

I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A



MAGÍSTER en ECONOMÍA

2019

Pass-through cambiario de shocks locales y globales en la inflación: Evidencia
de las Américas

Daniel Urdaneta Z.

www.economia.uc.cl



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Urdaneta Zoubalevitch, Daniel Angel

Diciembre 2019



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**PASS-THROUGH CAMBIARIO DE SHOCKS LOCALES Y
GLOBALES EN LA INFLACIÓN: EVIDENCIA DE LAS AMÉRICAS**

Daniel Angel Urdaneta Zoubalevitch

Comisión de Macroeconomía

Javier Turén
Alejandro Vicondoa
Jaime Casassus
Juan Urquiza
Rodrigo Valdés

Santiago, Diciembre de 2019

Pontificia Universidad Católica de Chile

Tesis de Magister en Economía

**Pass-through cambiario de shocks locales y globales
en la inflación: Evidencia de las Américas**

Daniel Angel Urdaneta Zoubalevitch <daurdaneta@uc.cl>

23 de diciembre 2019

Resumen

¿Cómo varía el traspaso de depreciaciones cambiarias a inflación, ante distintas causas de movimientos en el tipo de cambio y entre países sujetos a distintos shocks macroeconómicos? El presente trabajo busca mejorar las estimaciones del *pass-through* cambiario (ERPT) utilizando una estimación de Vectores Autoregresivos estructurales (SVAR) con una estrategia de identificación que emplea restricciones de signos y ceros a corto y largo plazo consistentes con las predicciones de un modelo nekeynesiano estándar de economía pequeña y abierta. En una muestra de países de América Latina y del Norte con bancos centrales que persiguen metas de inflación, los resultados sugieren que el ERPT promedio es relativamente bajo (entre -0.08 en México a 0.25 para Chile) y el ERPT asociado a distintos shocks varía sustancialmente, pero de forma similar para todos los países estudiados. Las depreciaciones cambiarias producto de shocks de política monetaria y shocks cambiarios exógenos están asociadas al mayor coeficiente de ERPT promedio (alrededor de 0.20) y son similares en magnitud entre sí, mientras que los shocks de demanda agregada doméstica tienen un ERPT negativo (de -0.30 en promedio). El ERPT asociado a shocks de oferta es el más volátil entre países (desde -0.03 en Canadá hasta 0.45 en Perú), y el ERPT de shocks globales es estadísticamente igual a cero para toda la muestra. Por último, se provee evidencia de que las diferencias en el ERPT promedio entre países están causadas por la distinta naturaleza de los shocks que enfrentan éstos - la dinámica de inflación de México y Canadá está más asociada a shocks de demanda agregada doméstica, Perú está más influenciado por shocks de oferta agregada (doméstica y global), Brasil está más afectado por shocks globales, y Chile está más influenciado por shocks de política monetaria y exógenos.

Clasificación JEL: C320, E310.

Contents

| | | |
|-----------|---------------------------------------------------------------------|-----------|
| 1 | Introducción | 3 |
| 2 | Revisión de la literatura | 5 |
| 3 | Datos y hechos estilizados | 7 |
| 4 | ERPT en forma reducida | 9 |
| 5 | Estrategia de identificación | 10 |
| 6 | ERPT condicional a shocks: Resultados generales | 17 |
| 7 | ERPT condicional a shocks: comparación entre países | 20 |
| 8 | Extensiones y pruebas de robustez | 23 |
| 8.1 | Política Monetaria | 23 |
| 8.2 | Shocks de Oferta y Demanda 'Domésticos' versus 'Globales' | 25 |
| 9 | Conclusiones | 26 |
| 10 | Anexos | 31 |
| 10.1 | Tablas | 31 |
| 10.2 | Figuras | 37 |

1 Introducción

¿Cómo varía el impacto de movimientos en el tipo de cambio en la inflación de acuerdo a la naturaleza de los choques cambiarios en las economías pequeñas y abiertas de las Américas con bancos centrales que siguen Metas de Inflación, y qué factores explican la heterogeneidad en las respuestas de inflación entre países?

Durante las últimas dos décadas, la inflación promedio de América Latina se ha reducido, tanto en su nivel como en volatilidad, en línea con la implementación de regímenes de Metas de Inflación (MIs) en buena parte de las economías. Este comportamiento representa una mejora sustancial con respecto a la ola de crisis inflacionarias de los años 80 y 90, pero el cierre del diferencial positivo de inflación con respecto al resto del mundo no se ha concretado del todo, y sugiere la existencia de diferencias estructurales entre economías desarrolladas y emergentes que podrían estar impidiendo la plena convergencia de la inflación de América Latina al promedio mundial.

Adicionalmente, la inflación continúa siendo más volátil que en países desarrollados, y aunque el *'fear of floating'* pareciera ser cada vez menos prevalente (Schmidt-Hebbel y Werner, 2002, ofrecen evidencia que apunta en esta dirección), virtualmente ningún país de la región ha implementado un régimen cambiario totalmente flexible, y activamente consideran los movimientos en el tipo de cambio como un determinante clave de la inflación doméstica. La hipótesis de la *'inflación importada'* continúa siendo un punto clave en el debate de la política monetaria en América Latina, y su medición en las economías de la región forma parte regular de los informes de política monetaria y los documentos de trabajo de sus bancos centrales.

Partiendo de evidencia reciente para Reino Unido que sugiere que la relación entre inflación y tipo de cambio depende críticamente de la naturaleza de los *'shocks'* cambiarios (Forbes et al, 2018) y que la inflación en los países emergentes está cada vez más determinada por factores *'globales'* versus globales, a medida que éstos se parecen más a los desarrollados en su *'estructura'* macro (Jasova et Al, 2019), este trabajo busca contribuir a la discusión de política monetaria en América Latina sobre el rol de *'shocks'* versus *'estructura'* como determinantes clave en la dinámica del *pass-through* cambiario a inflación.

La mayoría de los estudios de corte transversal se enfocan en el impacto de choques globales a la inflación a nivel agregado (por lo que sus resultados, si bien robustos a múltiples especificaciones, no se pueden interpretar a países particulares), o se enfocan en un solo país, con especificaciones ad hoc que no se pueden comparar directamente con otros estudios de la región.

El uso de una metodología común para identificar el impacto de múltiples shocks macroeconómicos en el traspaso cambiario a precios - un fenómeno que afecta a todos los países de América Latina, pero en formas distintas en cada país -, de modo que se puedan extraer conclusiones con respecto a la heterogeneidad entre países - constituye el principal aporte que persigue este trabajo.

El segundo aporte constituye en aplicar una definición más práctica del fenómeno de *pass-through*, robusta a los problemas de endogeneidad al estudiar la respuesta de la inflación a innovaciones en el tipo de cambio doméstico - dos variables endógenas que están determinadas conjuntamente por otros

shocks.

Los choques cambiarios pueden originarse por múltiples canales de transmisión, incluyendo innovaciones de oferta y demanda agregada doméstica o global, shocks de política monetaria, o incluso pueden deberse a una variación exógena en el tipo de cambio ('exógeno' en este sentido implica que la variación cambiaria no es resultado de cambios en los fundamentos de la economía). Debido a que son mecanismos de transmisión distintos, debería esperarse que su impacto en la economía (y por ende, en la inflación doméstica) varíe de acuerdo a la naturaleza de la perturbación cambiaria.

Para identificar el impacto de shocks cambiarios de distinto origen en la inflación, así como la importancia relativa de shocks locales vs. globales en la respuesta dinámica de la inflación a variaciones en el tipo de cambio, se realiza primero una estimación en forma reducida del pass-through cambiario (ERPT), definido como la respuesta acumulada en la inflación (medida por el IPC doméstico) ante una depreciación del 1% en el índice de tipo de cambio nominal en un plazo de 20 trimestres. Más adelante, se realiza una estimación de Vectores Autoregresivos Estructurales (SVAR), con una estrategia de identificación con restricciones de signos y ceros a corto y largo plazo que son consistentes con un modelo nekeynesiano de economía abierta y pequeña, siguiendo en mayor medida la metodología propuesta por Forbes et Al (2018).

La identificación de shocks cambiarios empleada consiste en un ejercicio de atribución de variaciones históricas en el tipo de cambio (e inflación) de acuerdo a cómo varían todas las variables de la economía en cada momento del tiempo. El beneficio de este ejercicio es que arroja resultados intuitivos para entender la naturaleza de movimientos cambiarios en el pasado (por ejemplo, si una depreciación fue producto de un shock de política monetaria, o de un shocks negativo de demanda agregada), y cómo shocks de distinto origen pueden implicar cambios significativos en los coeficientes de traspaso cambiario para un mismo país.

Los resultados entre países en forma reducida sugieren que el coeficiente de ERPT es relativamente bajo en todos los países. Destaca un ERPT negativo en México (de -0.1), positivo y moderado (de 0.25) en Chile, y valores entre 0 y 0.10 para Brasil, Perú y Canadá.

Al aplicar la estrategia de identificación, obtenemos un conjunto de ERPTs que son consistentes en signo para todos los países, y que sugieren que los shocks de oferta agregada doméstica (0.20), política monetaria (0.24) y shocks cambiarios exógenos (0.19) tienen un ERPT asociado más alto, mientras que los shocks de demanda agregada doméstica (-0.30) son sistemáticamente negativos para toda la muestra. Los shocks globales de oferta y demanda tienen un ERPT generalmente poco significativo del punto de vista económico (y estadísticamente igual a cero).

Por otro lado, la descomposición de varianzas del error de pronóstico y la descomposición histórica de la evolución de la inflación en estos países sugiere diferencias importantes en los 'shocks' que mueven a estas economías, y que en última medida explican las diferencias en el ERPT promedio de cada país. Mientras que México (y en menor medida, Canadá) es predominantemente afectado por shocks de demanda agregada doméstica y global (más de la mitad de la FEVD es explicada por esta vía) y Perú tiene una mayor incidencia de shocks de oferta agregada doméstica y global, la dinámica de inflación de Brasil está más guiada por shocks globales (con un resultado global indeterminado en el ERPT que

explica su bajo coeficiente de traspaso promedio) y la de Chile está dominada por shocks exógenos, de política monetaria y de oferta agregada doméstica, todos asociados a un ERPT promedio mayor al resto.

Por todo lo anterior, el trabajo ofrece evidencia sugestiva de que la relación entre tipo de cambio e inflación ante distintos shocks no es sistemáticamente distinta entre países emergentes y desarrollados de las Américas, y que existe un grado importante de heterogeneidad en la 'estructura' de estos países que explica de forma razonable las diferencias en el ERPT entre países. Esto resta peso a la hipótesis de que los resultados de inflación en la región son el resultado de factores globales comunes a todos los países, y que más bien responden a características particulares de cada economía.

La debilidad de este marco de análisis es que no emplea una variación plausiblemente exógena en el tipo de cambio. En aras de limitar el análisis a una perturbación que de forma plausible afecte a todos los países de América Latina, una manera de cubrir esta limitación en trabajos sucesivos consistiría en identificar choques externos puramente exógenos.

2 Revisión de la literatura

La 'Gran Moderación' (Bernanke, 2004), o la baja sostenida en el nivel y la volatilidad de la inflación (y otros agregados macro) de las economías desarrolladas y emergentes a partir de mediados de los años 80, es un fenómeno central al estudio de la macroeconomía contemporánea.

Si bien la literatura no ha llegado a una explicación definitiva sobre qué causó la 'Gran Moderación' - y el objetivo de este trabajo no es responder esta pregunta - una serie de estudios asocia este clima de mayor estabilidad con un cambio estructural en la dinámica de la inflación y el 'pass-through' (la relación entre movimientos en el tipo de cambio y precios), y apuntan a la implementación de política monetaria basada en metas de inflación (MIs) como la razón fundamental detrás de estos cambios.

Un artículo seminal de Taylor (2000) establece que la caída en la persistencia inflacionaria durante la 'Gran Moderación' causó una reducción en el 'traspaso' de shocks exógenos a los precios al consumidor. Usando evidencia de EEUU a partir de los años 80, el autor sostiene que un mejor anclaje de las expectativas de inflación llevó a que las firmas enfrenten menores incentivos a reaccionar ante choques en los determinantes de sus costos (tipo de cambio, precios de commodities, etc.). Si la meta de inflación es creíble (es decir, las expectativas de inflación a mediano plazo están ancladas a la inflación meta del BC), las firmas considerarán que esos shocks son transitorios y, por ende, no ameritan costosos ajustes en sus precios de venta.

Mishkin (2007) llega a conclusiones similares en EEUU, argumentando que el anclaje de las expectativas de inflación - por una mejor conducción de la política monetaria - ha hecho que la inflación sea menos persistente y responda en menor magnitud a choques reales (*'La curva de Phillips se ha aplanado, y la inflación cada vez responde menos a otros choques'*).

Arslan et Al (2016) documentaron las mismas tendencias favorables en Mercados Emergentes (EMs) durante las últimas dos décadas: el nivel promedio, la volatilidad y la persistencia de la inflación se

han reducido sustancialmente desde inicios de la década de los 2000s, y el '*pass-through*' cambiario promedio, tanto en el corto como en el largo plazo, es cercano a cero. Este trabajo es consistente con estudios a gran escala de países desarrollados y emergentes (Ca'Zorzi et Al, 2007; Choudhri et Al, 2007).

Williams (2014) sostiene que el régimen de MIs se ha convertido en el enfoque de política monetaria predominante a nivel mundial ("en un sentido muy real, todos somos *inflation targeters* ahora") dado su éxito en garantizar la estabilidad de precios y guiar las expectativas de inflación; de igual forma, Schmidt-Hebbel y Werner (2002) ofrecen evidencia de que los primeros países en implementar estas políticas (Brasil, Chile y México) tuvieron resultados superiores al resto de la región en los años 90, producto de una mayor credibilidad asociada a este régimen monetario.

Un artículo influyente de Berger y Vavra (2013) estudia los determinantes microeconómicos del traspaso de tipo de cambio a precios. Empleando microdatos de EEUU, los autores muestran que el *pass-through* podría ser un fenómeno contracíclico (se manifiesta en mayor medida durante recesiones) y argumentan que existe una relación positiva entre dispersión de precios y *pass-through* a nivel de las firmas. Este resultado, a su vez, implica que un incremento en la volatilidad agregada lleva a un incremento en el *pass-through* a nivel agregado. Este trabajo fue pionero en establecer microfundamentos a la idea que el fenómeno del *pass-through* podría ser no-lineal y dependiente del estado de la economía.

Con base en este razonamiento, Forbes, Hjortsoe y Nenova (2015,2018) construyeron un modelo estructural para estimar coeficientes de ERPT condicionales al factor causal de los movimientos en el tipo de cambio, y se convirtió en una referencia clave de la literatura en años recientes. De Eastwood (2018), que hizo una reseña del trabajo de Forbes (con énfasis añadido):

"Los bancos centrales alrededor del mundo suelen utilizar 'reglas de pulgar' fijas, basadas en modelos con data histórica, para predecir cómo las variaciones en el tipo de cambio afectarán a los precios" [...] "Los modelos existentes funcionan bien para capturar diferencias entre países, pero no necesariamente toman en cuenta qué está ocurriendo dentro de un país que está afectando el valor de la moneda en primer lugar" [...] "Cambios en la oferta y demanda agregada u otros 'shocks' impactan a los precios de las importaciones y el IPC de formas distintas, lo que significa que requieren distintas reacciones por parte del banco central."

El trabajo de Forbes et Al consiste en la estimación de una serie de coeficientes de *pass-through* cambiario (ERPT) a inflación. Los autores parten con un modelo DSGE de una economía pequeña y abierta, con el cual identifican combinaciones de signos en las variables relevantes de la economía para identificar shocks de oferta y demanda agregada, shocks de política monetaria y shocks exógenos al tipo de cambio. Con estos insumos, identifican un VAR Estructural con restricciones de signos y de ceros en corto/largo plazo con datos de Reino Unido. La conclusión clave es que "los shocks importan"; es decir, el coeficiente de *pass-through* varía sustancialmente de acuerdo a la naturaleza de las fluctuaciones en el tipo de cambio.

Forbes et Al concluyen que los *shocks* de política monetaria están asociados al mayor coeficiente de traspaso cambiario en Reino Unido, mientras que los shocks de demanda agregada están asociados a un coeficiente negativo (es decir, que las depreciaciones producto de caídas transitorias en la actividad doméstica suelen venir acompañadas de desaceleración en los precios al consumidor).

Comunale y Kunovac (2017) utilizaron el marco de Forbes et Al para analizar el traspaso cambiario de los países de la Zona Euro, concluyendo que el coeficiente de ERPT es generalmente más grande en la presencia de shocks de política monetaria y shocks exógenos al tipo de cambio, y negativo ante shocks de demanda (un resultado que se repite en todos los países estudiados por los autores).

Finalmente, Garcia et Al (2018) - un estudio publicado en el Informe de Política Monetaria (IPoM) del Banco Central de Chile de Marzo 2018 - identifica coeficientes de ERPT condicionales a dos fuentes de variación en el tipo de cambio nominal: shocks de precios externos (plausiblemente exógenos bajo el supuesto de economía pequeña), y shocks a la paridad no cubierta de tasas (que asocian a primas de riesgo país, y por ende consideran endógenas). Usando un DSGE - calibrado con datos de Chile - los autores hallan que el ERPT asociado a shocks exógenos es muy bajo (0.06 a 2 años plazo), mientras que el ERPT asociado a shocks endógenos/idiosincráticos es mucho mayor (hasta 0.54 a 2 años).

3 Datos y hechos estilizados

Para este estudio se cuenta con datos en frecuencia trimestral para Brasil, Chile, México, Perú y Canadá en el período 2000q1-2019q2 ($T = 78$) en las siguientes seis variables: producto real (y_t), precios domésticos (p_t), tasa de interés de política monetaria (i_t), tipo de cambio nominal (s_t), precios de productos importados (p_t^M), y precios externos (p_t^*).

La selección del rango de tiempo fue el resultado de un trade-off entre tener un rango de tiempo suficientemente largo (para mitigar problemas de estimación en muestra pequeña) y un rango de datos común a todos los países estudiados. Las limitaciones de datos previos al año 2000 para algunos países (Perú y Canadá) y la necesidad de eliminar la segunda parte de los años 90 para Brasil y México (a raíz de la crisis cambiaria que enfrentaron estos países, que impulsó dinámicas no estacionarias en la inflación y la tasa de interés en ese período), motivaron la limitación de la muestra a los últimos 20 años.

Esta selección de datos es consistente con mi objetivo de estudiar el ERPT en economías emergentes con bancos centrales siguiendo MIs durante la 'Gran Moderación', sin la influencia de períodos de inestabilidad macroeconómica que no son propios al arreglo institucional prevalente en estas economías en el presente.

La selección de países a estudiar también es consistente con este objetivo. Si bien los antecedentes en la literatura sugieren que el fenómeno del *pass-through* es más importante en economías con inflación alta y persistente (y por ello deberíamos esperar un coeficiente de ERPT mayor en economías como Argentina, Uruguay o Venezuela), la metodología está limitada al empleo de series estacionarias, y no hubo forma de reconciliar la dificultad de trabajar con series no estacionarias en primeras diferencias, con el objetivo de aplicar el mismo tratamiento a los datos de cada país. Por último, se incluyó Canadá como un pseudo-control. Su estatus de economía desarrollada sugiere a priori que deberíamos esperar que sus resultados sean distintos al resto de la muestra, pero el hecho que es una economía abierta y pequeña con un banco central siguiendo MIs implica que los supuestos que haremos para la estimación son igualmente aplicables para este país.

A partir de los datos en bruto de la fuente, se aplicaron los tratamientos necesarios para trabajar con variables estacionarias. La tabla A1 en el Anexo detalla las series por país y el tratamiento apli-

cado para trabajar con series estacionarias. La tabla A2 muestra hechos estilizados de las series, y en las figuras A1 a A5 se observa la evolución histórica de los sets de series para cada país, respectivamente.

Las definiciones y medición varían entre países, especialmente en los índices de tipo de cambio nominal multilateral, precios de importaciones y precios externos (ya que cada país tiene ventajas comparativas y socios comerciales distintos). Invertí el signo del índice de tipo de cambio - en primeras diferencias - con respecto a los índices publicados por los Bancos centrales (de modo que variaciones positivas en s_t implican apreciaciones y viceversa). Esto es consistente con la definición del ITCN empleada por Forbes et Al (2018) y como explicaré en detalle en la siguiente sección, esto se hace para mantener consistencia con el código base empleado para las estimaciones. No obstante, para propósitos de presentar y analizar los resultados, emplearemos la escala original de s_t (de modo que un coeficiente de ERPT positivo implica que la inflación sube tras una depreciación en el tipo de cambio, y viceversa).

Dado que existen claras tendencias a la baja en i_t (aunque las tasas de política de ninguno de los países en la muestra llegaron a tocar el *zero lower bound* durante la Gran Recesión de 2007-09), trabajé con el componente cíclico del filtro HP (con $\lambda = 1600$). Para todas las demás series, trabajé con primeras diferencias logarítmicas de la serie des-estacionalizada.

Una revisión de los hechos estilizados de los países de la muestra nos muestra que existen diferencias en los momentos de las economías y que deberíamos a priori esperar cierto grado de heterogeneidad en la respuesta dinámica de la inflación a variaciones cambiarias para estos tres países a partir de un marco empírico común.

- La correlación contemporánea entre tipo de cambio y precios (una medida rudimentaria de pass-through en forma reducida) sugiere que Chile podría tener el mayor ERPT (su correlación es 0.34), seguido por Perú (0.11) y Brasil (0.10); mientras que Canadá (-0.02) y México (-0.19) tienen correlaciones negativas entre inflación y depreciación cambiaria.
- Mientras que la persistencia de la inflación es relativamente alta para Brasil y Chile (la autocorrelación de primer orden en estos países es 0.61 en ambos casos), la dinámica de inflación es significativamente menos persistente para el resto de la muestra (Perú: 0.38; México: 0.17; Canadá: -0.18).
- Excepto por Brasil, no hay una relación clara entre el nivel y la persistencia de la inflación entre los países de la muestra. La inflación promedio de México es de 0.47% por trimestre (versus 0.34% en Chile), a pesar que es relativamente poco persistente.
- Brasil tiene la mayor volatilidad (anualizada) en el tipo de cambio y tasas de interés (9.27%), seguido por Chile (3.40% y 3.20%, respectivamente). Ambos valores son significativamente menores para el resto de la muestra (1.04% y 2.5% en promedio, respectivamente).
- Existe evidencia de alta persistencia en la tasa de interés i_t , alrededor de 0.9 en promedio, para todos los países de la muestra.
- El tipo de cambio es entre 4.6x (Perú) y 9.2x (Brasil) más volátil que la inflación doméstica. Este hallazgo es consistente con la evidencia de baja correlación entre inflación y tipo de cambio, y persistencia moderada a alta en la inflación.

4 ERPT en forma reducida

El punto de partida para estimar el impacto de shocks cambiarios de distinta naturaleza en la inflación consiste en definir la medición del coeficiente de pass-through cambiario (ERPT) y hacer una estimación en forma reducida del ERPT para los países de la muestra. Para propósitos de nuestro trabajo, definiremos el ERPT como el **cambio** % en el índice de precios al consumidor (p_t) - medido a través de la respuesta al impulso acumulada (CIRF), causado por una **depreciación** de 1% en el tipo de cambio nominal (s_t), acumulada por 20 trimestres:

$$ERPT_i = \frac{\sum_{j=1}^{20} CIRF(p_i)_j}{\sum_{j=1}^{20} CIRF(s_i)_j}$$

Esta versión es suficientemente flexible para poder calcular coeficientes de ERPT a través de distintos shocks que muevan al tipo de cambio, siempre y cuando éstos estén calibrados para arrojar una respuesta acumulada de 1% en s_t en el horizonte de proyección (el cual abarca 5 años, por lo que los resultados son robustos al estado del ciclo económico y reflejan apropiadamente el impacto acumulado del movimiento en el tipo de cambio en la inflación).

La estimación del coeficiente de ERPT en forma reducida consiste en una regresión de la inflación de cada país en rezagos del tipo de cambio y otras variables de control. Siguiendo la metodología de Forbes et Al (2018), se utiliza el índice de precios externos como única variable de control y la estimación se hace con 8 rezagos de las variables del lado derecho de la ecuación:

$$p_{it} = \beta + \sum_{j=1}^8 \gamma_j s_{i,t-j} + \sum_{k=1}^8 \eta_k p_{i,t-k}^* + \varepsilon_{i,t}$$

- t : trimestral (2000q1 - 2019q2) ; i = país (Brasil, Chile, México, Perú, Canadá)
- p_{it} : log dif CPI doméstico
- s_{it} : log dif Tipo de cambio nominal efectivo
- p_{it}^* : log dif índice de precios externos
- $\varepsilon_{i,t}$: errores con matriz de covarianzas HAC de Newey-West

De este modo, los coeficientes asociados al tipo de cambio son ortogonales a innovaciones en los precios externos (que son plausiblemente exógenos para una economía pequeña y abierta), pero incorporan el impacto de otras variables endógenas para la dinámica de inflación (como la tasa de interés y el producto). Por ello, este estimador recoge el impacto de una combinación de shocks domésticos endógenos -en conjunto con shocks exógenos al tipo de cambio - y sólo puede ser interpretado como una correlación dinámica entre tipo de cambio y precios.

La estimación de rezagos distribuidos arroja los coeficientes de ERPT en la figura 1 a continuación. Destaca que la respuesta del tipo de cambio a precios no es distinta de 0 al 95% de confianza (utilizando errores HAC de Newey-West) para los países de la muestra, por lo que los antecedentes de la literatura que apuntan a una sostenida reducción del pass-through cambiario en años recientes se reflejan para los países sujetos de este estudio, al menos en forma reducida.

En términos de la magnitud de la respuesta promedio, Chile tiene el mayor coeficiente de ERPT (0.25), seguido por Brasil y Perú (0.06 en ambos casos), Canadá (0.03); México tiene una correlación negativa entre tipo de cambio y precios (-0.08), un resultado similar al observado en los hechos estilizados de la sección anterior.

No obstante, estos resultados son poco conclusivos en términos de entender el impacto causal de variaciones en el tipo de cambio en precios. En particular, esta estimación no está basada en una hipótesis de cómo los cambios en el tipo de cambio afectan las decisiones de fijación de precios en la economía. Es de esperar que la decisión óptima de una firma dependa de los eventos detrás de los movimientos en el tipo de cambio, puesto que esta no es una variable exógena a los agentes, sino que está determinada conjuntamente con las demás variables macroeconómicas relevantes.

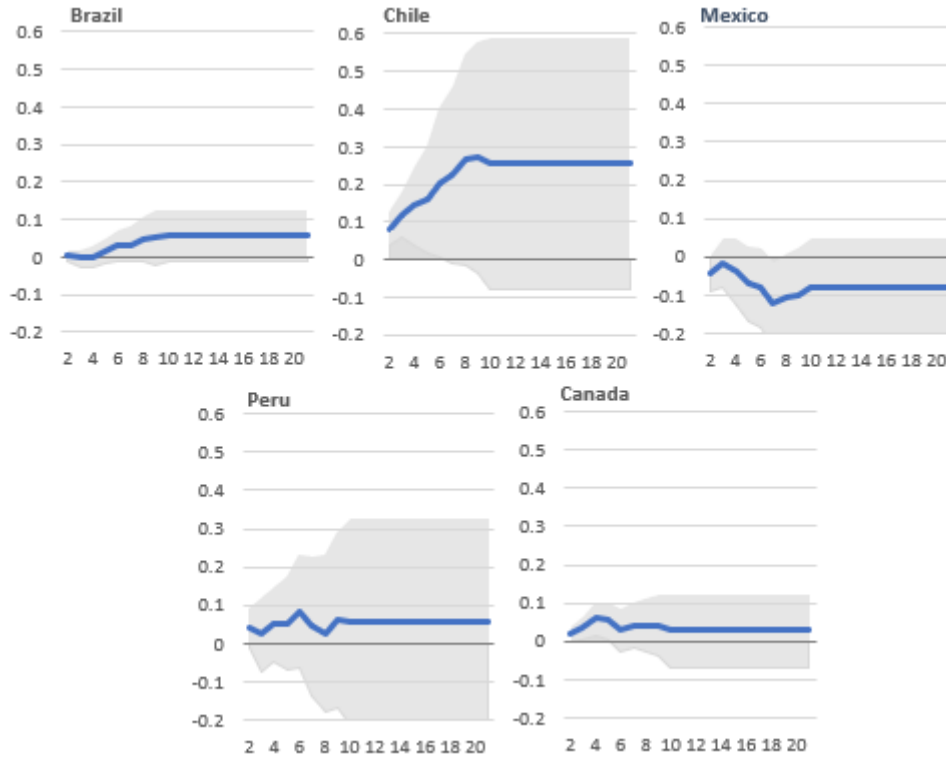


Figura 1: Estimación de ERPT de forma reducida (regresión de rezagos distribuidos) para Brasil, Chile, México, Perú y Canadá. Se grafica la respuesta al impulso 20 períodos adelante y el intervalo de confianza al 95%.

5 Estrategia de identificación

La motivación detrás de este trabajo es la de mejorar la estimación del coeficiente de ERPT en forma reducida para los países de la muestra por medio de la identificación de shocks 'estructurales' (no correlacionados) que expliquen los movimientos en el tipo de cambio. Para ello, y sabiendo que el tipo de cambio es una variable endógena relacionada con el resto de los agregados macroeconómicos, procederemos a la estimación del siguiente modelo de Vectores Autoregresivos:

Para el vector $Y_t = [y_t \ p_t \ i_t \ s_t \ p_t^m \ p_t^*]'$ de datos ($m = 6$) de cada país:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + u_{t+1} \ ; \ E[u_t u_t'] = \Sigma$$

Los residuos estructurales (no correlacionados) se obtienen a partir de la matriz de impacto Z :

$$u_t = Z \varepsilon_t \ ; \ E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I_{\{m \times m\}} \ ; \ Z Z' = \Sigma$$

$$(Z = ' \text{Short-run impact matrix}' \ ; \ \varepsilon_t = ' \text{structural shocks}')$$

El problema fundamental es que una cantidad arbitrariamente grande de matrices satisfacen la propiedad $Z Z' = \Sigma$. Para poder dar una interpretación económica a la relación entre las variables del sistema, es necesario imponer restricciones al conjunto de posibles matrices de impacto Z que sean consistentes con las predicciones de un modelo teórico.

A pesar que la descomposición de Cholesky es muy popular para la estimación de coeficientes de ERPT (ver Sansone y Justel, 2015 para una aplicación en Chile), es posible que esta metodología no sea la más apropiada para medir el fenómeno de interés. La imposición de ceros en la triangular superior de la matriz de impacto de corto plazo es difícil de justificar con un modelo teórico y el resultado final dependerá críticamente del orden del vector de variables endógenas.

Para cubrir estas limitaciones, realizaré una identificación de la matriz de impacto a través de supuestos basados en teoría económica, utilizando restricciones de signos y de ceros en las matrices de impacto y largo plazo. siguiendo a Binning (2013), definiremos las matrices de impacto de corto y largo plazo como matrices $m * m$ que recogen coeficiente de impacto de cada una de las 6 variables a los 6 shocks estructurales a identificar:

$$L_0 = \text{Short-run impact matrix} \ ; L_0 = Z \ ; \ L_0 L_0' = \Sigma$$

$$L_\infty = \text{long-run impact matrix} \ ; L_\infty = (I - B)^{-1} L_0 \ ; \ B = \sum_{j=1}^2 B_j$$

$$f(Z, B) = \begin{bmatrix} L_0 \\ L_\infty \end{bmatrix} = \begin{matrix} & s_1 & s_2 & \cdots & s_m \\ \begin{matrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_m \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0 & \times & \cdots & \times \\ \times & \times & \cdots & \times \\ \vdots & & & \vdots \\ \times & \times & \cdots & \times \\ \times & \times & \cdots & \times \\ \times & \times & \cdots & \times \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \times & \times & \cdots & \times \end{bmatrix} \end{matrix},$$

En este marco de estimación, el orden de las variables en el vector no afecta los resultados de la estimación, y cada residuo del sistema de ecuaciones tiene una columna asociada. La metodología consiste en aplicar restricciones a la respuesta de cada variable en el sistema en el corto (L_0) y en el

largo plazo (L_∞). La combinación de las restricciones (que pueden ser signos o ceros), en conjunto con una estimación que impone ortogonalidad a cada uno de los residuos, se traduce en que podemos interpretarlos como shocks estructurales 'puros'.

Rubio-Ramirez et Al (2010) o RWZ, y luego Binning (2013) desarrollaron un programa que permite ingresar las restricciones manualmente en la forma $f(Z, \mathbf{B})$. El algoritmo detecta si el modelo cuenta con la cantidad suficiente de restricciones para su estimación, y luego procede a transformar la matriz de restricciones en una matriz ortogonal a través de la descomposición QR.

El objetivo: Conseguir una matriz $Q_{j\{m \times 2m\}}$ tal que:

$$Q_j f(Z, \mathbf{B}) e_j = 0 \quad ; \quad e_j = \text{columna } j \text{ de matriz } I_{\{m \times m\}}$$

Identificación exacta: El SVAR está *exactamente* identificado ssi:

$$\text{Sea } q_j = \text{rango}(Q_j) \quad ; \quad q_j = m - j \text{ para } 1 \leq j \leq m$$

$$\text{Restricciones totales} = m(m-1)/2$$

Sub-identificación: SVAR está *subidentificado* ssi:

$$q_j \leq m - j \text{ para } 1 \leq j \leq m \text{ y } q_j < m - j \text{ para un } j$$

Algoritmo RWZ para restricciones de ceros: Pasos

1. Construir matriz de restricciones corto/largo plazo $f(Z, \mathbf{B})$
2. Ubicar elementos = 0 en cada columna, 'diagonalizar' (ie. armar matrices $Q_{i\{m \times 2m\}}$ para cada shock; cada fila tiene un **1** en la variable donde se activa la restricción cero).
3. ordenar las variables en orden descendiente de q_j (rango de las matrices Q_i). Verificar condición de rango $Q(:, j) = m - j$; si se cumple, el modelo está exactamente identificado.
4. 'Priors' de las matrices de impacto (descomposición de Cholesky de Σ):

$$F = \begin{bmatrix} L_0^* \\ L_\infty^* \end{bmatrix} ; L_0^* = C ; L_\infty^* = [I - \mathbf{B}]^{-1} C ; C = \text{chol}(\Sigma)'$$

5. Definimos una matriz $P_{\{m \times m\}}$ con ceros en la iteración inicial. Luego, para cada shock, calculamos la descomposición QR de la matriz \tilde{Q}_j definida a continuación, y actualizamos la matriz P para cada shock:

$$\tilde{Q}_j = \begin{bmatrix} Q_j F \\ P' \end{bmatrix} ; [\hat{Q}, \hat{R}] = \text{qr}(\tilde{Q}_j') ; P(:, j) = \hat{Q}(:, m)$$

6. Note que la matriz P es ortogonal por construcción, lo que garantiza que obtenemos shocks no correlacionados. Las matrices de impacto estructural quedan definidas como la matriz de forma reducida, post-multiplicada por las matrices P de cada shock:

$$Z = CP ; ZZ' = \Sigma$$

7. Si el modelo está exactamente identificado, la matriz P es única.

No obstante, este algoritmo no es aplicable en un marco de restricciones de signos. Esto se debe a que los modelos con restricciones de signo generan modelos que están sub-identificados por definición (siempre habrá múltiples posibles soluciones para la matriz de impacto estructural que son consistentes con las restricciones de signo). RWZ (2010) muestran que es posible obtener una 'banda' de matrices de impacto e implementaron un algoritmo para su estimación. En esencia, consiste en generar variaciones aleatorias de la matriz de impacto de forma reducida, y solamente mantener las matrices que producen funciones de respuesta al impulso consistentes con las restricciones de signo.

Algoritmo RWZ para restricciones de signos: Pasos

1. Partimos de $C = chol(\Sigma)$; $CC' = \Sigma$;
2. Se genera un número arbitrario de iteraciones aleatorias n . Para cada n , generar una matriz $N_{\{m \times m\}}$ de realizaciones de una normal estándar iid (media 0, varianza $I_{\{m \times m\}}$).
3. $[Q^*, R^*] = qr(N)$; la matriz R^* es diagonal y verificamos columna por columna los valores negativos, y los recodificamos a positivos en Q^* :

$$if R^*(i, i) < 0 \rightarrow Q^*(:, i) = -Q^*(:, i)$$

4. Calcular la matriz de impacto estructural de la iteración $Z = CQ^*$, generar IRFs. Si se cumplen las restricciones de signo, mantener esta iteración.
5. De la 'banda' de IRFs resultantes de este experimento, guardar la IRF promedio, la mediana (percentil 50%), y/o la IRF de la iteración más cercana a la mediana.

Por último, Binning (2013) construyó un algoritmo que combina restricciones de signos y de ceros conjuntamente. Este modelo sigue estando sub-identificado, y de misma forma que para las restricciones de signos, el resultado final es una 'banda' de funciones de respuesta al impulso que son consistentes con la combinación de restricciones.

Algoritmo RWZ-Binning para restricciones de signos y ceros: Pasos

1. Luego de construir $f(Z, \mathbf{B})$ e identificar matrices Q_i , ordenar variables en orden descendiente de q_j y armar matrices Q_j
2. Crear matriz $N_{\{m \times m\}}$ de números aleatorios normal estándar y hacer descomposición QR $[Q^*, R^*] = qr(N)$
3. Crear n matrices de impacto aleatorizadas:

$$F = \begin{bmatrix} L_0^* \\ L_\infty^* \end{bmatrix}; L_0^* = CQ^*; L_\infty^* = [I - \mathbf{B}]^{-1}CQ^*; C = chol(\Sigma)'$$

4. Crear la matriz P^* por cada iteración (primer valor = $0_{\{m \times m\}}$), y ubicar:

$$\tilde{Q}_j = \begin{bmatrix} Q_j F \\ (P^*)' \end{bmatrix}; [\hat{Q}, \hat{R}] = qr(\tilde{Q}_j'); P^*(:, j) = \hat{Q}(:, m)$$

5. Reordenar de vuelta al orden inicial de las variables y calcular la matriz de impacto estructural $Z = CQ^*P^*$; calcular IRFs; mantener sólo las IRFs que satisfacen las restricciones de signo.
6. Note que las Z calculadas de esta manera no son únicas siempre que las restricciones de cero no sean suficientes para lograr identificación exacta.

El supuesto de identificación clave en esta metodología es que el imponer una estructura de restricciones de corto y largo plazo - que son consistentes con las predicciones estándar de un modelo teórico - permite rescatar shocks atribuibles a distintos mecanismos de transmisión en la economía. Del mismo modo, estos shocks son independientes entre sí, por lo que las funciones de respuesta al impulso generadas con el VAR (a partir de cada set de restricciones en la IRF) arrojan el impacto causal de una perturbación específica en las variables endógenas de la economía.

Las restricciones elegidas para este VAR se basan en las predicciones de modelo nekeynesiano estándar de una economía pequeña y abierta (un desarrollo detallado se puede encontrar en el apéndice online de Forbes et Al, 2018). Las predicciones de este modelo se utilizan para identificar diversos modelos VAR, no sólo modelos restringidos a estudiar el pass-through cambiario. El 'corto plazo' está definido como el trimestre actual y el próximo al impacto del shock, mientras que el 'largo plazo' está definido como 20 trimestres después del impacto.

El principal supuesto proviene de Blanchard y Quah (1989). Interpretaré las fluctuaciones en el PIB (y en las demás variables del sistema) como resultado de dos tipos de shocks: los que tienen un efecto permanente en el producto (shocks de oferta) y los que no (shocks de demanda). De esta forma, los shocks de demanda (doméstico y/o global) tienen una restricción de cero en la respuesta de largo plazo, mientras que los shock de oferta no tendrán esta restricción.

El segundo supuesto principal - de economía pequeña - implica que los precios externos no responden a shocks domésticos en el corto o largo plazo. Todas las IRF de p_t^* por shocks domésticos tienen una restricción de cero.

El tercer gran supuesto es que el índice de precio de importaciones (p_t^m) no tiene restricciones en el corto o largo plazo. Esta decisión implica que no se restringe la respuesta de los precios de importaciones a ninguno de los shocks. La necesidad de este supuesto radica en que la medida empleada para p_t^m (IPC transables) está sujeta a un considerable grado de incertidumbre sobre si es verdaderamente exógena o no (ya que representa una parte del IPC general de cada país). Por ello, para esta variable se prefiere optar por una especificación agnóstica.

A partir de estos supuestos generales y siguiendo a Forbes et Al (2018), se construye una matriz $f(Z, \mathbf{B})$ de restricciones de signos y ceros de corto/largo plazo (ver Tabla 1 a continuación). Un cambio significativo con respecto a la estimación de Forbes et Al (2018) es que impongo que cada shock/columna tenga al menos 1 elemento en común y un 1 elemento distinto. De este modo, todas las columnas tienen un signo '+' en s_t (los autores no impusieron el signo '+' en las columnas 1, 5 y 6 en su estimación para el Reino Unido) . De este modo, la matriz de restricciones se puede interpretar como el signo esperado del impacto en cada variable a una **apreciación** en el tipo de cambio.

| | OA dom. | DA dom. | Pol. Mon. | TDC exog. | OA global | DA global |
|------------------------------------------------------|---------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Corto Plazo (2 trimestres) | | | | | | |
| y_t | + | + | - | | | |
| p_t | - | + | - | - | | |
| i_t | | + | + | -/0 | | |
| s_t | + | + | + | + | + | + |
| p_t^m | | | | | | |
| p_t^* | 0 | 0 | 0 | 0 | + | + |
| Largo Plazo (≤ 20 trimestres) | | | | | | |
| y_t | | 0 | 0 | 0 | | 0 |
| p_t | | | | | | |
| i_t | | | | | | |
| s_t | | | | | | |
| p_t^m | | | | | | |
| p_t^* | 0 | 0 | 0 | 0 | | |

Tabla 1: Matriz de restricciones de signos y ceros - en corto y largo plazo - para identificación de shocks estructurales al tipo de cambio s_t

La definición de los shocks estructurales - consistente con trabajos empíricos previos que han utilizado la misma metodología de restricciones de signos y ceros - se explica en detalle a continuación. Cabe destacar que las combinaciones de signos son válidas como están planteadas en la Tabla 1 y viceversa también (es decir, partiendo de una variación negativa en el índice del tipo de cambio; en cuyo caso las respuestas en las demás variables también se invierten de signo).

El shock de **Oferta Agregada (OA) Doméstica** se puede interpretar como una innovación exógena de productividad. El incremento de la productividad eleva los rendimientos al capital doméstico en términos reales, lo que se traduce en la entrada de capitales y una apreciación del tipo de cambio nominal. Además, se produce un alza permanente en el producto (restricción '+' en y_t de corto plazo, y no se impone restricción de cero a largo plazo), así como una caída en la inflación ('-' en p_t de corto plazo), dado que la economía es capaz de producir más bienes y servicios para un nivel dado de capacidad instalada. Por último, y consistente con la idea de que los bancos centrales no pueden incidir en la actividad económica a largo plazo, los shocks de Oferta Agregada no están asociados a una respuesta específica de la tasa de interés (i_t sin restricciones de signo en ambos plazos). Esta combinación de signos está basada en Canova y De Nicolo (2003).

El shock de **Demanda Agregada (DA) Doméstica** consiste en una sorpresa positiva en la actividad doméstica en el corto plazo. Una demanda agregada más sólida de lo anticipado implica una respuesta positiva en el producto en el corto plazo, un incremento en la inflación y una apreciación del tipo de cambio nominal. Si la autoridad monetaria persigue metas de inflación (lo cual se cumple para todos los países de la muestra), responderá a un shock de demanda agregada con una respuesta contracíclica por parte de la autoridad monetaria. Por ende, este shock se define como restricciones de signo '+' en las cuatro variables, y una restricción de '0' en el producto a largo plazo (ya que las sorpresas de demanda agregada no tienen efectos en el producto a largo plazo). Basada en Ellis et Al (2014).

El shock de **Política Monetaria** se refiere a un alza no anticipada en la tasa de interés de política monetaria ('+' en i_t), la cual está asociada con una apreciación cambiaria en el corto plazo ('+' en s_t), y en una caída transitoria de la actividad y la inflación ('-' en y_t y p_t de corto plazo). El impacto de los shocks de política monetaria ha sido cubierto en detalle en la literatura VAR de las últimas 3 décadas, pero esta combinación de signos en particular se basa en un estudio Hjortsoe et Al (2016).

El shock cambiario **Exógeno**, en este contexto, recoge el impacto de variaciones en el tipo de cambio producto de innovaciones domésticas distintas a OA, DA o política monetaria. Este shock se define como una apreciación del tipo de cambio nominal ('+' en s_t), que puede o no ser respondida por la autoridad monetaria de forma contracíclica (se admiten matrices de impacto que inducen a respuestas negativas o nulas en i_t en el corto plazo), y que en sí no está asociada a cambios contemporáneos en el producto (y_t no tiene restricción de signos en el corto plazo, y restricción '0' en el largo plazo). En este caso se impone que una apreciación en el tipo de cambio causa una baja en la inflación doméstica ('-' en p_t) debido a que esta respuesta se da de forma mecánica en la inflación de bienes transables si se asume que el shock no tiene un efecto definido en el producto. Esta identificación está basada en An y Wang (2012).

Por último, los shocks '**Globales**' de **OA y DA** consisten en un alza en los precios externos que, *ce-teris paribus*, inducen a una apreciación en el tipo de cambio (consistente con la relación de paridad de poder adquisitivo); no se imponen signos en las respuestas de las demás variables en el corto plazo. La diferencia entre ambos es que los shocks de OA pueden impactar en el producto a largo plazo (no se imponen restricciones y_t de L_∞), pero los de DA están asociados con una respuesta '0' en y_t a largo plazo.

La estimación del modelo VAR para cada país se basa en el código de Forbes et al (2018) con la matriz de restricciones de la Tabla 1. El programa estima el VAR y las matrices de impacto estructurales con métodos bayesianos. Esto está motivado al pequeño tamaño de la muestra, la gran cantidad de parámetros a estimar (72 parámetros, con sólo 76 observaciones disponibles) y el grado de incertidumbre asociado a usar proxys para dos variables del sistema (IPC de transables como proxy de precios de importaciones, y el índice de precios externos del TDCR como proxy de los precios de exportaciones del resto del mundo).

Se parte del supuesto que la estimación de los parámetros está sujeta a error, y se utiliza un método de simulación conocido como muestreo de Gibbs para aproximar la distribución de los parámetros estimados en el modelo.

El algoritmo emplea *priors* para la media y la varianza de los coeficientes y la matriz de covarianzas del VAR en forma reducida. De forma estándar en la literatura, se emplea el 'prior de Minnesota, que se basa en el supuesto que las variables endógenas en el VAR siguen un proceso AR(1) y que las covarianzas entre las variables son cero (Litterman, 1986).

El algoritmo consta de los siguientes pasos:

1. Se especifica el *prior* de la matriz de coeficientes fijando todos los coeficientes del primer rezago (excepto el de la misma variable) a cero, y un valor de 1 en término AR(1) de cada variable.
2. Se especifica una matriz identidad diagonal que define la varianza del *prior* sobre la matriz de

coeficientes.

3. Se toma una nueva muestra de la matriz de coeficientes de una distribución posterior (Normal), y una muestra de la matriz de covarianzas de los residuos de una distribución Wishart Inversa, usando una matriz de identidad $m_x m$ en la primera iteración, y la muestra de la iteración anterior de forma subsiguiente.
4. Los últimos 1,000 resultados de la iteración (el algoritmo descarta los primeros 10,000) son las matrices VAR de forma reducida que sirven de insumo para el **algoritmo de restricciones de signos/ceros a la RWZ-Binning** descrito previamente en esta sección.

Finalmente, el algoritmo de estimación arroja los siguientes resultados para cada país: i matrices de impacto consistentes con las restricciones de signos y ceros ($i = 1000$); 36 Funciones de respuesta al impulso simples (**IRF**) y acumuladas (**CIRF**), correspondientes a las 6 variables ante cada uno de los 6 shocks estructurales identificados (Nota: las 6 IRF de s_t están calibradas para sumar 1% en el horizonte de 20 trimestres en todos los shocks, para que los resultados sean comparables entre países y entre shocks); Descomposición de Varianzas del Error de Pronóstico (**FEVD**) para las 6 series (% de variación en error de pronóstico asociada a cada uno de los 6 shocks estructurales, los cuales suman 100% por construcción); Descomposición Histórica (**HD**): Evolución de cada una de las 6 series como combinación del intercepto/tendencia y los 6 shocks estructurales correspondientes.

6 ERPT condicional a shocks: Resultados generales

A continuación se presentan los resultados principales para los 6 países de la muestra para el coeficiente de pass-through cambiario (ERPT) a inflación (p_t). A diferencia de Forbes et Al (2018), este trabajo únicamente se concentra en la respuesta en el IPC y no en el índice de precios de importaciones (p_t^m), lo cual no representa una limitante por cuanto el objetivo de este estudio es medir el impacto en el IPC general (y por ende, en el objetivo de política del banco central) de variaciones en el tipo de cambio. Los resultados para p_t^m no son estadística ni económicamente significativos, lo cual puede deberse a la falta de identificación con signos en la respuesta de esta variable en la matriz, o a error de medida en las variables empleadas (que son proxys imperfectas de las series pertinentes para estudiar el mecanismo de ERPT a precios improtados).

La Figura 2 muestra el rango de los coeficientes de pass-through cambiario (ERPT) a inflación para los países estudiados, de acuerdo a los seis tipos de shock identificados con la metodología de restricciones de signos y ceros. Se reporta el valor de la mediana de las 1,000 iteraciones realizadas en cada país, y representa la respuesta acumulada del IPC (p_t) ante una depreciación de 1% en el índice de tipo de cambio nominal (s_t) a 20 trimestres después del shock.

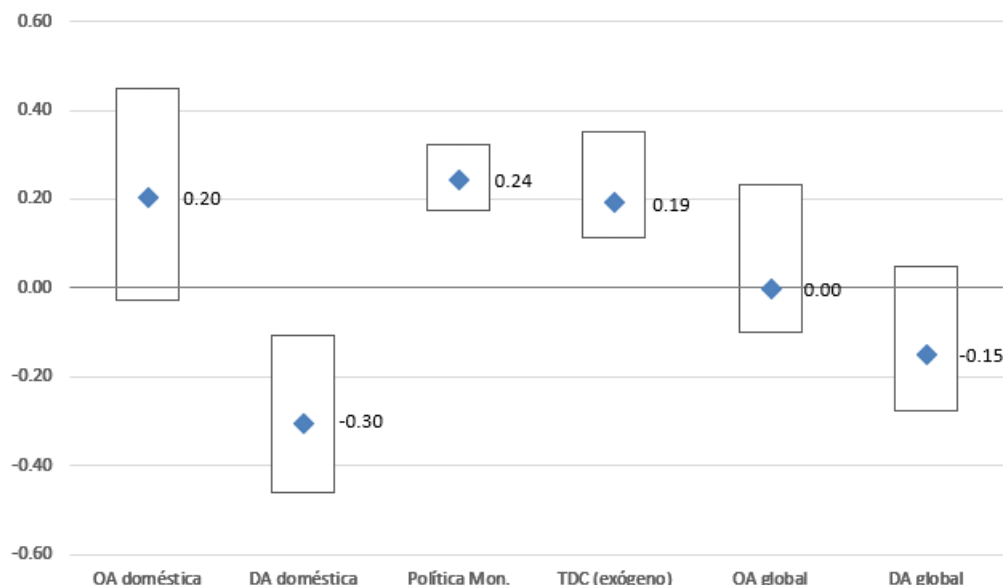


Figura 2: ERPT condicional a la naturaleza del shock (rango y promedio de los 5 países en la muestra) por naturaleza del shock cambiario (columnas).

Los resultados agregados son consistentes con las estimaciones previas utilizando la misma metodología para Reino Unido (Forbes et Al, 2018) y la muestra de países desarrollados y emergentes (Forbes et Al, 2017). El pass-through asociado a los shocks de Oferta Agregada Doméstica, Política Monetaria y shocks cambiarios exógenos es positivo en la mayor parte de los casos (promediando alrededor de 0.20 en todos los casos), negativo y de gran magnitud para los shocks de demanda agregada doméstica en todos los casos (-0.30), y estadísticamente igual a cero para los shocks globales (sesgado a la baja y en promedio -0.15 en el caso de shocks de Demanda Agregada Global).

Es importante destacar que los coeficientes de ERPT por cada tipo de shock son consistentes con las restricciones de signos y que, en cierta medida, la estimación está asumiendo los resultados finales. Esto es particularmente evidente en el caso del ERPT asociado a shocks de demanda, puesto que estamos capturando específicamente aquellas IRFs en las que una apreciación (depreciación) del tipo de cambio está asociada a una respuesta positiva (negativa) en el producto, la inflación y la tasa de interés.

A primera vista puede parecer contraintuitivo el resultado ("una depreciación cambiaria causa alzas en la inflación en todos los casos, excepto cuando está motivada a una sorpresa negativa en la demanda agregada") pero es posible reconciliarlo con la teoría.

La intuición clave de los resultados es que no todos los movimientos en el tipo de cambio son creados iguales, y cada fuente particular de variación genera cambios en distinta dirección en las demás variables de la economía.

Cuando la economía sufre un shock negativo de oferta agregada (por ejemplo, una caída del producto potencial por un shock negativo de productividad), el tipo de cambio real de equilibrio se ajusta a la baja. Si los agentes esperan que la caída en el producto potencial sea permanente, esto implica que el tipo de cambio no revertirá su caída en el largo plazo, por lo que los agentes incorporan esta

expectativa subiendo los precios hoy ante una depreciación cambiaria. Pero el traspaso es menor a 1 debido a que las firmas cuentan con un margen limitado de acción (su decisión óptima ante un shock de actividad está sujeta a costos de menú y por ello el ajuste en el nivel agregado de precios es incompleto).

Por otro lado, los shocks negativos de demanda agregada arrojan una respuesta en la que dos fuerzas se contraponen. Es lógico esperar que el tipo de cambio doméstico se deprecie si el PIB sorprende a la baja (un menor retorno esperado para los activos denominados en moneda local induce a la salida de capitales, presionando el tipo de cambio a la baja). Pero este menor ritmo de actividad estaría asociado a una desaceleración en la inflación, puesto que las firmas tendrían que reducir sus precios para mantener el nivel óptimo de ventas ante una demanda agregada más débil. En este caso, el incremento en los costos de bienes e insumos importados (producto de la depreciación) no se traspasa a los precios al consumidor, sino que se reducen los márgenes de ganancia en las firmas. La clave es que las firmas deciden óptimamente reducir sus márgenes en el corto plazo, puesto que esperan que la caída en actividad es transitoria (y que en el largo plazo, podrán recuperar sus márgenes iniciales una vez las condiciones de demanda en la economía mejoren), por lo que el efecto negativo de la caída en la actividad domina sobre el pass-through cambiario en la dinámica de la inflación. Nuevamente, la presencia de rigideces de precios es consistente con un coeficiente de traspaso menor a 1 en valor absoluto.

La respuesta de la inflación ante shocks de política monetaria es más directa. Si el banco central reduce sus tasas de interés de forma inesperada, el tipo de cambio se deprecia casi instantáneamente (una vez la noticia es conocida e incorporada a los precios de los activos financieros por los inversionistas), lo cual llevaría a un incremento transitorio en el producto. En este caso ocurriría el efecto contrario a un shock de demanda agregada: las firmas tendrían incentivos a subir sus márgenes de ganancia de forma temporal, llevando a un incremento acotado en los precios como resultado de la depreciación cambiaria.

La respuesta de la inflación ante shocks 'exógenos' al tipo de cambio es también directa. Este shock se corresponde con variaciones en el tipo de cambio no explicadas por los 'fundamentos' (es decir, no inducen a una respuesta específica en el producto, y por ello y_t no tiene signos en el corto plazo, y 0 en el largo plazo). Esta definición es flexible y abarca shocks de riesgo idiosincrático (como shocks a las primas de riesgo de los activos financieros locales, o eventos naturales o políticos específicos a un país). En estos casos es incierto el impacto sobre el producto, por lo que los agentes tomarán decisiones de fijación de precios estrictamente de acuerdo al impacto en sus estructuras de costos (sin modificar sus márgenes de ganancia). Por ello, depreciaciones en el tipo de cambio están asociadas directamente a alzas en la inflación.

Por último, los shocks de naturaleza global (tanto de oferta como de demanda agregada) están asociados a coeficientes pequeños en valor absoluto y no son estadísticamente distintos de cero para ninguno de los países del estudio. Este resultado podría interpretarse como que los shocks globales tienen un impacto no sistemático sobre la inflación doméstica (una vez se toma en cuenta el canal de transmisión del tipo de cambio) o puede deberse a la presencia de error de medida en las proxys de inflación externa utilizadas en este estudio (son medidas 'ruidosas' del índice de precios externos relevante para cada país).

La Figura 3 muestra la varianza del error de pronóstico (FEVD) para la inflación (p_t), tanto en

promedios simples como medianas de los 5 países de estudio. Note que estos valores no suman 100% por construcción (como ocurre en la FEVD de cada país individual), por lo que solamente se pueden usar como tendencias generales. Destaca la presencia de outliers (especialmente para los shocks de oferta y demanda agregada doméstica), por lo que analizaremos los resultados con énfasis en la respuesta mediana.

La principal conclusión de esta figura es que todos los shocks explican proporciones más o menos similares de la variabilidad histórica de la inflación, a excepción de los shocks de oferta agregada doméstica y exógenos al tipo de cambio, que son significativamente menos importantes que el resto. Y a pesar de que los resultados del coeficiente de ERPT ante shocks globales estimada son poco concluyentes, estos shocks igualmente explican un porcentaje importante de la variabilidad de la inflación en los países de estudio.

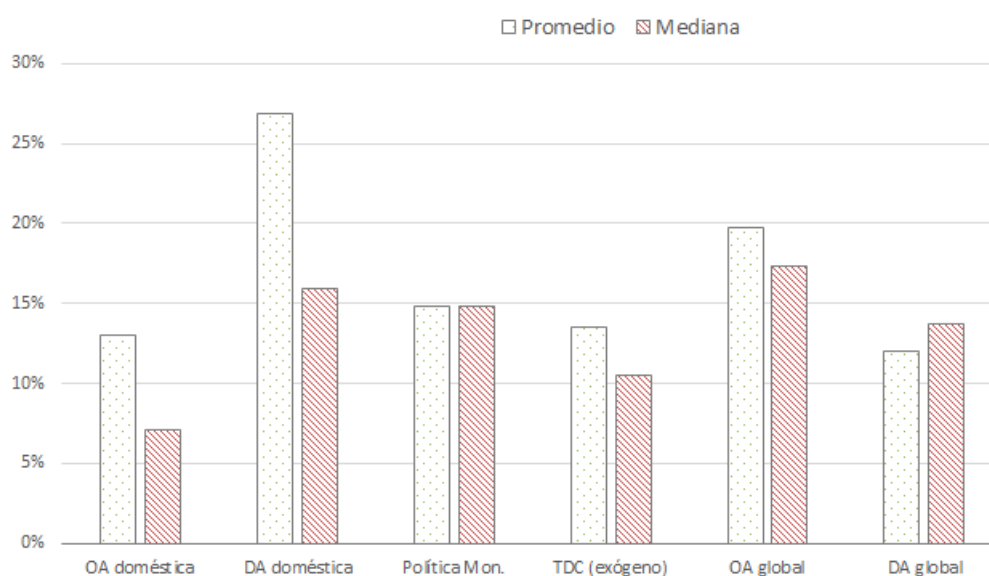


Figura 3: Varianza del error de pronóstico de la inflación (% de varianza explicada por cada tipo de shock cambiario), por país (filas) y por shock (columnas); se reportan resultados de corto (1 trimestre después del impacto) y largo plazo (20 trimestres). En negrita el shock con mayor ponderación en cada horizonte.

7 ERPT condicional a shocks: comparación entre países

Los resultados entre países ofrecen respuestas interesantes a la evidencia de una significativa heterogeneidad en el impacto relativo de cada shock cambiario y son consistentes con los hechos estilizados reseñados anteriormente.

La figura 4 muestra los coeficientes de ERPT ante cada uno de los 6 shocks identificados, pero esta vez con el valor medio de cada país (Brasil, Chile, México, Perú y Canadá). La Tabla A3 del Anexo muestra el estimador punto y los intervalos de confianza al 68% de cada coeficiente, y las figuras A2.a-e y A3.a-e del Anexo son, respectivamente, las funciones de respuesta al impulso simple (IRF) y acumulada (CIRF) de la inflación a una depreciación del 1% en el tipo de cambio, en un horizonte

de 20 trimestres. La figura 5 muestra la descomposición de varianzas del error de pronóstico por país a largo plazo (20 trimestres) entre los seis shocks (la sumatoria de FEVDs por país suma 100%) y la tabla A4 del anexo muestra los mismos resultados para el corto y largo plazo.

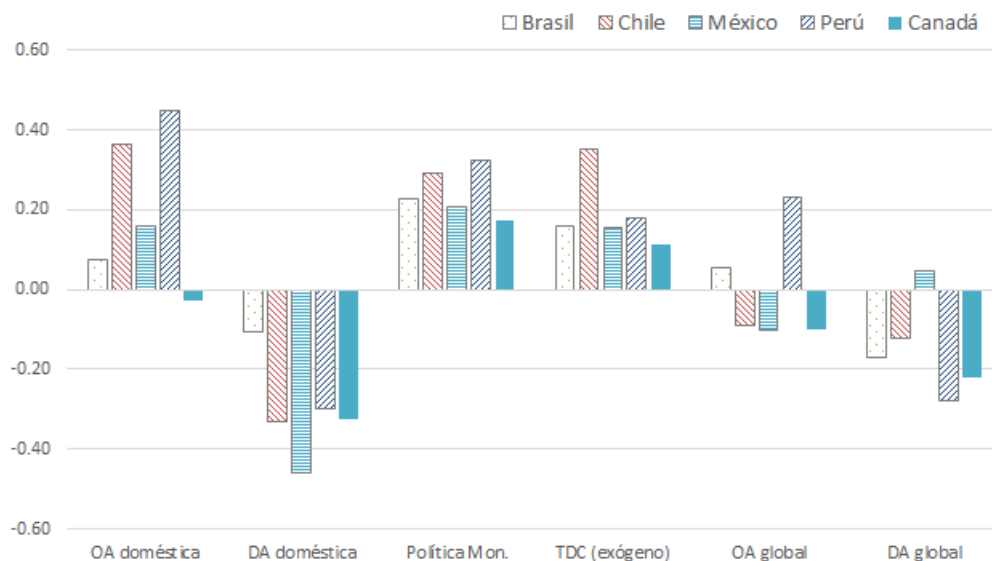


Figura 4: ERPT condicional a la naturaleza del shock (estimador punto e intervalo de confianza al 68%) por país (filas) y por naturaleza del shock cambiario (columnas).

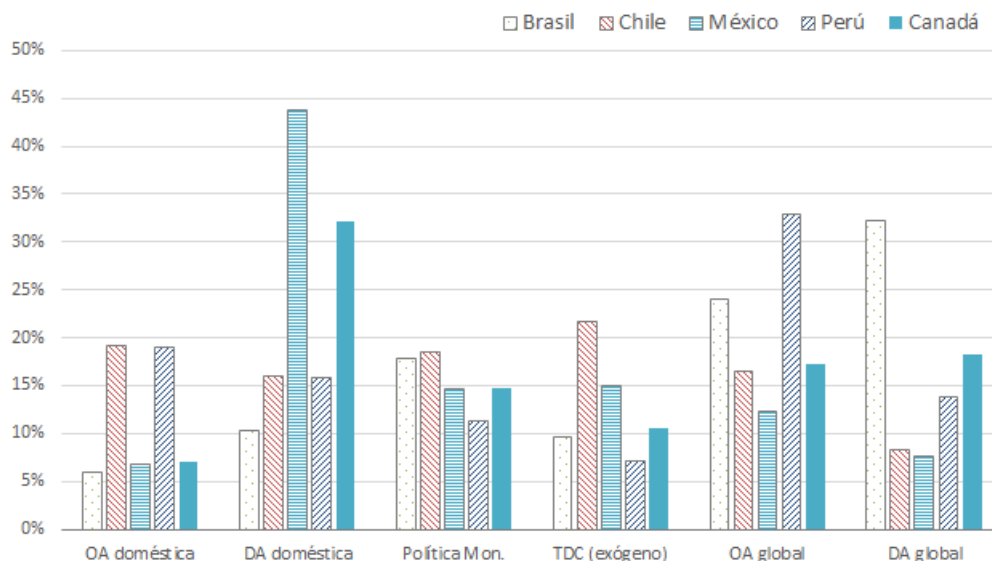


Figura 5: Varianza del error de pronóstico de la inflación (% de varianza explicada por cada tipo de shock cambiario), por país (filas) y por shock (columnas); se reportan resultados de corto (1 trimestre después del impacto) y largo plazo (20 trimestres). En negrita el shock con mayor ponderación en cada horizonte.

Los coeficientes de ERPT en Brasil son en promedio los menores para todos los tipos de shocks. Sólo para shocks de política monetaria (0.23) y cambiarios exógenos (0.16) los valores son superiores al ERPT estimado en forma reducida. Esto es consistente con el hecho estilizado que el ratio de volatilidad tipo de cambio / inflación es el más alto de toda la muestra, y sugiere que la dinámica de la inflación en Brasil es menos dependiente del canal del ERPT que en el resto de los países. Destaca que los shocks globales tienen una ponderación alta en la FEVD de la inflación en Brasil (54% y 56% en el corto y largo plazo, respectivamente), pero dado que éstos no están asociados a un ERPT estadísticamente distinto de cero, es posible interpretar estos resultados como evidencia de mayor impacto de shocks globales en la inflación de Brasil por canales alternativos al ERPT.

Los resultados para Chile confirman la presencia de un ERPT mayor en valor absoluto al resto de los países de estudio. El ERPT asociado a los shocks de oferta agregada doméstica, política monetaria y TDC exógeno es igual o ligeramente mayor a 0.3, mientras que el ERPT asociado a shocks de demanda agregada doméstica es negativo (-0.33). Dada la similitud entre el ERPT en forma reducida y el promedio de los 3 primeros shocks, en conjunto con una volatilidad del tipo de cambio moderada (mayor a México, Canadá y Perú y significativamente menor a Brasil), estos resultados sugieren que los shocks típicamente asociados a pass-through alto son predominantes en la dinámica de inflación de Chile - lo cual está confirmado en la FEVD, puesto que estos 3 shocks representan casi 2 tercios de la varianza en el pronóstico de la inflación - lo que lleva al resultado del mayor ERPT promedio para este país.

México es quizás el mayor *outlier* del análisis, puesto que los shocks de demanda agregada representan un porcentaje desproporcionado de la varianza del error de pronóstico de la inflación (48% en corto plazo y 44% a largo plazo). Este hallazgo confirma la hipótesis de que la correlación negativa entre depreciaciones cambiarias e inflación en la historia reciente de este país, se debe a que buena parte de los movimientos en el tipo de cambio han estado asociados a sorpresas transitorias en la actividad doméstica.

Perú arroja resultados similares a Chile. Las medidas de ERPT asociadas a shocks de oferta agregada doméstica (0.45) y política monetaria (0.32) son significativamente mayores al coeficiente en forma reducida. La principal diferencia es que los shocks cambiarios exógenos tienen un ERPT asociado ligeramente menor (0.18) y a su vez explican un porcentaje muy pequeño de la varianza del error de pronóstico de la inflación (7% a corto y largo plazo); por otro lado, la FEVD explicada por shocks de oferta agregada (doméstica y global) es 54 y 52% en el corto y largo plazo, respectivamente. Estos resultados sugieren que los movimientos en el tipo de cambio de Perú están asociados a cambios permanentes en el producto (algo que es consistente con la tendencia de alto crecimiento del producto y volatilidad moderada en los hechos estilizados de Perú) y sugieren que el bajo coeficiente de ERPT en Perú observado en el período de estudio podría ser el resultado de que el país está en una fase de crecimiento en el PIB potencial, que es positivo para la actividad y consistente con expectativas de inflación bien ancladas.

Por último, destaca que Canadá es relativamente similar a México, puesto que también enfrenta un ERPT promedio negativo y mayor porcentaje de FEVD explicada por shocks de demanda (50 y 49 % en el corto y el largo plazo, respectivamente), pero exhibe un coeficiente de ERPT estadísticamente igual a 0 ante shocks de oferta agregada. Este resultado sugiere que las expectativas de inflación están

mejor ancladas en Canadá que para el resto de los países, puesto que depreciaciones inducidas por caídas permanentes en el producto no se traducen en una respuesta positiva en la inflación.

Una exhibición más detallada del impacto de los shocks estructurales en los movimientos del tipo de cambio, la inflación y las demás variables relevantes de la economía se puede encontrar en las figuras A4.a-e (Descomposición Histórica de cambios en el tipo de cambio e inflación por país) y A5.a-e (Funciones de respuesta al impulso acumuladas de todo el sistema) en el Anexo.

Los patrones que se evidencian en los coeficientes de ERPT por país se reflejan en la HD de ambas series:

- **Brasil:** destaca que la tendencia es mucho más importante que la suma de los shocks para describir la dinámica de inflación (a excepción del período de inflación alta en 2002, que fue identificado como principalmente producto de shocks globales).
- **Chile:** los shocks de política monetaria y cambiarios exógenos dominan al resto de los movimientos, y la tendencia tiene un peso ligeramente menor que en el caso de Brasil
- **México:** la gran mayoría de las variaciones en la inflación se explican como producto de la tendencia y shocks de demanda agregada doméstica (nuevamente consistente con el ERPT estimado en forma reducida y estructural).
- **Perú:** destaca que los dos principales brotes de inflación (2002 y 2007-08) fueron estimados como provenientes de shocks de Oferta Agregada (doméstica y global) con un peso importante de la tendencia en la dinámica de inflación.
- **Canadá:** la dinámica inflacionaria es mucho más errática (ya que la inflación promedio es cercana a cero y suele caer a terreno negativo con más frecuencia que para el resto de los países estudiados); no obstante, se hace evidente que los shocks de demanda agregada son el principal determinante de la inflación de este país (con combinaciones de shocks domésticos y globales de demanda agregada en la misma dirección explicando los brotes de inflación en 2005 y 2007, y la caída abrupta en 2008 al inicio de la Gran Recesión).

8 Extensiones y pruebas de robustez

8.1 Política Monetaria

Una manera de comprobar si los resultados son consistentes con la acción de los bancos centrales de estas economías consiste en analizar sus reglas (empíricas) de política monetaria. Esto corresponde a la ecuación de la tasa de interés de política (i_t) del VAR estimado para cada país. Los resultados se presentan a continuación en la Figura 6 (y en forma extensiva, en la tabla A5 del Anexo). En este caso, definimos los parámetros de política monetaria como la suma de los coeficientes autoregresivos de cada variable del VAR, e interpretamos su valor como el grado de activismo del banco central para reaccionar a perturbaciones en cada una de las variables relevantes de la economía (a excepción del parámetro de i_t , que se interpreta como la 'inercia' en la política monetaria).

Dado que estos bancos siguen Metas de Inflación (MIs), debemos esperar que el parámetro asociado a p_t sea positivo y estadísticamente significativo (y preferiblemente mayor en magnitud al parámetro asociado al producto - y_t - ya que éste no es un objetivo central del banco central que persigue MIs). También debemos esperar una alta persistencia en la tasa de interés, puesto que en un entorno de

estabilidad de precios, el banco central no necesita cambiar constantemente su tasa de política; sólo debe actuar cuando la economía recibe el impacto de shocks de oferta y demanda agregada (y sus actuaciones cuando los fundamentos no lo ameritan se pueden interpretar como 'shocks' de política monetaria).

Los resultados en todos los países son consistentes con este objetivo: los parámetros de inercia (i_t) son cercanos a 1 y estimados con precisión; los parámetros de inflación (p_t) son los más altos en valor absoluto después del parámetro de inercia, y si bien su estimación tiene un intervalo de confianza mayor y son estadísticamente distintos de cero en todos los países (un resultado robusto, considerando que el VAR identificado con restricciones de signo está sujeto a un alto nivel de incertidumbre en la estimación). Sólo para Canadá este parámetro es relativamente bajo (lo cual parece ser consistente con el hecho que las expectativas de inflación están mejor ancladas en este país versus el resto de la muestra).

A su vez, destaca que la evolución de los precios externos es relativamente poco importante en la decisión de política monetaria de los bancos centrales (todos los coeficientes son cercanos a cero), excepto para México, donde el parámetro asociado al índice de precios externos es similar al de la inflación doméstica. Este hallazgo podría explicar una diferencia sustancial en la conducción de la política monetaria en este país versus el resto de la muestra, pero no se cuenta con evidencia para determinar si esta diferencia es la que causa el coeficiente de ERPT negativo distinto al resto de los países, o si es alguna característica estructural del país la que motiva a que tanto la política monetaria como el ERPT sean distintos al resto de la región en esta dimensión.

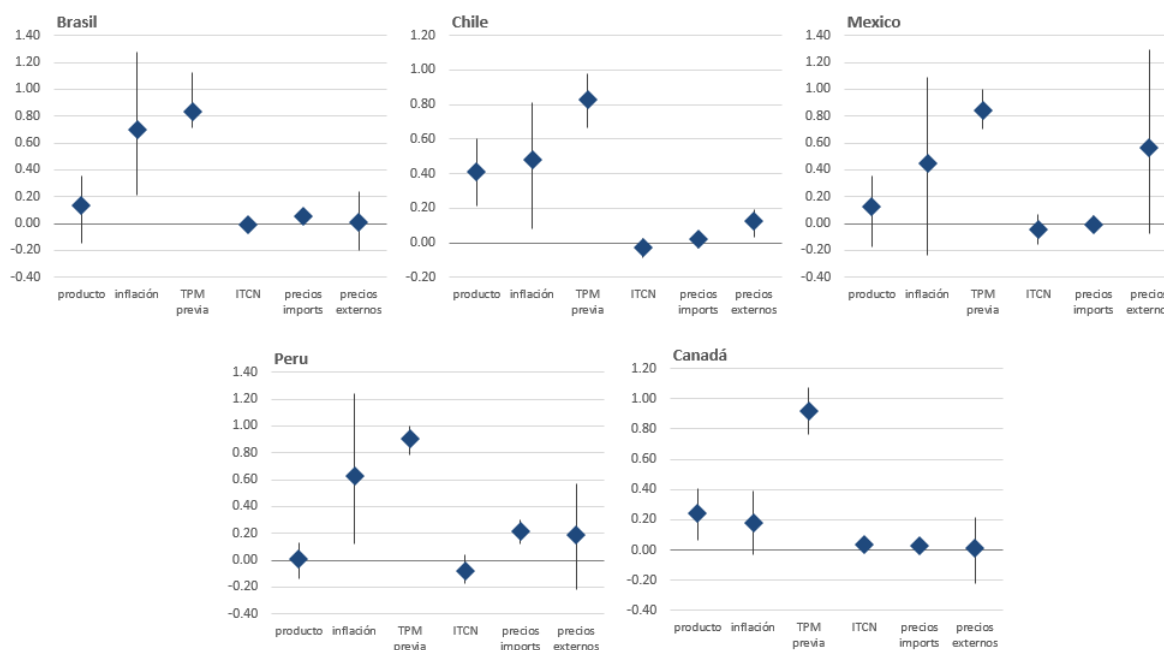


Figura 6: Parámetros de política monetaria (suma de coeficientes de cada variable en la ecuación de i_t en el VAR Estructural) por país. Sistema identificado a partir de restricciones de signo y ceros a largo plazo, estimado con métodos Bayesianos. Se reporta el valor de la Mediana y los límites inferior y superior del intervalo de confianza al 68% de los coeficientes estimados.

8.2 Shocks de Oferta y Demanda 'Domésticos' versus 'Globales'

Una manera de comprobar la robustez de los resultados del trabajo consiste en verificar si los shocks estructurales identificados con la metodología de signos y ceros son consistentes con perturbaciones macroeconómicas bien definidas (y no sólo el producto de imponer ortogonalidad en los residuos del VAR en forma reducida). El estudio de una serie de países relativamente similares en términos de su exposición al resto del mundo - y en la misma ventana de tiempo - ofrece la posibilidad de comparar la distribución de los shocks externos identificados en el trabajo.

La validación de los shocks no fue realizada en el trabajo de Forbes et Al (2018) - dado que éste se enfocó únicamente en el Reino Unido - pero tampoco se hizo en Forbes et Al (2017), probablemente debido a que tenían rangos de tiempo distintos para todos los países que estudiaron en su trabajo. La inclusión de este test, por consiguiente, representa un aporte original de este trabajo - uno que podría ser incluido en subsiguientes trabajos con VARs estimados para una muestra de países (sin limitarse a estudios sobre el traspaso de tipo de cambio a precios únicamente).

A priori, deberíamos esperar un cierto grado de correlación positiva entre las series, ya que los países plausiblemente están expuestos a los mismos shocks externos. En este caso, no obstante, los resultados sugieren lo contrario.

La tabla 2 expone la matriz de correlaciones de las series de precios externos de los 6 países, y las tablas 3 y 4 muestran la matriz de correlaciones de los shocks de oferta y demanda agregada global, respectivamente. Las figuras A6 y A7 (en el anexo) muestran la evolución histórica de cada serie por país. Mientras las series de precios externos muestran - con excepción de Brasil - correlaciones positivas y significativas entre las series de precios externos (p_t^*) entre países, sólo existe evidencia de correlación positiva entre Brasil y Chile para ambos tipos de shocks, y entre Perú y México para shocks de oferta agregada global; para el resto de los pares de países, las correlaciones de los 'shocks globales' son cercanas a cero.

Por ende, no podemos garantizar que los resultados para los shocks de naturaleza global (OA y DA) son robustos a las proxys de p_t^* empleadas - especialmente en el caso de Brasil, cuya medida de precios externos exhibe correlaciones muy bajas con respecto al resto de la muestra - o a la combinación de signos que se empleó para identificar los shocks de esta naturaleza. Por ello, a pesar de la evidencia de que son una fuente importante de la variabilidad histórica en la inflación de estos países (de acuerdo a las FEVD de cada país), no podemos decir a priori si estos shocks están asociados a una respuesta sistemáticamente positiva o negativa en la inflación de los países de la muestra.

Este resultado refuerza una de las principales limitantes de la metodología de restricciones de signos (y probablemente de toda la metodología de VARs en general): si bien se está imponiendo el signo de las respuestas en las variables del sistema a cada shock (según las predicciones de un modelo teórico), no es posible desenredar del todo la endogeneidad entre las variables. Como resultado, los shocks identificados - a pesar de que son ortogonales por construcción - pueden estar presentes en la dinámica de las series simultáneamente, llevando a un desafío adicional: ¿Cómo interpretar los resultados en la práctica?

En la descomposición histórica de las series (figuras A4.a a A4.e en el Anexo) se evidencia que los

movimientos en el tipo de cambio y la inflación en cada período se representan como combinaciones de los 6 shocks y todos inciden en la dinámica de p_t y s_t en virtualmente todos los períodos; las diferentes magnitudes de cada uno en cada período determinan cuál es el shock que está 'dominando' la dinámica de las series en ese momento en particular. El pronóstico en tiempo real del ERPT efectivo al que está expuesto en la economía es complicado. A lo sumo, podemos hacer una opinión informada de acuerdo a cuál es el shock que probablemente dominará en la economía en el corto plazo (y definir el rango en que se puede ubicar el ERPT efectivo, consistente con el ERPT asociado al shock que se considere dominante en ese momento). Todo esto tomando en cuenta la limitante de que la metodología actual no está capturando los shocks externos de forma consistente entre países.

| | Brazil | Chile | Mexico | Peru | Canada |
|--------|--------|-------|--------|-------|--------|
| Brazil | 1 | -0.13 | -0.22 | -0.04 | -0.13 |
| Chile | -0.13 | 1 | 0.54 | 0.65 | 0.62 |
| Mexico | -0.22 | 0.54 | 1 | 0.71 | 0.71 |
| Peru | -0.04 | 0.65 | 0.71 | 1 | 0.78 |
| Canada | -0.13 | 0.62 | 0.71 | 0.78 | 1 |

Tabla 2: Matriz de correlaciones de series de p_t^* entre países

| | Brazil | Chile | Mexico | Peru | Canada |
|--------|--------|-------|--------|-------|--------|
| Brazil | 1 | 0.42 | -0.24 | -0.20 | 0.13 |
| Chile | 0.42 | 1 | -0.33 | -0.09 | 0.19 |
| Mexico | -0.24 | -0.33 | 1 | 0.27 | -0.28 |
| Peru | -0.20 | -0.09 | 0.27 | 1 | -0.46 |
| Canada | 0.13 | 0.19 | -0.28 | -0.46 | 1 |

Tabla 3: Matriz de correlación de shocks de 'Oferta Agregada Global' entre países

| | Brazil | Chile | Mexico | Peru | Canada |
|--------|--------|-------|--------|-------|--------|
| Brazil | 1 | 0.23 | -0.20 | -0.04 | 0.14 |
| Chile | 0.23 | 1 | 0.13 | -0.11 | 0.01 |
| Mexico | -0.20 | 0.13 | 1 | -0.44 | 0.09 |
| Peru | -0.04 | -0.11 | -0.44 | 1 | -0.16 |
| Canada | 0.14 | 0.01 | 0.09 | -0.16 | 1 |

Tabla 4: Matriz de correlación de shocks de 'Demanda Agregada Global' entre países

9 Conclusiones

Este trabajo representa el primer esfuerzo de aplicar la metodología de Vectores Autoregresivos Estructurales - identificados con restricciones de signos y ceros - para la estimación de coeficientes de traspaso cambiario a inflación de acuerdo a la naturaleza del shock, de forma que los resultados sean comparables directamente en una muestra de países similares en su 'estructura' (y, críticamente, en la conducción de la política monetaria) y para un intervalo de tiempo común a toda la muestra.

En primer lugar, quedó demostrado que 'los shocks importan' de manera similar (y más importante, en similares direcciones) para explicar la relación entre tipo de cambio e inflación para países emergentes

y desarrollados de las Américas. Los hallazgos reportados por la literatura previa en otras economías y plazos de tiempo se mantienen a grandes rasgos - los shocks exógenos, de oferta agregada y de política monetaria están asociados al mayor coeficiente de ERPT, mientras que los shocks de demanda agregada están asociados a un ERPT negativo y los shocks globales tienen un impacto incierto en la dinámica de la inflación doméstica.

En segundo lugar, se ofrece evidencia sugestiva de que los shocks cambiarios que enfrentan estos países son significativamente distintos, y esto en parte explica la diferencia en sus resultados de ERPT promedio.

Brasil es poco afectado por shocks de oferta o demanda doméstica (y su inflación depende en mayor medida de shocks de oferta y agregada global). Chile está más afectado por shocks típicamente asociados a ERPT alto (especialmente shocks cambiarios exógenos). México está desproporcionadamente influenciado por shocks de demanda agregada doméstica (generalmente asociados a un ERPT negativo). Perú está principalmente influenciado por shocks de oferta agregada doméstica y global (que puede ser producto de que el país está en un estadio de desarrollo distinto al resto de la muestra, evidenciado por tener el mayor crecimiento promedio del producto en el período estudiado). Por último, Canadá tiene una influencia similar a México en términos de mayor ponderación de shocks de demanda agregada (pero con mayor influencia de shocks de DA globales, y muy poco o nulo impacto de shocks de oferta agregada doméstica en el tipo de cambio o en la inflación).

Posibles extensiones a este trabajo radican en mejorar la identificación de los diferentes tipos de shocks cambiarios, de modo de poder capturar mejor la idea de que la economía está afectada por distintas fuerzas simultáneamente, pero el hecho que ciertos shocks dominan sobre el resto lleva a coeficientes de ERPT que varían en el tiempo. Esta limitante se hizo particularmente evidente para los shocks globales (queda sin resolver la pregunta de si la poca significancia estadística es producto de que no se identificó una relación económicamente significativa entre precios externos e inflación doméstica ortogonal a variaciones en el tipo de cambio; o, por otro lado que los resultados se confunden con error de medida en las proxys empleadas en este estudio), pero también es un punto a atender en el caso de los shocks cambiarios 'exógenos'.

Los movimientos idiosincráticos en los tipos de cambio en las economías de América Latina son comunes y altamente heterogéneos (por ejemplo, la volatilidad del tipo de cambio de Brasil es un orden de magnitud superior a la de Perú), y este trabajo no hace suficiente en términos de aislar movimientos puramente idiosincráticos en el tipo de cambio de cada país. No obstante, la identificación de shocks puramente exógenos al tipo de cambio no es trivial y es posible que la metodología de restricciones de signos y ceros no sea capaz de aislar una fuente exógena de variación en el tipo de cambio para efectos de este análisis.

En este sentido, una prueba de robustez importante para este trabajo podría consistir en un enfoque de VAR alternativo conocido como Proxy-SVAR, utilizando un instrumento para aislar variación exógena en el tipo de cambio, a modo de llegar a funciones de respuesta al impulso a este shock sin la necesidad de estimar múltiples IRFs consistentes con las restricciones de signos (con toda la incertidumbre asociada a esta metodología).

Posibles candidatos para este instrumento se podrían encontrar en los mercados financieros - que ofrecen una proxy de variaciones esperadas en el tipo de cambio en los mercados de *forwards* consistente con la paridad no cubierta de tasas de interés. La diferencia entre esta expectativa y las variaciones efectivas en el tipo de cambio, si se cumplen los supuestos de primera etapa fuerte y restricción de exclusión, podrían utilizarse como un shock 'puramente exógeno', y a través de esta vía estimar un nuevo coeficiente de ERPT comparable con los resultados de este artículo.

Viendo hacia adelante, el debate más reciente en la academia gira en torno a los determinantes externos de la inflación en un sentido más amplio, más allá del canal del pass-through cambiario. La academia no ha determinado conclusivamente la relación entre la tendencia hacia mayor globalización en las últimas 3 décadas y los 'puzzles' de inflación de años recientes, reflejados en una postura marcadamente expansiva de los bancos centrales de las economías desarrolladas a pesar que las tasas de desempleo en buena parte de estos países están en o cerca de mínimos históricos.

Los resultados de Forbes (2019) sugieren que existe un único componente principal que explica una proporción significativa de la varianza en la inflación global medida por IPC e IPP (las dinámicas de estos índices para todos los países se determinan "afuera"), pero el rol de una variable global conjunta es mucho menor para la inflación subyacente y los salarios (cuyas dinámicas se determinan "adentro"). Una mejor identificación del impacto de shocks externos en la dinámica de inflación de las economías desarrolladas y emergentes - que puede reflejada en el traspaso de tipo de cambio a precios, pero también directamente en el traspaso de inflación externa a doméstica - es una línea de investigación que muy probablemente mantendrá relevancia en los próximos años, y representa un desafío que va más allá del alcance del presente trabajo de investigación.

Referencias

- An, Lian, and Jian Wang. "Exchange rate pass-through: Evidence based on vector autoregression with sign restrictions." *Open Economies Review* 23.2 (2012): 359-380.
- Arslan, Yavuz, Martina Jasova, and Előd Takáts. *The inflation process*. BIS Paper 89c (2016).
- Banco Central de Chile. *VI.1 - Traspaso del tipo de cambio a precios*. [Informe de Política Monetaria \(Mar 2018\)](#)
- Berger, David, and Joseph S. Vavra. *Volatility and Pass-through*. National Bureau of Economic Research (NBER) [working paper No. w19651](#) (2013).
- Bernanke, Ben. "The great moderation." Washington, DC (2004).
- Binning, Andrew. *Underidentified SVAR models: A framework for combining short and long-run restrictions with sign-restrictions*. Available at SSRN 2350094 (2013).
- Blanchard, Olivier J., and Danny Quah. *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*. [The American Economic Review](#) Vol. 79, No. 4 (1989)
- Canova, Fabio, and Gianni De Nicolò. "On the Sources of Business Cycles in the G-7." *Journal of international economics* 59.1 (2003): 77-100.

- Carrière-Swallow, Yan, and Luis Felipe Céspedes. "The impact of uncertainty shocks in emerging economies." *Journal of International Economics* 90.2 (2013): 316-325.
- Ca'Zorzi, Michele, Elke Hahn, and Marcelo Sánchez. *Exchange rate pass-through in emerging markets*. [ECB Working Paper 739 \(2007\)](#)
- Choudhri, Ehsan U., and Dalia S. Hakura. *Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?*. *Journal of International Money and Finance* 25.4 (2006): 614-639.
- Comunale, Mariarosaria, and Davor Kunovac. *Exchange rate pass-through in the euro area*. [ECB Working Paper Series, No 2003 \(2017\)](#).
- Eastwood, Brian. *Moving beyond the monetary policy rule of thumb*. [MIT Management Sloan School, Ideas Made to Matter \(2018\)](#)
- Ellis, Colin, Haroon Mumtaz, and Pawel Zabczyk. *What lies beneath? A time-varying FAVAR model for the UK transmission mechanism*. *The Economic Journal* 124.576 (2014): 668-699.
- Forbes, Kristin J., Ida Hjortsoe, and Tsvetelina Nenova. *The Shocks Matter: Improving Our Estimates of Exchange Rate Pass-Through*. Available at SSRN 2689737 (2015).
- Forbes, Kristin J. *Has globalization changed the inflation process?*. [BIS Working Paper No 791 \(2019\)](#)
- Forbes, Kristin J., Ida Hjortsoe, and Tsvetelina Nenova. *Shocks versus structure: explaining differences in exchange rate pass-through across countries and time*. Bank of England Discussion Paper No. 50 (2017).
- Forbes, Kristin, Ida Hjortsoe, and Tsvetelina Nenova. *The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through*. *Journal of International Economics* 114 (2018): 255-275.
- Forbes, Kristin. *Inflation Dynamics: Dead, Dormant, or Determined Abroad?*. [Brookings Papers on Economic Activity, Washington, DC. \(2019\)](#).
- García-Schmidt, Mariana, and Javier Garcia-Cicco. *Revisiting the exchange rate pass through: A general equilibrium perspective*. . Disponible en: [Documento de Trabajo No 826, Banco Central de Chile \(2018\)](#).
- Hjortsoe, Ida, Martin R. Weale, and Tomasz Wieladek. "Monetary policy and the current account: theory and evidence." (2016).
- Jasova, Martina, Richhild Moessner, and Előd Takáts. *Exchange rate pass-through: what has changed since the crisis?*. [BIS Working Paper No 583 \(2016\)](#).
- Jašová, Martina, Richhild Moessner, and Előd Takáts. *Domestic and global output gaps as inflation drivers: what does the Phillips curve tell?*. *Economic Modelling* (2019).
- Litterman, R. *Forecasting with Bayesian vector autoregressions - five years of experience*. *Journal of Business and Economics Statistics*, 4(1),25-38 (1986).
- McCallum, Bennett T. *A reconsideration of the uncovered interest parity relationship*. [Journal of Monetary Economics](#) 33.1 (1994): 105-132.

- Mishkin, Frederic S. *Inflation dynamics*. International Finance 10.3 (2007): 317-334.
- Rubio-Ramirez, Juan F., Daniel F. Waggoner, and Tao Zha. *Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference*. The Review of Economic Studies 77.2 (2010): 665-696.
- Sansone, Andrés, and Santiago Justel. *Exchange rate pass-through to prices: VAR evidence for Chile*. (2015).
- Schmidt-Hebbel, Klaus, and Alejandro Werner. *Inflation targeting in Brazil, Chile, and Mexico: performance, credibility, and the exchange rate*. Economia 2.2 (2002): 31-79.
- Shambaugh, Jay. *A new look at pass-through*. Journal of International Money and Finance 27.4 (2008): 560-591.
- Taylor, John B. *Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms*. European economic review 44.7 (2000): 1389-1408.
- Williams, John C. "Inflation targeting and the global financial crisis: successes and challenges." (2014). ["Conference on Fourteen Years of Inflation Targeting in South Africa and the Challenge of a Changing Mandate"](#)

10 Anexos

10.1 Tablas

Tabla A1: Base de datos por país (trimestral, 2000q1-2019q2)

| Variable | Serie | Fuente | Tratamiento |
|---------------|------------------------------------------------------------------------------------------|---------|-------------------------------------|
| Brasil | | | |
| y_t | GDP (Chained 2000 National Currency Units, Seasonally Adjusted) | FRED | log dif |
| p_t | CPI: All Items for Brazil, Index 2015=100, Quarterly, Not Seasonally Adjusted | FRED | SA(X-12) + log dif |
| i_t | Federal Funds Rate for Brazil, Percent, Quarterly, Not Seasonally Adjusted | FRED | filtro HP (comp. cíclico) |
| s_t | 20360 - Nominal effective exchange rate index - Jun/1994=100 - Index | BCB | log dif |
| p_t^m | ÍNDICE DE PREÇOS DAS IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS (Base 2006=100; originally in USD) | FUNCEX | SA(X-12) + x USD/BRL rate + log dif |
| p_t^* | Derivado de 11752 - Real effective exchange rate index (IPCA) - Jun/1994=101 | BCB | SA(X-12) + log dif |
| Chile | | | |
| y_t | PIB volumen a precios del año anterior encadenado (desestacionalizado, mmm CLP 2013) | BCCh | log dif |
| p_t | IPC General (series empalmadas) | BCCh | SA(X-12) + log dif |
| i_t | Tasa de política monetaria (TPM) (porcentaje) | BCCh | filtro HP (comp. cíclico) |
| s_t | Tipo de cambio multilateral Chile - TCM (índices 2 enero 1998=100) | BCCh | log dif |
| p_t^m | Índices de precios de importaciones trimestrales (series empalmadas) | BCCh | SA(X-12) x USD/CLP rate + log dif |
| p_t^* | Índice de precios externos - IPE (índice promedio 1986=100) | BCCh | SA(X-12) + log dif |
| México | | | |
| y_t | Producto interno bruto (series desestacionalizadas, mm MXN de 2013) | Banxico | log dif |
| p_t | IPC Por objeto del gasto Nacional, Índice General (base julio 2008=100) | Banxico | SA(X-12) + log dif + filtro HP |
| i_t | Cetes a 28 días, Tasa de interés promedio mensual, en por ciento anual | Banxico | filtro HP (comp. cíclico) |
| s_t | Índice de tipo de cambio externo en monedas por dólar, E*, CPI con respecto a 111 países | Banxico | log dif |
| p_t^m | INDICE GENERAL DE PRECIOS DE LAS IMPORTACIONES, EN DOLARES (base 1980=100) | Banxico | SA(X-12) x MXN/USD rate + log dif |
| p_t^* | Índice de precios externos en monedas, P*, CPI con respecto a 111 países | Banxico | SA(X-12) + log dif |
| Peru | | | |
| y_t | Producto bruto interno (millones de soles constantes de 2007) | BCRP | SA(X-12) + log dif |
| p_t | Índice de precios Lima Metropolitana (índice 2009 = 100) - IPC | BCRP | SA(X-12) + log dif |
| i_t | Tasa de Referencia de la Política Monetaria (CD BCRP) | BCRP | filtro HP (comp. cíclico) |
| s_t | Tipo de cambio nominal (S/ por canasta) - Promedio | BCRP | log dif |
| p_t^m | Índice de precios Lima Metropolitana (índice 2009 = 100) - IPC Importado | BCRP | SA(X-12) + log dif |
| p_t^* | IPC Externo Multilateral (base 2009=100) | BCRP | SA(X-12) + log dif |
| Canada | | | |
| y_t | Producto Interno Bruto (enfoque del gasto) en dólares constantes de 2012, SA | BOC | log dif |
| p_t | Índice de Precios al Consumidor (IPC) con ajuste estacional | BOC | log dif |
| i_t | Tasa de Referencia de Política Monetaria (CORRA) | FRED | filtro HP (comp. cíclico) |
| s_t | Índice de tipo de cambio Efectivo de Canada (CEER) | BOC | log dif |
| p_t^m | Índice de Precio de Exportaciones (balanza de pagos, índice Paasche, SA) | STATCAN | log dif |
| p_t^* | Derivado de Real effective exchange rate index (1999q4=100) | BOC | log dif |

Tabla A1: Base de datos por país (nombre de serie, fuente y tratamiento aplicado a los datos). Datos trimestrales, 2000q1-2019q2

| | y_t | p_t | i_t | s_t | p_t^m | p_t^* |
|-------------------------|-------|--------------|-------|-------|---------|---------|
| Brasil | | | | | | |
| \bar{x} | 0.25 | 0.66 | 13.20 | -0.16 | 0.64 | 0.80 |
| $\sigma(x)$ | 1.02 | 0.72 | 9.27 | 6.62 | 7.10 | 1.58 |
| $\rho(x, s_t)$ | -0.27 | 0.10 | -0.05 | 1.00 | 0.92 | 0.18 |
| $\rho(x_t, x_{t-1})$ | 0.40 | 0.61 | 0.96 | 0.18 | 0.20 | 0.48 |
| $\sigma(s_t)/\sigma(x)$ | 6.5 | 9.2 | 0.7 | 1.0 | 0.9 | 4.2 |
| Chile | | | | | | |
| \bar{x} | 0.40 | 0.34 | 3.84 | 0.06 | 0.20 | 0.24 |
| $\sigma(x)$ | 0.75 | 0.54 | 3.20 | 3.40 | 3.97 | 2.22 |
| $\rho(x, s_t)$ | -0.20 | 0.34 | 0.26 | 1.00 | 0.84 | -0.30 |
| $\rho(x_t, x_{t-1})$ | 0.36 | 0.61 | 0.88 | 0.17 | 0.11 | 0.44 |
| $\sigma(s_t)/\sigma(x)$ | 4.5 | 6.3 | 1.1 | 1.0 | 0.9 | 1.5 |
| México | | | | | | |
| \bar{x} | 0.25 | 0.47 | 6.58 | -0.12 | 0.64 | 0.29 |
| $\sigma(x)$ | 0.51 | 0.22 | 3.04 | 1.04 | 2.02 | 0.18 |
| $\rho(x, s_t)$ | -0.18 | -0.02 | 0.06 | 1.00 | 0.17 | -0.14 |
| $\rho(x_t, x_{t-1})$ | 0.40 | 0.17 | 0.93 | 0.13 | -0.15 | 0.28 |
| $\sigma(s_t)/\sigma(x)$ | 2.0 | 4.8 | 0.3 | 1.0 | 0.5 | 5.8 |
| Perú | | | | | | |
| \bar{x} | 0.49 | 0.25 | 5.07 | 0.04 | 0.33 | 0.29 |
| $\sigma(x)$ | 0.52 | 0.15 | 2.93 | 0.68 | 0.72 | 0.18 |
| $\rho(x, s_t)$ | 0.04 | 0.11 | -0.15 | 1.00 | 0.04 | -0.09 |
| $\rho(x_t, x_{t-1})$ | 0.21 | 0.38 | 0.98 | 0.15 | 0.41 | 0.29 |
| $\sigma(s_t)/\sigma(x)$ | 1.3 | 4.6 | 0.2 | 1.0 | 0.9 | 3.8 |
| Canadá | | | | | | |
| \bar{x} | 0.22 | 0.21 | 2.32 | 0.08 | 0.05 | 0.24 |
| $\sigma(x)$ | 0.26 | 0.22 | 1.54 | 1.40 | 0.96 | 0.21 |
| $\rho(x, s_t)$ | -0.15 | -0.19 | -0.04 | 1.00 | 0.65 | -0.33 |
| $\rho(x_t, x_{t-1})$ | 0.46 | -0.18 | 0.97 | 0.10 | 0.26 | 0.05 |
| $\sigma(s_t)/\sigma(x)$ | 5.3 | 6.3 | 0.9 | 1.0 | 1.5 | 6.6 |

Tabla A2: Hechos estilizados de las series por país (media, volatilidad anualizada, correlación con tipo de cambio, autocorrelación y ratio volatilidad tipo de cambio vs. serie). Énfasis añadido en la correlación entre p_t y s_t por país.

| <i>Shocks</i> | | OA doméstica | DA doméstica | Política Mon. | TDC (exógeno) | OA global | DA global |
|---------------|--------|--------------|--------------|---------------|---------------|-----------|-----------|
| Brasil | (high) | 0.19 | 0.03 | 0.66 | 0.46 | 0.17 | 0.06 |
| | ERPT | 0.08 | -0.11 | 0.23 | 0.16 | 0.05 | -0.17 |
| | (low) | 0.01 | -0.50 | 0.11 | 0.00 | -0.22 | -0.45 |
| Chile | (high) | 1.01 | -0.08 | 0.57 | 0.87 | 0.09 | 0.32 |
| | ERPT | 0.36 | -0.33 | 0.29 | 0.35 | -0.09 | -0.12 |
| | (low) | 0.03 | -0.56 | 0.11 | 0.12 | -0.73 | -0.39 |
| México | (high) | 0.48 | -0.19 | 0.89 | 0.45 | 0.32 | 0.64 |
| | ERPT | 0.16 | -0.46 | 0.21 | 0.16 | -0.10 | 0.05 |
| | (low) | 0.01 | -0.96 | 0.08 | 0.08 | -0.88 | -0.36 |
| Perú | (high) | 1.02 | -0.12 | 0.86 | 0.55 | 1.68 | 0.38 |
| | ERPT | 0.45 | -0.30 | 0.32 | 0.18 | 0.23 | -0.28 |
| | (low) | 0.20 | -0.88 | 0.07 | 0.02 | -0.90 | -1.31 |
| Canadá | (high) | 0.55 | -0.02 | 0.49 | 0.26 | 0.47 | 0.63 |
| | ERPT | -0.03 | -0.32 | 0.18 | 0.11 | -0.10 | -0.22 |
| | (low) | -0.57 | -0.76 | 0.06 | 0.05 | -0.78 | -1.02 |

Tabla A3: Pass-through cambiario (ERPT) condicional a la naturaleza del shock. Estimador punto e intervalo de confianza al 68% por país (filas) y por naturaleza del shock cambiario (columnas).

| <i>Shocks</i> | | OA doméstica | DA doméstica | Política Mon. | TDC (exógeno) | OA global | DA global |
|---------------|-------------------------------|--------------|--------------|---------------|---------------|-----------|-----------|
| Brasil | <i>impacto (1 trim.)</i> | 5% | 13% | 18% | 10% | 18% | 36% |
| | <i>largo plazo (20 trim.)</i> | 6% | 10% | 18% | 10% | 24% | 32% |
| Chile | <i>impacto (1 trim.)</i> | 22% | 17% | 20% | 24% | 12% | 6% |
| | <i>largo plazo (20 trim.)</i> | 19% | 16% | 19% | 22% | 16% | 8% |
| México | <i>impacto (1 trim.)</i> | 5% | 48% | 15% | 14% | 11% | 7% |
| | <i>largo plazo (20 trim.)</i> | 7% | 44% | 15% | 15% | 12% | 8% |
| Perú | <i>impacto (1 trim.)</i> | 21% | 16% | 11% | 7% | 33% | 12% |
| | <i>largo plazo (20 trim.)</i> | 19% | 16% | 11% | 7% | 33% | 14% |
| Canadá | <i>impacto (1 trim.)</i> | 6% | 34% | 14% | 10% | 16% | 19% |
| | <i>largo plazo (20 trim.)</i> | 7% | 32% | 15% | 10% | 17% | 18% |

Tabla A4: Varianza del error de pronóstico de la inflación (% de varianza explicada por cada tipo de shock cambiario), por país (filas) y por shock (columnas). Se reportan resultados de corto (1 trimestre después del impacto) y largo plazo (20 trimestres). En negrita el shock con mayor ponderación en cada horizonte.

| Variable | Brasil | | | Chile | | | México | | | Perú | | | Canadá | | |
|-------------|--------|--------------|-------|-------|--------------|-------|--------|--------------|-------|-------|--------------|-------|--------|--------------|-------|
| | p16 | Median | p84 | p16 | Median | p84 | p16 | Median | p84 | p16 | Median | p84 | p16 | Median | p84 |
| intercepto | -0.81 | -0.56 | -0.29 | -0.49 | -0.38 | -0.28 | -0.76 | -0.49 | -0.17 | -0.46 | -0.33 | -0.22 | -0.15 | -0.09 | -0.05 |
| y_{t-1} | -0.05 | 0.13 | 0.25 | 0.18 | 0.31 | 0.42 | -0.04 | 0.15 | 0.28 | -0.12 | -0.03 | 0.04 | 0.12 | 0.23 | 0.32 |
| p_{t-1} | 0.63 | 0.93 | 1.30 | 0.18 | 0.42 | 0.63 | 0.10 | 0.49 | 0.87 | 0.32 | 0.63 | 1.06 | 0.09 | 0.23 | 0.38 |
| i_{t-1} | 1.05 | 1.12 | 1.19 | 1.00 | 1.09 | 1.17 | 0.84 | 0.93 | 1.00 | 1.14 | 1.20 | 1.25 | 1.12 | 1.20 | 1.28 |
| s_{t-1} | -0.03 | 0.00 | 0.03 | -0.08 | -0.04 | -0.01 | -0.13 | -0.05 | 0.01 | -0.15 | -0.08 | 0.00 | 0.02 | 0.03 | 0.05 |
| p_{t-1}^m | 0.02 | 0.05 | 0.06 | 0.01 | 0.04 | 0.07 | -0.05 | -0.01 | 0.03 | 0.06 | 0.12 | 0.18 | -0.01 | 0.02 | 0.05 |
| p_{t-1}^* | 0.00 | 0.12 | 0.26 | 0.03 | 0.10 | 0.14 | 0.16 | 0.59 | 1.05 | -0.14 | 0.10 | 0.32 | -0.13 | 0.03 | 0.15 |
| y_{t-2} | -0.10 | 0.00 | 0.10 | 0.03 | 0.10 | 0.18 | -0.14 | -0.02 | 0.08 | -0.02 | 0.04 | 0.09 | -0.06 | 0.02 | 0.08 |
| p_{t-2} | -0.42 | -0.23 | -0.02 | -0.10 | 0.06 | 0.19 | -0.33 | -0.04 | 0.21 | -0.19 | 0.00 | 0.19 | -0.12 | -0.05 | 0.01 |
| i_{t-2} | -0.34 | -0.29 | -0.21 | -0.33 | -0.25 | -0.19 | -0.13 | -0.08 | -0.01 | -0.35 | -0.30 | -0.25 | -0.36 | -0.28 | -0.20 |
| s_{t-2} | -0.03 | -0.01 | 0.00 | -0.01 | 0.02 | 0.03 | -0.03 | 0.01 | 0.05 | -0.03 | 0.00 | 0.05 | -0.01 | 0.00 | 0.01 |
| p_{t-2}^m | -0.01 | 0.01 | 0.03 | -0.04 | -0.02 | -0.01 | -0.02 | 0.00 | 0.03 | 0.06 | 0.09 | 0.12 | 0.00 | 0.01 | 0.03 |
| p_{t-2}^* | -0.19 | -0.11 | -0.02 | 0.00 | 0.03 | 0.06 | -0.24 | -0.03 | 0.24 | -0.08 | 0.08 | 0.25 | -0.10 | -0.01 | 0.06 |

Tabla A5: Parámetros de política monetaria (Ecuación de i_t en el VAR Estructural) por país. Sistema identificado a partir de restricciones de signo y ceros a largo plazo y estimado con métodos Bayesianos. Se reporta el valor de la Mediana y límites inferior y superior del intervalo de confianza al 68%.

| Brazil FEVD | | Proporción de la varianza explicada por shocks a: | | | | | |
|-------------|-----------|---------------------------------------------------|---------|---------------|-------------|------------|------------|
| Variable | Horizonte | OA dom. | OA dom. | Política mon. | TDC exógeno | OA global | OA global |
| y_t | 1 trím | 69% | 5% | 4% | 8% | 9% | 6% |
| | 20 trim | 61% | 4% | 3% | 6% | 21% | 5% |
| p_t | 1 trim | 5% | 13% | 18% | 10% | 18% | 36% |
| | 20 trim | 6% | 10% | 18% | 10% | 24% | 32% |
| i_t | 1 trím | 9% | 24% | 21% | 14% | 20% | 13% |
| | 20 trim | 9% | 19% | 6% | 15% | 32% | 18% |
| s_t | 1 trim | 22% | 7% | 7% | 7% | 40% | 16% |
| | 20 trim | 21% | 7% | 8% | 7% | 39% | 17% |
| p_t^m | 1 trím | 19% | 5% | 13% | 7% | 40% | 17% |
| | 20 trim | 18% | 5% | 12% | 7% | 40% | 19% |
| p_t^* | 1 trim | 0% | 0% | 0% | 0% | 45% | 55% |
| | 20 trim | 1% | 0% | 0% | 1% | 51% | 47% |

Tabla A6.a: Varianza del error de pronóstico de Brasil; % de varianza de cada serie (filas) explicada por cada tipo de shock cambiario (columnas). Se reportan resultados de corto (1 trimestre después del impacto) y largo plazo (20 trimestres). En negrita el shock con mayor ponderación en cada horizonte.

| Chile FEVD | | Proporción de la varianza explicada por shocks a: | | | | | |
|------------|-----------|---------------------------------------------------|---------|---------------|-------------|------------|------------|
| Variable | Horizonte | OA dom. | OA dom. | Política mon. | TDC exógeno | OA global | OA global |
| y_t | 1 trim | 56% | 8% | 3% | 14% | 15% | 3% |
| | 20 trim | 53% | 7% | 3% | 12% | 21% | 5% |
| p_t | 1 trim | 22% | 17% | 20% | 24% | 12% | 6% |
| | 20 trim | 19% | 16% | 19% | 22% | 16% | 8% |
| i_t | 1 trim | 13% | 16% | 19% | 12% | 30% | 9% |
| | 20 trim | 13% | 18% | 5% | 21% | 27% | 16% |
| s_t | 1 trim | 10% | 11% | 19% | 14% | 33% | 13% |
| | 20 trim | 11% | 10% | 19% | 14% | 32% | 13% |
| p_t^m | 1 trim | 9% | 8% | 25% | 12% | 31% | 15% |
| | 20 trim | 9% | 9% | 23% | 12% | 30% | 16% |
| p_t^* | 1 trim | 0% | 0% | 0% | 0% | 28% | 72% |
| | 20 trim | 1% | 1% | 0% | 1% | 36% | 61% |

| Mexico FEVD | | Proporción de la varianza explicada por shocks a: | | | | | |
|-------------|-----------|---------------------------------------------------|------------|---------------|-------------|------------|------------|
| Variable | Horizonte | OA dom. | DA dom. | Política mon. | TDC exógeno | OA global | DA global |
| y_t | 1 trim | 65% | 3% | 3% | 7% | 18% | 3% |
| | 20 trim | 63% | 3% | 2% | 6% | 21% | 4% |
| p_t | 1 trim | 5% | 48% | 15% | 14% | 11% | 7% |
| | 20 trim | 7% | 44% | 15% | 15% | 12% | 8% |
| i_t | 1 trim | 18% | 10% | 7% | 15% | 36% | 14% |
| | 20 trim | 13% | 11% | 3% | 16% | 40% | 17% |
| s_t | 1 trim | 7% | 31% | 25% | 28% | 7% | 3% |
| | 20 trim | 9% | 28% | 22% | 25% | 10% | 5% |
| p_t^m | 1 trim | 21% | 10% | 27% | 20% | 13% | 8% |
| | 20 trim | 20% | 10% | 26% | 19% | 15% | 10% |
| p_t^* | 1 trim | 0% | 0% | 0% | 0% | 28% | 72% |
| | 20 trim | 0% | 1% | 0% | 0% | 32% | 66% |

Tabla A6.c: Varianza del error de pronóstico de México; % de varianza de cada serie (filas) explicada por cada tipo de shock cambiario (columnas). Se reportan resultados de corto (1 trimestre después del impacto) y largo plazo (20 trimestres). En negrita el shock con mayor ponderación en cada horizonte.

| Peru FEVD | | Proporción de la varianza explicada por shocks a: | | | | | |
|-----------|-----------|---------------------------------------------------|---------|---------------|-------------|------------|------------|
| Variable | Horizonte | OA dom. | DA dom. | Política mon. | TDC exógeno | OA global | DA global |
| y_t | 1 trim | 55% | 14% | 9% | 13% | 5% | 4% |
| | 20 trim | 51% | 10% | 7% | 10% | 16% | 6% |
| p_t | 1 trim | 21% | 16% | 11% | 7% | 33% | 12% |
| | 20 trim | 19% | 16% | 11% | 7% | 33% | 14% |
| i_t | 1 trim | 11% | 18% | 25% | 23% | 13% | 9% |
| | 20 trim | 20% | 17% | 7% | 19% | 21% | 17% |
| s_t | 1 trim | 6% | 23% | 23% | 40% | 4% | 2% |
| | 20 trim | 8% | 22% | 22% | 35% | 8% | 5% |
| p_t^m | 1 trim | 7% | 26% | 32% | 13% | 12% | 11% |
| | 20 trim | 7% | 21% | 25% | 11% | 21% | 16% |
| p_t^* | 1 trim | 0% | 0% | 0% | 0% | 34% | 66% |
| | 20 trim | 1% | 1% | 0% | 0% | 39% | 59% |

Tabla A6.d: Varianza del error de pronóstico de Perú; % de varianza de cada serie (filas) explicada por cada tipo de shock cambiario (columnas). Se reportan resultados de corto (1 trimestre después del impacto) y largo plazo (20 trimestres). En negrita el shock con mayor ponderación en cada horizonte.

| Canada FEVD | | Proporción de la varianza explicada por shocks a: | | | | | |
|-------------|-----------|---------------------------------------------------|------------|---------------|-------------|------------|------------|
| Variable | Horizonte | OA dom. | OA dom. | Política mon. | TDC exógeno | OA global | OA global |
| y_t | 1 trim | 56% | 6% | 3% | 7% | 23% | 5% |
| | 20 trim | 52% | 6% | 3% | 6% | 27% | 6% |
| p_t | 1 trim | 6% | 34% | 14% | 10% | 16% | 19% |
| | 20 trim | 7% | 32% | 15% | 10% | 17% | 18% |
| i_t | 1 trim | 15% | 11% | 9% | 16% | 33% | 16% |
| | 20 trim | 9% | 17% | 4% | 11% | 41% | 18% |
| s_t | 1 trim | 6% | 25% | 23% | 22% | 14% | 11% |
| | 20 trim | 6% | 24% | 21% | 21% | 16% | 12% |
| p_t^m | 1 trim | 4% | 11% | 53% | 14% | 10% | 8% |
| | 20 trim | 5% | 10% | 48% | 13% | 13% | 10% |
| p_t^* | 1 trim | 0% | 0% | 0% | 0% | 35% | 65% |
| | 20 trim | 0% | 1% | 0% | 1% | 36% | 61% |

Tabla A6.e: Varianza del error de pronóstico de Canadá; % de varianza de cada serie (filas) explicada por cada tipo de shock cambiario (columnas). Se reportan resultados de corto (1 trimestre después del impacto) y largo plazo (20 trimestres). En negrita el shock con mayor ponderación en cada horizonte.

10.2 Figuras

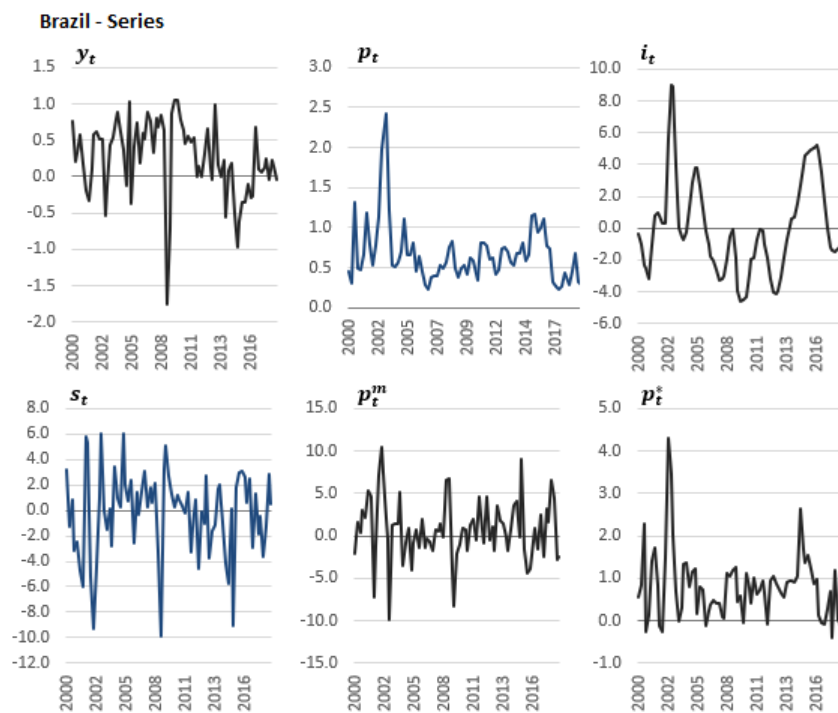


Figura A1.a: Series de Brasil (2000q1-2019q2)

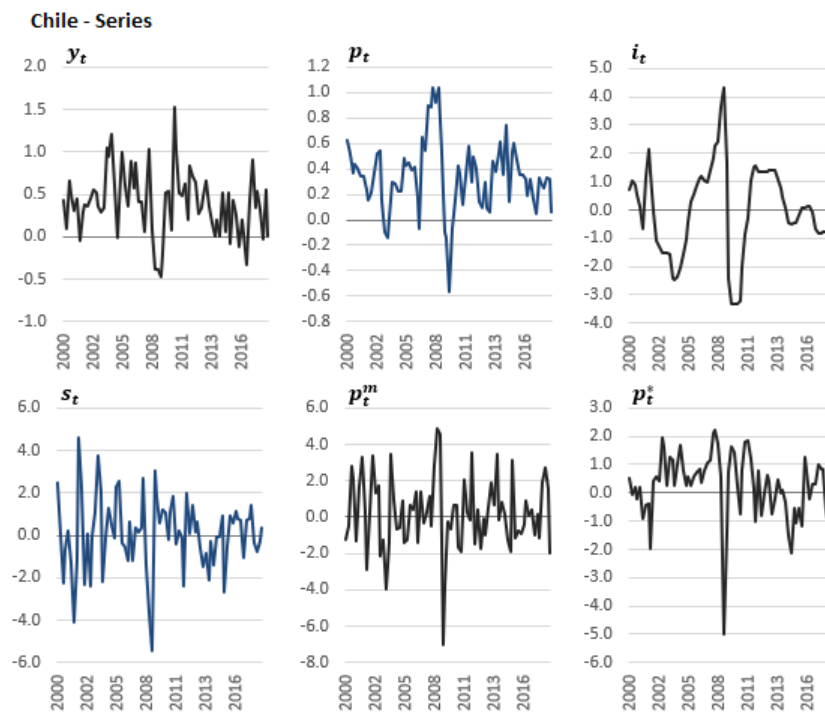


Figura A1.b: Series de Chile (2000q1-2019q2)

Mexico - Series

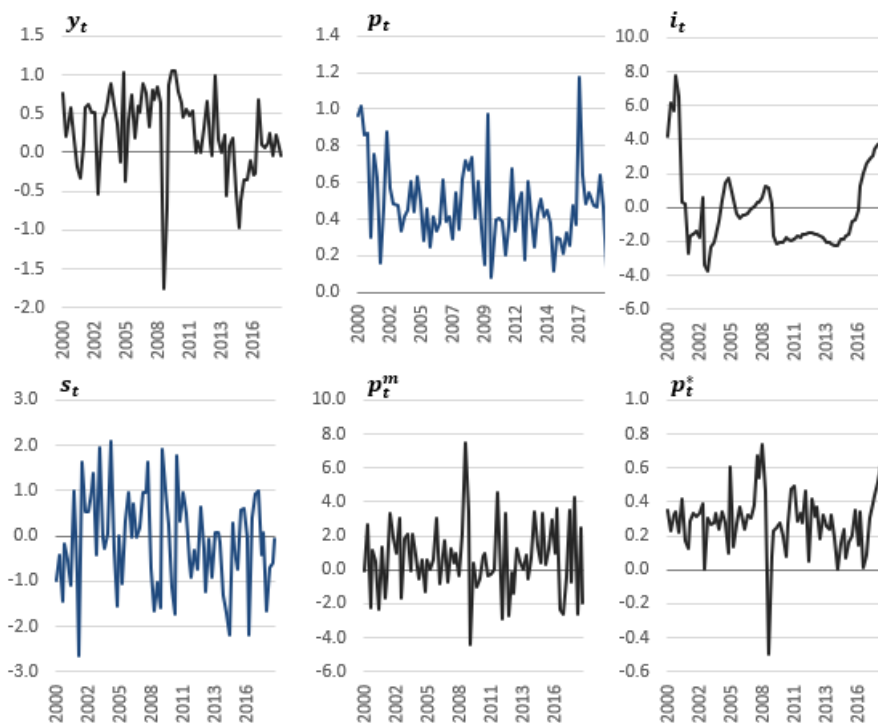


Figura A1.c: Series de Mexico (2000q1-2019q2)

Peru - Series

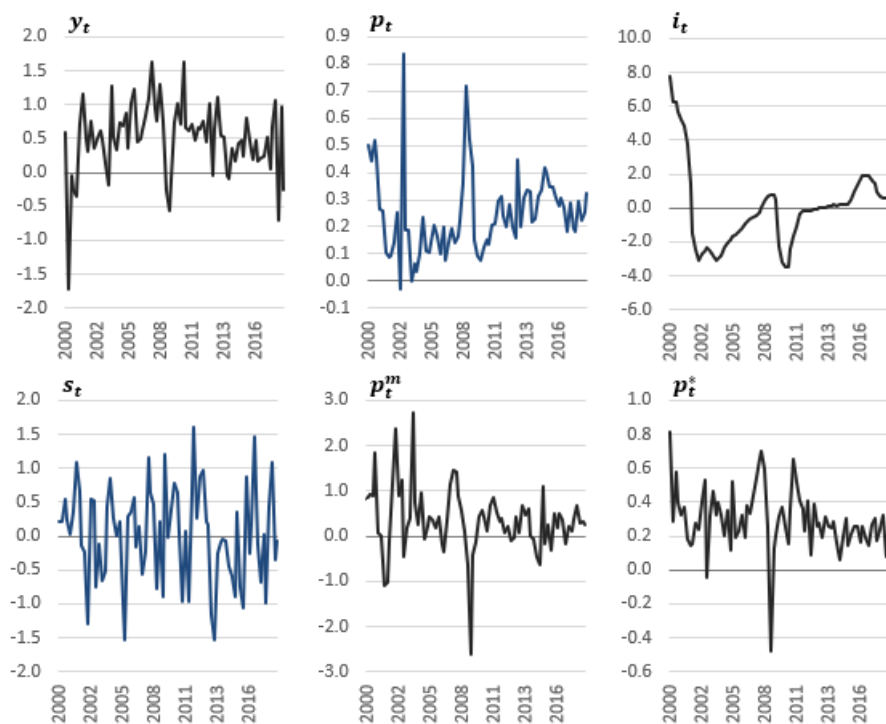


Figura A1.d: Series de Perú (2000q1-2019q2)

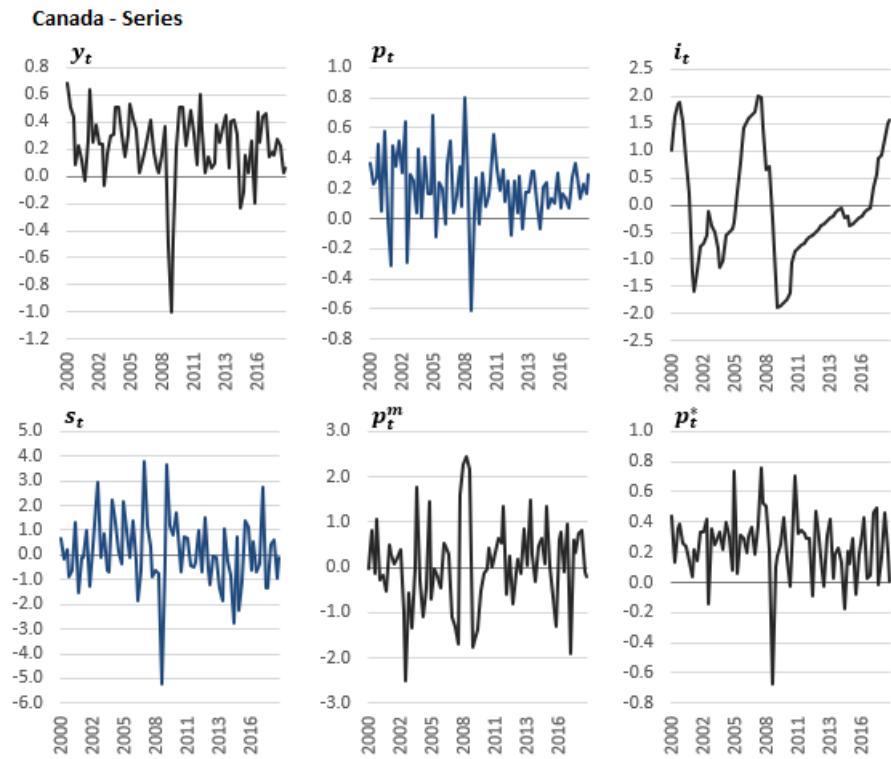


Figura A1.e: Series de Canadá (2000q1-2019q2)

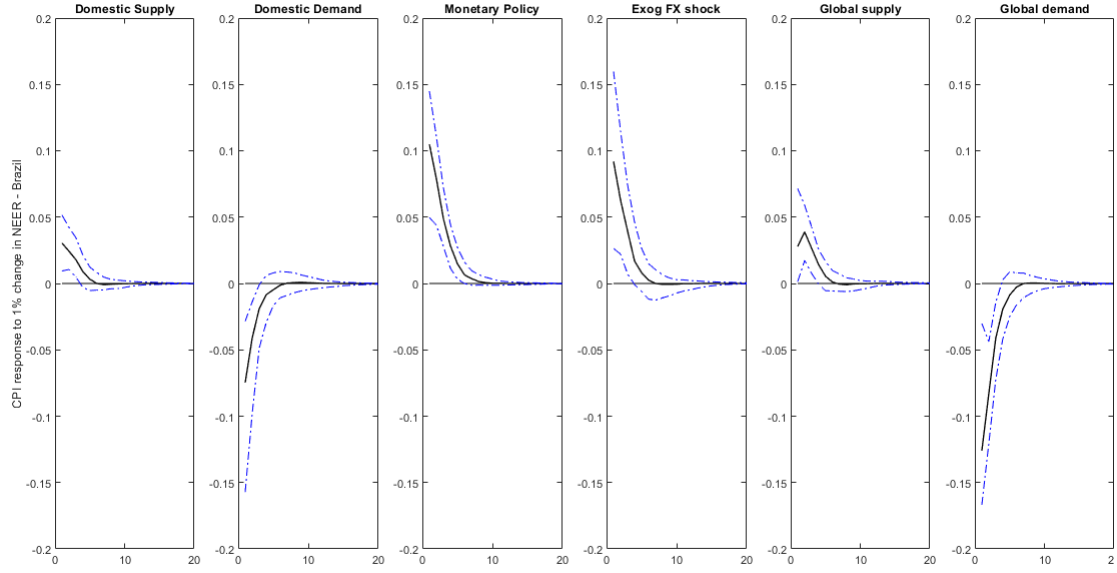


Figura A2.a: Funciones de Respuesta al Impulso (IRFs) de Brasil, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

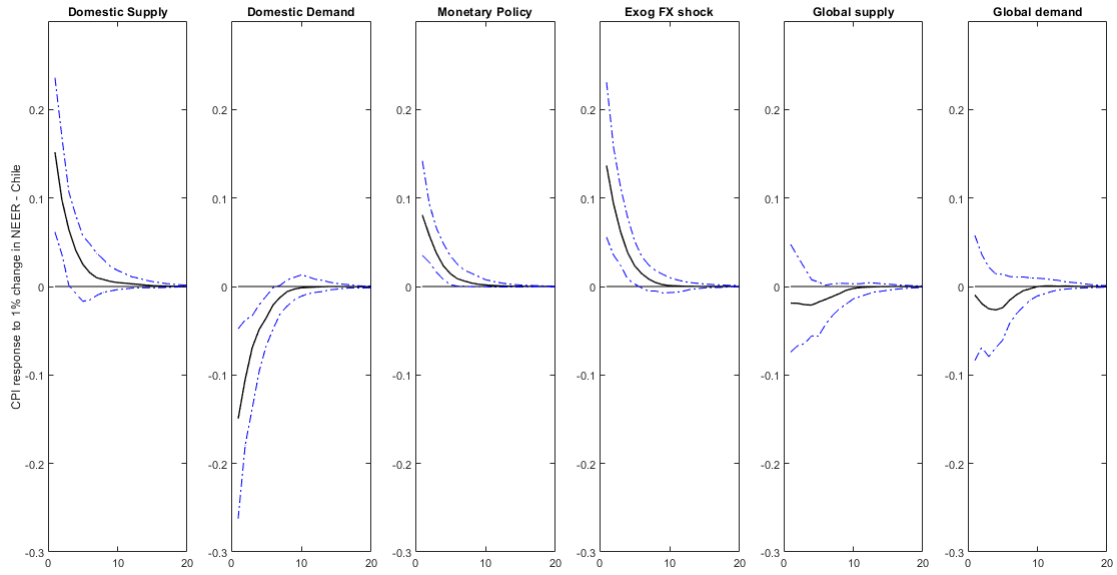


Figura A2.b: Funciones de Respuesta al Impulso (IRFs) de Chile, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

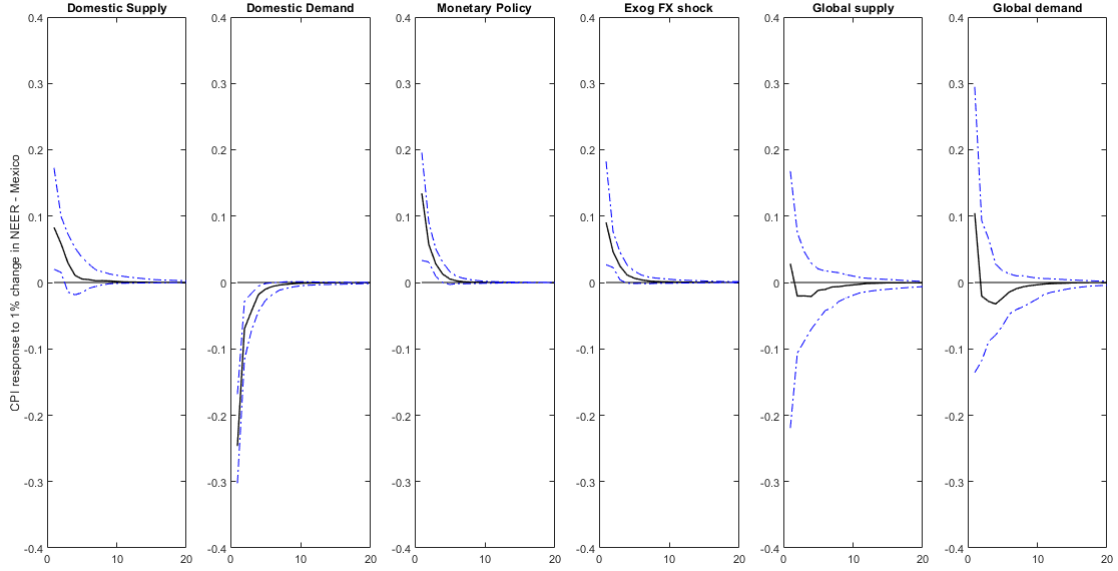


Figura A2.c: Funciones de Respuesta al Impulso (IRFs) de México, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

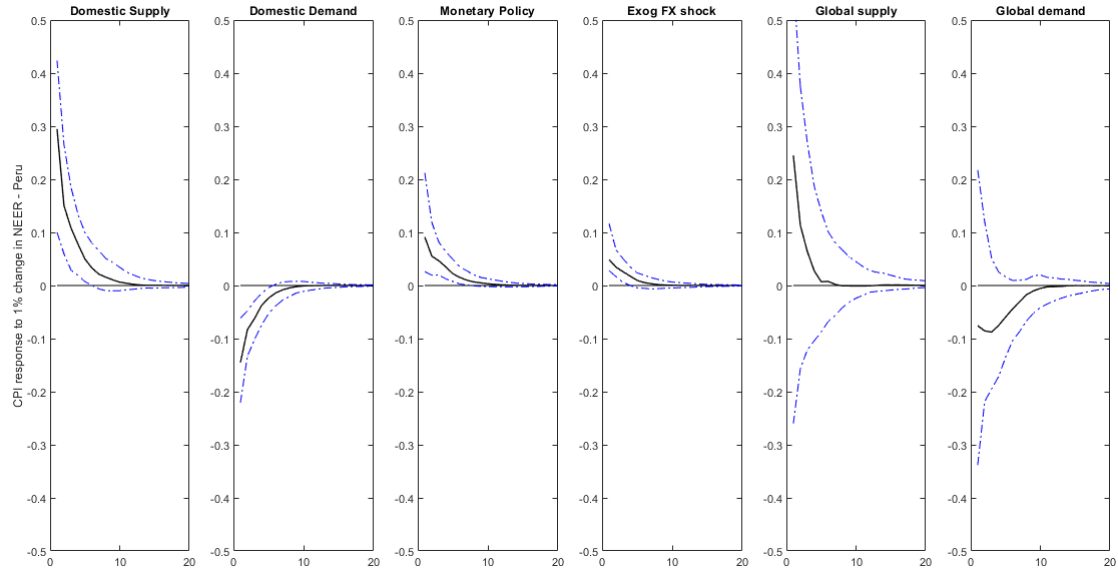


Figura A2.d: Funciones de Respuesta al Impulso (IRFs) de Perú, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

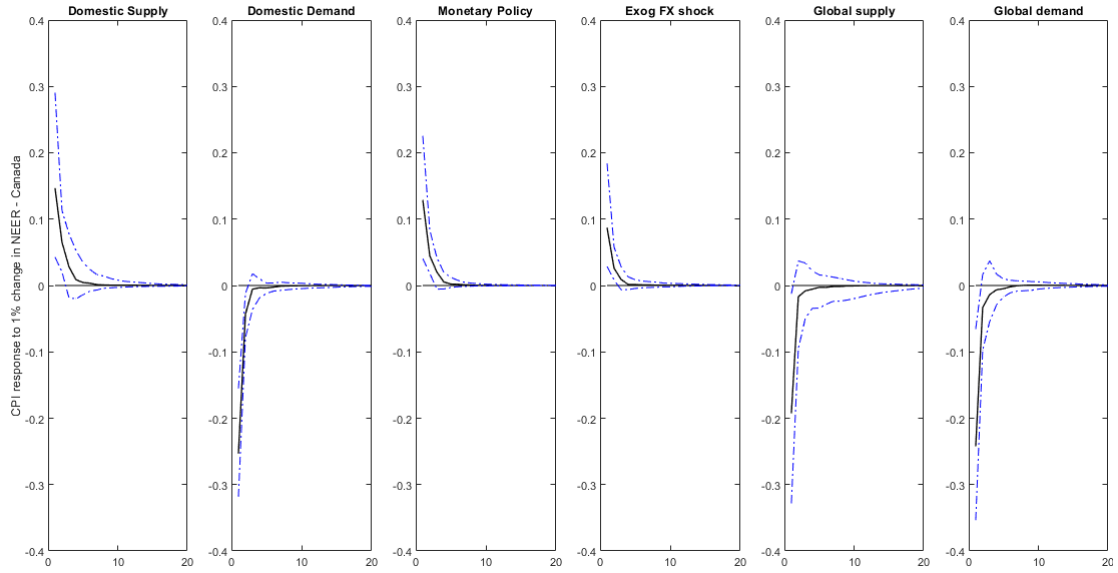


Figura A2.e: Funciones de Respuesta al Impulso (IRFs) de Canadá, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

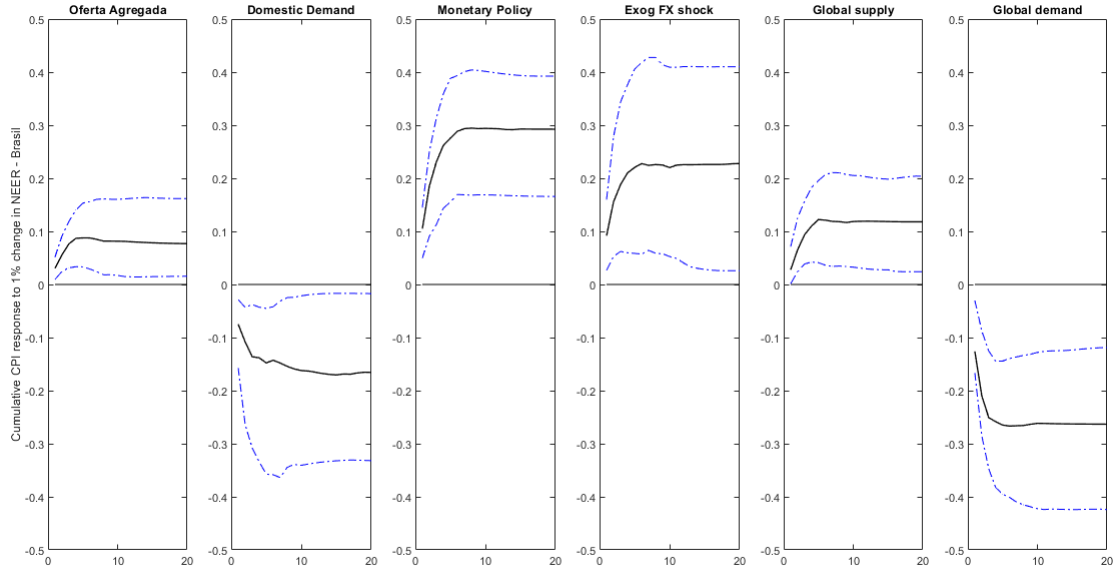


Figura A3.a: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Brasil, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

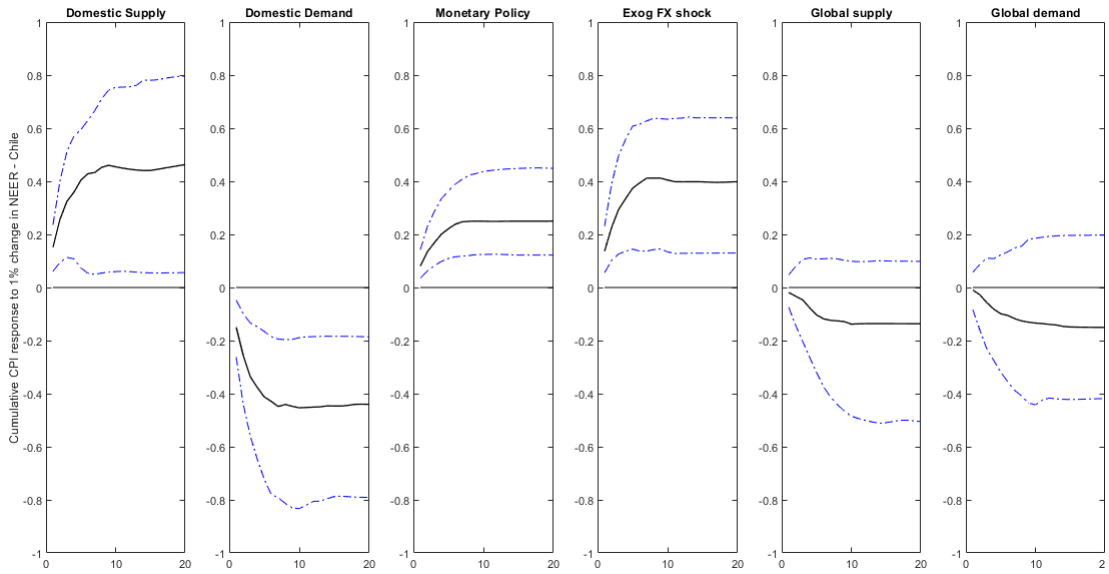


Figura A3.b: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Chile, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

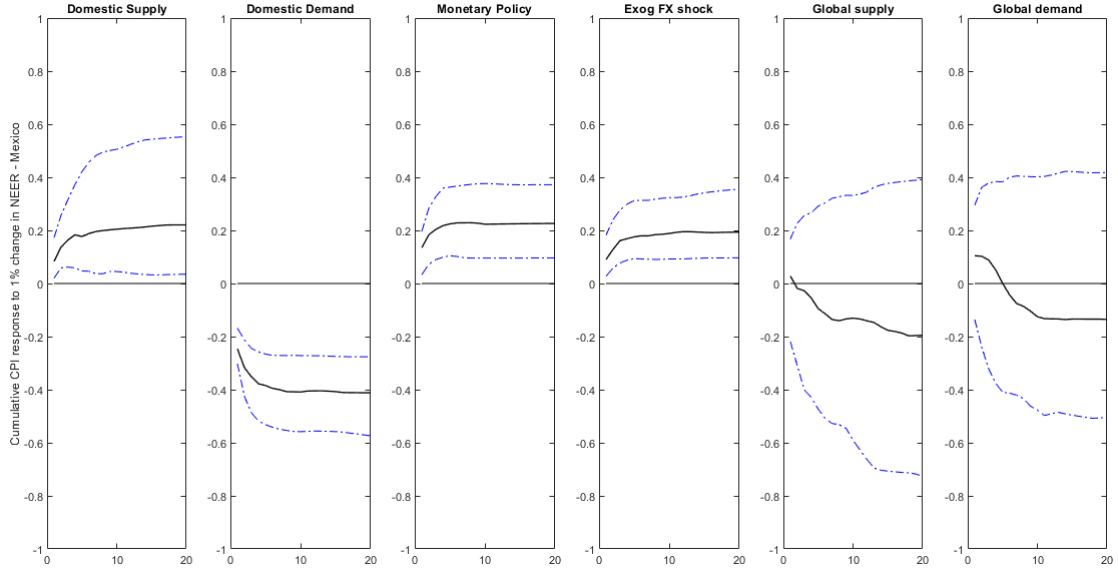


Figura A3.c: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de México, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

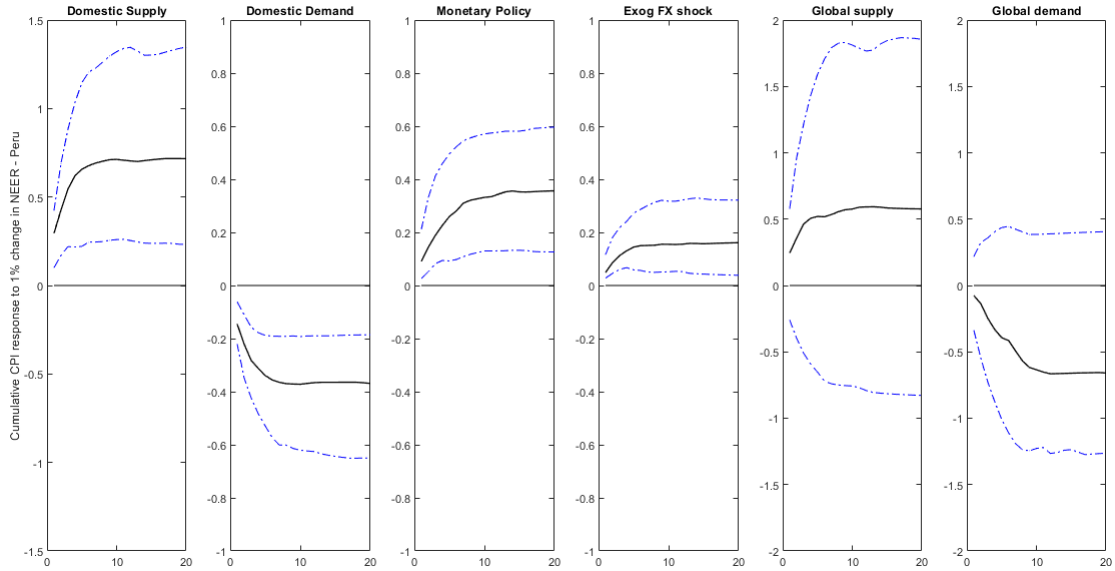


Figura A3.d: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Perú, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

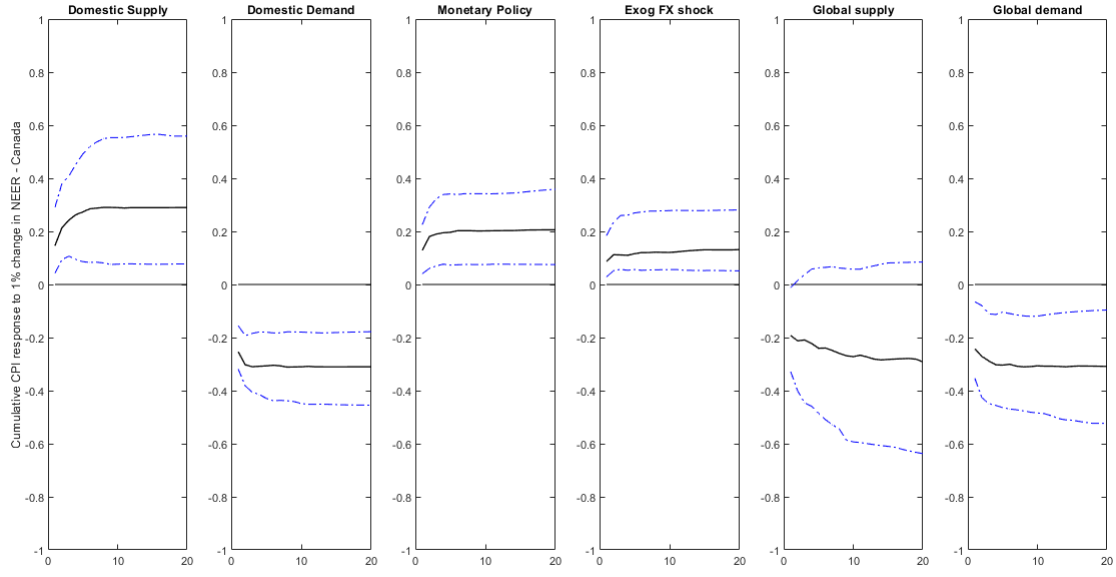


Figura A3.e: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Canadá, de la tasa de inflación (p_t) a una depreciación de 1% del tipo de cambio (s_t), de acuerdo a los shocks identificados con la metodología de Forbes et Al (2018). Bandas de confianza al 68% (línea discontinua)

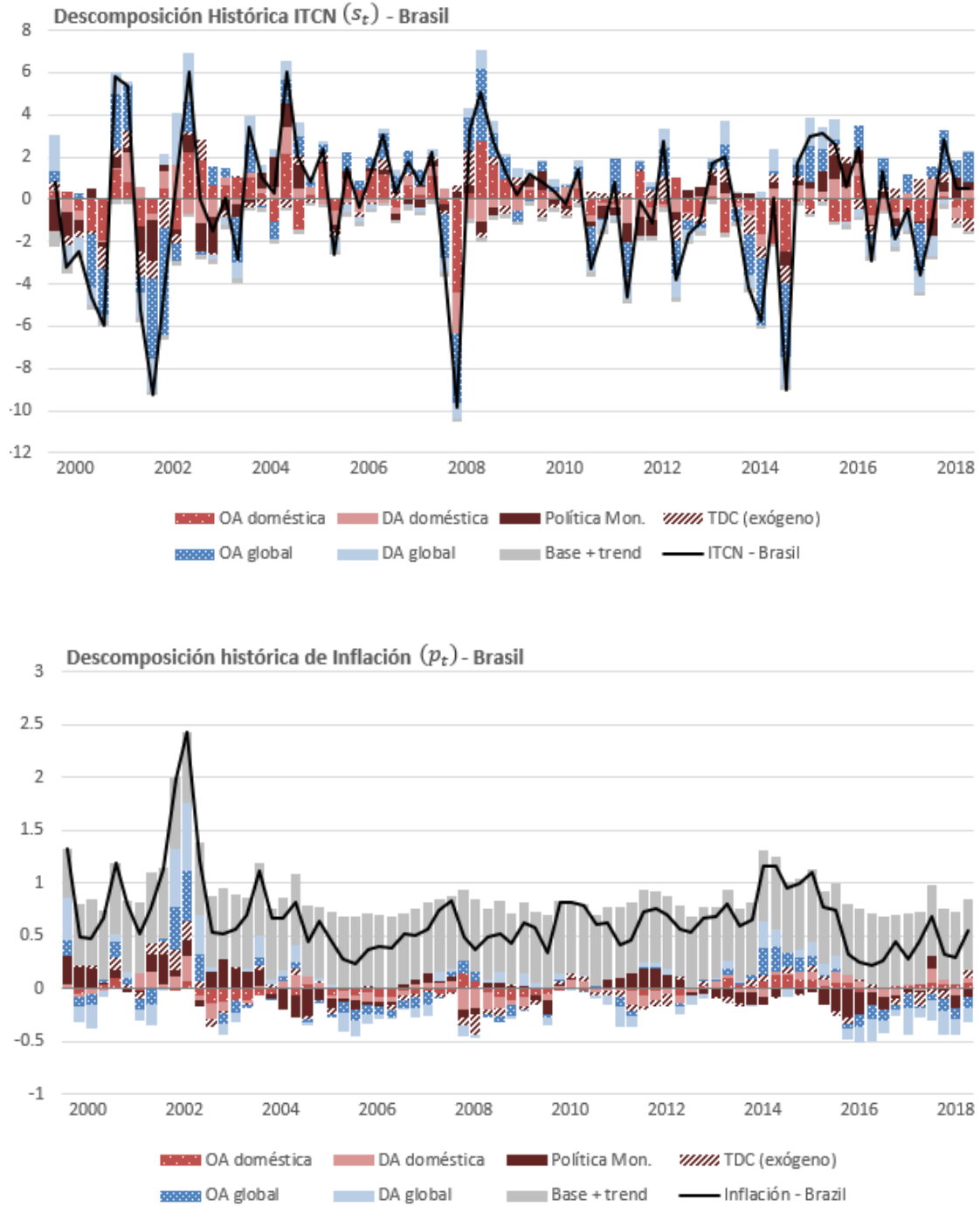


Figura A4.a: Descomposición histórica del tipo de cambio (s_t) y la tasa de inflación (p_t) de Brasil, de acuerdo a los shocks identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo.

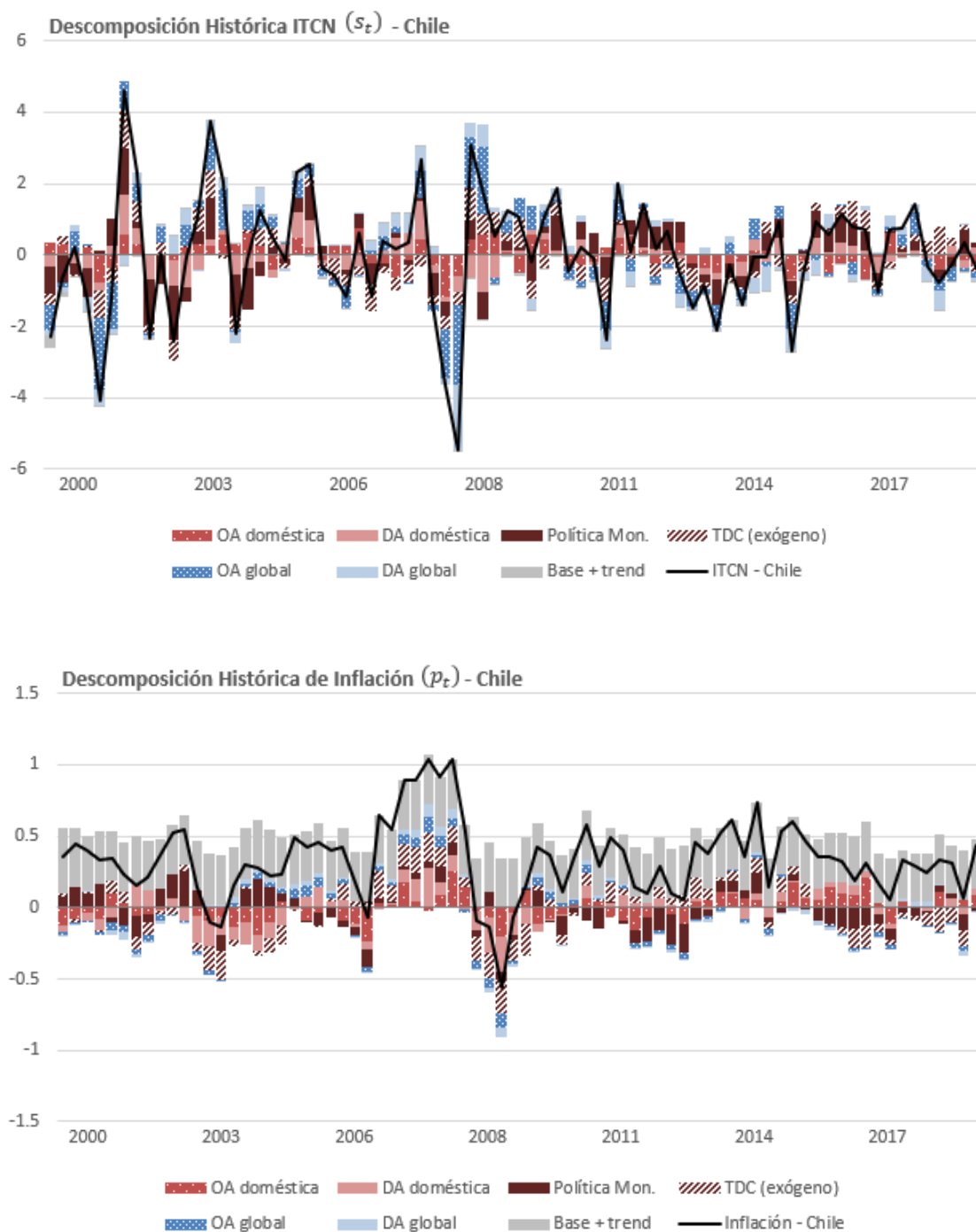


Figura A4.b: Descomposición histórica del tipo de cambio (s_t) y la tasa de inflación (p_t) de Chile, de acuerdo a los shocks identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo.

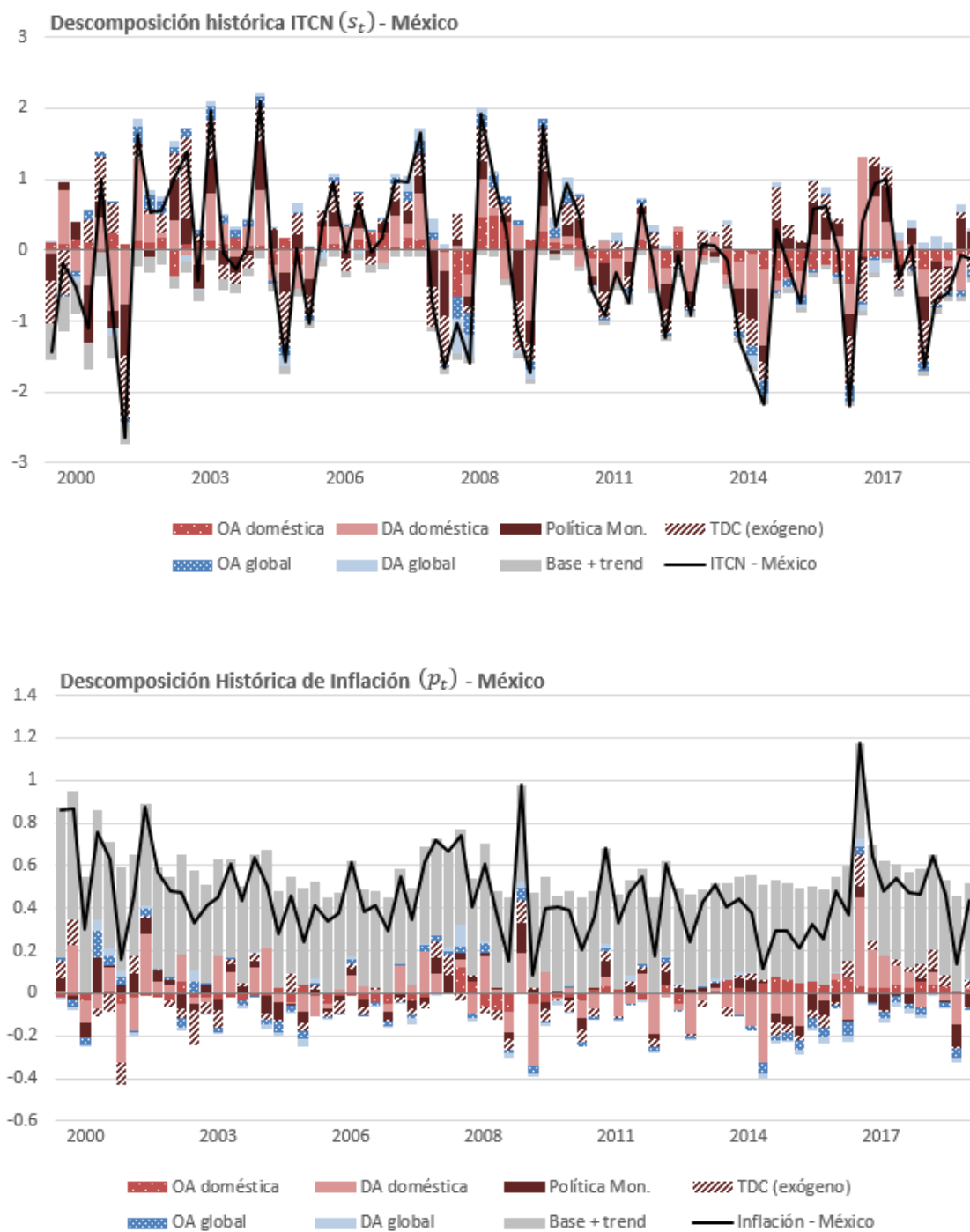


Figura A4.c: Descomposición histórica del tipo de cambio (s_t) y la tasa de inflación (p_t) de México, de acuerdo a los shocks identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo.

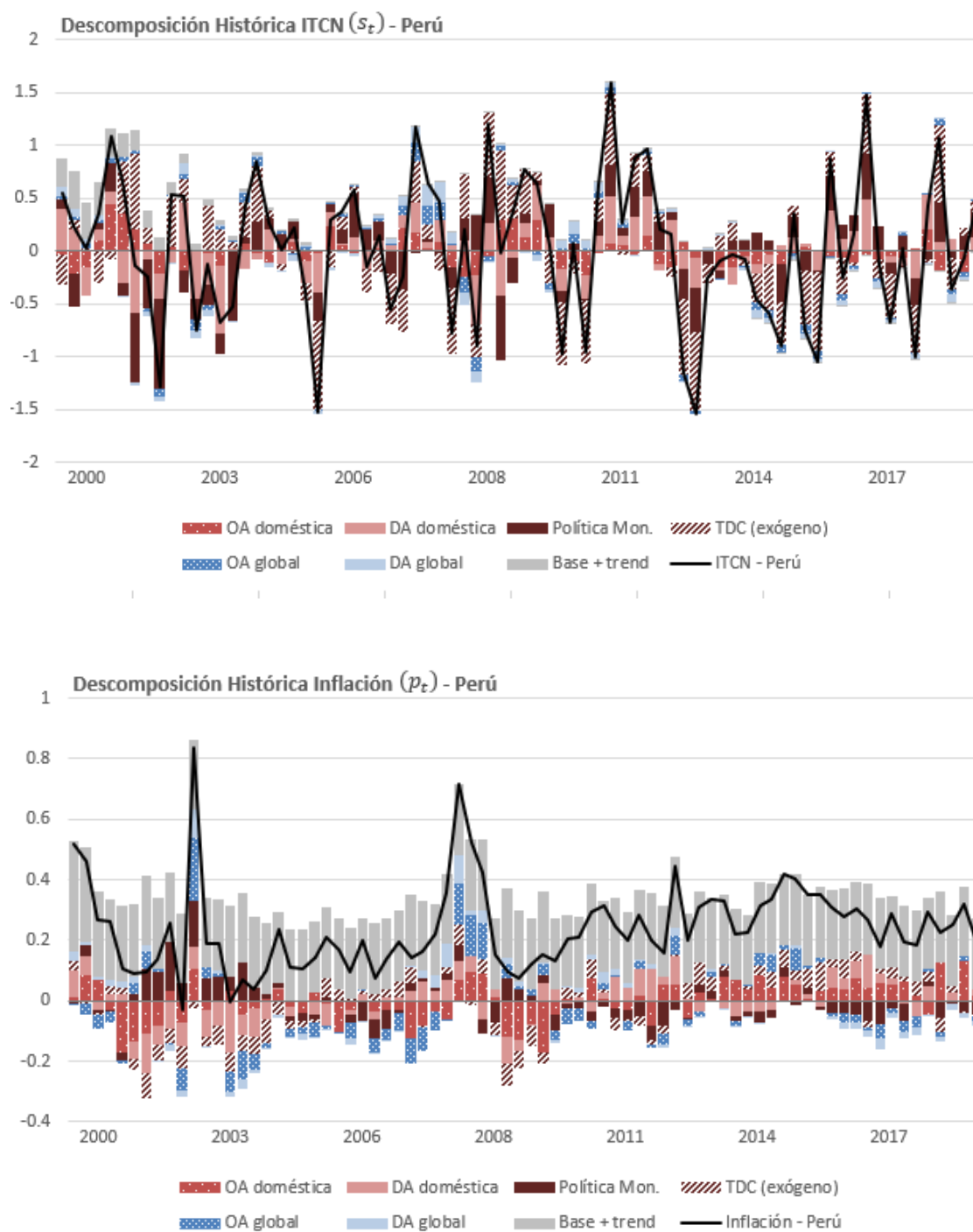


Figura A4.d: Descomposición histórica del tipo de cambio (s_t) y la tasa de inflación (p_t) de Chile, de acuerdo a los shocks identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo.

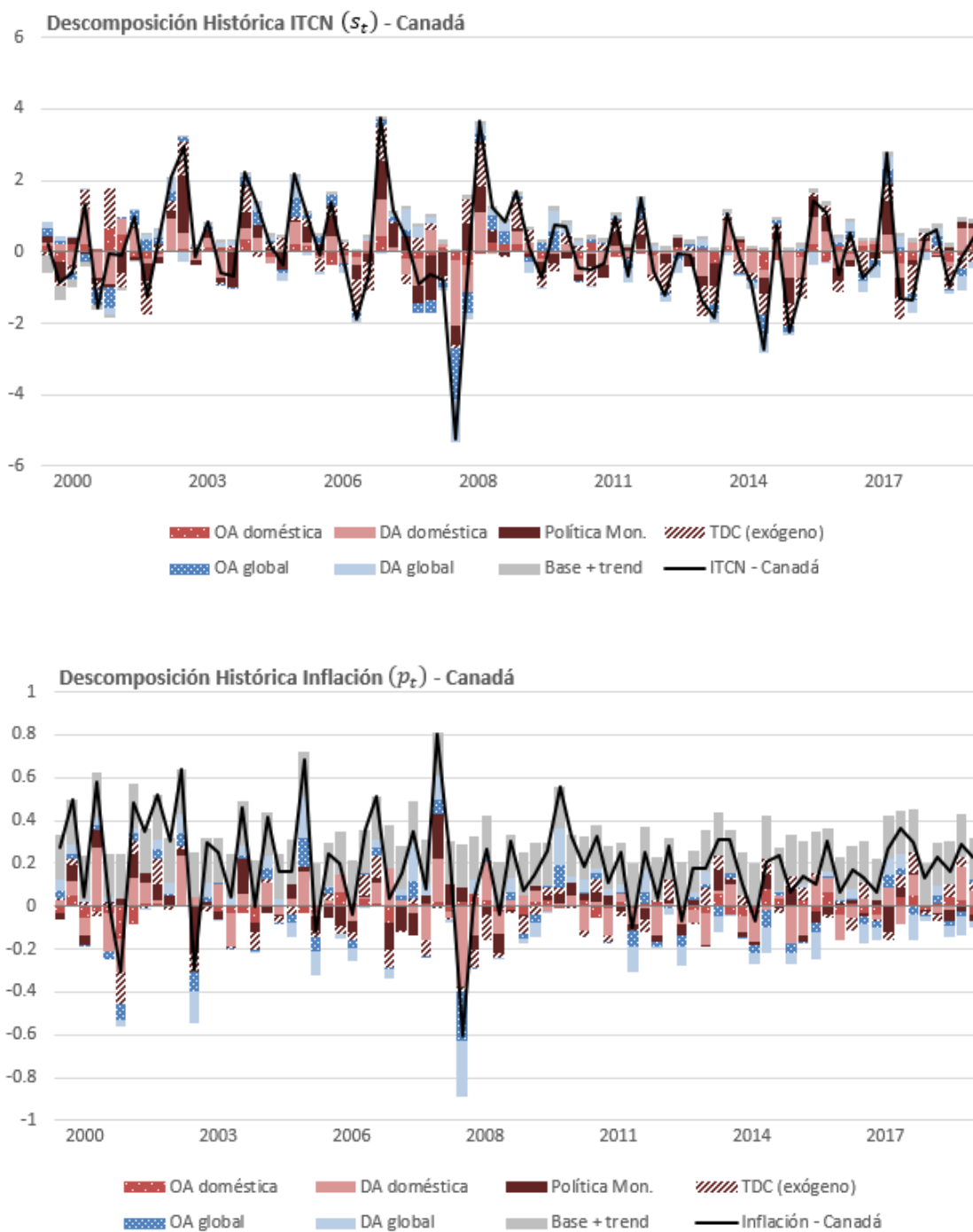


Figura A4.e: Descomposición histórica del tipo de cambio (s_t) y la tasa de inflación (p_t) de Chile, de acuerdo a los shocks identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo.

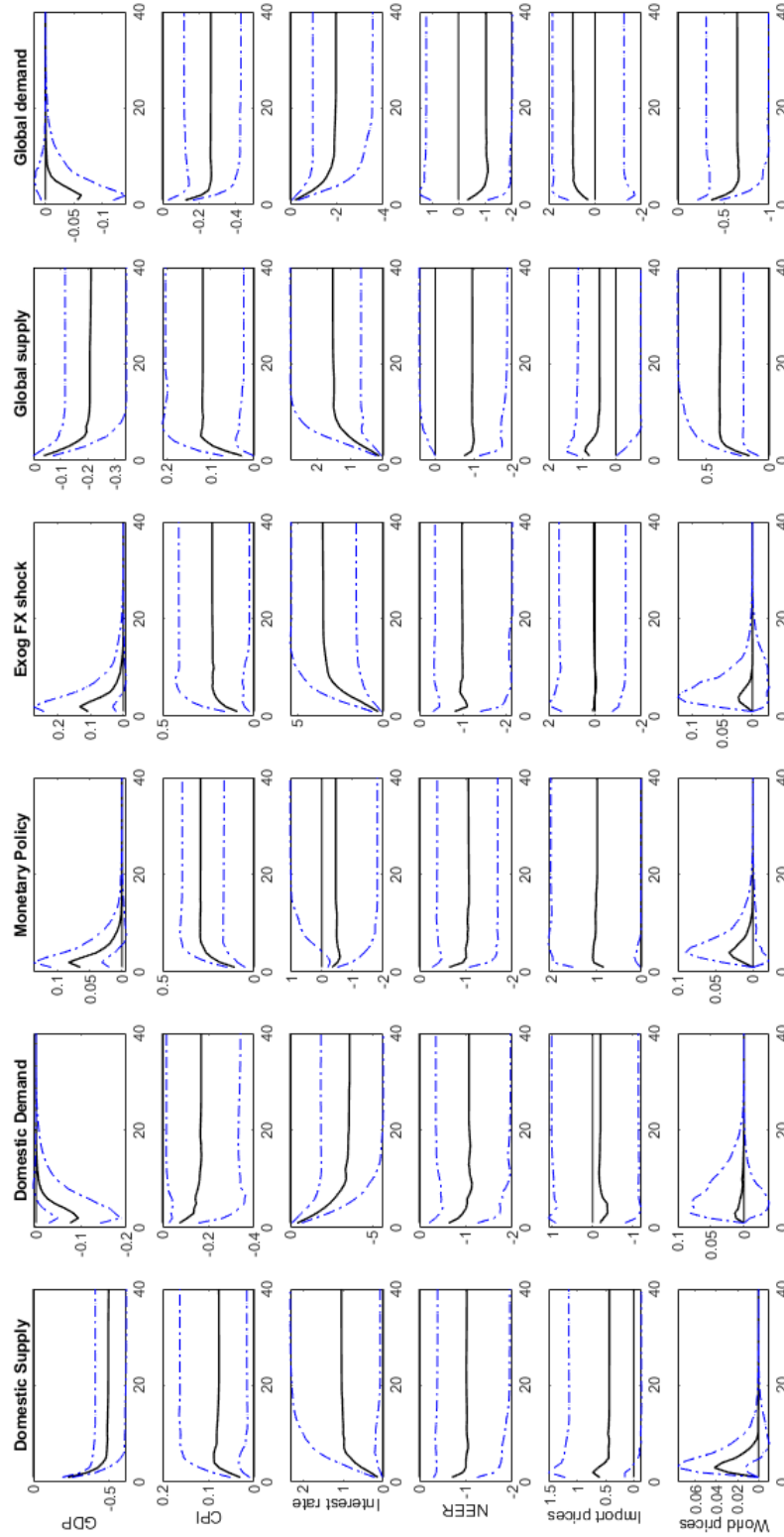


Figura A5.a: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Brasil, para cada variable (filas) a los shocks (columnas) identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo. Bandas de confianza al 68% (línea discontinua) y 90% (línea punteada)

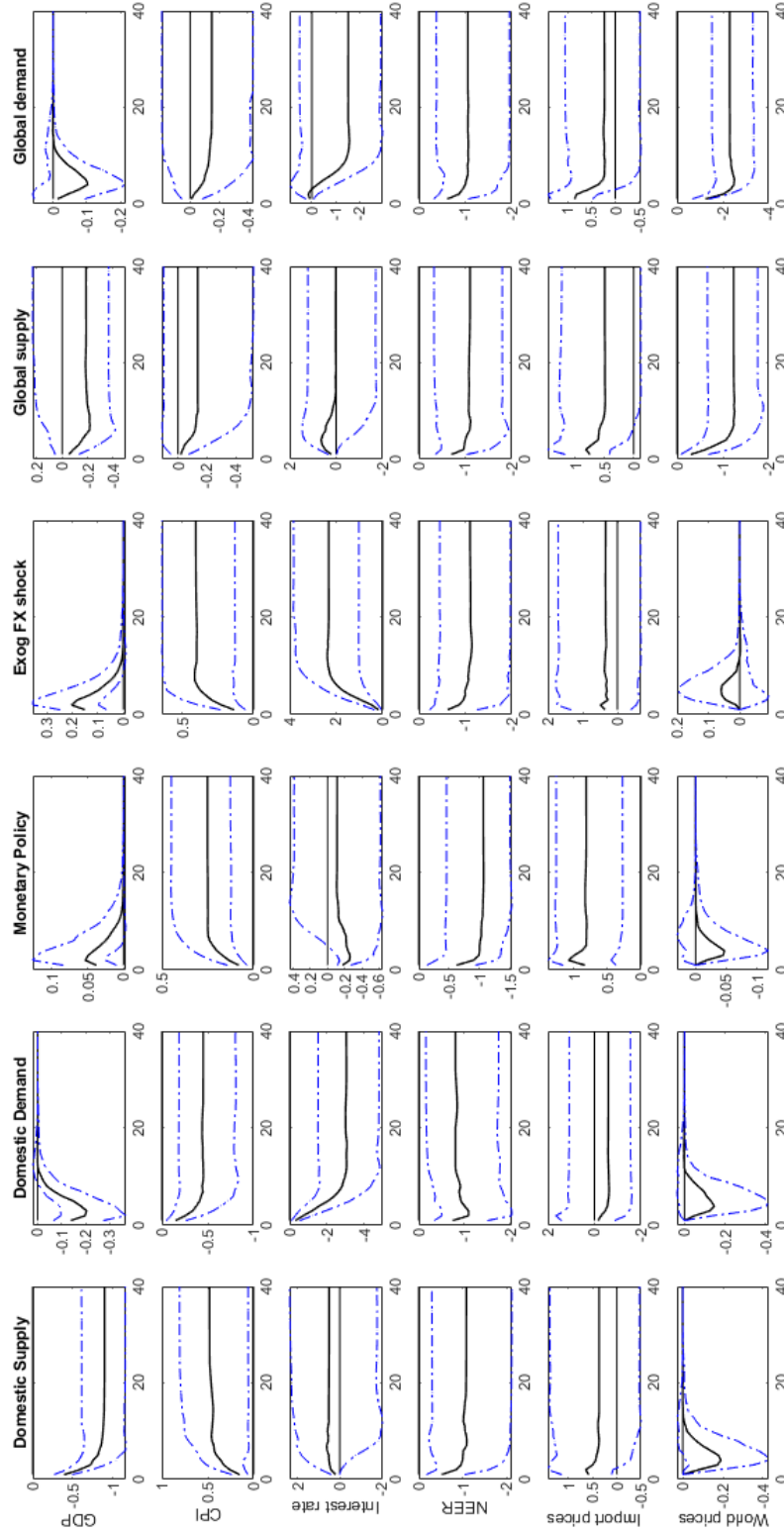


Figura A5.b: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Chile, para cada variable (filas) a los shocks (columnas) identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo. Bandas de confianza al 68% (línea discontinua) y 90% (línea punteada)

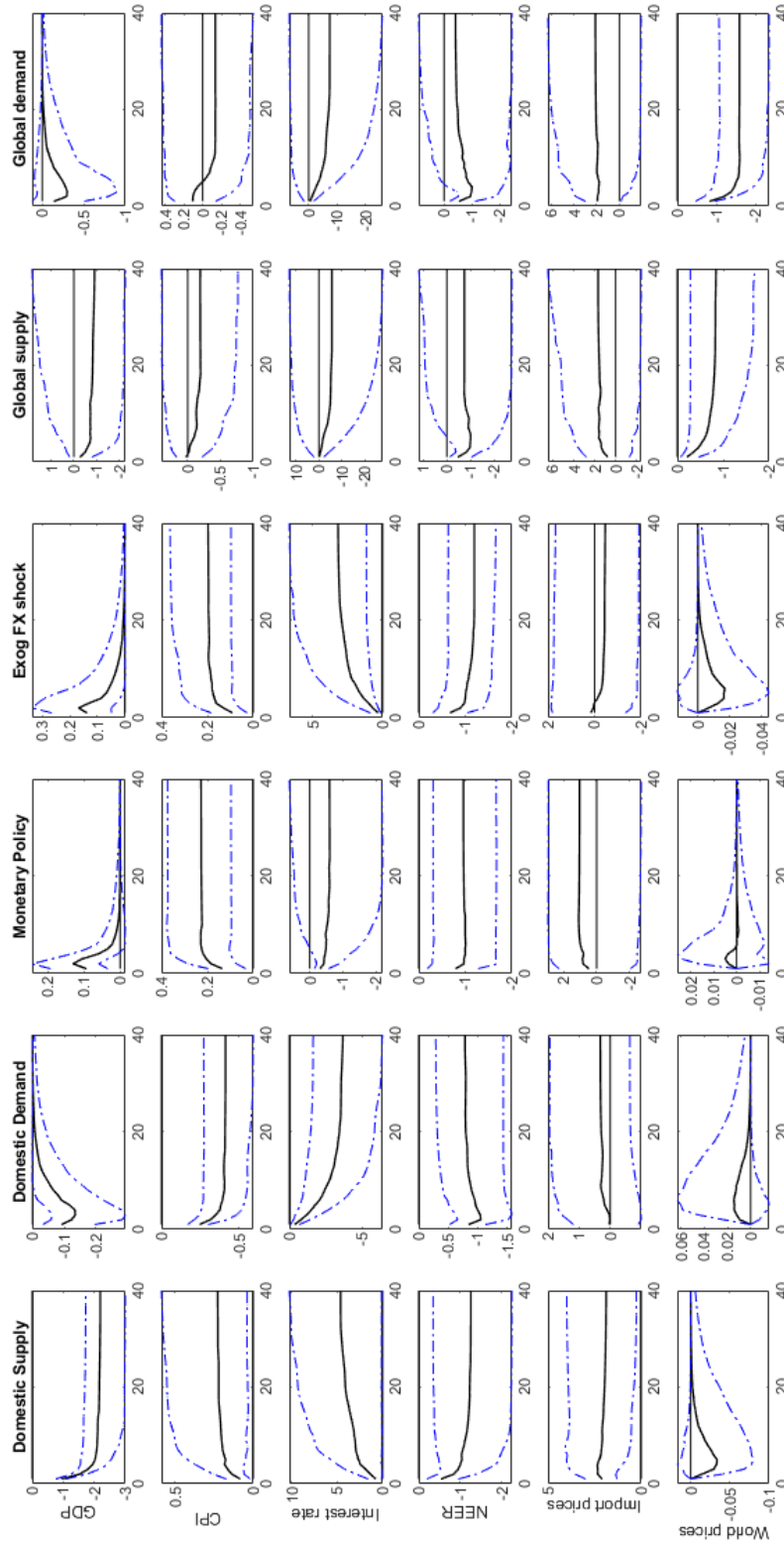


Figura A5.c: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Mexico, para cada variable (filas) a los shocks (columnas) identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo. Bandas de confianza al 68% (línea discontinua) y 90% (línea punteada)

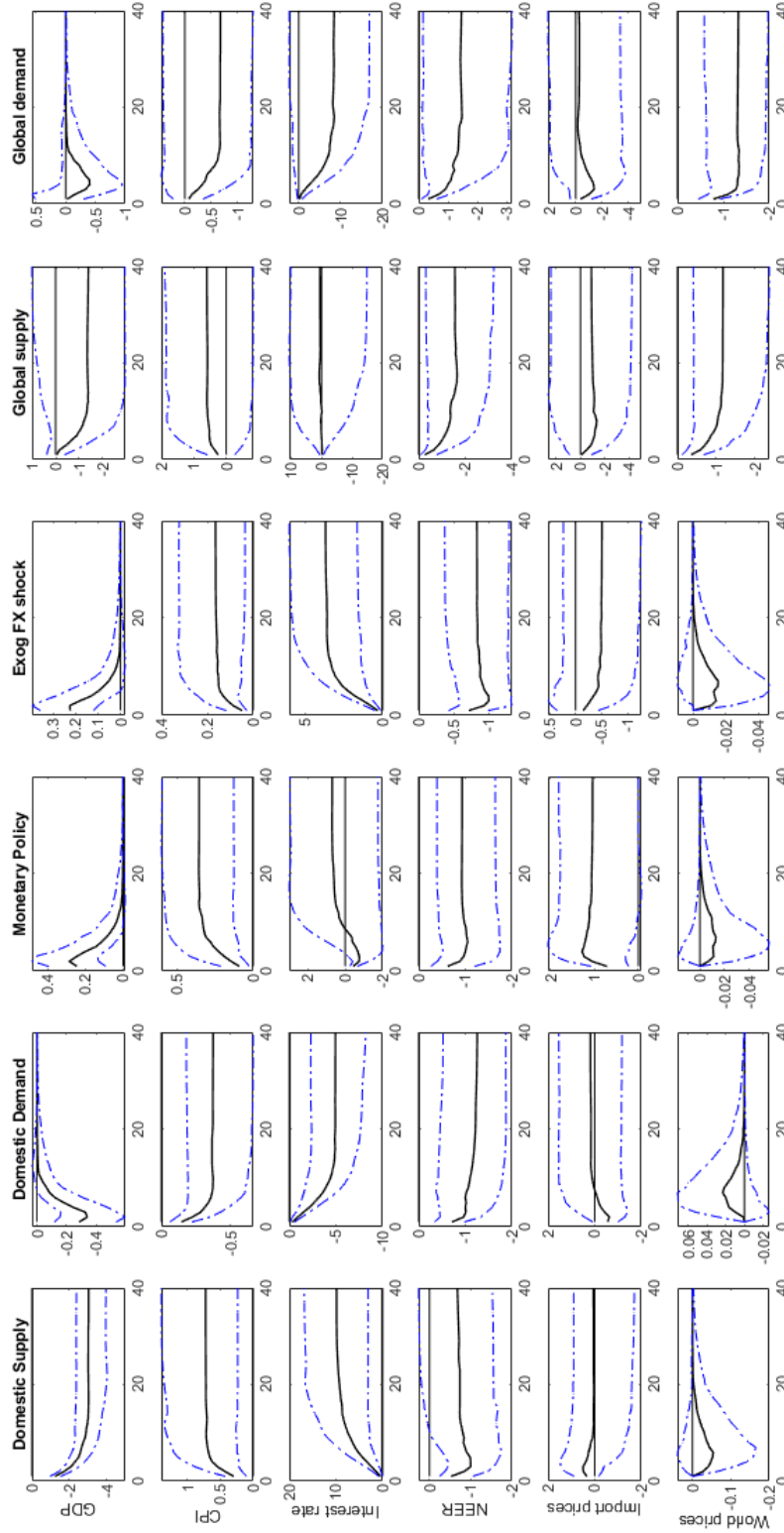


Figura A5.d: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Perú, para cada variable (filas) a los shocks (columnas) identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo. Bandas de confianza al 68% (línea discontinua) y 90% (línea punteada)

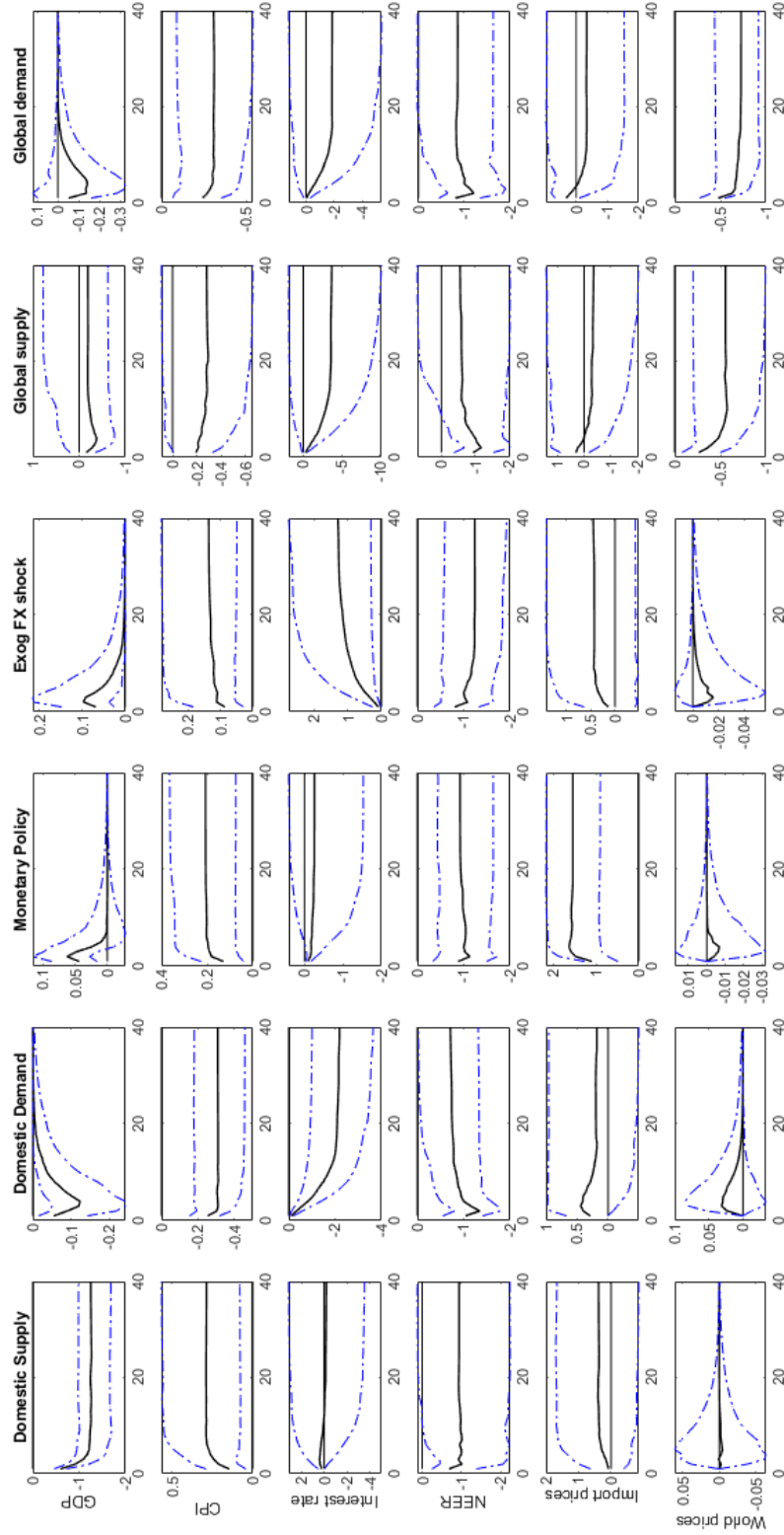


Figura A5.e: Funciones de Respuesta al Impulso acumuladas (CIRFs) de Canadá, para cada variable (filas) a los shocks (columnas) identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo. Bandas de confianza al 68% (línea discontinua) y 90% (línea punteada)

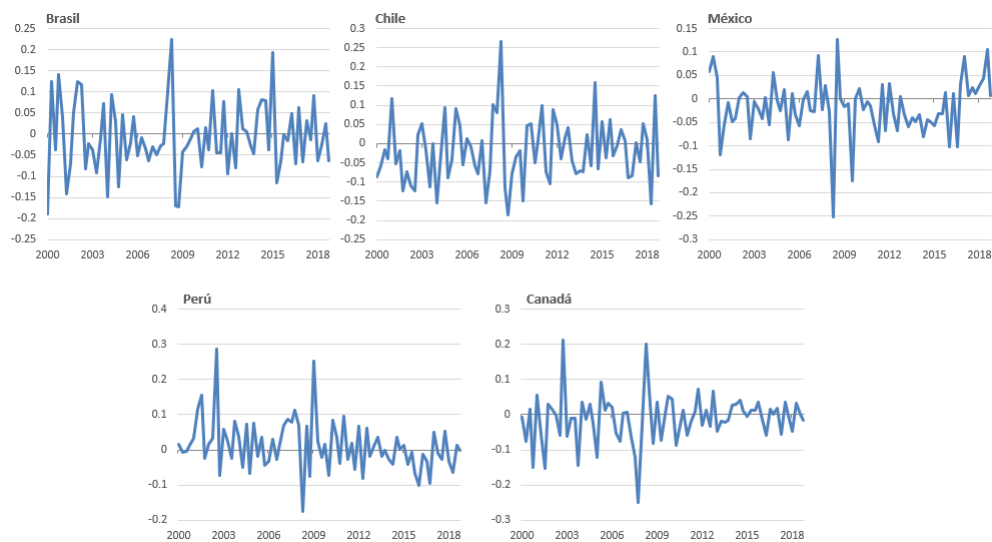


Figura A6: Shocks de 'Oferta Agregada Global' identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo, por país

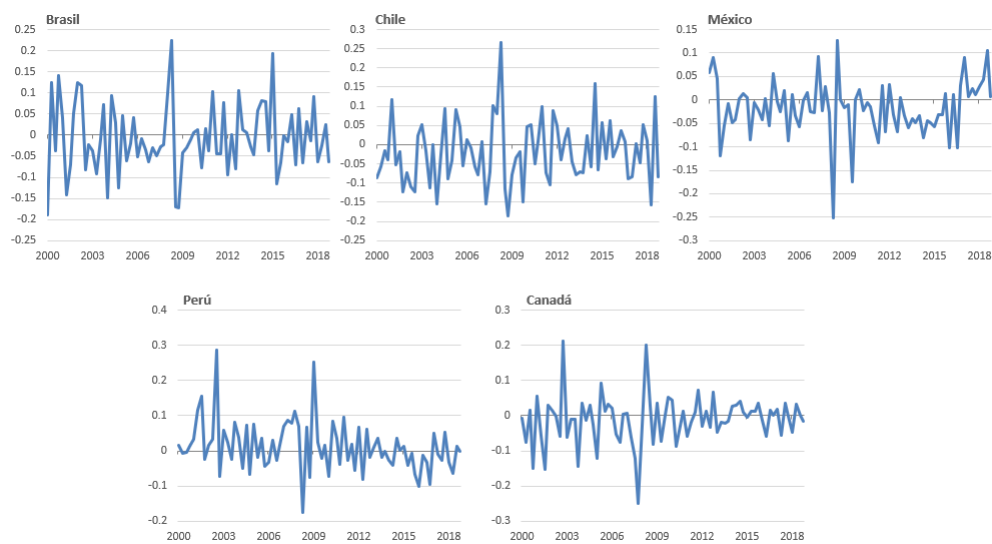


Figura A7: Shocks de 'Demanda Agregada Global' identificados con la matriz de restricción de signos y ceros a largo plazo, por país