, Ö. (2013). A Note on the Estimation of the Atemporal Elasticity of Substitution Between Tradable and Nontradable Goods. Manuscrito. Columbia University. url: http://www.columbia.edu/~oa2140/ElasticityofSubstitution_TRvsNTR_revised.pdf

Akıncı, Ö. (2013). Global financial conditions, country spreads and macroeconomic fluctuations in emerging countries. *Journal of International Economics* 91(2), 358-371. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.07.005>

BCRP (2019). *Guía Metodológica de la Nota Semanal*. Junio 2019. Banco Central de Reserva del Perú. url: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Guia-Metodologica/nota-semanal/Guia-Metodologica.pdf>

Baxter, M., y King, R. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics* 81(4), 575-593. doi: <https://doi.org/10.1162/003465399558454>

Bems, R. (2008). Aggregate investment expenditures on tradable and nontradable goods. *Review of Economic Dynamics* 11(4), 852-883. doi: <https://doi.org/10.1016/j.red.2008.02.004>

Bidarkota, P., y Crucini, M. (2004). Commodity Prices and the Terms of Trade. *Review of International Economics* 8(4), 647-666. doi: <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00248>

Blanchard, O., y Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review* 79(4), 655-673. url: <http://www.jstor.org/stable/1827924>

Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources* 8(4), 436-455. doi: <https://doi.org/10.2307/144855>

Broda, C. (2004). Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. *Journal of International Economics* 63(1), 31-58. doi: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00043-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00043-6)

Broda, C., y Tille, C. (2003). Coping with Terms-of-Trade Shocks in Developing Countries. *Current Issues in Economics & Finance* (11), 1-7. url: https://www.newyorkfed.org/research/current_issues/ci9-11

Calvo, G., Leiderman, L., y Reinhart, C. (1993). Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors. *IMF Staff Papers* 40(1), 108-151. International Monetary Fund. doi: <https://doi.org/10.2307/3867379>

Canova, F. (2005). The Transmission of US Shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics* 20(2), 229-251. doi: <https://doi.org/10.1002/jae.837>

Carrasco, A., y Florián, D. (2021). External Shocks and FX Intervention Policy in Emerging Economies. IDB Working Paper Series 1243. Inter-American Development Bank. doi: <http://dx.doi.org/10.18235/0003457>

Castillo, P., y Medina, J. (2021). Foreign Exchange Intervention, Capital Flows, and Liability Dollarization. Global Research Unit Working Paper Series 027. City University of Hong Kong. url: <https://www.cb.cityu.edu.hkresearch/gru/workingpaper/GRU%20%28Current%20Working%20Papers%29/2021/>

Castillo, P., Montoro, C., y Tuesta, V. (2013). An Estimated Stochastic General Equilibrium Model with Partial Dollarization: A Bayesian Approach. *Open Economies Review* 24(2), 217-265. doi: <https://doi.org/10.1007/s11079-012-9239-3>

Castillo, P., y Rojas, Y. (2014). Terms of Trade and Total Factor Productivity: Empirical evidence from Latin American emerging markets. Working Paper Series 2014(12). Banco Central de Reserva del Perú. url: [https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Dokumentos-de-Trabajo/2014/documento-de-trabajo-12-2014.pdf](https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2014/documento-de-trabajo-12-2014.pdf)

Castillo, P., y Salas, J. (2012). The terms of trade as drivers of economic fluctuations in developing economies: an empirical study. *Centro de Estudios Monetarios Latinoame-*

ricos. url: <https://www.cemla.org/PDF/premiobc/pub-lib-award2010>

Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., Xu, T., y Chang, R. (2012). China's Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America. *Economía* 12(2), 1-75. url: <http://www.jstor.org/stable/41575894>

Céspedes Reynaga, N., y Rendon, S. (2012). The Frisch Elasticity in Labor Markets with High Job Turnover. IZA Discussion Paper 6991. doi: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2177129>

Chan, J. C., y Eisenstat, E. (2018). Bayesian model comparison for time-varying parameter VARs with stochastic volatility. *Journal of Applied Econometrics* 33(4), 509-532. doi: <https://doi.org/10.1002/jae.2617>

Chávez, P., y 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, 505-544. doi: <https://doi.org/10.1007/s10290-022-00474-1>

Cloyne, J., Jordà, Ò., y Taylor, A. M. (2023). State-Dependent Local Projections: Understanding Impulse Response Heterogeneity. NBER Working Paper Series 30971. National Bureau of Economic Research. doi: <https://doi.org/10.3386/w30971>

Cornejo, G., Florián, D., y Ledesma, A. (2022). La dinámica de la inflación doméstica ante cambios en cotizaciones internacionales de commodities, expectativas de inflación y tipo de cambio. Working Papers 2022(7). Banco Central de Reserva del Perú. url: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2022/documento-de-trabajo-007-2022.pdf>

Corsetti, G., Dedola, L., y Leduc, S. (2008). International Risk Sharing and the Transmission of Productivity Shocks. *The Review of Economic Studies* 75(2), 443-473. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2008.00475.x>

Dancourt, O., Mendoza Bellido, W., y Vilcapoma, L. (1997). Fluctuaciones económicas y shocks externos, Perú 1950-1996. Documento de Trabajo 1997-135, 63-102. Pontificia Universidad Católica del Perú. url: <https://repositorio.pucp.edu.pe/index/handle/123456789/46775>

Di Pace, F., Juvenal, L., y Petrella, I. (2021). Terms-of-trade shocks are not all alike. Staff Working Paper 901. Bank of England. url: <https://www.bankofengland.co.uk/working-paper/2021/terms-of-trade-shocks-are-not-all-alike>

Fernández, A., Schmitt-Grohé, S., y Uribe, M. (2017). World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. *Journal of International Economics* 108(1), S2-S14. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.01.001>

Fernández, A., González, A., y Rodríguez, D. (2018). Sharing a ride on the commodities roller coaster: Common factors in business cycles of emerging economies. *Journal of International Economics* 111, 99-121. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.11.008>

Fernández, A., Schmitt-Grohé, S., y Uribe, M. (2023). How Important is the Commodity Super Cycle? En: Aguirre, Á., Fernández, A., y Kalemli-Özcan, S. (Ed.), *Credibility of emerging markets, foreign investors' risk perceptions, and capital flows* (Volumen 29, 205-247). Banco Central de Chile. url: <https://repositoriodigital.bcentral.cl/xmlui/handle/20.500.12580/7502>

Florián, D., Aguilar, J., Toma, H., y Velásquez, C. (2018). Impacto de los cambios anticipados de los términos de intercambio en la economía. *Revista Moneda* 174, 21-25. url: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/moneda-174/moneda-174-05.pdf>

Fornero, J., Kirchner, M., y Yany, A. (2016). Terms of Trade Shocks and Investment in Commodity-Exporting Economies. *Documentos de trabajo* 2016(773). Banco Central de Chile. url: <https://www.bcentral.cl/contenido/-/detalle/documento-de-trabajo-n-773>

Gándelman, N., y Hernández-Murillo, R. (2015). Risk Aversion at the Country Level. *Federal Reserve Bank of St. Louis REVIEW* 97, 53-66. doi: <https://doi.org/10.20955/r.97.53-66>

Gómez, V., y Maravall, A. (1996). Programs TRAMO and SEATS, Instruction for User (Beta Version: September 1996). Working Papers 9628. Banco de España. url: <https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSerias/DocumentosTrabajo/96/Fich/dt9628e.pdf>

Guerriero, M. (2019). The Labor Share of Income Around the World: Evidence from a Panel Dataset. En: Fields, G., y Paul, S. (Ed.), *Labor Income Share in Asia*. (39-79).

ADB Institute Series on Development Economics. url: <https://repositoriodigital.bcentral.cl/xmlui/handle/20.500.12580/7502>

Gust, C., Leduc, S., y Sheets, N. (2009). The adjustment of global external balances: Does partial exchange-rate pass-through to trade prices matter? *Journal of International Economics* 79(2), 173-185. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2009.08.002>

Hamilton, J. (2018). Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. *The Review of Economics and Statistics* 100(5), 831-843. doi: https://doi.org/10.1162/rest_a_00706

Harberger, A. (1950). Currency Depreciation, Income, and the Balance of Trade. *Journal of political Economy* 58(1), 47-60. doi: <https://doi.org/10.1086/256897>

Hodrick, R., y Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1), 1-16. doi: <https://doi.org/10.2307/2953682>

Hoffmaister, A. W., y Roldós, J. E. (1997). Are Business Cycles Different in Asia and Latin America? Working Paper of the International Monetary Fund 1997(9). *International Monetary Fund*. doi: <https://doi.org/10.5089/9781451927313.001>

Hoffmaister, A. W., Roldós, J. E., y Wickham, P. (1998). Macroeconomic fluctuations in Sub-Saharan Africa. *IMF Staff Papers* 45(1), 132-160. doi: <https://doi.org/10.2307/3867332>

Izquierdo, A., Romero-Aguilar, R., y Talvi, E. (2008). Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors. IDB Working Paper 532. Inter-American Development Bank. doi: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1820920>

Jordà, Ò. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *The American Economic Review* 95(1), 161-182. url: <http://www.jstor.org/stable/4132675>

Justiniano, A., y Preston, B. (2010). Can structural small open-economy models account for the influence of foreign disturbances? *Journal of International Economics* 81(1), 61-74. doi: <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2010.01.001>

Juvenal, L., y Petrella, I. (2023). Unveiling the Dance of Commodity Prices and the Global Financial Cycle. CEPR Discussion Paper 18437. Centre for Economic Policy Research. url: <https://cepr.org/publications/dp18437>

Kitagawa, E. M. (1955). Components of a Difference Between Two Rates. *Journal of the American Statistical Association* 50(272), 1168-1194. doi: <https://doi.org/10.1080/01621459.1955.10501299>

King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H., y Watson, M. W. (1991). Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review* 81(4), 819-840. url: https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/King_Plosser_Stock_Watson_AER_1991.pdf

Kohn, D., Leibovici, F., y Tretvoll, H. (2021). Trade in commodities and Business Cycle Volatility. *American Economic Journal: Macroeconomics* 13(3), 173-208. doi: <https://doi.org/10.1257/mac.20180131>

Kose, A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: 'How much do world prices matter?' *Journal of International Economics* 56(2), 299-327. doi: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(01\)00120-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(01)00120-9)

Laursen, S., y Metzler, L. A. (1950). Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment. *The Review of Economics and Statistics*, 281-299. doi: <https://doi.org/10.2307/1925577>

Layard, R., Mayraz, G., y Nickell, S. (2008). The marginal utility of income. *Journal of Public Economics* 92(8), 1846-1857. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.01.007>

Lubik, T., y Teo, W. L. (2005). Do World Shocks Drive Domestic Business Cycles? Some Evidence from Structural Estimation. *Economics Working Paper Archive* 522. The Johns Hopkins University. url: <http://www.econ2.jhu.edu/REPEC/papers/wp522lubik.pdf>

McIntyre, K. (2003). Can non-traded goods solve the "comovement problem?" *Journal of Macroeconomics* 25(2), 169-196. doi: [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(03\)00024-7](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(03)00024-7)

Mellander, E., Vredin, A., y Warne, A. (1992). Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy. *Journal of Applied Econometrics* 7(4), 369-394. doi: <https://doi.org/10.1002/jae.3950070405>

Mendoza, E. (1991). Real Business Cycles in a Small Open Economy. *The American Economic Review* 81(4), 797-818. url: <https://www.jstor.org/stable/2006643>

Mendoza, E. (1995). The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations. *International Economic Review* 36(1), 101-137. url: <http://www.jstor.org/stable/2527429>

Mendoza Bellido, W. (2013). Peruvian Miracle: Good Luck or Good Policies? Documento de Trabajo 2013-371. Pontificia Universidad Católica del Perú. url: <http://repositorio.pucp.edu.pe/index/handle/123456789/47011>

Mendoza Bellido, W., y Collantes Goicochea, E. (2017). La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que los separa. Documento de Trabajo 2017-440. Pontificia Universidad Católica del Perú. url: <https://repositorio.pucp.edu.pe/index/handle/123456789/126771>

Miyamoto, W., y Nguyen, T. (2017). Understanding the cross-country effects of U.S. technology shocks. *Journal of International Economics* 106, 143-164. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.03.008>

Na, S. (2018). Essays on Open Economy Macroeconomics. Tesis doctoral. Columbia University. doi: <https://doi.org/10.7916/D89G7473>

Naraidoo, R., y Paez-Farrell, J. (2023). Commodity price shocks, labour market dynamics and monetary policy in small open economies. *Journal of Economic Dynamics and Control* 151, 104654. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2023.104654>

Oaxaca, R. (2023). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14(3), 693-709. url: <http://www.jstor.org/stable/2525981>

Pedersen, M. (2019) The impact of commodity price shocks in a copper-rich economy: the case of Chile. *Empirical Economics* 57(4), 1291-1318. doi: <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1485-9>

Pérez Silva, V. (1969) Rudyard Kipling. *IF. Boletín Cultural y Bibliográfico* 12(8), 70-86. url: https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/boletin_cultural/article/view/3842

Richaud, C. M., Galego Mendes, A., Ayivodji, G. F., Matta, S. N., y Essl, S. M. (2019). Fiscal Vulnerabilities in Commodity Exporting Countries and the Role of Fiscal Policy. MTI Discussion Working Paper 15. World Bank. url: <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/407611563518367752/fiscal-vulnerabilities-in-commodity-exporting-countries-and-the-role-of-fiscal-policy>

Rodríguez, G., Villanueva Vega, P., y Castillo B., P. (2018). Driving economic fluctuations in Peru: the role of the terms of trade. *Empirical Economics* 55(3), 1089-1119. doi: <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1318-2>

Rodríguez, G., Castillo B., P., y Ojeda Cunya, J. A. (2023). Time-Varying Effects of External Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Peru: An Empirical Application using TVP-VAR-SV Models. *Open Economies Review*. doi: <https://doi.org/10.1007/s11079-023-09742-5>

Rodríguez, G., Vassallo, R., y Castillo B., P. (2023). Effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Pacific Alliance countries. *Economic Modelling* 124. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106302>

Schmitt-Grohé, S., y Uribe, M. (2017). *Open Economy Macroeconomics*. Princeton University Press.

Schmitt-Grohé, S., y Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics* 61(1), 163-185. doi: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00056-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00056-9)

Schmitt-Grohé, S., y Uribe, M. (2018). How Important are Terms-Of-Trade Shocks? *International Economic Review* 59(1), 85-111. doi: <https://doi.org/10.1111/iere.12263>

Shousha, S. (2016). Macroeconomic Effects of Commodity Booms and Busts: The Role of Financial Frictions. Job Market Paper. Columbia University. url: https://www.dropbox.com/s/ib1xbye65raiwtp/Shousha_MCBB_160601.pdf?dl=0

Stock, J. H., y Watson, W. (1999). Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series. En: Taylor, J. B., y Woodford, M. (Ed.), *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier Science.

Turner, P., y Van't dack, J. (1993). Measuring international price and cost competitiveness. BIS Economic Papers 39. Bank of International Settlements. url: <https://www.bis>

.org/publ/econ39.htm

Uribe, Martin. (1997). Exchange-rate-based inflation stabilization: The initial real effects of credible plans. *Journal of Monetary Economics* 39(2), 197-221. doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(97\)00018-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(97)00018-4)

Uribe, M., y Yue, V. Z. (2006). Country spreads and emerging countries: Who drives whom? *Journal of International Economics* 69(1), 6-36. doi: <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2005.04.003>

Warne, A. (1993). A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference. Seminar Paper 555. Institute for International Economic Studies. url: <http://www.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2%3A338084&dswid=-2699>

Whalley, J. (1984). *Trade Liberalization among Major World Trading Areas*. Vol. 1. MIT Press.

Winkelried, D., y Saldarriaga, M. (2013). Socios comerciales y crecimiento en América Latina: Un enfoque SVAR dinámico. *Revista Estudios Económicos* 25, 81-102. url: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/25/ree-25-winkelried-saldarriaga.pdf>

8. Anexos

Anexo 1: Bases de datos

Cuadro 2

Fuentes de datos - Estimación del modelo SVAR

Serie	Base de datos	Código
Términos de intercambio	BCRPData	PN10029BQ
“Spread” del bono corporativo Baa	FRED	BAAFF
Balanza comercial	BCRPData	PN02536AQ & PN02537AQ
Producto	BCRPData	PN02538AQ
Consumo privado	BCRPData	PN02529AQ
Inversión	BCRPData	PN02531AQ
Tipo de cambio real	FRED	RBPEBIS
Población	WDI Dataset	SP.POP.TOTL

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3

Fuentes de datos - Indicadores de la economía peruana

Serie	Base de datos	Código
“Spread” - EMBIG Perú	BCRPData	PD04709XD
Crédito del sector privado como porcentaje del PBI	BCRPData	PN03500MQ
Tipo de cambio real	FRED	RBPEBIS
Ratio de precio no transables sobre transables	BCRPData	PN38709PM & PN38710PM
Inversión privada como porcentaje del PBI constante	BCRPData	PM04930AA & PM04935AA
PBI sectorial	BCRPData	PM04990AA & PM04993AA & PM04997AA

Fuente: Elaboración propia.

Como se mencionó en la sección (3), para el estudio del ciclo económico del Perú, se realiza un análisis de 7 variables clave: (i) los términos de intercambio, (ii) el “Spread” del bono corporativo Baa, (iii) la balanza comercial, (iv) el producto per cápita, (v) el consumo per cápita, (vi) la inversión per cápita, y (vii) el tipo de cambio real. Para calcular los hechos estilizados del ciclo económico, se utiliza los datos de series de tiempo trimestral, extraídos del BCRP y la Fed. Así también, se utiliza la variable de población del BM para calcular los términos per cápita en los casos pertinentes.

En relación a las variables utilizadas en la figura 6 de la sección (5), con el objetivo de mostrar cómo se puede aplicar el conocimiento proveniente del DSGE para la economía peruana, se realiza un análisis de 6 variables: (i) el “Spread” - EMBIG Perú, (ii) el crédito del sector privado como porcentaje del PBI, (iii) el tipo de cambio real, (iv) el ratio de precio no transables sobre transables, (v) la inversión privada como porcentaje del PBI constante, y (vi) el PBI sectorial.



Anexo 2: Modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales - SVAR

Con el objetivo de estimar una serie de parámetros para el modelo DSGE, este artículo estima un modelo SVAR con las 7 variables mencionadas en la sección de base de datos. El modelo econométrico SVAR se define de la siguiente forma:

$$A_0 X_t = A_1 X_{t-1} + \mu_t \quad (70)$$

Donde el vector X_t se define como

$$X_t = \begin{bmatrix} \widehat{tot}_t \\ \widehat{s}_t \\ \widehat{tb}_t \\ \widehat{y}_t \\ \widehat{c}_t \\ \widehat{i}_t \\ \widehat{RER}_t \end{bmatrix} \quad (71)$$

Las variables \widehat{tot}_t , \widehat{y}_t , \widehat{c}_t , \widehat{i}_t y \widehat{RER}_t denotan las desviaciones logarítmicas de los términos de intercambio, el producto real per cápita, el consumo privado real per cápita, la inversión bruta real per cápita y el tipo de cambio real con sus respectivas tendencias. En el caso de la variable \widehat{s}_t , se denota la desviación del “spread” respecto a su tendencia sin tomar logaritmos. La balanza comercial \widehat{tb}_t denota la desviación de la tendencia del ratio de la balanza comercial respecto al producto tendencial.

Es importante recalcar que las variables endógenas de esta investigación son la balanza comercial, el producto, el consumo, la inversión y el tipo de cambio real en frecuencia trimestral. En relación a las variables exógenas, se encuentran los términos de intercambio cuya variable de control es el “spread” del bono corporativo Baa.

Con respecto a A_0 y A_1 , son definidas como matrices 7x7, donde A_0 es una matriz unitaria triangular inferior con unos en la diagonal. μ_t es un vector aleatorio 7x1 con media cero y una matriz varianza-covarianza diagonal Σ . Al asumir que A_0 es invertible y multiplicando la ecuación (70) por A_0^{-1} , se obtendrá la forma reducida del modelo econométrico:

$$X_t = AX_{t-1} + \Pi\epsilon_t \quad (72)$$

Donde $A \equiv A_0^{-1}A_1$, $\Pi \equiv A_0^{-1}\Sigma^{1/2}$, y $\epsilon_t \equiv \Sigma^{-1/2}\mu_t$. El último término ϵ_t es un vector aleatorio 7x1 con una matriz varianza-covarianza identidad y media cero. La ecuación (72) puede ser descompuesta de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} \widehat{tot}_t \\ \widehat{s}_t \\ \widehat{tb}_t \\ \widehat{y}_t \\ \widehat{c}_t \\ \widehat{i}_t \\ \widehat{RER}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & a_{16} & a_{17} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} & a_{26} & a_{27} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & a_{36} & a_{37} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} & a_{46} & a_{47} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & a_{56} & a_{57} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} & a_{67} \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & a_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \widehat{tot}_{t-1} \\ \widehat{s}_{t-1} \\ \widehat{tb}_{t-1} \\ \widehat{y}_{t-1} \\ \widehat{c}_{t-1} \\ \widehat{i}_{t-1} \\ \widehat{RER}_{t-1} \end{bmatrix} \quad (73)$$

$$+ \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{21} & \pi_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{51} & \pi_{52} & \pi_{53} & \pi_{54} & \pi_{55} & 0 & 0 \\ \pi_{61} & \pi_{62} & \pi_{63} & \pi_{64} & \pi_{65} & \pi_{66} & 0 \\ \pi_{71} & \pi_{72} & \pi_{73} & \pi_{74} & \pi_{75} & \pi_{76} & \pi_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^1 \\ \epsilon_t^2 \\ \epsilon_t^3 \\ \epsilon_t^4 \\ \epsilon_t^5 \\ \epsilon_t^6 \\ \epsilon_t^7 \end{bmatrix}$$

Como el Perú es una economía pequeña y abierta dependiente de las exportaciones de sus materias primas, se asume que los choques de los términos de intercambio y del “spread” del bono corporativo Baa son dados exógenamente. De esta manera, la restricción de identificación que se impone en la matriz A_0 es que todos los elementos de la primera y segunda fila de dicha matriz a excepción del primer y segundo coeficiente deben ser cero.

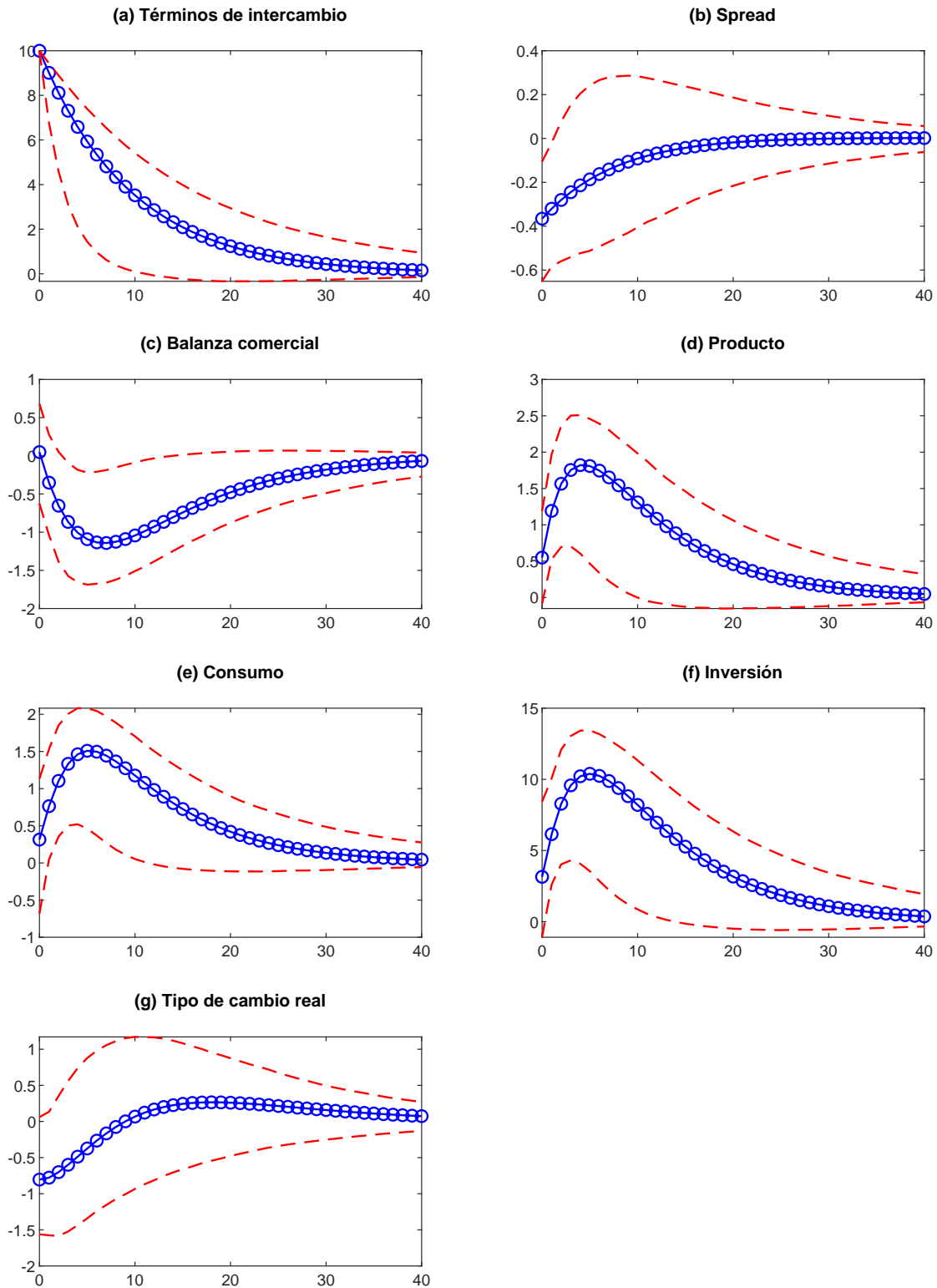
Como segunda restricción, se impone una forma de matriz triangular inferior a II. Este esquema de identificación implica que los choques de los términos de intercambio tienen un efecto contemporáneo en el “spread” del bono corporativo Baa. Sin embargo, el choque del “spread” tiene un efecto en los términos de intercambio luego de un periodo.

Esta identificación provee a los términos de intercambio de la mayor probabilidad a ser la fuente de las fluctuaciones de las variables domésticas, dado que se le atribuye cualquier innovación de los términos de intercambio a los mismos términos de intercambio. Así, la relación entre los términos de intercambio y el “spread” se define de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} \widehat{tot}_t \\ \widehat{s}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \widehat{tot}_{t-1} \\ \widehat{s}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^1 \\ \epsilon_t^2 \end{bmatrix} \quad (74)$$

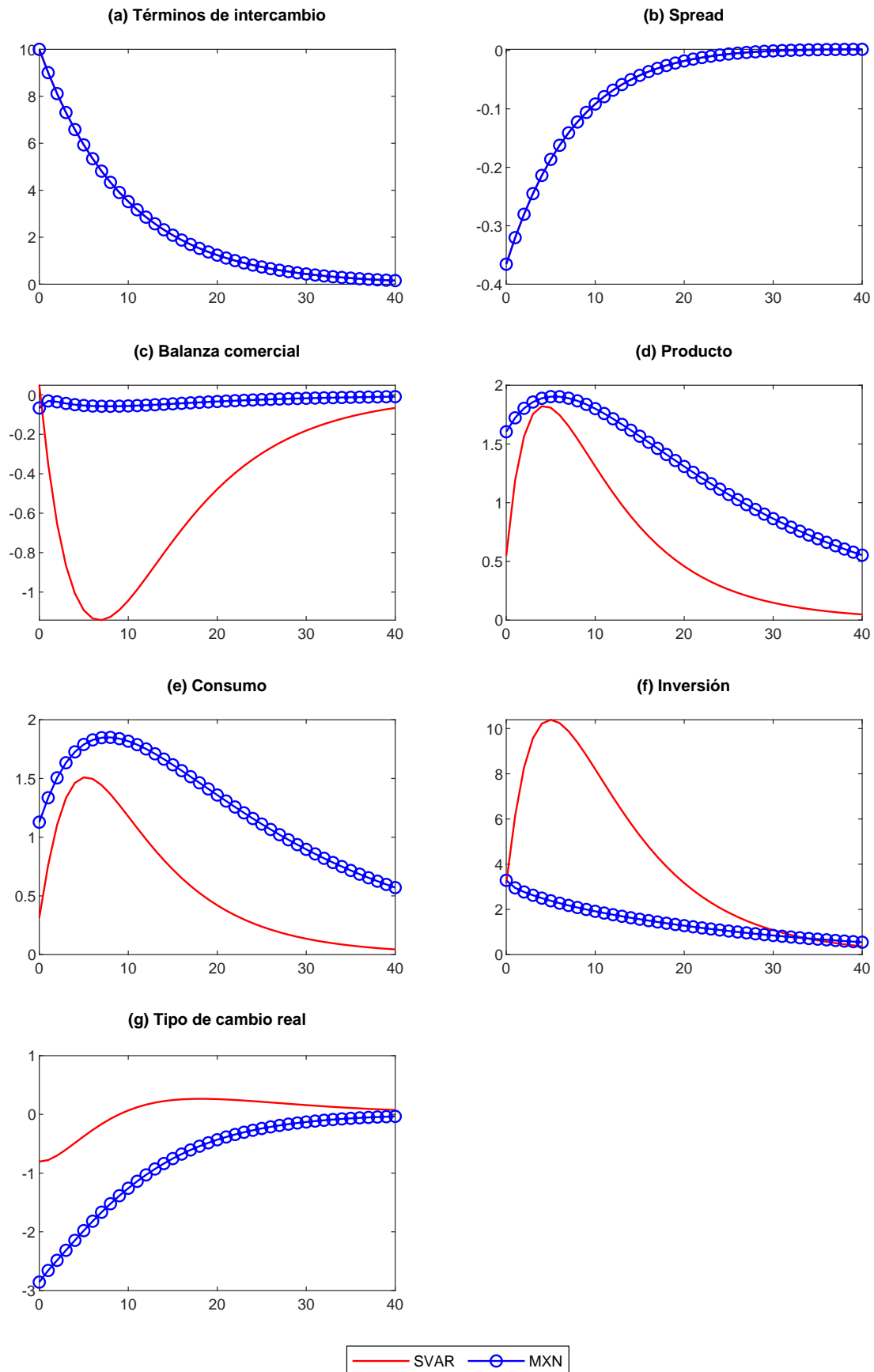
Figura 7

Funciones Impulso Respuesta (FIR) ante un choque de los términos de intercambio del 10.0 por ciento: SVAR con bandas de confianza al 95.0 por ciento



Fuente: Elaboración propia.

Figura 8
 Funciones Impulso Respuesta (FIR) ante un choque de los términos de intercambio del 10.0 por ciento: SVAR versus DSGE



Fuente: Elaboración propia.

En la ecuación (74), se representa las primeras dos ecuaciones del modelo SVAR con a_{ij} y π_{ij} que denotan los elementos (i, j) de las matrices A y Π , respectivamente. La innovación de la ecuación de los términos de intercambio ϵ_t^1 , representa los choques de los términos de intercambio, y ϵ_t^2 , representa el choque del “spread” del bono corporativo Baa. En este artículo, se estimará el modelo SVAR ecuación por ecuación a través del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

La figura 7 presenta las funciones impulsos respuesta de las variables endógenas y de control ante un aumento del 10.0 por ciento en los términos de intercambio con un intervalo de confianza del 95.0 por ciento representada por las líneas rojas discontinuas. La elección de un aumento del 10.0 por ciento proviene del resultado de la estimación del parámetro para la desviación estándar del término de innovación de los términos de intercambio, π_{11} , que es 6.3 por ciento.

Para iniciar el análisis de dichas funciones impulsos respuesta, se debe notar primero que el efecto de la mejora de los términos de intercambio en la balanza comercial es negativo. Al principio, existe una mejora de la balanza comercial de alrededor del 0.04 por ciento.

Sin embargo, el efecto se diluye en el segundo trimestre y llega a tornarse negativo alcanzando su máximo efecto en el séptimo periodo con una disminución de la balanza comercial del 1.1 por ciento. Por otro lado, ante un aumento del 10.0 por ciento de los términos de intercambio, se observa una mayor actividad económica en el Perú.

En particular, el PBI y el consumo privado aumentan alrededor del 0.5 por ciento en el primer periodo, y el mayor impacto se resuelve en el cuarto y quinto periodo con un 1.8 y 1.5 por ciento, de forma respectiva. En el caso de la inversión, se observa un aumento importante de más del 3.0 por ciento que llega a un máximo del 10.0 por ciento en los siguientes periodos.

En cuanto al tipo de cambio real, ante un incremento del 10.0 por ciento de los términos de intercambio, se aprecia aproximadamente en 0.8 por ciento y retorna a su nivel de estado estacionario alrededor del décimo trimestre. Esto implica que un aumento de los términos de intercambio significa que el Perú se vuelva más caro en términos relativos al resto del mundo.

A pesar de que este análisis es no significativo al observarse que las bandas de confianza incluyen el cero en la mayoría de las variables, las funciones impulsos respuesta del SVAR nos sugieren que los términos de intercambio sí son una fuente importante de las fluctuaciones económicas del Perú en el periodo 1998-2019. En promedio, un choque de los términos de intercambio explica el 57.8 por ciento de las fluctuaciones del producto, mientras que en el caso del tipo de cambio real solo el 7.0 por ciento.

En la figura 8, se presenta las funciones impulsos respuesta de los modelos SVAR y DSGE ante un choque de los términos de intercambio del 10.0 por ciento. A primera

vista, se puede afirmar que existe un modesto ajuste entre ambos resultados para el caso peruano. Por ejemplo, las funciones impulsos respuesta del producto, el consumo y el tipo de cambio real en el modelo DSGE son similares en magnitud y forma a los generados por el modelo SVAR. Sin embargo, el modelo MXN predice una menor respuesta en el caso de la balanza comercial y la inversión que lo observado en el modelo SVAR.



Anexo 3: Ecuaciones del modelo DSGE

En el modelo DSGE, se deben cumplir las siguientes ecuaciones para llegar a un equilibrio competitivo:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) \quad (8)$$

$$k_{t+1}^m = (1 - \delta)k_t^m + i_t^m \quad (10)$$

$$k_{t+1}^x = (1 - \delta)k_t^x + i_t^x \quad (11)$$

$$k_{t+1}^n = (1 - \delta)k_t^n + i_t^n \quad (12)$$

$$U_1(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t \quad (13)$$

$$-U_2(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^m \quad (14)$$

$$-U_3(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^x \quad (15)$$

$$-U_4(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^n \quad (16)$$

$$\lambda_t p_t^r = \beta(1 + r_t) E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^r \quad (17)$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] = \quad (18)$$

$$\beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^m + 1 - \delta + \Phi'_m(k_{t+2}^m - k_{t+1}^m)]$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_x(k_{t+1}^x - k_t^x)] = \quad (19)$$

$$\beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^x + 1 - \delta + \Phi'_x(k_{t+2}^x - k_{t+1}^x)]$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_n(k_{t+1}^n - k_t^n)] = \quad (20)$$

$$\beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^n + 1 - \delta + \Phi_x'(k_{t+2}^n - k_{t+1}^n)]$$

$$B_1(a_t^\tau, a_t^n) = p_t^\tau \quad (22)$$

$$B_2(a_t^\tau, a_t^n) = p_t^n \quad (23)$$

$$p_t^\tau A_1(a_t^m, a_t^x) = p_t^m \quad (25)$$

$$p_t^\tau A_2(a_t^m, a_t^x) = p_t^x \quad (26)$$

$$y_t^m = A^m F^m(k_t^m, h_t^m) \quad (27)$$

$$y_t^x = A^x F^x(k_t^x, h_t^x) \quad (28)$$

$$y_t^n = A^n F^n(k_t^n, h_t^n) \quad (29)$$

$$p_t^m A^m F_1^m(k_t^m, h_t^m) = u_t^m \quad (31)$$

$$p_t^m A^m F_2^m(k_t^m, h_t^m) = w_t^m \quad (32)$$

$$p_t^x A^x F_1^x(k_t^x, h_t^x) = u_t^x \quad (33)$$

$$p_t^x A^x F_2^x(k_t^x, h_t^x) = w_t^x \quad (34)$$

$$p_t^n A^n F_1^n(k_t^n, h_t^n) = u_t^n \quad (35)$$

$$p_t^n A^n F_2^n(k_t^n, h_t^n) = w_t^n \quad (36)$$

$$c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) + \Phi_x(k_{t+1}^x - k_t^x) \quad (37)$$

$$+ \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) = B(a_t^\tau, a_t^n)$$

$$a_t^n = y_t^n \quad (38)$$

$$m_t = p_t^m (a_t^m - y_t^m) \quad (39)$$

$$x_t = p_t^x (y_t^x - a_t^x) \quad (40)$$

$$p_t^\tau \frac{d_{t+1}}{1+r_t} = p_t^\tau d_t + m_t - x_t \quad (41)$$

$$r_t = r^* + s_t + p(d_{t+1}) \quad (42)$$

$$tot_t = \frac{p_t^x}{p_t^m} \quad (43)$$

$$RER_t = p_t^\tau \quad (47)$$

