

Fernando González Vigil (editor)

27

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2022

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Esteban Pierre Chabaneix Castillo
Daniela Chavarría Iglesias
Paloma Domenack Juscamaita
Mauricio Alberto González Campana
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez
Gianfranco Jorge Quintanilla
Nicolás Pantoja Castañeda
Carlos Eduardo Peña Solsol
Wilbert André Pino Aguirre
Alicia Lucía Rego Urrunaga
Fátima Alicia Rohde Fornes
Santiago Matías Valencia Mauleon
Akemí Gabriela Yatto Grados

Con la colaboración de:

Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de Investigación Económica 2022

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Esteban Pierre Chabaneix Castillo
Daniela Chavarría Iglesias
Paloma Domenack Juscamaita
Mauricio Alberto González Campana
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez
Gianfranco Jorge Quintanilla
Nicolás Pantoja Castañeda
Carlos Eduardo Peña Solsol
Wilbert André Pino Aguirre
Alicia Lucía Rego Urrunaga
Fátima Alicia Rohde Forns
Santiago Matías Valencia Mauleon
Akemi Gabriela Yatto Grados

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Contraciclicidad de la balanza comercial en el Perú y Chile: el rol del tipo de cambio²

Nicolás Pantoja Castañeda
Esteban Pierre Chabaneix Castillo

I. Introducción

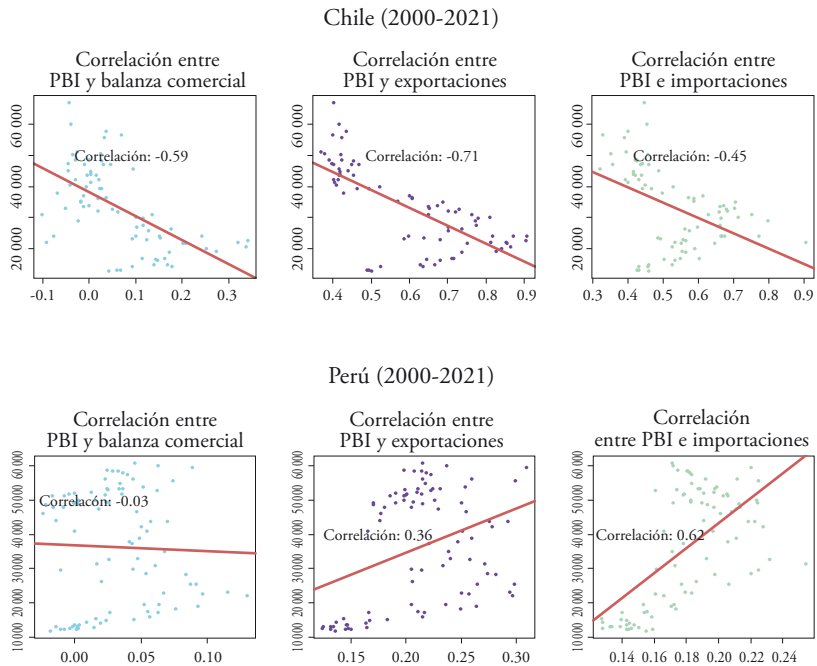
La creciente globalización ha impactado sobre la relación entre el tipo de cambio y la balanza comercial de dos formas, dependiendo del entorno económico. Por una parte, para las economías que transan bienes similares, se ha elevado la sustituibilidad entre bienes importados y exportados, lo que ha incrementado la sensibilidad de la balanza comercial ante el tipo de cambio. Por otra parte, dicha sensibilidad es aminorada por la mayor complementariedad entre bienes importados y exportados, impulsada por la expansión de cadenas de suministro globales y de la especialización vertical entre naciones (Kharroubi, 2011).

Ante ello, varios autores han analizado las relaciones de corto y largo plazo entre los movimientos en el tipo de cambio y la balanza comercial. La mayoría de estos estudios evalúan la denominada curva J y la condición Marshall-Lerner, tanto en economías emergentes (Kalyouncu *et al.*, 2009; Bustamante & Morales, 2009), como en países desarrollados (Boyd, Caporale, & Smith, 2001). Otros investigadores se han dedicado al estudio de choques macroeconómicos, como los de términos de intercambio en el producto bruto interno (PBI) y sus efectos *spillover* a través de la inversión (Ortiz &

² Este ensayo es una versión adaptada y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en noviembre de 2022. Los autores agradecemos al profesor Sergio Serván por su invaluable asesoría durante todo el proceso de elaboración de esta investigación. Además, valoramos los comentarios de nuestros jurados, los profesores Marco Ortiz y Carlos Parodi; así como los que nos brindaron los profesores Alberto Vergara y Miguel Prialé.

Winkelried, 2022; Castillo & Rojas, 2014). Pero son escasos los estudios que consideran al tipo de cambio como una variable endógena, integrando los potenciales choques que ocasiona su volatilidad y evaluando su impacto en el carácter contracíclico de la balanza comercial.

Figura 1
Panel de correlaciones entre balanza comercial y PBI, exportaciones y PBI, importaciones y PBI, en Chile y el Perú



Fuentes: Banco Central de Chile (BCCh, v. a.); Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, v. a.). Elaboración propia, 2022.

De ahí el objetivo del presente trabajo, consistente en estudiar la relación entre el tipo de cambio, la balanza comercial y el PBI en el Perú y Chile. Para ello, estimamos la elasticidad condicional de la balanza comercial a través de choques domésticos y globales, partiendo de las siguientes observaciones empíricas evidenciadas en la figura 1: que, tanto en el caso chileno como en el peruano, existe una balanza comercial contracíclica; y que esta contraciclicidad se da en distinto grado y forma en esos dos países. A nivel agregado, Chile presenta un coeficiente de correlación entre el PBI y la balanza comer-

cial mayor que el del Perú (-0.59 y -0.03, respectivamente). Y, al desagregar la balanza comercial en exportaciones e importaciones, los datos estadísticos revelan que, a diferencia de Chile, en el Perú se advierte un incremento en las importaciones y déficits de la balanza comercial durante los períodos de crecimiento del PBI.

Teniendo en cuenta lo anterior, nuestra hipótesis plantea que la elasticidad condicional de la balanza comercial revela el carácter contracíclico de dicha cuenta externa ante choques de tipo de cambio, tanto en el Perú como en Chile. Asimismo, tratándose de economías parcialmente dolarizadas y con estructuras productivas similares en cierta medida, cabe esperar que las reacciones de la balanza comercial ante choques tanto domésticos como extranjeros tiendan a ser parecidas.

II. Revisión de literatura

Entre las investigaciones académicas sobre las fluctuaciones del tipo de cambio, destacan las abocadas al efecto traspaso del tipo de cambio (ERPT), el cual es un mecanismo de transmisión de las variaciones del tipo de cambio nominal a los precios de productos. Según la teoría económica, un incremento de un 1% en el tipo de cambio nominal deriva en un incremento de un 1% en el precio doméstico de las importaciones. A esto se lo conoce como un ERPT completo. Ello es relevante sobre todo para países tomadores de precios, pues a través de movimientos en el tipo de cambio se afecta directamente el precio, en moneda local, de los bienes importados y, así, puede haber importación de inflación (García-Schmidt & García-Cicco, 2018).

No obstante, en el plano empírico, la flexibilidad de precios no es absoluta y los mercados no son perfectos, por lo que el ERPT resulta ser menor (Cunningham *et al.*, 2017). Así, a los precios domésticos se les asocia una menor sensibilidad respecto a las variaciones en el tipo de cambio (Ha, Stocker, & Yilmazkuday, 2020). Entre los factores estructurales que determinan esta relación destacan el grado de competitividad entre las importaciones y exportaciones, es decir, el nivel de sustitución entre ambas (Amiti, Itskhoki, & Konings, 2016); la frecuencia del ajuste de precios locales (Gopinath & Itskhoki, 2010); el nivel de participación en la cadena global de suministros (Georgiadis, Gräß, & Khalil, 2019); y el porcentaje del comercio facturado en moneda extranjera (Gopinath, 2015).

Considerando lo anterior, los académicos han analizado el comportamiento de las cuentas nacionales durante el ciclo económico. Mendoza (1991) encuentra que la cuenta corriente y la balanza comercial tienden a ser contracíclicas. Este

autor utiliza la metodología *real business cycle* (RBC) para evaluar la contradiccionalidad de la balanza comercial en dos escenarios. Por un lado, la incorporación de costos de ajuste permite que los choques de inversión sean más persistentes. Ello conlleva un mayor efecto endeudamiento resultante de una mayor expansión esperada de la producción, que compensa el menor efecto ahorro. Lo cual genera un carácter contracíclico de la balanza comercial. Por otro lado, las perturbaciones de la tasa de interés extranjera afectan las decisiones intertemporales de dos formas. Primero, se genera un efecto en el bienestar, que será positivo o negativo dependiendo de si la economía es acreedora o deudora. Segundo, la tasa de interés induce a un mayor efecto sustitución en el consumo intertemporal. Ello genera un carácter procíclico de la balanza comercial.

Según De Bock (2010), en economías emergentes la balanza comercial es fuertemente contracíclica, mientras que en economías desarrolladas lo es débilmente o, en ciertos casos, es acíclica. En la misma línea, Neumeyer y Perri (2005) argumentan que la intensidad del carácter contracíclico de la balanza comercial se debe a los distintos posicionamientos de las economías en los mercados crediticios internacionales, y a los choques contracíclicos de tasas de interés en las economías emergentes. Compatible con ello, Aguiar y Gopinath (2007) revelan que en los mercados emergentes predominan choques al crecimiento tendencial, en lugar de fluctuaciones transitorias alrededor de una tendencia estable; lo cual, junto con un fuerte efecto ingreso, desemboca en una balanza comercial contracíclica.

Por su parte, el argumento de Backus y Kehoe (1992) gira en torno al horizonte de duración de los choques. Para el caso de choques temporales en la productividad, el suavizamiento del consumo permitirá al país con alta productividad incrementar su nivel de exportaciones netas. Mientras que los choques en la productividad persistentes expanden el producto marginal del capital; lo cual incentiva la inversión extranjera en los sectores de alta productividad de la economía doméstica. Si el incremento en el nivel de inversión supera al aumento de la producción, entonces el país inicialmente reduce sus exportaciones netas. Eventualmente, conforme los choques desaparezcan en el largo plazo, la inversión neta del país caerá y sus exportaciones netas aumentarán; lo cual dará lugar al carácter contracíclico de la balanza comercial.

Otros dos temas estrechamente relacionados concentran la atención de las investigaciones sobre la relación entre el tipo de cambio y la balanza comercial: la condición Marshall-Lerner (CM-L) y la curva J. La primera se refiere a la relación positiva entre el tipo de cambio y la balanza comercial, donde la depreciación de una moneda incrementará las exportaciones netas en el largo

plazo. La segunda indica que una depreciación generará primero un deterioro de la balanza comercial, la que posteriormente tendrá una recuperación continua siempre y cuando la CM-L se mantenga (Ben Doudou *et al.*, 2020).

Según Brooks (1999), la CM-L puede ser evaluada de dos formas: directa e indirecta. El procedimiento directo consiste en estimar las elasticidades precio de la demanda de importaciones y exportaciones, y evaluar si la suma de ambas supera a la unidad. Si esta condición se cumple, el efecto volumen primará sobre el efecto precio, y las exportaciones netas se incrementarán tras una depreciación. El procedimiento indirecto involucra estimar los efectos dinámicos del tipo de cambio real en la balanza comercial. Respecto a la curva J, es necesario un análisis de funciones impulso-respuesta para hallar la dirección y el grado de respuesta de la balanza comercial ante movimientos del tipo de cambio (Bustamante & Morales, 2009).

Sin embargo, debido a la no estacionariedad de los datos macroeconómicos aplicados a modelos basados en elasticidades, la inferencia estadística sufre problemas de regresión espuria. Por ello, no han sido concluyentes los resultados de estudios que aplican técnicas de cointegración. Así, mientras que algunos estudios no encontraron evidencias de la existencia de la curva J (Bahmani-Oskooee & Alse, 1994; Demirden & Pastine, 1995), otros encuentran una curva J únicamente para Argentina y el Perú dentro de América del Sur (Kalyoncu *et al.*, 2009), y otros hallan una curva J retrasada (Mahdavi & Sohrabian, 1993). De hecho, un problema con estos estudios es que pueden estar sujetos a un sesgo de agregación, ya que los países comercializan bienes con diferentes elasticidades de exportación e importación y, por tanto, el uso de datos agregados podría suprimir los movimientos reales observados a nivel bilateral (Tunaer, 2016).

Similarmente, el enfoque clásico de estimación de la elasticidad tipo de cambio de las exportaciones (EREE) a través de su forma reducida, cuyo objetivo es calcular el parámetro estructural que revele el resultado *ceteris paribus* en las exportaciones ante variaciones en el tipo de cambio, encierra dos clases de problemas (Bussière, Gaulier, & Steingress, 2020). Primero, la elección de buenos *proxies* que permitan identificar movimientos exógenos del tipo de cambio suele basarse en escenarios inusuales, que no son generalizables. Ello implica desafíos econométricos relacionados con la endogeneidad del tipo de cambio, lo cual dificulta la condición de *ceteris paribus*. Segundo, el considerar al tipo de cambio como una variable exógena ignora la diversidad de factores que explican su volatilidad. En efecto, las variaciones en el tipo de cambio tienden a afectar a otras variables macroeconómicas que, a su vez, impactan

en las exportaciones. Por ello, los efectos de los movimientos en el tipo de cambio, visto como una variable endógena, pueden ser confundidos con los efectos que otras variables tienen a través de canales del entorno macroeconómico (Alexander & Reza, 2022).

A fin de robustecer las metodologías enfocadas en la relación entre las exportaciones y el tipo de cambio, Alexander y Reza (2022) estiman la elasticidad condicional tipo de cambio de las exportaciones (CEREEs, por sus siglas en inglés) para Canadá, apoyándose en la metodología de *sign and zero restrictions*, cuyas ventajas radican en que no se basa en un criterio de *ceteris paribus* y considera al tipo de cambio como una variable endógena. Además, la combinación de signos y ceros permite estudiar el impacto de los choques de forma aislada, al mitigar las preocupaciones de identificación débil que son propias de los modelos que se apoyan en un vector estructural autorregresivo (SVAR) con restricciones de largo plazo. Así, para estimar las CEREEs, los autores mencionados aplican un SVAR que contiene siete choques analizables separadamente merced a dicha metodología. Entre los choques domésticos, se encuentran el choque de demanda, de oferta, de política monetaria, y un componente exógeno del tipo de cambio. Entre los internacionales, se incluyen el choque de ingreso transitorio, de ingreso persistente y de precio del petróleo.

Sus resultados revelan que las CEREEs no son significativas estadísticamente para el grupo de variables domésticas, mientras que sí lo son para el grupo de variables internacionales. Respecto a la baja significancia estadística en el canal de tipo de cambio, dichos autores señalan que se debe a que el dólar estadounidense es la moneda de facturación predominante de las exportaciones canadienses. Por ello, los movimientos del tipo de cambio no impactan fuertemente en los compradores internacionales; lo que, unido a las rigideces de precios nominales, frena el efecto traspaso del tipo de cambio hacia las exportaciones canadienses (Alexander & Reza, 2022). Esto refleja el «paradigma de moneda dominante» (Gopinath *et al.*, 2020).

III. Marco analítico y metodología

1. Descripción de los datos

Aplicamos un modelo SVAR para pequeñas economías abiertas, basado en datos trimestrales durante el período 2000-2021. El modelo considera seis variables endógenas: PBI local, índice de precios al consumidor (IPC), balanza comercial, tipo de cambio nominal, tasa de interés, y PBI extranjero; y la variable exógena son los precios de exportación internacionales.

Obtuvimos las primeras cuatro variables de las series de tiempo en las bases de datos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y del Banco Central de Chile (BCCh). La variable PBI extranjero es el resultado del promedio ponderado del PBI de los dos principales socios comerciales: Estados Unidos y China. El factor ponderador siendo la participación, en términos de exportaciones netas, del comercio con esas dos potencias del Perú y de Chile respecto al comercio internacional total de estos dos países latinoamericanos (véase el anexo 1). Para establecer los precios de exportación internacionales, nos valemos del índice de precio de *commodities* (*commodity price index*) utilizado por Gruss y Kebhaj (2019).

2. Identificación de ceros y signos

A fin de aplicar la metodología de *sign and zero restrictions*, siguiendo estudios previos (Alexander & Reza, 2022; Forbes, Hjortsoe, & Nenova, 2018) identificamos siete tipos de choques estructurales: choque de oferta doméstica, de demanda doméstica, de política monetaria doméstica, de tipo de cambio exógeno, de comercio, de oferta global y de demanda global. La tabla 1 resume las restricciones de signos establecidas en la presente investigación.

Tabla 1
Matriz de identificación de restricciones de corto plazo

Variable	<i>Shock</i> de oferta doméstica	<i>Shock</i> de demanda doméstica	<i>Shock</i> de comercio	<i>Shock</i> de tipo de política monetaria	<i>Shock</i> de tipo de cambio exógeno	<i>Shock</i> de oferta global	<i>Shock</i> de demanda global
PBI local (Y)	>0	>0		<0			
IPC local (P)	<0	>0		<0	<0		
Balanza comercial (TB)			>0				
Tasa de interés (r)	<0	>0		>0	<0		
Tipo de cambio nominal (ER)	>0	<0		>0	>0		
PBI internacional (Y^*)	0	0		0	0	>0	
Precios <i>commodities</i> (P^*)	0	0		0	0		>0

Elaboración propia, 2022.

3. Estrategia empírica

Con base en la metodología utilizada por Forbes *et al.* (2018) y extendida por Alexander y Reza (2022), analizamos si la descomposición de los choques del tipo de cambio condicionados a choques domésticos y extranjeros logra explicar la contraciclicidad de la balanza comercial. Para ello, la metodología aplicada estima un vector autorregresivo estructural (SVAR) que incorpora las relaciones de corto plazo de las variables, sujetas a las *sign and zero restrictions*, para identificar los choques que condicionan a las fluctuaciones del tipo de cambio.

En primer lugar, planteamos el siguiente VAR en su forma reducida para cada país:

$$Y_t = X_t\beta + \epsilon_t$$

Donde Y_t representa una matriz de n filas (equivalente al número de trimestres de la muestra) y k columnas equivalentes al número de variables endógenas que contiene la estimación. X_t es una matriz de n filas y $qk + 1$ columnas (indicando que cada ecuación en el modelo SVAR posee q rezagos para cada una de las variables endógenas y una constante) que contiene tanto variables exógenas como endógenas explicativas. β representa una matriz de $qk + 1$ filas y una columna que incorpora los coeficientes de las variables explicativas. ϵ_t es una matriz de n filas y k columnas que contiene los residuos. Se define a $\Sigma = \epsilon'\epsilon$ como la matriz varianza-covarianza de los errores. En vista de que los choques contenidos en ϵ_t están correlacionados, se imponen las restricciones de signos y ceros en la matriz Σ , así como a las funciones impulso-respuesta (FIR) asociadas. Ello con el propósito de extraer un conjunto de choques estructurales no correlacionados. La FIR proveniente del choque ortogonal representa el efecto causal de interés, pues este es independiente de las otras variables incluidas dentro del SVAR (Pérez-Forero, 2016).

A fin de estimar la forma reducida del SVAR, utilizamos el algoritmo de simulación bayesiana conocido como *Gibbs sampling* para aproximar la distribución de los parámetros estimados en el modelo. Elegimos dicho algoritmo porque permite al usuario asignar un valor previo al primer y al segundo momento del SVAR; es decir, a las matrices β y Σ , respectivamente. Asimismo, extrae los diferentes valores de estos parámetros asociados a una distribución condicional. Específicamente, en β aplicamos el método previo *Minnesota-type adaptive hierarchical*, lo cual supone que las variables incorporadas en el SVAR pueden ser modeladas a través de un proceso (Litterman, 1986).

La asignación de parámetros para la matriz Σ se basa en el estudio de Forbes *et al.* (2018). Así, derivamos una matriz diagonal asociada a la matriz varianza-covarianza con los parámetros establecidos. Luego, a partir de una distribución normal, se obtiene la matriz asociada a los coeficientes y se calcula una varianza-covarianza siguiendo una distribución *inverse Wishart*, que asegura valores positivos para la varianza de los parámetros (Alexander & Reza, 2022).

A partir del algoritmo desarrollado por Rubio-Ramírez, Waggoner y Zha (2010), extendido por Binning (2013) para modelos subidentificados, se obtienen choques estructurales de la matriz Σ en su forma reducida. Así, logramos descomponer ortogonalmente la matriz varianza-covarianza de los residuos, lo cual permite aplicar la metodología de *sign and zero restrictions* al producirse choques estructurales no correlacionados (Forbes *et al.*, 2018).

El mencionado algoritmo está compuesto por dos pasos. Primero, se calcula una matriz traspuesta aleatoria a través de la descomposición QR que satisface las restricciones de corto plazo sujetas a la estimada matriz de varianza-covarianza de los errores. Luego, se utiliza dicha matriz traspuesta para calcular las FIR, sujetas a la matriz varianza-covarianza estimada. Si las FIR satisfacen las restricciones de signo establecidas, entonces son guardadas; de lo contrario, se descartan y se elige otra matriz traspuesta. Análogamente a Alexander y Reza (2022), aplicamos 11 500 iteraciones del proceso, descartando las primeras 10 000 y guardando las 500 últimas.

Similarmente al estudio de Forbes *et al.* (2018), incorporamos las restricciones de signos en las variables endógenas, las cuales se mantienen durante la aparición del choque estructural. Luego, basándonos en las cifras estadísticas recuperadas y la cantidad de simulaciones hechas con el algoritmo, estimamos la dinámica de la variable de interés.

Por último, a través de las FIR de la balanza comercial y el PBI condicionadas a cada uno de los choques ortogonales, estimamos la elasticidad condicional de la balanza comercial (CETB, por sus siglas en inglés) asociada a un choque j :

$$CETB_T^j = \frac{CIRF_T^{Yj}}{CIRF_T^{TBj}}$$

Donde $CETB_T^j$ representa a la CETB condicionada a un choque j y calculada T períodos luego del choque. El subíndice j representa uno de los choques estructurales contenidos en el ϵ_t . La $CIRF_T^{TBj}$ denota a la función impulso-respuesta condicional (CIRF), que es la FIR de la balanza comercial condicionada

a un choque j y calculada T períodos luego de este. Y $CIRF_T^{Vj}$ es la FIR del PBI doméstico condicionada a un choque j y calculada T períodos luego de este.

IV. Análisis de resultados

1. Funciones de impulso-respuesta

Con la metodología explicada en la sección precedente, realizamos la simulación de choques estructurales en las variables endógenas y la exógena del modelo. Para ello, incorporando los supuestos de identificación que corresponden a cada uno de los choques, calculamos las FIR a un nivel de confianza del 68%.

Empezando por los resultados sobre el comportamiento de la variable PBI (anexos 2 y 5), estos muestran que tanto el PBI peruano como el chileno responden positivamente ante choques de demanda y oferta doméstica, lo cual es congruente con los mencionados supuestos de identificación. Para ambos países, las FIR revelan que dicha variable se ajusta lentamente y termina convergiendo, en un largo plazo, a su estado estacionario. No obstante, la magnitud y persistencia del choque es mayor en el contexto chileno. En efecto, la dinámica del PBI peruano se ajusta con una mayor velocidad hacia el estado estacionario, comparado con la del chileno. Y, ante choques de política monetaria, el PBI de cada uno de esos dos países reacciona de forma negativa. De conformidad con el signo esperado detallado en la matriz de signos (tabla 1), tales choques tienen una fuerte magnitud y presencia en el PBI peruano.

Sin embargo, nuestros resultados aconsejan una postura agnóstica respecto al comportamiento del PBI ante cuatro tipos de choques: comercial, de tipo de cambio, de oferta global y de demanda global. Primero, el choque comercial conlleva una respuesta negativa en el PBI peruano, pero positiva en el chileno. Así, la presencia del choque comercial es relevante para la dinámica del producto chileno, pero no hace que la dinámica del producto peruano se desvíe de su estado estacionario en una magnitud significativa. Segundo, el choque de tipo de cambio produce una respuesta negativa en ambas economías, pero el impacto de este choque es más prolongado en el caso de Chile, cuyo PBI no se ajusta hacia el estado estacionario con la misma velocidad que el PBI peruano. Tercero, ante un choque de oferta global, la dinámica del PBI reacciona muy negativamente en ambos países, pero el impacto de este choque es más prologando en el caso peruano. Y, cuarto, la respuesta del PBI peruano y del chileno ante un choque de demanda global

es positiva, pero en este caso el PBI peruano converge con mayor velocidad hacia su estado estacionario.

Por otro lado, los resultados referidos a la variable balanza comercial (anexos 3 y 6) muestran que en ambos países esta variable responde positivamente ante un choque comercial, en línea con las restricciones de signos impuestas, y que luego decrece y converge hacia su estado estacionario. Mientras que dicha variable responde positivamente ante un choque de oferta doméstica, negativamente ante choques de demanda doméstica y de política monetaria; aunque el impacto de estos tres choques se revierte rápidamente y, en términos de magnitud, no desvía la dinámica convergente de la variable hacia su estado estacionario. Respecto a los choques de tipo de cambio, la balanza comercial peruana reacciona positivamente y la chilena, negativamente. En cuanto al choque de oferta global, si bien la balanza comercial responde negativamente en ambas economías, la peruana logra ubicarse por encima de su estado estacionario en los períodos posteriores al choque. Y, en presencia de choques de demanda global, la balanza comercial tanto del Perú como de Chile reacciona positivamente y converge hacia su estado estacionario.

Por último, la variable tipo de cambio nominal responde análogamente en ambas economías (anexos 4 y 7): positivamente ante choques de oferta doméstica, de política monetaria, y de tipo de cambio; y negativamente ante choques de demanda doméstica. Todo lo cual es congruente con los supuestos de identificación establecidos (tabla 1). Mientras que la diferencia entre ambas economías radica en la persistencia del impacto ante choques de oferta global y de demanda global: el choque de oferta global tiene un impacto más persistente en el tipo de cambio nominal de Chile, y el impacto de un choque de demanda es más persistente en el tipo de cambio del Perú.

En lo que respecta a la respuesta del tipo de cambio nominal ante choques que no cuentan con alguna restricción de signos (tabla 1), los resultados (anexos 4 y 7) indican lo siguiente: ante un choque comercial, dicha respuesta es heterogénea en el Perú y Chile, ya que el tipo de cambio nominal peruano responde positivamente y el chileno responde negativamente. Ante un choque de oferta global, si bien la respuesta es homogénea en tanto ocurre un incremento del tipo de cambio nominal en el Perú y en Chile, el impacto de dicho choque es más prolongado en el Perú. Mientras que existe una respuesta simétrica ante un choque de demanda global, pues el tipo de cambio nominal peruano y el chileno se incrementan cuando ocurre dicho choque, y posteriormente alcanzan su respectivo estado estacionario.

2. Descomposición histórica

Los anexos 8 y 9 muestran los resultados de nuestro modelo para descomponer la evolución del PBI de Chile y del Perú, según los seis choques endógenos identificados. Durante los años 2000-2003, el modelo atribuye principalmente a choques domésticos la dinámica del PBI de dichos países sudamericanos. En el caso peruano, pesaron en mayor medida los choques de demanda, seguidos por los de política monetaria y, en menor medida, por choques de oferta y de tipo de cambio. En el caso chileno, hay una influencia notoria de choques de política monetaria, seguidos por la de choques de oferta y de demanda. En dichos años, el crecimiento promedio del PBI peruano fue del 3.3%, del 2.4% para la demanda interna, y la tasa de referencia de política monetaria del BCRP se mantuvo alrededor del 3%. En Chile, el crecimiento promedio del PBI y de la demanda interna fue del 4%, con una tasa de interés de política monetaria del 4.28% que fue reduciéndose desde finales de 2003 hasta llegar al 1.87% en 2004 (BCRP, 2000, 2001, 2002, 2003, 2022; BCCh, 2000, 2001, 2002, 2003, 2022a).

Luego, durante la crisis financiera de 2008-2009, en el caso del PBI peruano destaca primero el peso con signo positivo de la demanda doméstica, y después el peso con signo negativo de la oferta doméstica y la tasa de política monetaria. En el caso del PBI chileno, destacan tanto la oferta como la demanda domésticas. En ambos casos, esa incidencia de los mencionados choques domésticos se entiende ante el contexto de desaceleración económica marcada por el decrecimiento de las economías avanzadas. Así, en el Perú, el PBI tuvo un crecimiento de apenas un 1% y la demanda interna cayó del 19.3% al -0.3% entre 2008 y 2009. Por ello, el BCRP redujo la tasa de interés de referencia en alrededor de 500 puntos básicos entre ambos años, instalándola en 1.25%. Mientras que, en Chile, el PBI tuvo una caída del -1.1%, y la demanda interna sufrió una fuerte caída (pasando de un crecimiento del 7.6% a un decrecimiento de -5.6%), en gran medida explicada por la caída en la formación bruta de capital fijo (BCRP, 2008, 2009, 2022; BCCh, 2008, 2009, 2022).

En tanto que, durante el período de recuperación económica (2010-2013), hubo una contribución protagónica de los choques de oferta global en el Perú; mientras que en Chile ocurrió una combinación de choques domésticos y extrajeros, que incluyen choques de oferta doméstica, de comercio, de política monetaria y oferta global. Estos últimos coinciden con el período de apreciación de *commodities* metálicos, que representan el 45.5% y el 52.1% de la exportación de bienes del Perú y Chile, respectivamente (Dongo &

Converti, 2021). En este período, el PBI tuvo un crecimiento del 6.7% en el Perú y del 5.4% en Chile, propulsado por la recuperación económica de sus principales socios comerciales: Estados Unidos y China. Ante ello, el Banco Central de Chile fijó, en 2010, la tasa de referencia en su nivel más bajo de la última década (1.43%), que luego fue subiendo paulatinamente a medida que la economía se fue dinamizando. Además, la demanda interna alcanzó crecimientos del 7% y el 8.5% para el Perú y Chile, respectivamente, a través de un impulso de la inversión pública y privada principalmente dirigida a los sectores minero, energético y de infraestructura (BCRP, 2010, 2011, 2012, 2013, 2022a, 2022b; BCCh, 2010, 2011, 2012, 2013, 2022a, 2022b).

Otro período revelador es el de la crisis a raíz de la pandemia por COVID-19. Tanto el PBI peruano como el chileno sufrieron una fuerte caída en el año 2020. El modelo que aplicamos atribuye ese comportamiento, en ambos países, a choques de oferta y demanda domésticas, así como a choques de tipo de cambio. Ello se explica, en parte, por las medidas de confinamiento para detener la propagación del virus, que paralizaron la producción y restringieron considerablemente el tránsito de personas. Al año siguiente, a partir de la disminución de los contagios y de la flexibilización de las medidas sanitarias, ambos países experimentaron una recuperación de la producción y el empleo que, en el caso peruano, fue impulsada por la expansión de la inversión y la reapertura de los centros de consumo en el país y el extranjero, pese al ruido político y su impacto en la apreciación del tipo de cambio (BCRP, 2021).

Por otro lado, los anexos 10 y 11 muestran los resultados del similar ejercicio de descomposición respecto a la evolución de la balanza comercial del Perú y de Chile. Destaca la expansión de ambas balanzas a partir del año 2003 hasta la crisis financiera de 2008, período durante el cual, según el modelo de descomposición aplicado, primó la incidencia de choques de tipo de cambio. Dicha expansión fue impulsada por el importante ingreso de divisas que permitió el *boom* de precios de minerales metálicos básicos. La exportación de cobre cobró relevancia en ambos países, y en el caso peruano también la exportación de plata y zinc. Así, durante el período 2003-2007 tuvo lugar una apreciación promedio del tipo de cambio, tanto en Chile (de -5.3%, en dólar/peso) como en el Perú (de -2.3%, en dólar/sol).

Una secuela inmediata de la crisis financiera fue la caída de ambas balanzas en el año 2009, que el modelo aplicado atribuye a una combinación de choques de tipo de cambio y de choques de demanda doméstica. Mientras que atribuye a choques de demanda doméstica una importante incidencia en la recuperación de ambas balanzas habida en los años 2010-2011, especial-

mente de la balanza peruana debido a proyectos mineros, energéticos y de infraestructura. E incluso la desaceleración de dicha recuperación, durante los años 2012-2015 y 2016-2019, es también atribuida por el modelo aplicado a choques de tipo de cambio en ambos países, complementados por choques de demanda doméstica en el caso peruano (BCRP, 2022; BCCh, 2022a).

Por último, en 2020, las balanzas comerciales analizadas tuvieron un desempeño contrapuesto. La peruana sufrió una fuerte caída en ese año, atribuida por el modelo en mayor medida a choques de tipo de cambio y de demanda doméstica y en menor medida a choques de oferta doméstica y comerciales, que juntos llevaron a que las importaciones superaran a las exportaciones (BCRP, 2020); seguida por una caída menor facilitada por la depreciación del sol/dólar en un 12.7% entre 2020 y 2021. Mientras que la balanza comercial chilena registró una expansión, que, según el modelo, se descompone principalmente en choques de tipo de cambio y de demanda doméstica, cuyos pesos relativos aumentaron en un 4.3% y un 21.6% respectivamente (BCRP, 2022; BCCh, 2022b).

3. Elasticidad condicional de la balanza comercial (CETB)

De conformidad con la metodología antes explicada, tras encontrar el choque ortogonal del tipo de cambio en la balanza comercial y el PBI, calculamos la CETB sujeta este tipo de choque para Chile y el Perú. Así, hallamos una CETB igual a -0.0259 en el Perú e igual a -0.0933 en Chile (tabla 2).

Tabla 2
Reporte del cálculo de la CETB sujeta a choques estructurales, para el Perú y Chile

	Perú	Chile
$CETB_T^{ER}$	-0.0259	-0.0933
$CETB_T^{DS}$	0.0534	-0.0244
$CETB_T^{DD}$	-0.0737	-0.1050
$CETB_T^C$	0.0217	0.0327
$CETB_T^{MP}$	-0.4000	-0.1493
$CETB_T^{GS}$	-0.6856	0.0873
$CETB_T^{GD}$	-0.0611	-0.2757

Nota. Donde $CETB_T^i$ representa a la CETB condicionada al choque i , el cual puede ser un choque de tipo de cambio (ER), de oferta doméstica (DS), de demanda doméstica (DD), comercial (C), de política monetaria (MP), de oferta global (GS) o de demanda global (GD).

Elaboración propia, 2022.

Ello revela que el cociente de las FIR de la balanza comercial y el PBI respecto al choque de tipo de cambio deriva en una CETB negativa (o covarianza condicional al choque ortogonal del tipo de cambio negativa). Por lo tanto, la metodología aplicada demuestra que el efecto del tipo de cambio nominal, aislado del efecto de las otras variables endógenas, desemboca en una balanza contracíclica para ambas naciones sudamericanas; y que, ante un choque de tipo de cambio nominal, la CETB chilena es, en términos absolutos, más elástica que la peruana.

Una vez halladas aquellas CETB asociadas al choque de tipo de cambio, construimos las CETB asociadas a choques ortogonales domésticos y de política monetaria. La tabla 2 resume los respectivos resultados. En primer lugar, respecto a la CETB sujeta a choques de oferta doméstica, obtuvimos un resultado heterogéneo entre el Perú y Chile, ya que el valor de dicha CETB es positivo para el Perú y negativo para Chile, lo que indica una balanza comercial peruana procíclica y una balanza comercial chilena contracíclica. En segundo lugar, si bien la CETB sujeta a un choque de demanda doméstica es negativa para ambos países, lo que indica que sus respectivas balanzas son contracíclicas ante esos choques, en valor absoluto esta CETB chilena es más elástica que la peruana. En tercer lugar, la CETB sujeta a choques de política monetaria también tiene un signo negativo, lo que indica la contraciclicidad de ambas balanzas, pero en este caso la peruana es más elástica que la chilena.

En lo relativo a la CETB ante choques comerciales y extranjeros, los resultados se resumen así: primero, la CETB sujeta a un choque comercial denota un carácter procíclico en la balanza comercial del Perú y de Chile, pues son positivos los respectivos valores de dicha métrica; y, en este caso, la mayor elasticidad corresponde a la balanza chilena. Segundo, la CETB ante un choque de oferta global revela una balanza contracíclica para el Perú, pero procíclica para Chile. Tercero, ante un choque de demanda global, las dos balanzas son contracíclicas, pues ambas CETB tienen signos negativos, cuyos valores absolutos indican que la chilena es más elástica en este caso. Y, cuarto, hacemos hincapié en que, de las CETB mencionadas en este párrafo, las más elásticas son las sujetas a un choque de oferta global en el caso peruano y a un choque de demanda global en el chileno. Ello señala que, para la balanza comercial peruana, se antepone un efecto cantidad vinculado a los choques de oferta global, mientras que para la balanza chilena predomina un efecto precio asociado a la demanda global. Lo cual revela la asimetría de la estructura comercial de esas dos economías pequeñas.

4. Pruebas de robustez

Modificación de variables

Como primer ejercicio de robustez, sustituimos un par de variables. Para caracterizar al choque de demanda doméstica, reemplazamos el índice de precios al consumidor (IPC) por el índice de precios al por mayor (IPM). Y, para caracterizar al choque de demanda global, sustituimos el índice de precios de *commodities* por los términos de intercambio del Perú y de Chile. Obtuvimos los datos respectivos de las bases estadísticas del Banco Central de Reserva del Perú y del Banco Central de Chile. La tabla 3 resume los resultados de este ejercicio.

Tabla 3
Reporte del cálculo de la CETB sujeta a choques estructurales para el Perú y Chile, dentro del ejercicio de robustez de modificación de variables

	Perú	Chile
$CETB_T^{ER}$	-0.0067	-0.0616
$CETB_T^{DS}$	0.5184	-0.1316
$CETB_T^{DD}$	-0.0668	-0.5501
$CETB_T^C$	-0.0349	-0.0787
$CETB_T^{MP}$	-0.0759	-0.0728
$CETB_T^{GS}$	0.0351	-0.0390
$CETB_T^{GD}$	-0.1277	-0.1464

Elaboración propia, 2022.

En dicha tabla, se observa que este ejercicio produjo una CETB relacionada con el tipo de cambio de -0,0067 para la balanza peruana y de -0,0616 para la chilena; ambas más inelásticas que en el resultado original, pero manteniendo el signo negativo. Es decir, la contraciclicidad de la balanza comercial vinculada al tipo de cambio se mantuvo vigente en ambos países.

Sin embargo, esta vez la CETB relacionada con un choque de comercio resulta contracíclica para ambos países, a diferencia de su forma original. Además, frente a un choque de oferta global, la CETB peruana se torna positiva, y lo contrario sucede con la chilena. Y también se observa que, entre las CETB resultantes de este ejercicio, las más elásticas en el caso peruano son las asociadas a choques de oferta doméstica, comercio y demanda global; mientras que, en el caso chileno, son las vinculadas a choques de oferta doméstica, demanda doméstica y comercio.

Modificación de la matriz de restricciones de ceros y signos

El segundo ejercicio de robustez implicó la modificación de la matriz de restricciones de ceros y signos. En particular, optamos por eliminar las restricciones que vinculaban la variable tipo de cambio con los choques domésticos: de oferta y de demanda doméstica, así como de política monetaria. La tabla 4 resume los resultados respectivos.

Tabla 4

Reporte del cálculo de la CETB condicionada a choques para el Perú y Chile, dentro del ejercicio de modificación de la matriz de restricciones de ceros y signos

	Perú	Chile
$CETB_T^{ER}$	-0.0473	-0.0659
$CETB_T^{DS}$	-0.0370	-0.3181
$CETB_T^{DD}$	-0.1211	0.0641
$CETB_T^C$	0.0271	0.0516
$CETB_T^{MP}$	0.2331	-0.2729
$CETB_T^{GS}$	-1.5246	0.0902
$CETB_T^{GD}$	11.0111	-0.2997

Elaboración propia, 2022

Allí se observa que este ejercicio arrojó una CETB sujeta a choques de tipo de cambio de -0.0473 y -0.0659 para el Perú y Chile, respectivamente. Esto revela que, para ambos países, la balanza comercial mantuvo su carácter contracíclico frente a un choque de tipo de cambio.

Luego, ante choques de oferta doméstica, la CETB peruana modificada pasó a ser negativa, aunque manteniendo en valores absolutos una magnitud similar a su par original; y la chilena muestra un aumento relevante. Mientras que, frente a choques de demanda doméstica, la CETB peruana no cambia mucho y la chilena se torna negativa en señal de una balanza comercial contracíclica. Y, ante choques de política monetaria, este ejercicio muestra una balanza comercial peruana procíclica, a diferencia del resultado original; mientras que la chilena se mantiene contracíclica y la CETB respectiva se duplica en magnitud.

Por último, resaltan los resultados obtenidos respecto a las CETB peruanas vinculadas a choques globales. Por un lado, ante choques de oferta global, este segundo ejercicio de robustez revela una elasticidad condicional de -1.525, lo que indica que, ante una variación del 1% en la balanza comercial peruana

debida a este tipo de choques, el PBI peruano mostraría una disminución del 1.525%. Por otro lado, ante un choque de demanda global, dicho ejercicio arroja una CETB de 11.011, señalando que ante una variación del 1% en la balanza comercial peruana debida a este tipo de choques, el valor del PBI peruano aumentaría un 11.011%.

5. Limitaciones de la investigación

Si bien la presente investigación aporta al entendimiento de la contraciclicidad de la balanza comercial para dos economías emergentes (Perú y Chile), ante choques estructurales de tipo cambio y otros choques domésticos y externos, su contribución al respecto encuentra una principal limitante que debe ser superada.

Esta radica en que nuestro estudio no controla por las interacciones entre las economías del Perú y Chile. En efecto, se considera que los choques estructurales en ambas economías son independientes entre sí. Si bien logramos ortogonalizar el vector de choques, no incorporamos las interrelaciones entre estos resultantes de la interacción entre dichas economías. El enfoque VAR aplicado ignora las interdependencias y asume relaciones sectoriales homogéneas, dando lugar a un conjunto de características individuales invariantes en el período analizado (Canova, Ciccarelli, & Ortega, 2012).

Para solucionar ese problema, Canova y Ciccarelli (2013) proponen un análisis intersectorial de los ciclos económicos mediante la metodología de panel VAR. Esta tiene la capacidad de capturar el componente heterogéneo que supone la interdependencia entre economías, así como de emplear las restricciones y especificaciones comúnmente aplicadas en los estudios con métodos bayesianos. En cierto modo, el panel VAR representa un VAR a gran escala que incorpora la interdependencia tanto estática como dinámica. La diferencia radica en que la heterogeneidad transversal entre las economías conlleva imponer restricciones en la matriz varianza-covarianza de los errores. A partir de ello, la interdependencia dinámica de la metodología panel VAR permite que esta sea compatible con los modelos de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés).

V. Conclusiones y recomendaciones

La presente investigación ha analizado los comovimientos, ante choques estructurales, en la relación entre PBI y balanza comercial de dos pequeñas economías abiertas con parecidas estructuras de comercio exterior, como son el Perú y Chile. Para ello, hemos aplicado un modelo SVAR e identificado

ceros y signos para choques estructurales de variables endógenas y exógenas que impactan en el comportamiento del tipo de cambio.

A partir de la obtención de funciones impulso-respuesta, hemos construido la elasticidad condicional de la balanza comercial (CETB), un indicador que revela el comportamiento del PBI frente a una variación en la balanza comercial a raíz de un choque estructural. El beneficio de implementar una elasticidad condicionada es que permite ortogonalizar el vector de choques estructurales, a partir de lo cual se identifica el efecto aislado de cada uno de ellos y se evita una identificación débil.

Mediante la CETB, hemos detectado respuestas tanto simétricas como asimétricas entre las economías peruana y chilena. En efecto, ambas balanzas comerciales responden de forma contracíclica en presencia de choques de tipo de cambio, demanda doméstica, política monetaria y demanda global; y responden de manera procíclica ante choques comerciales. Pero el comovimiento de la balanza comercial y el PBI es heterogéneo ante choques de oferta doméstica, que conllevan una balanza comercial procíclica en el Perú y contracíclica en Chile; y también es heterogéneo ante choques de oferta global, respondidos contracíclicamente por la balanza comercial peruana y procíclicamente por la chilena.

Nuestros resultados son congruentes con la hipótesis que planteamos, pues indican que los choques de tipo de cambio están vinculados a una balanza comercial contracíclica, tanto en el Perú como en Chile. En efecto, en el modelo original, así como también en los dos ejercicios de robustez, la CETB relacionada con choques de esta índole resulta negativa, mostrando mayor elasticidad en Chile. No obstante, a nivel comparativo, los choques de tipo de cambio no resultan ser los de mayor relevancia dentro de la contraciclicidad observada en la balanza comercial de esos dos países.

De hecho, el presente estudio encuentra que, en la relación negativa (contracíclica) entre balanza comercial y PBI, predomina el rol de los choques de oferta global en el caso peruano y el rol de los choques de demanda global en el chileno. Este hallazgo revela la prevalencia de un efecto cantidad en el caso peruano, y de un efecto precio en el chileno.

También sometimos nuestros resultados a dos ejercicios de robustez. El primero, modificando las variables utilizadas para caracterizar los choques de demanda doméstica y global. Cuyos resultados arrojaron una CETB más inelástica asociada a un choque de tipo de cambio, tanto para el Perú como para Chile. Asimismo, frente a choques de oferta doméstica, la asociada CETB muestra una elasticidad 10 veces mayor en el caso peruano; mientras que,

frente a choques de demanda doméstica, ocurre un aumento análogo en el caso chileno. El segundo ejercicio alteró la matriz de restricciones de ceros y signos, suprimiendo las restricciones que relacionan al tipo de cambio con los choques de demanda doméstica, oferta doméstica y política monetaria. Este ejercicio de robustez mantiene vigente el carácter contracíclico de la balanza comercial ante choques de tipo de cambio. Y resaltan sus resultados respecto a la CETB peruana ante choques globales de demanda y oferta, cuya magnitud es muy superior que ante choques domésticos de demanda y oferta.

Finalmente, cabe resaltar que el aporte de nuestro estudio, a un mejor entendimiento del comportamiento de cuentas nacionales ante choques estructurales propios de economías pequeñas y emergentes, además de alimentar el debate académico en la materia, contribuye al desarrollo de instrumentos para políticas que mejoren el ajuste macro en una pequeña economía abierta. Con tal propósito, recomendamos la realización de estudios enfocados en componentes de la balanza comercial y del PBI; así como de investigaciones aplicando la metodología panel VAR (acuñada por Canova y Cicarelli, 2013), a fin de identificar con más granularidad las interacciones entre economías pequeñas y su interdependencia estática y dinámica.

Referencias bibliográficas

- Aguiar, M., & Gopinath, G. (2007). Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of Political Economy*, 115(1), 69-102. doi:10.1086/511283
- Alexander, P., & Reza, A. (2022). *Exports and the exchange rate: A general equilibrium perspective*. Bank of Canada Staff Working Paper, 2022-18. doi:10.34989/swp-2022-18
- Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2016). *International shocks and domestic prices: How large are strategic complementarities?* NBER Working Paper 22119. doi:10.3386/w22119
- Backus, D. K., & Kehoe, P. J. (1992). International evidence on the historical properties of business cycles. *The American Economic Review*, 82(4), 864-888. <https://www.jstor.org/stable/2117348>
- BCCh. (2000, 2001, 2002, 2003, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2022a). *Informe de política monetaria*. Banco Central de Chile. <https://www.bcentral.cl/areas/politica-monetaria/informe-de-politica-monetaria>
- BCCh. (2022b). *Demanda interna*. Banco Central de Chile. https://si3.bcentral.cl/siete/ES/Siete/Cuadro/CAP_CCNN/MN_CCNN76/CCNN2018_G2?idSerie=F033.DDI.FLU.R.CLPEP18.0.T
- BCRP. (2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2020, 2021, 2022a). *Memoria anual*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/memoria-anual.html>

- BCRP. (2022b). *Demanda interna*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/anuales/resultados/PM04936AA/html>
- Bahmani-Oskooee, M., & Alse, J. (1994). Short-run versus long-run effects of devaluation: Error correction modelling and cointegration. *Eastern Economic Journal*, 20(4), 453-464. <https://www.jstor.org/stable/40325598>
- Ben Doudou, M., Nouira, R., Saafi, S., & Belhadj, A. (2020). Do exchange rate changes have threshold effects on the trade balance? Evidence from Tunisia. *Economic Change & Restructuring*, 55(1), 511-537. doi:10.1007/s10644-020-09309-1
- Binning, A. (2013). *Underidentified SVAR models: A framework for combining short and long-run restrictions with sign-restrictions*. Norges Bank Working Paper 14/2013. <https://www.norges-bank.no/.../Working-Papers/2013/WP-201314/>
- Boyd, D., Caporale, G. M., & Smith, R. (2001). Real exchange rate effects on the balance of trade: Cointegration and the Marshall-Lerner condition. *International Journal of Finance & Economics*, 6(3), 187-200. doi:10.1002/ijfe.157
- Brooks, T. J. (1999). *Currency depreciation and the trade balance: An elasticity approach and test of the Marshall-Lerner condition for bilateral trade between the US and the G-7*. [Disertación doctoral, The University of Wisconsin-Milwaukee]. <https://websites.uwlax.edu/tbrooks/.../published/dissertation.pdf>
- Bussière, M., Gaulier, G., & Steingress, W. (2020). Global trade flows: Revisiting the exchange rate elasticities. *Open Economies Review*, 31(1), 25-78. doi:10.1007/s11079-019-09573-3
- Bustamante, R., & Morales, F. (2009). Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto curva-J: evidencia empírica para el caso peruano. *Estudios Económicos*, 16(4), 103-126. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Estudios-Economicos-16-4.pdf>
- Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). *Panel vector autoregressive models. A survey*. European Central Bank Working Paper Series 1507. <https://www.ecb.europa.eu/pub/.../ecbwp1507.pdf>
- Canova, F., Ciccarelli, M., & Ortega, E. (2012). Do institutional changes affect business cycles? Evidence from Europe. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(10), 1520-1533. doi:10.1016/j.jedc.2012.03.017
- Castillo, P., & Rojas, Y. (2014). Términos de intercambio y productividad total de factores: evidencia empírica de los mercados emergentes de América Latina. *Estudios Económicos*, 28(2), 27-46. <https://www.bcrp.gob.pe/.../ree-28-castillo-rojas.pdf>
- Cunningham, R., Friedrich, C., Hess, K., & Kim, M. J. (2017). *Understanding the time variation in exchange rate pass-through to import prices*. Bank of Canada Staff Discussion Paper 2017-12. <https://publications.gc.ca/.../banque-bank-canada/FB3-6-2017-12-eng.pdf>
- De Bock, R. (2010). *The composition and cyclical behavior of trade flows in emerging economies*. International Monetary Fund Working Paper 2010/046. doi:10.5089/9781451963106.001
- Demirden, T., & Pastine, I. (1995). Flexible exchange rates and the J-curve: An alternative approach. *Economic Letters*, 48(3-4), 373-377. doi:10.1016/0165-1765(94)00634-E

- Dongo, M. & Converti, L. (2021). *El sector minero en Chile: análisis comparativo con países mineros de América Latina*. Centro Estratégico Latinoamericano de Geopolítica. <https://www.celag.org>
- Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2018). The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, 114(C), 255-275. doi:10.1016/j.jinteco.2018.07.005
- García-Schmidt, M., & García-Cicco, J. (2018). *Revisiting the exchange rate pass through: A general equilibrium perspective*. Economics Research Working Papers Series 82. Banco Central de la República Argentina. <http://hdl.handle.net/10419/202491>
- Georgiadis, G., Gräß, J., & Khalil, M. (2019). *Global value chain participation and exchange rate pass-through*. European Central Bank Working Paper Series 2327. <https://www.ecb.europa.eu/pub/.../ecbwp2327.pdf>
- Gopinath, G. (2015). *The international price system*. NBER Working Paper 21646. https://www.nber.org/.../working_papers/.../w21646.pdf
- Gopinath, G., & Itskhoki, O. (2010). Frequency of price adjustment and pass-through. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(2), 675-727. doi: 10.1162/qjec.2010.125.2.675
- Gopinath, G., Boz, E., Casas, C., Díez, F. J., Gourinchas, P.-O., & Plagborg-Møller, M. (2020). Dominant currency paradigm. *American Economic Review*, 110(3), 677-719. doi:10.1257/aer.20171201
- Gruss, B., & Kebhaj, S. (2019). *Commodity terms of trade: A new database*. IMF Working Paper 2019/021. <https://www.imf.org/.../WP/.../2019/01/24/>
- Ha, J., Stocker, M., & Yilmazkuday, H. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 105, article 102187. doi:10.1016/j.jimonfin.2020.102187
- Kalyoncu, H., Ozturk, I., Artan, S., & Kalyoncu, K. (2009). Devaluation and trade balance in Latin American Countries. *Proceedings of Rijeka Faculty of Economics. Journal of Economics and Business*, 27(1), 115-128. https://www.efri.uniri.hr/en/volume_27_no_1_2009/414/119
- Kharroubi, E. (2011). The trade balance and the real exchange rate. *BIS Quarterly Review*, September, 33-42. https://www.bis.org/publ/qrpdf/r_qt1109e.pdf
- Litterman, R. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions – Five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38. doi:10.2307/1391384
- Mahdavi, S., & Sohrabian, A. (1993). The exchange value of the dollar and the US trade balance: An empirical investigation based on cointegration and Granger causality tests. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 33(4), 343-358. doi:10.1016/1062-9769(93)90003-3
- Mendoza, E. (1991). Real business cycles in a small open economy. *The American Economic Review*, 81(4), 797-818. <https://www.jstor.org/stable/2006643>
- Neumeyer, P. A., & Perri, F. (2005). Business cycles in emerging economies: The role of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 345-380. doi:10.1016/j.jmoneco.2004.04.011

- Ortiz, M., & Winkelried, D. (2022). *Hitos de la reforma macroeconómica en el Perú 1990-2020*. Lima: Universidad del Pacífico. doi:10.21678/978-9972-57-486-3
- Pérez-Forero, F. (2016). Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: un panel VAR jerárquico. *Estudios Económicos*, 32, 9-33. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Estudios-Economicos/32/ree-32-perez.pdf>
- Rubio-Ramírez, J., Waggoner, D., & Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms of inference. *The Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696. <https://www.jstor.org/stable/40587642>
- Tunaer, B. (2016). Effect of real exchange rate on trade balance: Commodity level evidence from Turkish bilateral trade data. *Procedia Economics and Finance*, 38, 499-507. doi:10.1016/S2212-5671(16)30221-0

Anexos

Anexo 1 Factor de ponderación del índice de precios de *commodities*

$$\omega_{ij,\tau} = \frac{x_{ij,\tau} - m_{ij,\tau}}{GDP_{i,\tau}}$$

Donde:

$x_{ij,\tau}$: exportaciones del *commodity* j del país i en el año expresadas en dólares.

$m_{ij,\tau}$: importaciones del *commodity* j del país i en el año expresadas en dólares.

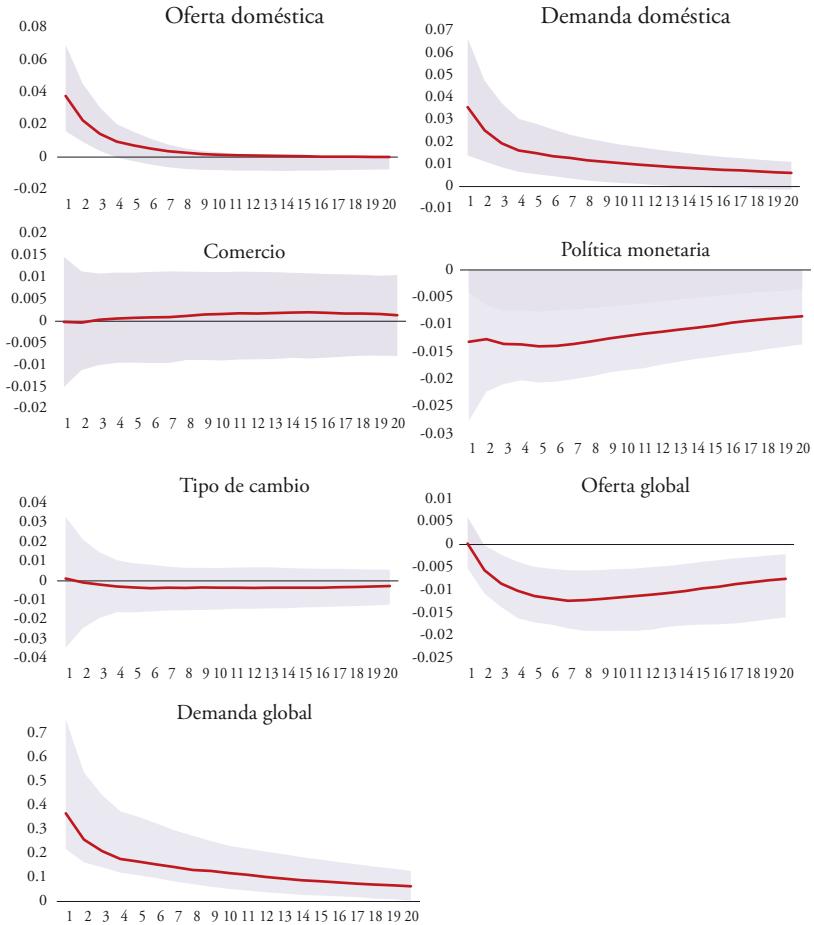
$x_{ij,\tau} - m_{ij,\tau}$: exportaciones netas del *commodity* j del país i en el año expresadas en dólares.

$GDP_{i,\tau}$: PBI nominal del país i en el año expresado en dólares.

Fuente: Gruss y Kebhaj (2019).

Anexo 2

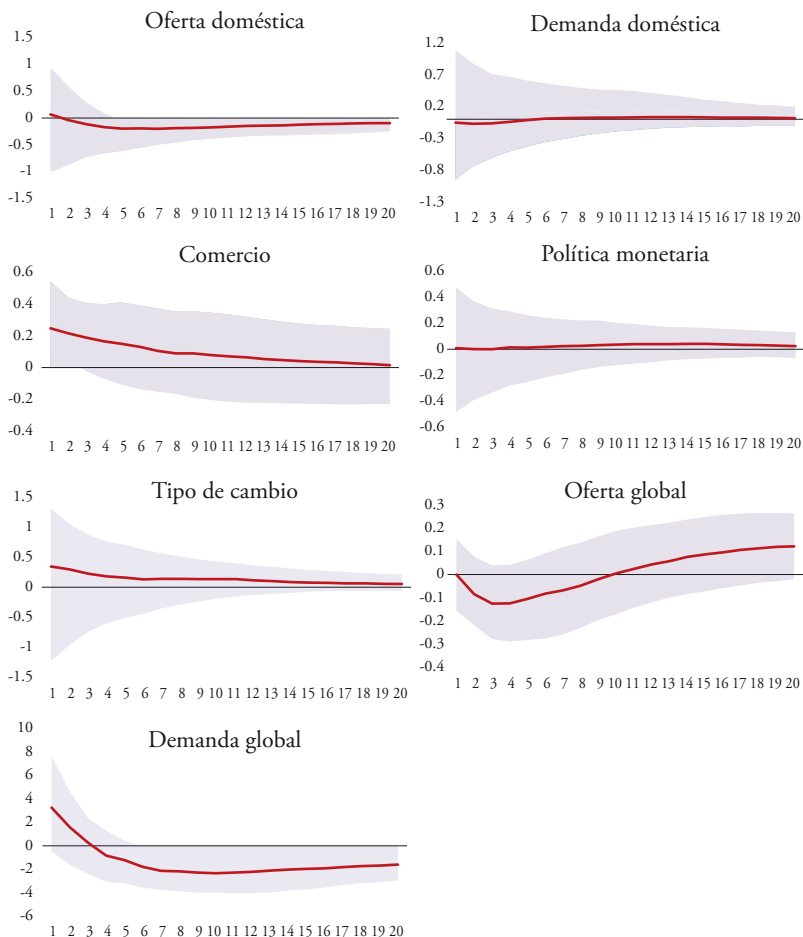
Simulación de choques estructurales en las variables endógenas en el PBI peruano. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

Anexo 3

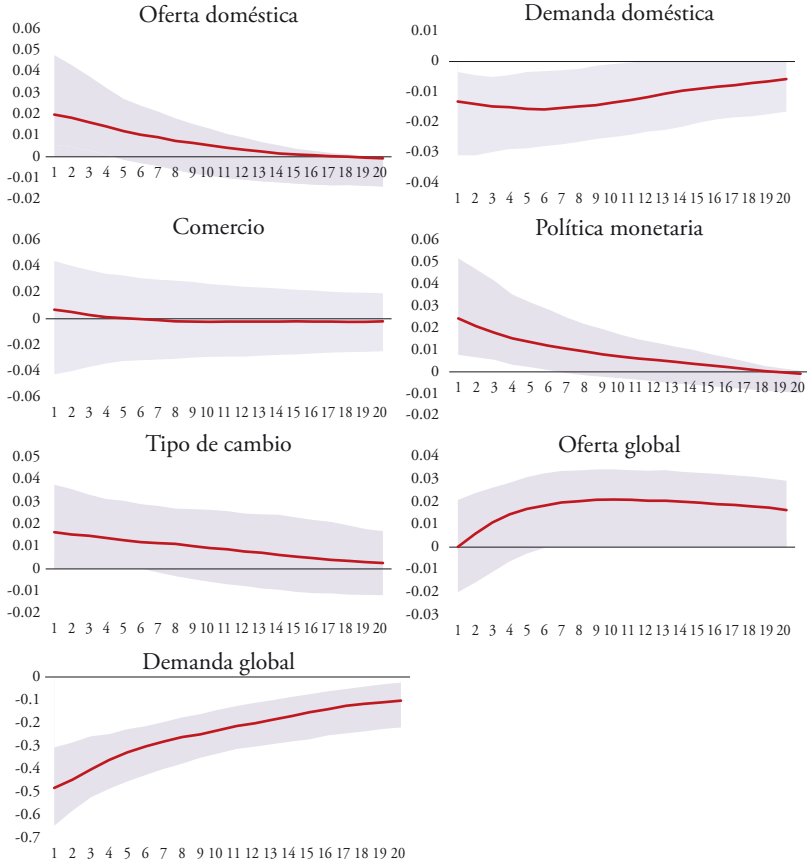
Simulación de choques estructurales en las variables endógenas en la balanza comercial peruana. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

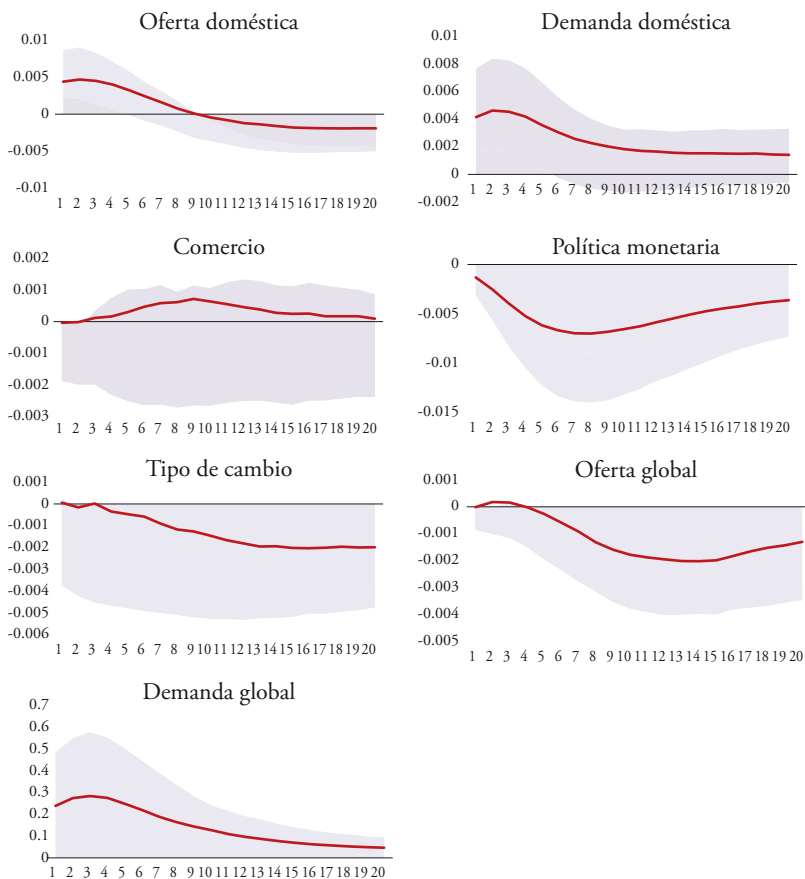
Anexo 4

Simulación de choques estructurales en las variables endógenas en el tipo de cambio nominal peruano. Valores de la mediana



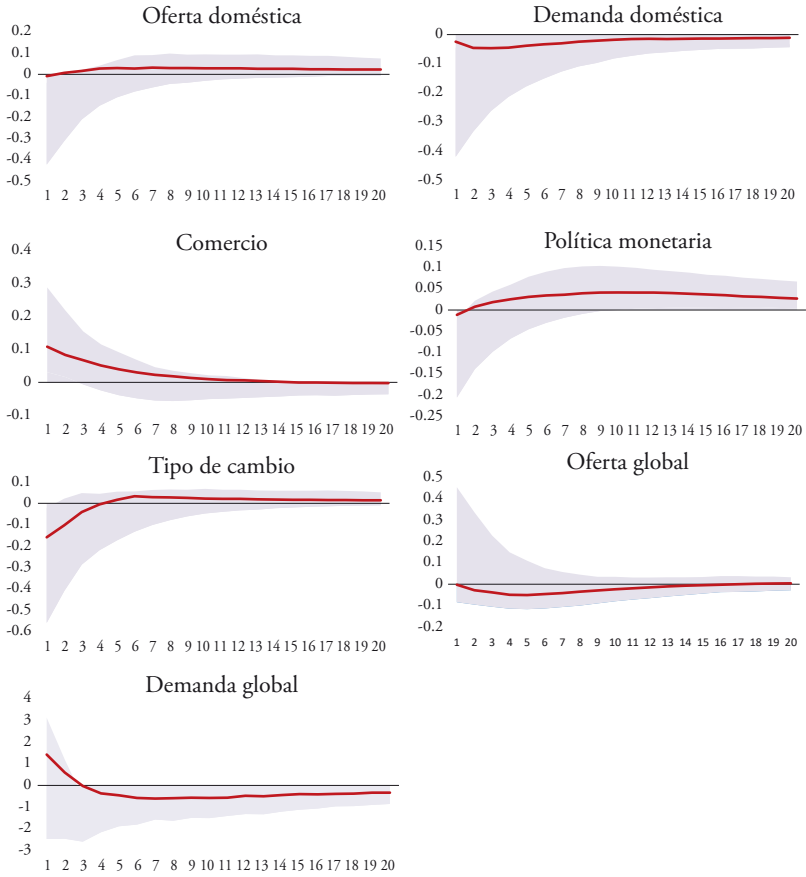
Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

Anexo 5 Simulación de choques estructurales en el PBI chileno. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia, 2022.

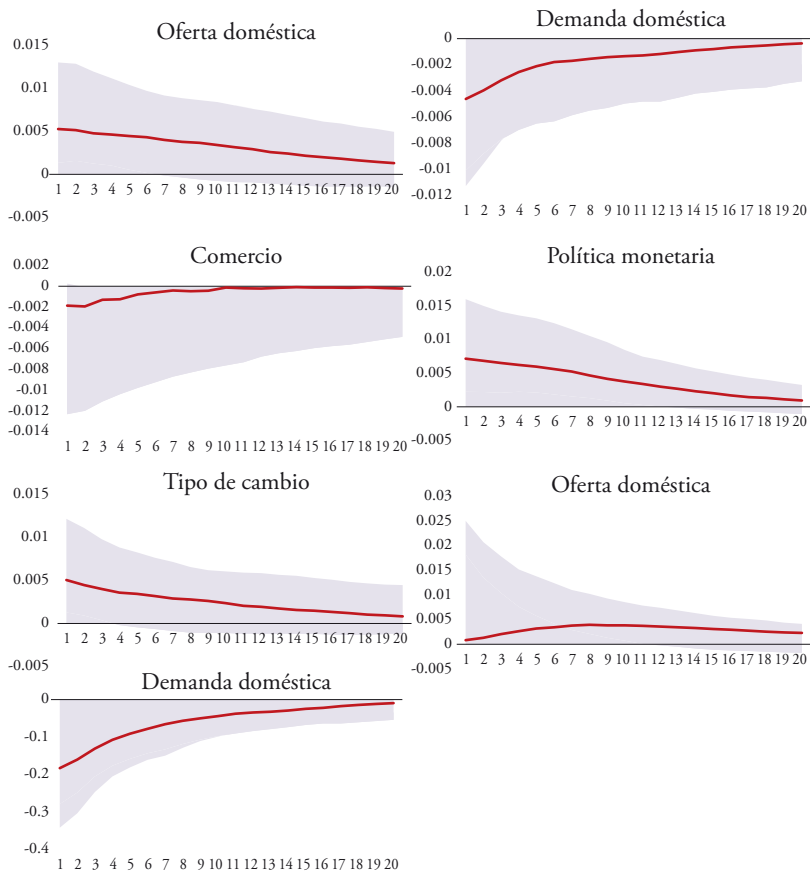
Anexo 6 Simulación de choques estructurales en la balanza comercial chilena. Valores de la mediana



Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia, 2022.

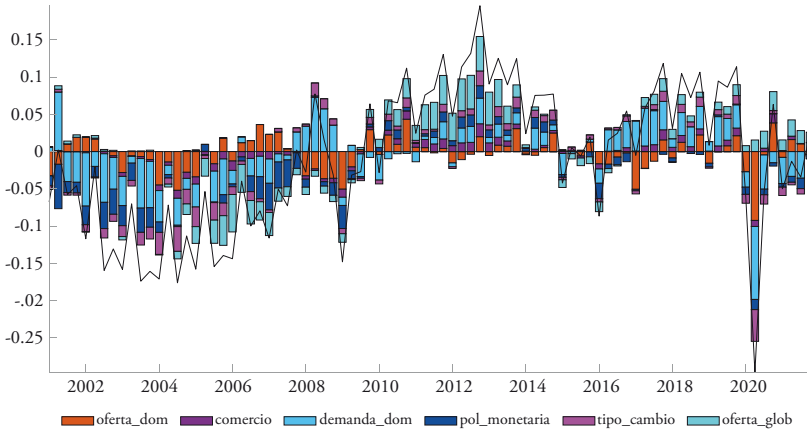
Anexo 7

Simulación de choques estructurales en el tipo de cambio nominal chileno. Valores de la mediana



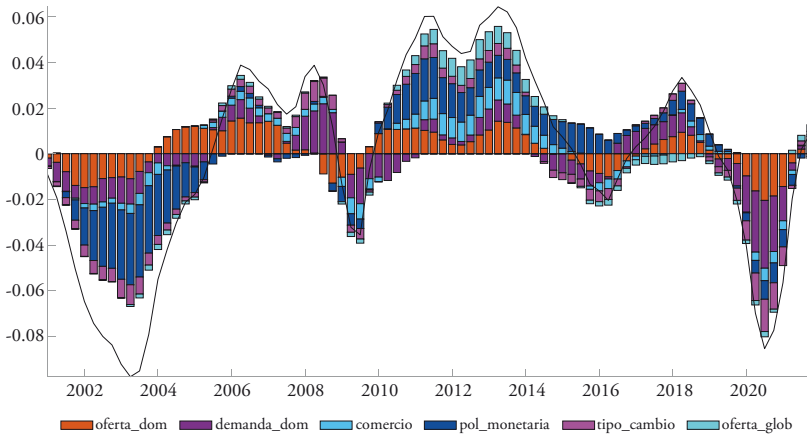
Fuente: Banco Central de Chile. Elaboración propia, 2022.

Anexo 8 Descomposición histórica del PBI del Perú



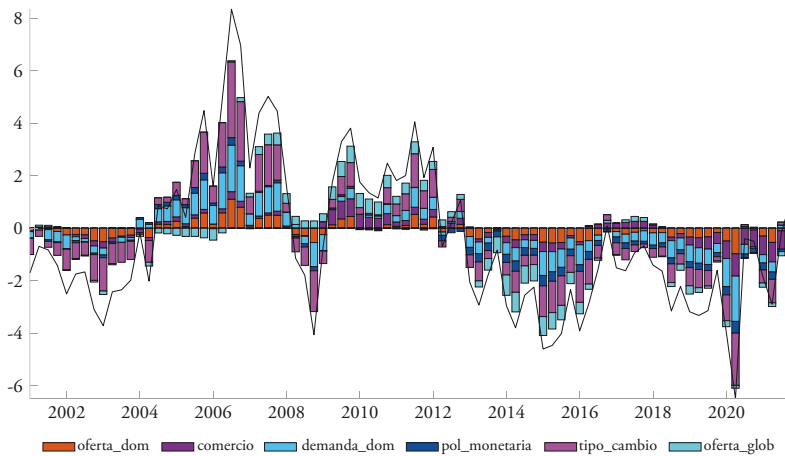
Fuentes: Banco Central de Reserva del Perú y Matlab. Elaboración propia, 2022.

Anexo 9 Descomposición histórica del PBI de Chile



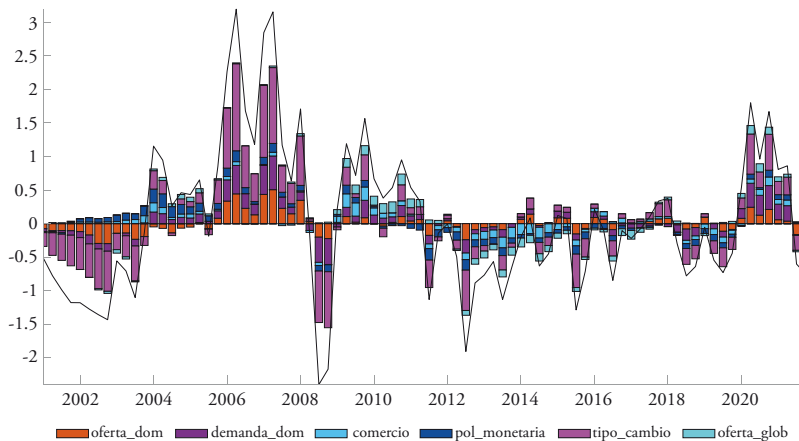
Fuentes: Banco Central de Chile y Matlab. Elaboración propia, 2022.

Anexo 10 Descomposición histórica de la balanza comercial del Perú



Fuentes: Banco Central de Reserva del Perú y Matlab. Elaboración propia, 2022.

Anexo 11 Descomposición histórica de la balanza comercial de Chile



Fuentes: Banco Central de Chile y Matlab. Elaboración propia, 2022.