



**“LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA DE LOS
ESTADOS UNIDOS DE AMÉRICA SOBRE ECONOMÍAS
LATINOAMERICANAS”**

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

Presentado por

Srta. María Alejandra Rodríguez Vega

Asesor: Profesor Nelson Rafael Ramírez Rondán

2018

Resumen ejecutivo

Este trabajo intenta responder la pregunta sobre si la política monetaria de los Estados Unidos de América (en adelante, Estados Unidos o EE. UU.) se transmite a cinco economías latinoamericanas y a través de qué canales. Para ello, se estima un SVAR con restricciones de cero y signo utilizando el paradigma bayesiano. Los resultados muestran que un choque contractivo de política monetaria en Estados Unidos induce una contracción del producto en dicho país, este hallazgo es robusto a cambios de muestra y a la inclusión de variables para controlar por el periodo de política monetaria no convencional. Los resultados también muestran que la transmisión a las economías latinoamericanas tiene un efecto inicial expansivo sobre el producto, aunque modesto. Una comparación con un modelo Neo Keynesiano simple ayuda a ilustrar cómo operan los canales comercial y financiero y revela que el segundo domina al primero en la mayoría de los casos.

Índice

Índice de tablas.....	iv
Índice de gráficos.....	v
Índice de anexos.....	vi
Capítulo I. Introducción.....	1
Capítulo II. Modelo empírico.....	4
1. Economía de Estados Unidos.....	4
2. Economía latinoamericana.....	6
Capítulo III. Data y estimación.....	9
1. Data.....	9
2. Estimación.....	10
Capítulo IV. Resultados.....	12
1. Choque de política monetaria de Estados Unidos.....	12
2. Transmisión a economías latinoamericanas.....	12
Capítulo V. Los canales de transmisión.....	15
1. El modelo NK.....	15
2. El canal comercial.....	18
3. El canal financiero.....	20
Capítulo VI. Robustez.....	24
1. Choque de política monetaria de Estados Unidos.....	24
2. Transmisión a economías latinoamericanas.....	26
Conclusiones y recomendaciones.....	28
1. Conclusiones.....	28
2. Recomendaciones.....	28
Bibliografía.....	29
Anexos.....	33
Nota biográfica.....	46

Índice de tablas

Tabla 1.	Estadísticas descriptivas	9
Tabla 2.	Metas de inflación	10
Tabla 3.	Respuestas de la economía grande	17
Tabla 4.	Dinámicas del canal comercial	17
Tabla 5.	Dinámicas del canal financiero.....	18
Tabla 6.	Proporción de comercio con Estados Unidos	18
Tabla 7.	Dolarización en Latinoamérica.....	22

Índice de gráficos

Gráfico 1.	IRFs de Estados Unidos a un choque de política monetaria.....	12
Gráfico 2.	IRFs de Latinoamérica a un choque de política monetaria de EE. UU.	13
Gráfico 3.	IRFs de México a un choque de política monetaria de EE. UU.	19
Gráfico 4.	IRFs de Colombia a un choque de política monetaria de EE. UU.	19
Gráfico 5.	IRFs de Chile a un choque de política monetaria de EE. UU.....	20
Gráfico 6.	IRFs de Brasil a un choque de política monetaria de EE. UU.....	21
Gráfico 7.	IRFs de Perú a un choque de política monetaria de EE. UU.....	21
Gráfico 8.	IRFs de Perú a un choque de política monetaria de EE. UU.....	22
Gráfico 9.	IRFs de Estados Unidos a un choque de política monetaria.....	24
Gráfico 10.	IRFs de Estados Unidos a un choque de política monetaria.....	25
Gráfico 11.	IRFs de Estados Unidos a un choque de política monetaria.....	26
Gráfico 12.	IRFs de Latinoamérica a un choque de política monetaria de EE. UU.	26
Gráfico 13.	IRFs de Latinoamérica a un choque de política monetaria de EE. UU.	27

Índice de anexos

Anexo 1.	Estadísticas descriptivas	34
Anexo 2.	Latinoamérica	37
Anexo 3.	Latinoamérica – <i>dummy</i> de crisis	40
Anexo 4.	Latinoamérica – tasa sombra	43

Capítulo I. Introducción

La importancia de los Estados Unidos en la economía mundial ha sido ampliamente discutida en la literatura. Solo en el milenio actual, las dos crisis económicas (2001 y 2008) son fuerte evidencia de que las condiciones económicas de Estados Unidos tienen repercusiones importantes en el mundo. Doyle & Faust (2002) y Bayoumi & Helnling (2003) argumentan a favor de una mayor correlación entre el desempeño de Estados Unidos y otras economías. Más aún, hay evidencia de que las acciones y comunicaciones de política monetaria de Estados Unidos influyen otros bancos centrales importantes, como se muestra en Gray (2013), Hayo *et al.* (2012), Lipinska *et al.* (2011) y Sahay *et al.* (2014).

Se han llevado a cabo numerosos estudios sobre los determinantes y dinámicas de ciclos económicos para Estados Unidos y países de la OCDE¹, así como para mercados emergentes². Asimismo, hay una rica literatura sobre la transmisión de choques de Estados Unidos a otras economías. Por ejemplo, los trabajos de Eickmeier (2007) y Artis *et al.* (2007) proveen evidencia de impactos significativos de choques macroeconómicos de Estados Unidos a variables domésticas europeas.

El siguiente trabajo se preocupa en específico de la propagación de choques de política monetaria de Estados Unidos. Este tema ha sido discutido en trabajos como el de Kim (2001), para países de la OCDE; Arora & Cerisola (2001), Mackowiak (2007) y Ramos-Francia & Garcia-Verdu (2014) para economías emergentes; y Canova (2005) y Borrillo *et al.* (2016) para economías latinoamericanas en particular. Los mecanismos mediante los cuales se transmiten estos choques también han sido sujetos de discusión. Los canales comerciales y, más recientemente, los canales financieros son los más citados.

Respecto al canal comercial, el modelo básico de Mundell-Fleming-Dornbusch³ predice que una expansión monetaria conduce a un deterioro de los términos de intercambio o depreciación del tipo de cambio real, lo que resulta en una mejora de la balanza comercial. Lo anterior se conoce como el efecto desviación del gasto. Sin embargo, un incremento en el producto doméstico incrementa la demanda de importación y podría perjudicar la balanza comercial, a través del efecto absorción del ingreso. Kim (2001) encuentra que el segundo efecto domina en el corto plazo, pero el primer efecto domina en el largo plazo. Por otro lado, un estudio de Adler & Osorio

¹ Ver Ahmed *et al.* (1993) y Canova & de Nicolo (2000, 2002, 2003).

² Ver Agenor *et al.* (2000), Ahmed & Loungani (2000), Hoffmaister & Roldos (1997) y Prasad (1999).

³ Ver Dornbusch (1980), Obstfeld & Rogoff (1996) y Stockman & Obstfeld (1985).

(2017) encuentra que el primer efecto domina en particular con socios que tienen regímenes de tipo de cambio flotantes.

Algunos autores⁴ han propuesto una explicación complementaria, examinando el canal financiero. Dado que bajo una expansión monetaria de Estados Unidos la tasa de interés real cae, esto lleva a una caída de la tasa de interés real del mundo. Esto se debe a que Estados Unidos es una economía grande abierta y los mercados de capitales mundiales están integrados hasta cierto punto. Seguido de ello, la demanda por consumo e inversión incrementa, por lo que tanto exportaciones e importaciones de Estados Unidos y economías extranjeras podrían incrementar. En consecuencia, la balanza comercial podría no cambiar pero las exportaciones e importaciones podrían aumentar significativamente. En general, predice externalidades positivas hacia economías extranjeras bajo una expansión monetaria de Estados Unidos. Estudios empíricos de la transmisión de choques de Estados Unidos mediante variables financieras se pueden encontrar en Fratzscher *et al.* (2018) y Brauning & Ivashina (2017). Estos estudios encuentran que una política monetaria más laxa de Estados Unidos está correlacionada con la expansión de créditos hacia economías emergentes.

Sobre qué efecto prevalece, Ammer *et al.* (2016) argumentan que las acciones de política monetaria de Estados Unidos tienen externalidades positivas en el extranjero, en el sentido de que una política que mueve la actividad económica de Estados Unidos en un sentido empuja la actividad extranjera en la misma dirección. No obstante, trabajos de investigación empíricos previos muestran diferentes resultados en el caso de Latinoamérica. Canova (2005) encuentra que un choque contractivo de política monetaria en Estados Unidos conlleva a mayores tasas de interés en Latinoamérica e incrementa el producto doméstico con un rezago de dos trimestres. En un análisis de ocho economías emergentes incluyendo dos economías latinoamericanas, Chile y México, Mackowiak (2007) encuentra que un ajuste de la política monetaria de Estados Unidos no tiene efectos claros en el producto.

Este trabajo intenta responder la pregunta sobre si la política monetaria de Estados Unidos se transmite a las cinco economías latinoamericanas⁵ analizadas y a través de qué canales. Para ello, se estima un SVAR con restricciones de cero y signo utilizando el paradigma bayesiano. Esta metodología se alimenta de los trabajos de Bernake *et al.* (1997), Cushman & Zha (1997), Canova (2005), Uhlig (2005) y Arias *et al.* (2017). Luego, se procede a comparar los resultados obtenidos

⁴ Ver Frankel (1988), Hicks (1988), Svensson & van Wijnbergen (1989), Grilli & Roubini (1992), Obstfeld & Rogoff (1995) y Schlagenhauf & Wrase (1995).

⁵ Estas economías son las de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

con un modelo Neo Keynesiano simple para analizar más profundamente las dinámicas de los canales comercial y financiero. El principal atractivo de este trabajo es que produce resultados robustos al período de política monetaria no convencional y usa pocas restricciones de identificación.

El documento está organizado de la siguiente manera: el primer capítulo es introductorio, en el Capítulo II se presenta el modelo empírico, en el Capítulo III se describe la data y método de estimación, el Capítulo IV contiene los resultados de la estimación del SVAR, el Capítulo V incluye un modelo Neo Keynesiano simple, comparándose sus predicciones con las estimaciones obtenidas y en el Capítulo VI se realiza algunos análisis de robustez.

Capítulo II. Modelo empírico

En este capítulo, son descritos el SVAR para la economía de Estados Unidos y la estrategia de identificación. Luego, se presenta el SVAR para la economía latinoamericana y son caracterizadas las funciones de impulso respuesta (IRFs) a los choques de Estados Unidos. Se emplea exogeneidad de bloque como en Cushman & Zha (1997) y Canova (2005).

1. Economía de Estados Unidos

Siguiendo a Rubio-Ramirez *et al.* (2010) se empieza con un SVAR de la forma:

$$\mathbf{y}_t^{*'} \mathbf{A}_0^* = \sum_{\ell=1}^v \mathbf{y}_{t-\ell}^{*'} \mathbf{A}_\ell^* + \mathbf{c}^* + \varepsilon_t^{*'} \quad \text{para } 1 \leq t \leq T, \quad (1)$$

donde \mathbf{y}_t^* es un vector $n \times 1$ de variables endógenas de la economía de Estados Unidos, ε_t^* es un vector de $n \times 1$ de choques estructurales y \mathbf{A}_ℓ^* es una matriz de $n \times n$ de parámetros estructurales para $0 \leq \ell \leq v$ con \mathbf{A}_0^* invertible, \mathbf{c}^* es un vector de $1 \times n$ de parámetros, v es el número de rezagos, y T es el tamaño de muestra. El vector ε_t^* se asume gaussiano con media cero y matriz de covarianza I_n , condicional en $\mathbf{y}_0^*, \dots, \mathbf{y}_{t-v}^*$. El SVAR en la ecuación (1) se puede escribir como:

$$\mathbf{y}_t^{*'} \mathbf{A}_0^* = \mathbf{x}_t^{*'} \mathbf{A}_+^* + \varepsilon_t^{*'} \quad \text{para } 1 \leq t \leq T, \quad (2)$$

donde $\mathbf{A}_+^{*'} = [\mathbf{A}_1^{*'} \dots \mathbf{A}_v^{*'} \mathbf{c}^{*'}]$ y $\mathbf{x}_t^{*'} = [\mathbf{y}_{t-1}^{*'} \dots \mathbf{y}_{t-v}^{*'} \mathbf{1}]$ para $1 \leq t \leq T$. La dimensión de $\mathbf{A}_+^{*'}$ es de $m \times n$, donde $m = nv + 1$. \mathbf{A}_0^* y \mathbf{A}_+^* son los parámetros estructurales. El VAR reducido que implica la ecuación (2) es:

$$\mathbf{y}_t^{*'} = \mathbf{x}_t^{*'} \mathbf{B}^* + \mathbf{u}_t^{*'} \quad \text{para } 1 \leq t \leq T, \quad (3)$$

donde $\mathbf{B}^* = \mathbf{A}_+^* \mathbf{A}_0^{*-1}$, $\mathbf{u}_t^{*'} = \varepsilon_t^{*'} \mathbf{A}_0^{*-1}$, y $E[\mathbf{u}_t^* \mathbf{u}_t^{*'}] = \Sigma = (\mathbf{A}_0^* \mathbf{A}_0^{*'})^{-1}$.

La IRF de la variable i –ésima al choque estructural j –ésimo en el horizonte k corresponde al elemento (i, j) de la matriz $\mathbf{L}_0^*(\mathbf{A}_0^*, \mathbf{A}_+^*)$, donde \mathbf{L}_k^* se define recursivamente por:

$$\mathbf{L}_0^* = (\mathbf{A}_0^{*-1})' \quad (4)$$

$$\mathbf{L}_k^* = \sum_{\ell=1}^k (\mathbf{A}_\ell^* \mathbf{A}_0^{*-1})' \mathbf{L}_{k-\ell}^* \quad \text{para } 1 \leq k \leq v, \quad (5)$$

$$\mathbf{L}_k^* = \sum_{\ell=1}^v (\mathbf{A}_\ell^* \mathbf{A}_0^{*-1})' \mathbf{L}_{k-\ell}^* \quad \text{para } v < k < \infty, \quad (6)$$

Como en Arias *et al.* (2017), se imponen restricciones de cero y signo directamente sobre los coeficientes estructurales. Dado que la estrategia de identificación restringe solo la ecuación de política monetaria y se imponen menos de $n - 1$ restricciones de cero, los parámetros estructurales no están exactamente identificados. Identificar solo un choque o subconjunto de choques sigue los trabajos de Brenanke & Mihov (1998), Christiano *et al.* (1999) y Uhlig (2005). De igual manera, la especificación del componente sistemático de la política monetaria es consistente con los trabajos de Leeper *et al.* (1996), Leeper & Zha (2003), y Sims & Zha (2006).

Sin pérdida de generalidad, se toma al primer choque como el choque de política monetaria. Luego, la ecuación:

$$\mathbf{y}_t^{*'} \mathbf{a}_{0,1}^* = \sum_{\ell=1}^v \mathbf{y}_{t-\ell}^{*'} \mathbf{a}_{\ell,1}^* + \varepsilon_{1,t}^* \quad \text{para } 1 \leq t \leq T, \quad (7)$$

es la ecuación de política monetaria. Donde $\varepsilon_{1,t}^*$ denota la primera entrada de ε_t^* , $\mathbf{a}_{\ell,1}^*$ denota la primera columna de \mathbf{A}_ℓ^* para $0 \leq \ell \leq v$, y $a_{\ell,ij}^*$ denota el elemento (i, j) de \mathbf{A}_ℓ^* y describe el componente sistemático de la política monetaria. Las restricciones se imponen sobre $\mathbf{a}_{\ell,1}^*$ para $0 \leq \ell \leq v$.

La estrategia de identificación está motivada por reglas de política monetaria de Taylor. El VAR reducido consiste de seis variables endógenas ordenadas de la siguiente forma: producto, y_t^* ; precios, p_t^* ; precios de *commodities*, $p_{c,t}^*$; reservas totales, tr_t^* ; reservas no prestadas, nbr_t^* ; y la tasa de interés de la Fed, r_t^* . Estas variables han sido usadas en Christiano *et al.* (1996), Bernanke & Mihov (1998), Uhlig (2005) y Arias *et al.* (2017). Las dos siguientes restricciones son impuestas

Restricción 1. *La tasa interés de la Fed es el instrumento de política monetaria y solo reacciona contemporáneamente al producto, precios y precios de commodities.*

Esta restricción implica que la tasa de interés de la Fed no reacciona a cambios en reservas. La segunda restricción es sobre la respuesta cualitativa de la tasa de interés de la Fed a las condiciones económicas.

Restricción 2. *La reacción contemporánea de la tasa de interés de la Fed al producto y precios es positiva.*

Esta restricción implica que el banco central eleva la tasa de interés, contemporáneamente, en respuesta a incrementos en producto y precios. Se asume que el banco central tiene acceso a indicadores en tiempo real sobre el estado actual de la actividad económica.

La ecuación (7) se puede reescribir en términos de solo las variables contemporáneas como:

$$r_t^* = \psi_y y_t^* + \psi_p p_t^* + \psi_{p_c} p_{c,t}^* + \psi_{tr} tr_t^* + \psi_{nbr} nbr_t^* + \sigma^* \varepsilon_{1,t}^* \quad (8)$$

donde $\psi_y = -a_{0,61}^{*-1} a_{0,11}^*$, $\psi_p = -a_{0,61}^{*-1} a_{0,21}^*$, $\psi_{p_c} = -a_{0,61}^{*-1} a_{0,31}^*$, $\psi_{tr} = -a_{0,61}^{*-1} a_{0,41}^*$, $\psi_{nbr} = -a_{0,61}^{*-1} a_{0,51}^*$ y $\sigma^* = a_{0,61}^{*-1}$. Por lo tanto, la **Restricción 1** implica que $\psi_{tr} = \psi_{nbr} = 0$ y la **Restricción 2** implica que $\psi_y, \psi_p > 0$. El coeficiente ψ_{p_c} no se restringe.

2. Economía latinoamericana

Para cada economía latinoamericana, se trabaja con el siguiente SVAR con variables exógenas:

$$\mathbf{y}'_{i,t} \mathbf{A}_{i,0} = \sum_{\ell=1}^v \mathbf{y}'_{i,t-\ell} \mathbf{A}_{i,\ell} + \sum_{\ell=1}^v \mathbf{y}^*_{t-\ell} \tilde{\mathbf{A}}^*_{i,\ell} + \mathbf{c}_i + \varepsilon'_{i,t} \quad \text{para } 1 \leq t \leq T, \quad (9)$$

para $1 \leq i \leq N$ y $1 \leq t \leq T$. Ello es similar al SVAR definido para las variables de Estados Unidos. Donde $\mathbf{y}_{i,t}$ es un vector de $n \times 1$ variables endógenas y \mathbf{y}_t^* es el vector de variables de Estados Unidos.

La ecuación (9) se puede escribir como

$$\mathbf{y}'_{i,t} \mathbf{A}_{i,0} = \mathbf{x}'_{i,t} \mathbf{A}_{+,i} + \mathbf{y}^*_{t'} \tilde{\mathbf{A}}^*_{+,i} + \varepsilon'_{i,t} \quad (10)$$

para $1 \leq i \leq N$ y $1 \leq t \leq T$, a través de las N economías latinoamericanas y T períodos.

Donde $\mathbf{A}'_{+,i} = [\mathbf{A}'_{i,1} \ \dots \ \mathbf{A}'_{i,v} \ \mathbf{c}'_i]$ y $\mathbf{x}'_{i,t} = [\mathbf{y}'_{i,t} \ \dots \ \mathbf{y}'_{i,t-v} \ 1]$, y el vector de variables de Estados Unidos es $\mathbf{y}'_{i,t} = [\mathbf{y}'_{i,t} \ \dots \ \mathbf{y}'_{i,t-v}]$ con $\tilde{\mathbf{A}}'_{+,i} = [\tilde{\mathbf{A}}'_{i,0} \ \dots \ \tilde{\mathbf{A}}'_{i,v}]$.

La forma reducida es:

$$\mathbf{y}'_{i,t} = \mathbf{x}'_t \mathbf{B}_i + \mathbf{y}'_t \tilde{\mathbf{B}}_i^* + \mathbf{u}'_{i,t} \quad (11)$$

donde $\mathbf{B}_i = \mathbf{A}_{+,i} \mathbf{A}_{i,0}^{-1}$, $\tilde{\mathbf{B}}_i^* = \tilde{\mathbf{A}}_{+,i}^* \mathbf{A}_{i,0}^{-1}$, $\mathbf{u}'_{i,t} = \varepsilon'_{i,t} \mathbf{A}_{i,0}^{-1}$ y $\mathbb{E}[\mathbf{u}_{i,t} \mathbf{u}'_{i,t}] = \Sigma = (\mathbf{A}_{i,0} \mathbf{A}'_{i,0})^{-1}$.

La IRF de la variable p –ésima al choque estructural q –ésimo de Estados Unidos en el horizonte k corresponde al elemento (p, q) de la matriz $\mathbf{L}_{i,k}(\mathbf{A}_{i,0}, \mathbf{A}_{+,i}, \tilde{\mathbf{A}}_{+,i}^*)$, donde $\mathbf{L}_{i,k}$ se define recursivamente por

$$\mathbf{L}_{i,0} = (\tilde{\mathbf{A}}_{i,0}^* \mathbf{A}_{i,0}^{-1})' \mathbf{L}_0^* \quad (12)$$

$$\mathbf{L}_{i,k} = \sum_{\ell=1}^k (\mathbf{A}_{i,\ell} \mathbf{A}_{i,0}^{-1})' \mathbf{L}_{k-\ell} + \sum_{\ell=0}^k (\tilde{\mathbf{A}}_{i,\ell}^* \mathbf{A}_{i,0}^{-1})' \mathbf{L}_{k-\ell}^* \quad \text{para } 1 \leq k \leq v, \quad (13)$$

$$\mathbf{L}_{i,k} = \sum_{\ell=1}^v (\mathbf{A}_{i,\ell} \mathbf{A}_{i,0}^{-1})' \mathbf{L}_{k-\ell} + \sum_{\ell=0}^v (\tilde{\mathbf{A}}_{i,\ell}^* \mathbf{A}_{i,0}^{-1})' \mathbf{L}_{k-\ell}^* \quad \text{para } v < k < \infty, \quad (14)$$

Se trabaja con las siguientes variables endógenas: producto, y_t ; precios, p_t ; crédito, c_t ; ratio de exportaciones a importaciones, tb_t ; tipo de cambio nominal, e_t ; y la tasa de interés interbancaria, r_t . Especificaciones similares han sido trabajadas en Canova (2005) y Mackowiak (2007). Como en el bloque de Estados Unidos, la primera ecuación del SVAR se toma como la ecuación de política monetaria sobre la cual se impone la siguiente restricción de regla de Taylor:

Restricción 3. *La reacción contemporánea de la tasa de interés de la economía latinoamericana al producto y precios es positiva.*

La restricción implica que el banco central de la economía latinoamericana se preocupa en mantener un producto y nivel de precios estables. Abstrayéndose de variables rezagadas y exógenas, la ecuación de política monetaria se puede escribir de la siguiente forma:

$$r_t = \phi_y y_t + \phi_p p_t + \phi_c c_t + \phi_{tb} tb_t + \phi_e e_t + \sigma \varepsilon_{1,t} \quad (15)$$

donde $\phi_y = -a_{0,61}^{-1}a_{0,11}$, $\phi_p = -a_{0,61}^{-1}a_{0,21}$, $\phi_c = -a_{0,61}^{-1}a_{0,31}$, $\phi_{tb} = -a_{0,61}^{-1}a_{0,41}$, $\phi_e = -a_{0,61}^{-1}a_{0,51}$ y $\sigma = a_{0,61}^{-1}$. Por lo tanto, la **Restricción 3** implica que $\phi_y, \phi_p > 0$. No se imponen restricciones de cero.

Capítulo III. Data y estimación

En este capítulo, son descritos la data y el método de estimación.

1. Data

Para los Estados Unidos se usaron las siguientes series: producción industrial, CPI, un índice de precios de *commodities*, reservas totales, reservas no prestadas y la tasa de interés de la Fed. Las series están disponibles en frecuencia mensual desde enero de 1965 a diciembre de 2017. Todas las series de tiempo fueron obtenidas de la web de St. Louis Fed, usando las series INDPRO, CPIAUCSL, PPIACO, TOTRESNS, BOGNONBR, NONBORRES y FEDFUNDS. A las series de producto e índices de precios se les removió la tendencia, a todas las series se les removió la media y, excepto la tasa de interés de la Fed, están expresadas en logaritmos.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas

	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Estados Unidos
PBI (billones de US\$)	1.799	247	282	1.047	195	18.624
como % del mundo	2,6%	0,4%	0,6%	1,9%	0,3%	15,5%
Población (millones de personas)	206	18	49	122	31	323
% de exportaciones a EE. UU.	12,6%	14,1%	32,9%	81,0%	17,3%	-
% de importaciones de EE. UU.	17,5%	17,4%	26,7%	46,5%	19,6%	-

*La información corresponde a 2016.

Fuente: WEO 2018, Comtrade 2018, bancos centrales 2018. Elaboración propia 2018.

Para las economías latinoamericanas, se obtuvo data de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú de sus institutos nacionales de estadística y bancos centrales. Las siguientes series o sus *proxies* fueron usadas: producto, IPC, crédito, ratio de exportaciones a importaciones, tipo de cambio nominal y tasa de interés interbancaria. Todas las series están ajustadas por estacionalidad y expresadas en logaritmos, excepto las tasas de interés. A las series de producto, precios y crédito se les removió la tendencia, a todas las series se les removió la media. La muestra es de frecuencia mensual y empieza desde que cada país adoptó el esquema de metas de inflación hasta 2017 (ver la tabla 2). Algunas estadísticas descriptivas se presentan en la tabla 1. Tablas adicionales se encuentran en el anexo 1.

Tabla 2. Metas de inflación

	Desde	Meta actual
Brasil	1999:01	4,5% +/-1,5%
Chile	1999:09	3,0% +/-1,0%
Colombia	1999:10	3,0% +/-1,0%
México	2001:01	3,0% +/-1,0%
Perú	2002:01	2,0% +/-1,0%

Fuente: Bancos centrales 2018. Elaboración propia 2018.

2. Estimación

Para la estimación del bloque de Estados Unidos, se impone una distribución uniforme normal-inversa-Wishart a los *priors* sobre la forma ortogonal reducida, que se caracteriza por cuatro parámetros: $UNIW(v, \phi, \psi, \Omega)$, con $v = 0$, $\phi = \mathbf{0}_{n \times n}$, $\psi = \mathbf{0}_{nv \times n}$, $\Omega^{-1} = \mathbf{0}_{nv \times nv}$. Esta parametrización resulta en densidades de los *priors* equivalentes a las de Uhlig (2005), como se mostró en Arias *et al.* (2017). Como a todas las series se les removió la media, no se incluye una constante. El número de rezagos es 12.

El algoritmo descrito en Arias *et al.* (2018) se usa para hacer *draws* independientes sujeto a restricciones de cero y signo. Este algoritmo tiene dos principales ventajas. La primera es que asegura que los *draws* sean sujetos solo a las restricciones deseadas. Esto es importante porque otros métodos como el popular algoritmo de función de penalización de Mountford & Uhlig (2009), como Arias *et al.* (2018) muestran, introducen restricciones de cero adicionales y la identificación no viene solamente de las restricciones deseadas.

La segunda ventaja importante es que este algoritmo ofrece mayor eficiencia computacional comparado con otros métodos, como el de Baumeister & Hamilton (2015), que usa un muestreo Metropolis Hastings para hacer *draws* directamente sobre los parámetros estructurales. También es importante notar que los resultados obtenidos por este algoritmo son invariantes al ordenamiento de las variables.

Algoritmo. Este algoritmo hace *draws* independientes de la distribución $NGN(v, \phi, \psi, \Omega)$ sobre los parámetros estructurales condicionales en restricciones de cero y signo.

1. Hacer un *draw* de $(\mathbf{B}, \mathbf{\Sigma})$, los parámetros de la forma ortogonal reducida, de la distribución $UNIW(v, \phi, \psi, \Omega)$.
2. Hacer un *draw* de una matriz ortogonal \mathbf{Q} tal que $(\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_+) = \mathbf{f}_h^{-1}(\mathbf{B}, \mathbf{\Sigma}, \mathbf{Q})$ que satisface las restricciones de cero.

3. Si $(\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_+)$ satisface las restricciones de signo, ponerle el peso:

$$\frac{\text{NGN}_{(v,\phi,\psi,\Omega)}(\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_+)}{\text{NIW}_{(v,\phi,\psi,\Omega)\mathbf{V}(\text{gof}_h)|Z}(\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_+)} \propto \frac{|\det(\mathbf{A}_0)|^{-(2n+m+1)}}{\mathbf{V}(\text{gof}_h)|Z(\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_+)},$$

donde el denominador es la densidad sobre la parametrización estructural condicional en las restricciones de cero. De otro modo, ponerle peso cero.

4. Retornar al paso 1 hasta que se obtenga el número de *draws* requerido.
 5. Remuestreo con reemplazo usando los pesos y quedarse con el número deseado de *draws*.

Para asegurar que se tiene un tamaño de muestra lo suficientemente grande relativo al número deseado de *draws* independientes, primero se toman 100.000 parámetros que satisfacen las restricciones de cero y luego se mantienen 10.000 después del remuestreo de los *draws* que satisfacen las restricciones de signo⁶. Luego, las IRFs para Estados Unidos se calculan y se guardan.

Para cada economía latinoamericana, se utiliza el mismo método. El SVAR con variables exógenas de Estados Unidos se estima utilizando el algoritmo descrito anteriormente. Como a todas las series latinoamericanas se les ha removido la media, no se incluye una constante. El número de rezagos utilizado es 2, de acuerdo con un set de criterios de información. Las matrices estructurales resultantes son guardadas y se calcula las IRFs de cada economía a los choques de Estados Unidos. Después, la respuesta promedio latinoamericana se calcula como un promedio simple, similar a Kim (2001) y Canova (2005).

⁶ En todas las estimaciones realizadas en este trabajo, el ratio de *draws* que cumplen las restricciones de signo al número de *draws* realizado es superior a 10%.

Capítulo IV. Resultados

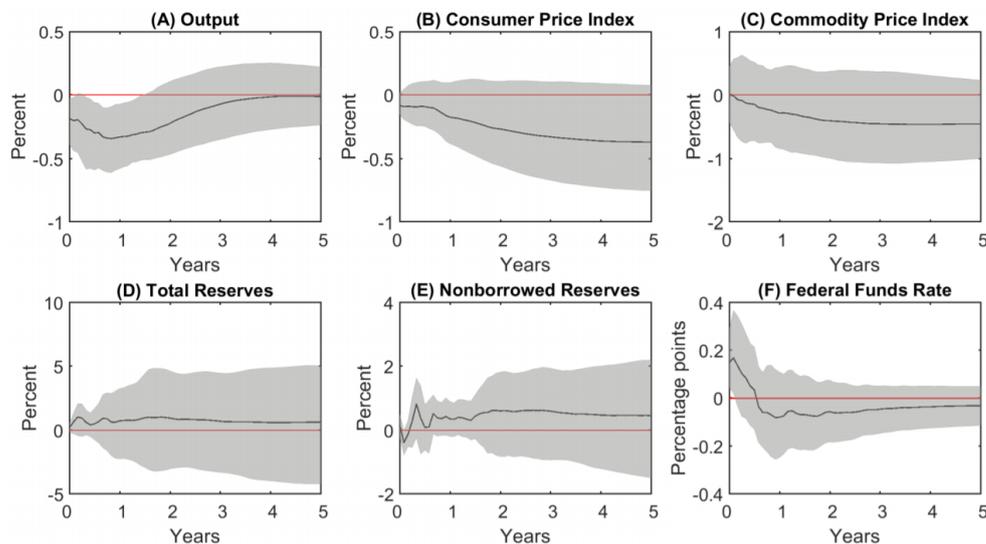
Este capítulo contiene las IRFs resultantes tanto para el bloque de Estados Unidos como la respuesta latinoamericana promedio y las compara con hallazgos de trabajos de investigación previos.

1. Choque de política monetaria de Estados Unidos

El gráfico 1 muestra la mediana y las bandas sombreadas de probabilidad posterior al 68 por ciento para las IRFs de las variables de Estados Unidos ante un choque de política monetaria contractivo. El producto cae con alta probabilidad posterior por alrededor de 18 meses y la respuesta mediana se mantiene negativa por los cinco años mostrados. La tasa de interés de la Fed tiene una respuesta mediana de 0,2 puntos porcentuales y luego se corrige.

La respuesta contractiva del producto es consistente con los hallazgos de Bernanke & Blinder (1992), Christiano *et al.* (1996), Leeper *et al.* (1996), Bernanke & Mihov (1998) y Smets & Wouters (2007). En particular, la forma de la respuesta del producto y el *undershooting* de la tasa de interés de la Fed es similar a las obtenidas por Smets & Wouters (2007), quienes estimaron un DSGE bayesiano con varias restricciones.

Gráfico 1. IRFs de Estados Unidos a un choque de política monetaria



Fuente: Elaboración propia 2018.

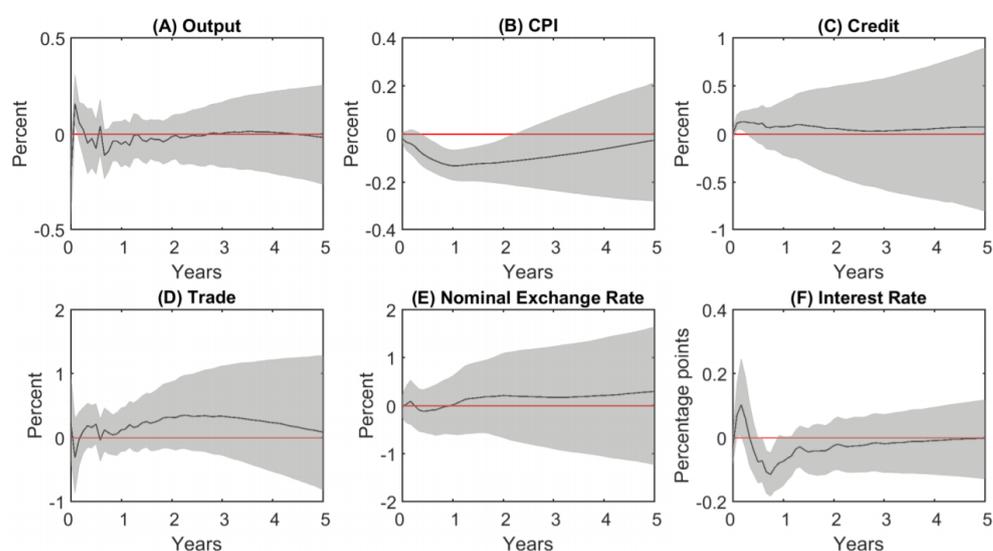
2. Transmisión a economías latinoamericanas

El gráfico 2 muestra la mediana de las IRFs de las variables latinoamericanas a un choque de política monetaria contractivo de Estados Unidos. Como en Canova (2005), un incremento de la

tasa de interés de la Fed se traduce como buenas noticias del producto en el corto plazo, aunque el efecto es modesto y de corta duración. La tasa de interés se incrementa en los primeros seis meses y luego disminuye en los siguientes seis. El crédito se expande en el corto plazo y la respuesta del nivel de precios se mantiene negativa por alrededor de dos años. Las variables de comercio y tipo de cambio no exhiben una respuesta clara. Gráficos detallados de las respuestas de cada país se encuentran en el anexo 2.

En un trabajo similar, Canova (2005) utiliza data trimestral desde 1990 hasta 2002 de ocho economías latinoamericanas⁷ y concluye que el canal financiero es el que prevalece en la transmisión de choques de Estados Unidos. Específicamente, encuentra que un choque contractivo de política monetaria en Estados Unidos conlleva a mayores tasas de interés en Latinoamérica e impulsa el producto con un rezago de dos trimestres. Las variables de tipo de cambio nominal y comercio no se ven afectadas, pero el nivel de precios aumenta. Atribuye dicho comportamiento a mayores flujos de capitales extranjeros que son gastados en bienes no transables.

Gráfico 2. IRFs de Latinoamérica a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

Los resultados parecen estar de acuerdo con Canova (2005) en lo que respecta a que el canal financiero domina al canal comercial. Sin embargo, hay diferencias importantes. Los resultados mostrados están calculados sobre una muestra más reciente y solo se incluye economías con regímenes de metas de inflación y tipo de cambio flotante. Ello y la mayor integración de los

⁷ Argentina, Ecuador, Panamá, Uruguay, México, Perú, Brasil y Chile.

mercados financieros pueden estar detrás de la diferencia en el *timing* de los resultados. Adicionalmente, los bancos centrales con tipos de cambio flotantes no se ajustan a la paridad solo por pecios. Ello podría explicar la diferencia en la respuesta del nivel de precios, que en los resultados mostrados es negativa, en línea con el menor nivel de precios de Estados Unidos, en lugar del incremento que Canova (2005) encuentra.

Los resultados también difieren de los encontrados por Mackowiak (2007), quien obtiene que una política monetaria más restrictiva de Estados Unidos conlleva a una depreciación del tipo de cambio, mayor inflación y resultados mixtos para el producto en mercados emergentes. Mackowiak (2007) utiliza una muestra que va desde 1986 hasta 2000 y evalúa la respuesta de ocho economías emergentes, de las cuales solo dos son latinoamericanas (Chile y México).

Capítulo V. Los canales de transmisión

Después de estimar los efectos de un choque de política monetaria de Estados Unidos sobre las variables de Latinoamérica, el siguiente paso es evaluar las dinámicas que permiten esta transmisión. Varios autores⁸ están de acuerdo en que hay dos principales canales mediante los cuales se transmiten los choques de Estados Unidos: los canales comercial y financiero.

Respecto al primero, en teoría⁹ si un choque eleva el nivel de precios de Estados Unidos, ello debería conllevar a un deterioro de los términos de intercambio de Latinoamérica, dado que los precios de las importaciones de Estados Unidos son más altos. Esto se traduce a mayores exportaciones y menores importaciones, lo que mejora la balanza comercial. El nivel de precios y tipo de cambio de la economía pequeña se ajustan para mantener paridad. En particular, hay presiones al alza del nivel de precios, y a la baja del tipo de cambio. Frente a estas condiciones, el banco central de la economía pequeña eleva su tasa de interés.

Por otro lado, la teoría predice¹⁰ que cuando el canal financiero opera, si se da un choque que disminuye la tasa de interés de Estados Unidos, ello conlleva a una apreciación del tipo de cambio nominal de la economía pequeña y a una disminución de su tasa de interés. Si el tipo de cambio nominal es fijo o no se ajusta del todo, un incremento en el producto y el nivel de precios podría ser observado. El choque de la política monetaria de Estados Unidos estimado en este trabajo induce a una contracción en su producto y a un incremento de la tasa de interés de la Fed, así que ambos canales operan. El grado de integración con los Estados Unidos tanto en el mercado de bienes como el financiero determina qué canal domina.

En este capítulo se introduce un modelo Neo Keynesiano simple para ilustrar cómo operan ambos canales y comparar sus predicciones con los resultados obtenidos a partir de la estimación del SVAR. Primero, son descritos el modelo y sus dinámicas básicas. Luego, las diferencias en la integración comercial y financiera de cada economía latinoamericana con los Estados Unidos ayudan a diferenciar qué canal predomina en cada caso.

1. El modelo NK

El modelo escogido para la comparación es una versión del presentado en Svensson (2000), extendido por Giordani (2004). Como en muchos modelos Neo Keynesianos, cada economía es

⁸ Ver Rey (2016) para un sondeo reciente de la literatura.

⁹ Ver Mendoza (1991), Backus *et al.* (1994) y Kim (2001).

¹⁰ Ver Kim & Roubini (2000) y Canova (2005).

caracterizada por tres ecuaciones: la curva de Phillips, la curva IS y una regla de política monetaria.

Para la economía pequeña, la curva de Phillips toma la siguiente forma:

$$\pi_{t+1} = \alpha_{\pi}\pi_t + (1 - \alpha_{\pi})\mathbb{E}_t\pi_{t+2} + \alpha_x x_{t+1} + \alpha_q(q_t - q_{t-1}) + \epsilon_{t+1}^{CP} \quad (16)$$

donde π_t es la inflación, x_t es la brecha de producto definida como $x_t = y_t - y_t^N$ con y_t^N modelado como un proceso exógeno, q_t es el tipo de cambio real y ϵ_{t+1}^{CP} es un choque gaussiano. Todos los coeficientes se asumen no negativos.

La curva IS está modelada por la siguiente ecuación:

$$x_{t+1} = \beta_x x_t + (1 - \beta_x)\mathbb{E}_t x_{t+2} - \beta_i(i_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}) + \beta_{x^*} x_t^* + \beta_q \mathbb{E}_t q_{t+1} + \epsilon_{t+1}^{AD} \quad (17)$$

donde i_t es el instrumento de política monetaria, una tasa de interés de corto plazo, y x_t^* es la brecha de producto de la economía extranjera. Como en la ecuación de la curva de Phillips, todos los coeficientes se asumen no negativos. Adicionalmente, el tipo de cambio cumple la paridad descubierta de tasas de interés:

$$(i_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}) - (i_t^* - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}^*) = \mathbb{E}_t q_{t+1} - q_t \quad (18)$$

El banco central sigue una regla monetaria de Taylor, que se extiende para incluir variables extranjeras:

$$i_{t+1} = \rho_i i_t + (1 - \rho_i)(\gamma_x x_{t+1} + \gamma_{\pi} \bar{\pi}_{t+1} + \gamma_i i_{t+1}^* + \gamma_x x_{t+1}^* + \gamma_{\pi^*} \bar{\pi}_{t+1}^*) + \epsilon_{t+1}^{MP} \quad (19)$$

La economía grande se modela como una economía cerrada en el sentido de que no es afectada por las variables de la economía pequeña. Su curva de Phillips está caracterizada como:

$$\pi_{t+1}^* = \alpha_{\pi^*} \pi_t^* + (1 - \alpha_{\pi^*})\mathbb{E}_t \pi_{t+2}^* + \alpha_{x^*} x_{t+1}^* + \epsilon_{t+1}^{CP^*} \quad (20)$$

La curva IS es la siguiente:

$$x_{t+1}^* = \beta_{x^*} x_t^* + (1 - \beta_{x^*}) \mathbb{E}_t x_{t+2}^* - \beta_{i^*} (i_t^* - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}^*) + \epsilon_{t+1}^{AD^*} \quad (21)$$

Al igual que la economía pequeña, la economía grande sigue una regla de política monetaria de Taylor:

$$i_{t+1}^* = \rho_{i^*} i_t^* + (1 - \rho_{i^*}) (\gamma_{x^*} x_{t+1}^* + \gamma_{\pi^*} \bar{\pi}_{t+1}^*) + \epsilon_{t+1}^{MP^*} \quad (22)$$

Todos los coeficientes se asumen no negativos. Es fácil ver que en el evento de un choque contractivo de política monetaria en la economía grande (una realización positiva de $\epsilon_{t+1}^{MP^*}$), la tasa de interés extranjera i_t^* incrementará y la brecha de producto x_t^* y nivel de precios π_t^* extranjeros se contraerán.

Tabla 3. Respuestas de la economía grande

Choque	Efecto		
	x_t^*	π_t^*	i_t^*
$\epsilon_{t+1}^{MP^*}$	(-)	(-)	(+)

Fuente: Elaboración propia 2018.

Las respuestas esperadas están en línea con las obtenidas por la estimación del SVAR, como se muestran en el gráfico 1. Para entender los mecanismos mediante los cuales se transmite este choque a la economía pequeña, es útil concentrarse en dos coeficientes particulares: β_{x^*} , que captura la integración comercial entre las dos economías; y γ_i que captura la integración financiera.

Tabla 4. Dinámicas del canal comercial

Coeficiente	Efecto		
	x_t	π_t	i_t
β_{x^*}	(-)	(-)	(-)

Fuente: Elaboración propia 2018.

La tabla 4 resume las respuestas esperadas de las variables de la economía pequeña a un choque extranjero de política monetaria cuando el canal comercial opera. El efecto sobre el producto doméstico x_t es una consecuencia directa de la especificación de la curva IS. Cuando la demanda agregada de la economía extranjera cae, también lo hace la de la economía pequeña. Luego, la caída del producto doméstico afecta negativamente la inflación π_t y la tasa de interés i_t mediante la curva de Phillips y la regla de política monetaria, respectivamente.

Tabla 5. Dinámicas del canal financiero

Coeficiente	Efecto		
	x_t	π_t	i_t
γ_i	(-)	(-)	(+)

Fuente: Elaboración propia 2018.

De igual manera, la tabla 5 resume las dinámicas de canal financiero. El efecto más directo proviene de la ecuación de política monetaria: cuando la tasa de interés de la economía grande i_t^* se eleva, también lo hace la de la economía pequeña. Esto conlleva a presiones a la baja sobre el producto x_t mediante la ecuación de la curva IS, que luego ejerce presiones a la baja sobre la inflación π_t mediante la ecuación de la curva de Phillips.

En resumen, ambos canales predicen presiones a la baja sobre el producto y precios, pero efectos contradictorios sobre la tasa de interés. En la siguiente sección, se comparan estas predicciones con las IRFs obtenidas de la estimación del SVAR.

2. El canal comercial

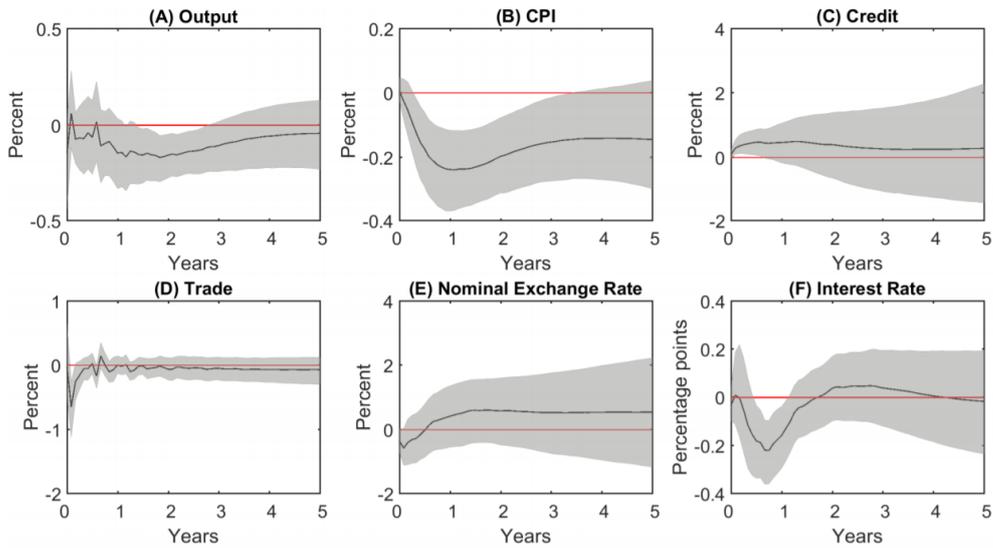
El canal comercial se observa más fácilmente en México, que tiene los vínculos comerciales con Estados Unidos más fuertes, como se observa en la tabla 6. Las IRFs mostradas en el gráfico 3 siguen los movimientos esperados según el modelo Neo Keynesiano, dominando fuertemente al canal financiero.

Tabla 6. Proporción de comercio con Estados Unidos

	1996		2016	
	Exportaciones	Importaciones	Exportaciones	Importaciones
Brasil	19,5%	22,3%	12,6%	17,5%
Chile	15,4%	24,4%	14,1%	17,4%
Colombia	40,2%	35,5%	32,9%	26,7%
México	83,4%	75,7%	81,0%	46,5%
Perú	19,9%	26,3%	17,3%	19,6%

Fuente: Comtrade 2018. Elaboración propia 2018.

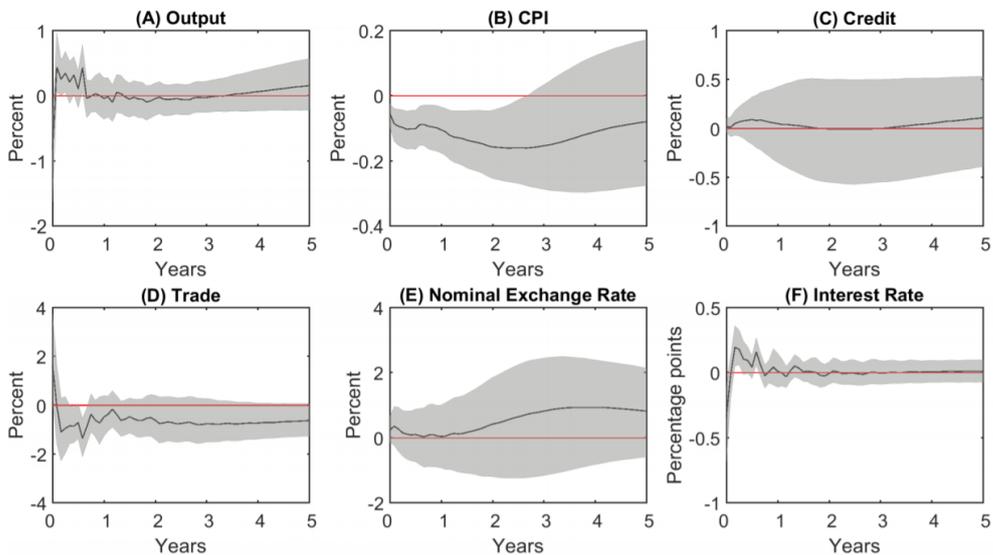
Gráfico 3. IRFs de México a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

Este efecto es menos claro en el caso de Colombia, pero un efecto negativo en la balanza comercial y los precios aún pueden ser observados, como se muestra en el gráfico 4. En general, los resultados de México y Colombia concuerdan con las dinámicas del canal comercial descrito en el modelo Neo Keynesiano.

Gráfico 4. IRFs de Colombia a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

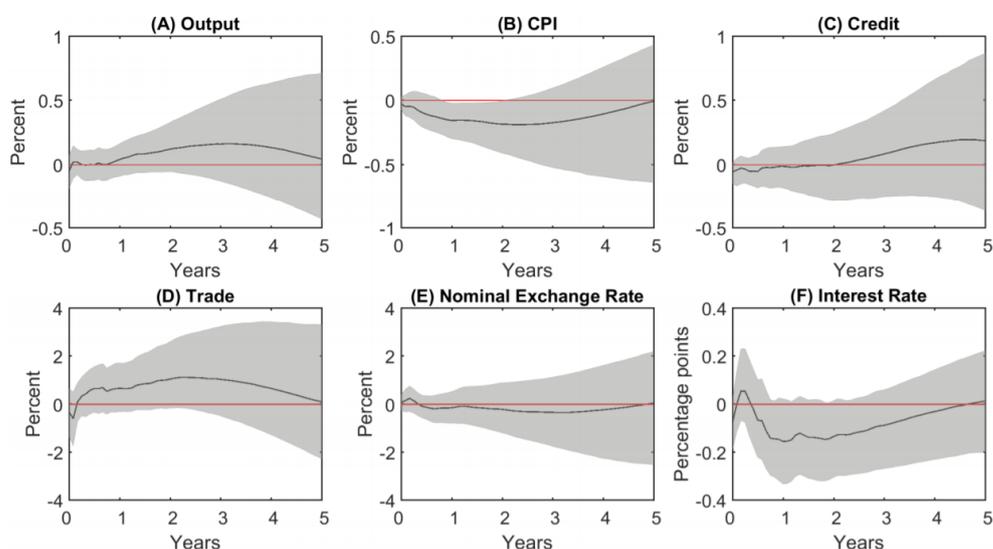
3. El canal financiero

Eryaud *et al.* (2017) calculan varias medidas de integración financiera global y obtienen que, como región, Latinoamérica esta subintegrada. Sin embargo, también obtienen que Chile está significativamente más integrado financieramente con el mundo que el resto de economías latinoamericanas.

Adicionalmente, un reporte preparado por el Fondo Monetario Internacional (IMF 2012) resalta la alta dependencia y concentración de exportaciones de *commodities* en Chile. En otro reporte (IMF 2015), el FMI muestra cómo la normalización de tasas de interés de Estados Unidos podría tener efectos negativos sobre el precio del cobre, que a su vez tendría efectos negativos sobre su producto.

Lo anterior podría explicar que su tasa de interés no muestre un aumento claro como el modelo predice: como su producto experimenta presiones a la baja por las mayores tasas de interés de Estados Unidos tanto por su integración financiera como por su posible efecto sobre precios de *commodities*, el banco central no puede subir su tasa de interés y crear más presiones a la baja.

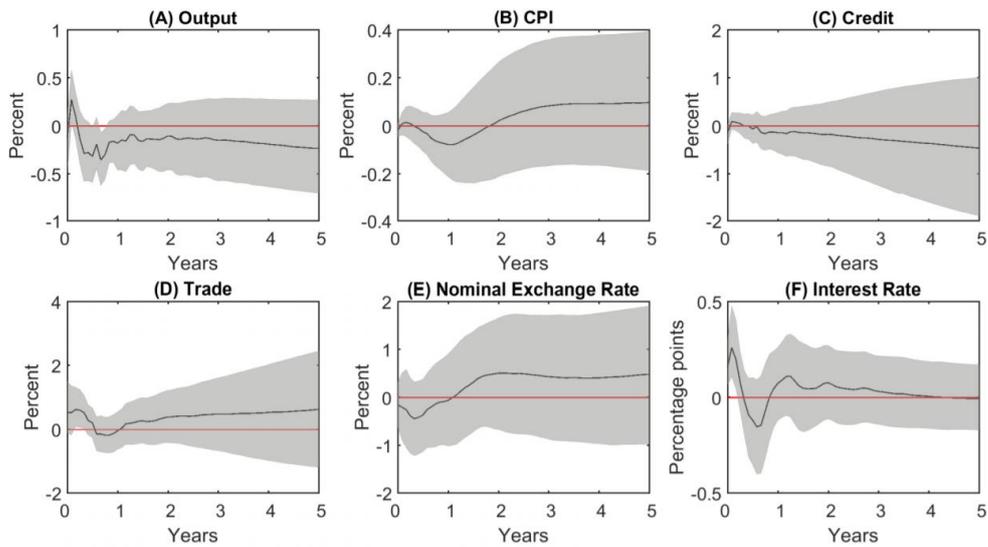
Gráfico 5. IRFs de Chile a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

Por otro lado, tanto Brasil como Perú muestran una respuesta positiva de sus tasas de interés. El gráfico 6 muestra las respuestas de las variables brasileñas. El aumento de su tasa de interés es consistente con el canal financiero dominando al canal comercial. No obstante, no hay una respuesta negativa del producto o precios. Por el contrario, el producto parece incrementar con un mes de rezago.

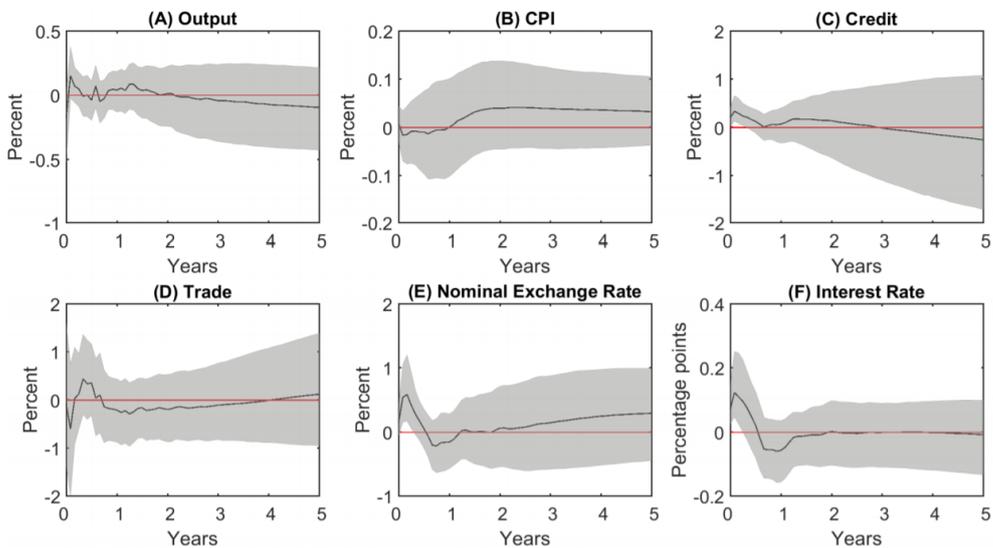
Gráfico 6. IRFs de Brasil a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

Ello podría deberse por una sobre simplificación del modelo Neo Keynesiano, el cual no considera un mercado de instrumentos financieros. Una tasa de interés mayor podría atraer capitales extranjeros, que a su vez podría tener efectos positivos en el producto y precios, contrarrestando los efectos negativos que predice el modelo anteriormente descrito.

Gráfico 7. IRFs de Perú a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

Las respuestas de Perú, presentadas en el gráfico 7, son similares a las de Brasil por las mismas razones. Sin embargo, se observa un efecto interesante sobre el tipo de cambio el cual es marcadamente distinta a lo esperado. El modelo Neo Keynesiano, con su supuesto de paridad

descubierta de tasas de interés, predice presiones a la apreciación del tipo de cambio peruano. Ello dado que la tasa de interés de Perú reacciona menos que la tasa de interés de Estados Unidos. No obstante, las IRFs estimadas muestran una clara depreciación de la moneda peruana respecto al dólar americano.

Tabla 7. Dolarización en Latinoamérica

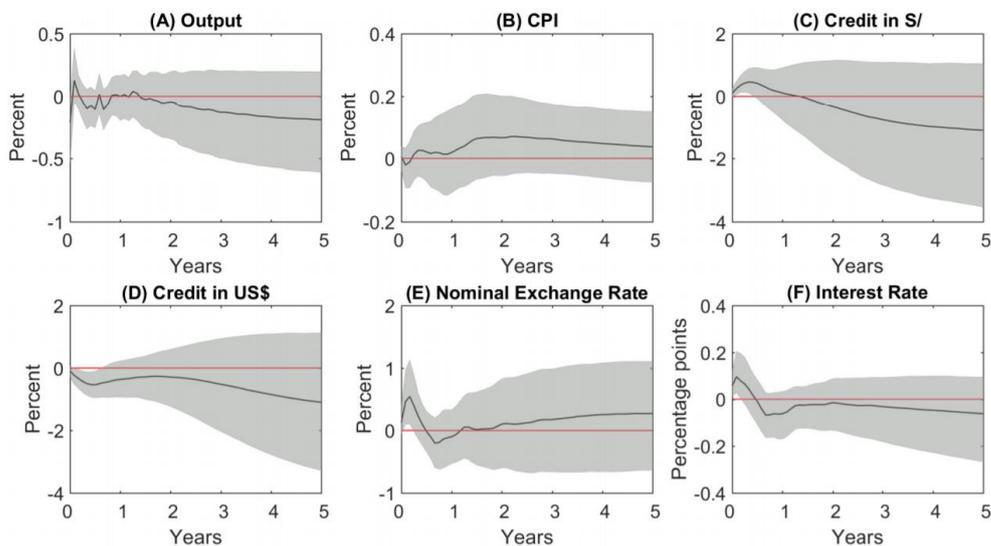
	Crédito	Depósitos
Brasil	-	0,0%
Chile	13,9%	15,4%
México	14,1%	11,7%
Perú	32,9%	53,1%

*La información corresponde a 2015.

Fuente: BID 2018. Elaboración propia 2018.

El resultado obtenido puede deberse al mayor grado de dolarización de Perú relativo al de las otras economías latinoamericanas, como lo muestra la tabla 7. Tanto la dolarización del crédito como de los depósitos se mantienen altas incluso a pesar de la tendencia a la desdolarización documentada para la región por Garcia-Escribano & Sosa (2011).

Gráfico 8. IRFs de Perú a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

Para examinar cómo la dolarización podría explicar la respuesta inesperada del tipo de cambio peruano, se realiza una división del crédito entre crédito en moneda nacional y en moneda extranjera. Los resultados se muestran en el gráfico 8. Se aprecia que mientras el crédito en moneda nacional aumenta, el crédito en dólares decae, lo que implica que ante un choque

contractivo de política monetaria de Estados Unidos se observa una caída en la dolarización en Perú. Ello podría explicar la depreciación del tipo de cambio observada: si la cantidad de moneda nacional aumenta respecto a la moneda extranjera, el tipo de cambio aumentará.

Estos hallazgos sugieren que el canal financiero domina al canal comercial en la mayoría de los casos. Un choque contractivo de política monetaria se verá reflejado en una mayor tasa de interés. Si el país tiene fuertes lazos comerciales con Estados Unidos, se podría observar una caída en la balanza comercial y en el nivel de precios. Además, si la economía presenta un alto grado de dolarización ello podría llevar a una depreciación del tipo de cambio que potencialmente podría tener efectos de hoja de balance.

Capítulo VI. Robustez

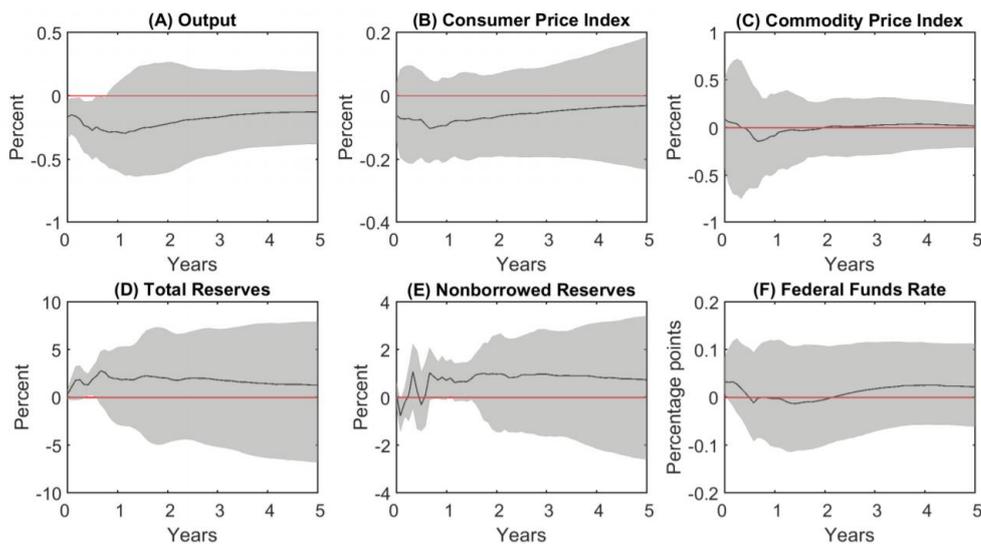
En este capítulo se realizan algunos análisis de robustez para las estimaciones del SVAR. Particularmente, se explora si los resultados son robustos a modificaciones de la muestra y a la inclusión de variables para controlar por el período de política monetaria no convencional.

1. Choque de política monetaria de Estados Unidos

Algunos autores han documentado la falta de estabilidad ante cambios en la muestra de estrategias de identificación de choques de política monetaria. En particular, a veces se obtiene respuestas positivas del producto ante choques de política monetaria contractivos. Ramey (2016) muestra que la estrategia de identificación de Coibion (2012) implica una respuesta positiva de la producción industrial ante un aumento de la tasa de interés de la Fed. Barakchian & Crower (2013) también se refieren al mismo problema, examinando el periodo de la Gran Moderación que empezó en 1983.

Para probar la estabilidad ante cambios en la muestra, se estima el modelo en muestras más pequeñas. La primera, empezando en enero de 1983, excluyendo los años en los que la Fed tuvo metas explícitas de reservas no prestadas. La segunda, termina en junio de 2007 y excluye a la Gran Recesión. Ambas producen resultados similares, con la respuesta del producto manteniéndose contractiva.

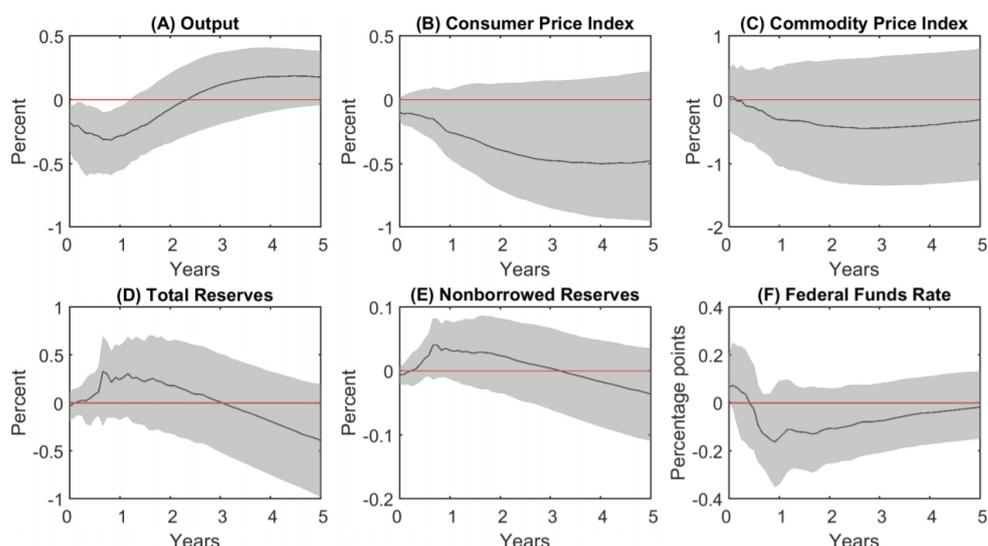
Gráfico 9. IRFs de Estados Unidos a un choque de política monetaria



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico 9 muestra la mediana y bandas sombreadas de probabilidad posterior al 68 por ciento para las IRFs de variables de Estados Unidos ante un choque de política monetaria contractiva, en una muestra más corta empezando en enero de 1983. El producto cae con una probabilidad posterior alta por casi un año y la respuesta mediana se mantiene negativa por los cinco años mostrados. La tasa de interés se incrementa, pero la respuesta es más moderada que la obtenida con la muestra completa.

Gráfico 10. IRFs de Estados Unidos a un choque de política monetaria

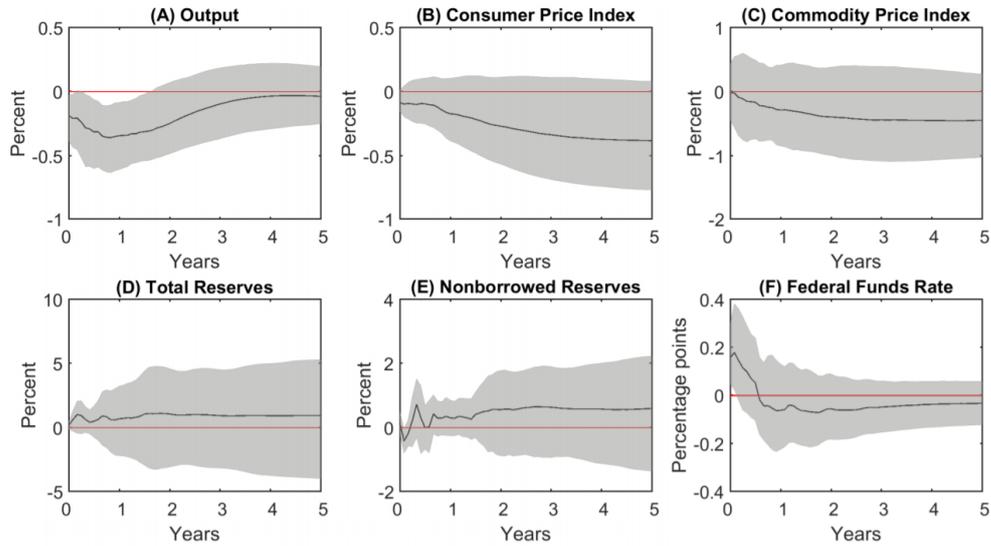


Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico 10 muestra la mediana y bandas sombreadas de probabilidad posterior al 68 por ciento para las IRFs de variables de Estados Unidos ante un choque de política monetaria contractiva, excluyendo la crisis financiera de 2007. El producto cae con una probabilidad posterior alta por casi 18 meses y la respuesta mediana se mantiene negativa por un año adicional. La tasa de interés se incrementa, pero al igual que en el gráfico 9, la respuesta es más moderada que bajo la especificación original.

Para incluir los efectos del periodo de política monetaria no convencional, el modelo se estima reemplazando la tasa de interés de la Fed por su tasa sombra, estimada en Wu & Xia (2016). El gráfico 11 muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento resultantes para las IRFs de variables de Estados Unidos ante un choque de política monetaria contractiva. Las respuestas son virtualmente idénticas a las obtenidas bajo el modelo original.

Gráfico 11. IRFs de Estados Unidos a un choque de política monetaria

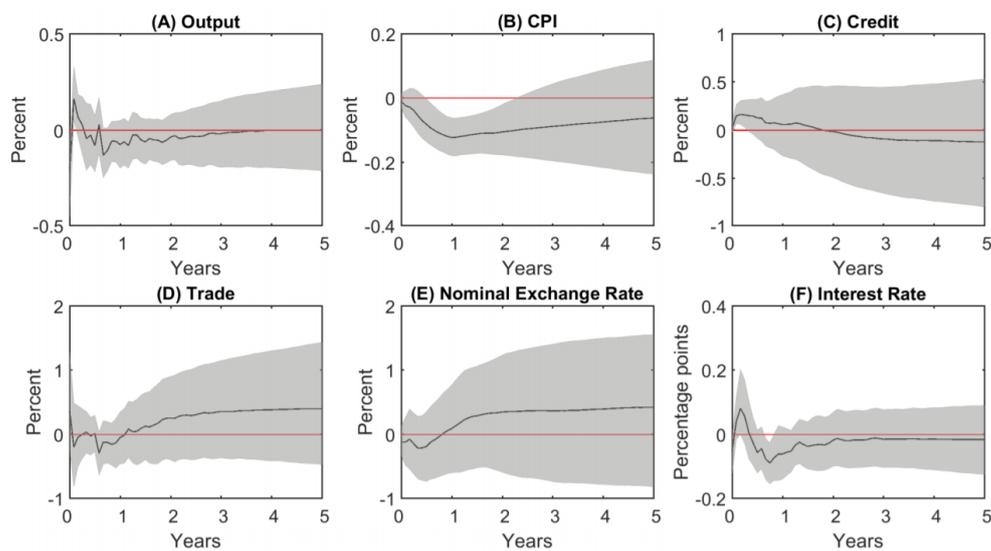


Fuente: Elaboración propia 2018.

2. Transmisión a economías latinoamericanas

La misma preocupación por falta de estabilidad ante cambios de muestra se puede extender a las economías latinoamericanas. Sin embargo, limitaciones de data no permiten evaluar ello acortando la muestra. No obstante, el modelo se estima nuevamente incluyendo una variable *dummy* para controlar por el período de política monetaria no convencional, y utilizando la tasa sombra de la tasa interés de la Fed. Los resultados son similares a los obtenidos con la especificación original.

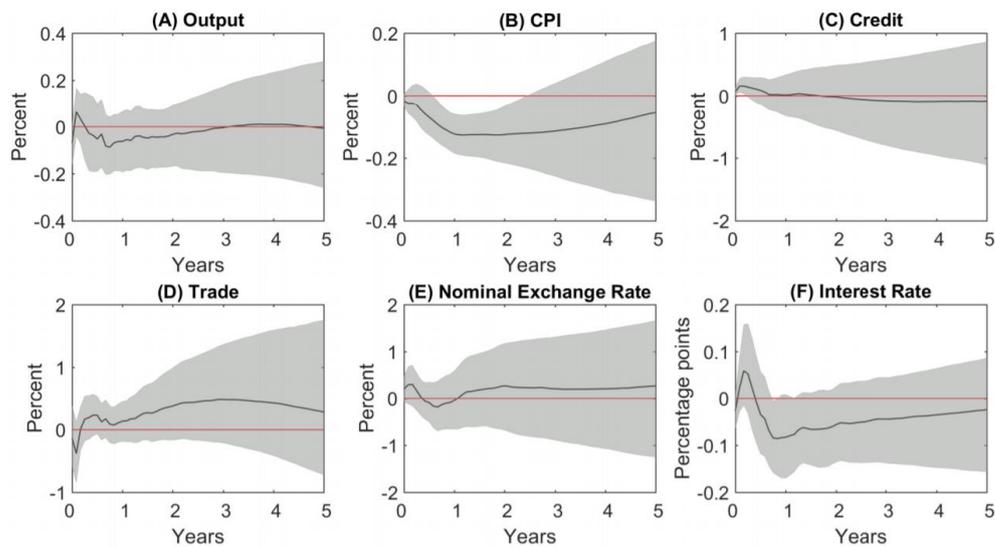
Gráfico 12. IRFs de Latinoamérica a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico 12 muestra la mediana de las IRFs de las variables latinoamericanas a un choque de política monetaria contractivo de Estados Unidos, incluyendo una variable *dummy* que se activa después de junio de 2007. Los resultados no se alteran comparados con el modelo sin una variable *dummy*. Los resultados individuales para cada economía se pueden encontrar en el anexo 3.

Gráfico 13. IRFs de Latinoamérica a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico 13 muestra la mediana de las IRFs de las variables latinoamericanas a un choque de política monetaria contractiva de Estados Unidos, utilizando la tasa sombra de la tasa de interés de la Fed. Las bandas de probabilidad se vuelven más anchas que en el modelo original, pero las respuestas mantienen la misma forma. Los resultados individuales para cada economía se pueden encontrar en el anexo 4.

Conclusiones y recomendaciones

1. Conclusiones

Este trabajo intenta responder la pregunta sobre si la política monetaria de Estados Unidos se transmite a cinco economías latinoamericanas y a través de qué canales. Para ello, se estima un SVAR con restricciones de cero y signo (*sign and zero restrictions*) utilizando el paradigma bayesiano. Esta metodología se alimenta de los trabajos de Bernake *et al.* (1997), Cushman & Zha (1997), Canova (2005), Uhlig (2005) y Arias *et al.* (2017).

Los resultados muestran que un choque contractivo de política monetaria en Estados Unidos induce una contracción del producto en dicho país. Este hallazgo es robusto a cambios de muestra y a la inclusión de variables para controlar por el periodo de política monetaria no convencional, referenciando a críticas de Ramey (2016) y Barakchian & Crowe (2013) sobre inestabilidad ante cambios de muestra de las estrategias de identificación de choques de política monetaria.

Los resultados también muestran que la transmisión a las economías latinoamericanas tiene un efecto inicial expansivo sobre el producto, aunque modesto. La respuesta positiva del producto está en línea con los hallazgos de Canova (2005), y son diferentes de los obtenidos por Kim (2001), para países de la OCDE, y por Mackowiak (2007) para mercados emergentes.

Estos hallazgos sugieren que el canal financiero domina al canal comercial en la mayoría de los casos. Un choque contractivo de política monetaria se verá reflejado en una mayor tasa de interés. Si el país tiene fuertes lazos comerciales con Estados Unidos, se podría observar una caída en la balanza comercial y en el nivel de precios. Además, si la economía presenta un alto grado de dolarización ello podría llevar a una depreciación del tipo de cambio que potencialmente podría tener efectos de hoja de balance.

2. Recomendaciones

La agenda futura de investigación incluye evaluar la existencia de posibles asimetrías en cuanto al choque de política monetaria. Es decir, si las reacciones son distintas ante un choque expansivo versus un choque contractivo. Adicionalmente, también queda pendiente examinar explícitamente efectos no lineales, particularmente alrededor del *zero lower bound*.

Bibliografía

- Adler, G. & Osorio, C. (2017). “Tipping the Scale? The Workings of Monetary Policy through Trade”. *IMF Working Papers*.
- Agenor, P.-R., McDermott, J., & Prasad, E. (2000). “Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts”. *World Bank Economic Review*, 14(2), 251-285.
- Ahmed, S. & Loungani, P. (2000). “Business Cycles in Emerging Market Economies”. *Money Affairs*, 87-111.
- Ahmed, S., Ickes, B., Wang, P. & Yoo, B. (1993). “International Business Cycles”. *The American Economic Review*, 83(3), 335-359.
- Ammer, J., De Pooter, M., Erceg, C. & Kamin, S. (2016).” International Spillovers of Monetary Policy”. *IFDP Notes*.
- Ammer, J., Vega, C. & Wongswan, J. (2010). “International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from Stock Prices”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), 179-198.
- Arias, J., Caldara, D. & Rubio-Ramirez, J. (2017). “The Systematic Component of Monetary Policy: An Agnostic Identification Procedure”. R&R at the *Journal of Monetary Economics*.
- Arias, J., Rubio-Ramirez, J. & Waggoner, D. (Forthcoming). “Inference Based on SVARs Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications”. *Econometrica*.
- Arora, V. & Cerisola, M. (2001). “How Does U.S. Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets?”. *IMF Staff Papers*, 48(3).
- Artis, M., Galvao, A. & Marcellino, M. (2007). “The transmission mechanism in a changing world”. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 39-61.
- Barakchian, S. & Crowe, C. (2013). “Monetary Policy Matters: Evidence From New Shocks Data”. *Journal of Monetary Economics*, 950-966.
- Bayoumi, T. & Helmling, T. (2003). “Are They All in the Same Boat? The 2000-2001 Growth Slowdown and the G-7 Business Cycle Linkages”. *IMF Working Papers*.
- Bernanke, B. & Blinder, A. (1992). “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”. *The American Economic Review*, 82(4), 901-921.
- Bernanke, B., & Mihov, I. (1998). “Measuring Monetary Policy”. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869-902.
- Bernanke, B., Gertler, M., Watson, M., Sims, C. & Friedman, B. (1997). “Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks”. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997(1), 91-157.

- Borrillo, F., Hernando, I. & Valles, J. (2016). “The effects of US unconventional monetary policies in Latin America” *Monetaria, CEMLA*, 275-320.
- Brauning, F. & Ivashina, V. (2017). “U. S. monetary policy and emerging market credit cycles”. *Working Papers, Federal Reserve Bank of Boston*.
- Canova, F. (2005). “The transmission of US shocks to Latin America”. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229-251.
- Canova, F. & de Nicolo, G. (2000). “Stock returns, term structure, inflation and real activity: An international perspective”. *Macroeconomic Dynamics*, 4, 343-372.
- Canova, F. & de Nicolo, G. (2002). “Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7”. *Journal of Monetary Economics*, 49, 1131-1159.
- Canova, F. & de Nicolo, G. (2003). “On the sources of business cycles in the G-7”. *Journal of International Economics*, 59, 77-100.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (1996). “The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds”. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 16-34.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (1999). “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?”. In J. Taylor, & M. Woodford (Eds.). *Handbook of Macroeconomics* (pp. 65-148). Amsterdam: North-Holland.
- Coibion, O. (2012). “Are the Effects of Monetary Policy Shocks Big or Small?”. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(2), 1-32.
- Cushman, D. & Zha, T. (1997). “Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates”. *Journal of Monetary Economics*, 39(3), 433-448.
- Dornbusch, R. (1980). *Open Economy Macroeconomics*. New York: Basic Books.
- Doyle, B. & Faust, J. (2002). “An Investigation of Co-movements among the Growth Rates of the G-7 Countries”. *Federal Reserve Bulletin*, 427-437.
- Eickmeier, S. (2007). “Business cycle transmission from the US to Germany: A structural factor approach”. *European Economic Review*, 51(3), 521-551.
- Eyraud, L., Singh, D. & Sutton, B. (2017). “Benefits of More Global and Regional Financial Integration in Latin America”. In C. Enoch, W. Bossu, C. Caceres, & D. Singh (Eds.). *Financial Integration in Latin America: A New Strategy for a New Normal* (pp. 9-40). Washington DC: International Monetary Fund.
- Frankel, J. (1988). “Ambiguous policy multipliers in theory and in empirical models”. In R. Bryant, P. Hooper, & C. Mann (Eds.). *Empirical Macroeconomics for Independent Economies* (pp. 17-26). Washington D. C.: Brookings.
- Fratzscher, M., Lo Duca, M. & Starub, R. (2018). “On the International Spillovers of US Quantitative Easing”. *The Economic Journal*, 128(608), 330-377.

- Garcia-Escribano, M. & Sosa, S. (2011). “What is Driving Financial De-dollarization in Latin America?”. *IMF Working Papers*.
- Gray, C. (2013). “Responding to a Monetary Superpower: Investigating the Behavioral Spillovers of U.S. Monetary Policy”. *Atlantic Economic Journal*, 41(2), 173–184.
- Grilli, V. & Roubini, N. (1992). “Liquidity and exchange rates”. *Journal of International Economics*, 339-352.
- Hayo, B., Kutan, A. & Neuenkirch, M. (2012). “Federal Reserve Communications and Emerging Equity Markets”. *Southern Economic Journal*, 78(3), 1041-1056.
- Hicks, B. (1988). “The U.S. economy and the international transmission mechanism”. In R. Bryant, P. Hooper, & C. Mann (Eds.). *Empirical Macroeconomics for Independent Economies* (pp. 92-130). Washington D. C.: Brookings.
- Hoffmaister, W., & Roldos, J. (1997). “Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?”. *IMF Working Papers*.
- IMF. (2012). *Chile: Selected Issues*. IMF Country Report No. 12/266.
- IMF. (2015). *Chile: Selected Issues*. IMF Country Report No.15/228.
- Kim, S. (2001). “International transmission of U.S. monetary policy shocks: Evidence from VAR’s”. *Journal of Monetary Economics*, 48(2), 339-372.
- Leeper, E. & Zha, T. (2003). “Modest policy interventions”. *Journal of Monetary Economics*, 50(8), 1673-1700.
- Leeper, E., Sims, C. & Zha, T. (1996). “What Does Monetary Policy Do?”. *Brookings Papers on Economic Activity*, 27(2), 1-78.
- Lipinska, A., Spange, M. & Tanaka, M. (2011). “International Spillover Effects and Monetary Policy Activism”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(8), 1735-1748.
- Mackowiak, B. (2007). “External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets”. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2512-2520.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995). “Exchange Rate Dynamics Redux”. *Journal of Political Economy*, 103(3), 624-660.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.
- Prasad, E. (1999). “International Trade and the Business Cycle”. *The Economic Journal*, 109(458), 588-606.
- Ramey, V. (2016). “Macroeconomic Shocks and their Propagation”. *Handbook of Macroeconomics*, 71-162.
- Ramos-Francia, M. & Garcia-Verdu, S. (2014). “The transmission of US monetary policy shocks to EMEs: an empirical analysis”. *BIS Papers*, 363-397.

- Rey, H. (2016). “International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma”. *IMF Economic Review*, 64(1), 6-35.
- Rubio-Ramirez, J., Waggoner, D. & Zha, T. (2010). “Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference”. *Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696.
- Sahay, R., Arora, V., Arvanitis, A., Faruquee, H., N’Diaye, P. & Mancini, T. (2014). “Emerging Market Volatility: Lessons from The Taper Tantrum”. *IMF Staff Discussion Notes*.
- Schlagenhauf, D. & Wrase, J. (1995). “Liquidity and real activity in a simple open economy model”. *Journal of Monetary Economics*, 35(3), 431-461.
- Sims, C. & Zha, T. (2006). “Does Monetary Policy Generate Recessions?”. *Macroeconomic Dynamics*, 10(2), 231-272.
- Smets, F. & Wouters, R. (2007). “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”. *American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Stockman, A. & Obstfeld, M. (1985). “Exchange Rate Dynamics”. In R. Jones, & P. Kenen (Eds.). *Handbook of International Economics* (Vol. II). Amsterdam: North-Holland.
- Svensson, L. & van Wijnbergen, S. (1989). “Excess Capacity, Monopolistic Competition, and International Transmission of Monetary Disturbances”. *Economic Journal*, 99(397), 785-805.
- Uhlig, H. (2005). “What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure”. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.
- Wu, J. C. & Xia, F. D. (2016). “Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 253-291.

Anexos

Anexo 1. Estadísticas descriptivas

	Regímenes de tipo de cambio desde 1996
Brasil	Hasta 1997.12: Bandas deslizantes Hasta 1999.01: Bandas deslizantes con dos tasas de mercado Actual: Flotante
Chile	Hasta 1999.09: Paridad móvil al US\$ Actual: Flotante
Colombia	Hasta 1999.09: Bandas deslizantes Actual: Flotante
México	Actual: Flotante
Perú	Actual: Flotante

Fuente: Bancos centrales 2018. Elaboración propia 2018.

	Muestra
Brasil	1999:01-2017:06
Chile	1999:09-2017:06
Colombia	1999:10-2017:06
México	2001:01-2017:06
Perú	2002:01-2017:06
EE. UU.	1965:01-2017:12

Fuente: Elaboración propia 2018.

Data - Brasil

Series	Descripción	Fuente
OUTPUT	PBI en millones de reales.	BCB
CPI	Dic 1993=100.	IBGE
NEER	Tipo de cambio nominal. Real/dólar.	BCB
CREDIT	Millones de reales.	BCB
EXPORTS	Exportaciones. Millones de dólares.	BCB
IMPORTS	Importaciones. Millones de dólares.	BCB
INTRATE	Tasa interbancaria. SELIC. Anualizada. Promedio del período.	BCB

Fuente: Elaboración propia 2018.

Data - Chile

Series	Descripción	Fuente
OUTPUT	IMACEC (2013=100). Unido. 1999-2002 (1996), 2003-2007 (2003), 2008-2012 (2008), 2013-2017 (2013).	BCentral Chile
CPI	Unido. 1999-2008 (2008). 2009-2017 (2013).	BCentral Chile
NEER	Tipo de cambio nominal. Pesos/dólar.	BCentral Chile
CREDIT	Millones de pesos.	BCentral Chile
EXPORTS	Exportaciones. Unido 1999-2002, 2002-2017.	BCentral Chile
IMPORTS	Importaciones. Unido 1999-2002, 2002-2017.	BCentral Chile
INTRATE	Tasa de interés interbancaria. Promedio del sistema financiero.	BCentral Chile

Fuente: Elaboración propia 2018.

Data - Colombia

Series	Descripción	Fuente
OUTPUT	Índice de producción real, industria manufacturera. 1990=100.	Banrep
CPI	Diciembre 2008=100.	Banrep
NEER	Millones de pesos.	Banrep
CREDIT	Millones de pesos.	Banrep
EXPORTS	Exportaciones. Millones de dólares.	Banrep
IMPORTS	Importaciones. Millones de dólares.	Banrep
INTRATE	Tasa de interés interbancaria. Promedio del período.	Banrep

Fuente: Elaboración propia 2018.

Data - México

Series	Descripción	Fuente
OUTPUT	Índice de producción industrial 2008=100.	Banxico
CPI	Índice, segunda mitad de diciembre 2010=100.	Inegi
NEER	Tipo de cambio nominal. Promedio compra-venta. Pesos/dólar.	Banxico
CREDIT	Millones de pesos	Banxico
EXPORTS	Exportaciones. Millones de dólares.	Banxico
IMPORTS	Importaciones. Millones de dólares.	Banxico
INTRATE	Tasa de interés interbancaria. 28 días. Promedio del período.	Banxico

Fuente: Elaboración propia 2018.

Data - Perú

Series	Descripción	Fuente
OUTPUT	PBI, millones de soles de 2007.	BCRP
CPI	Índice 2009=100.	BCRP
NEER	Tipo de cambio nominal. Soles/dólar.	BCRP
CREDIT	Millones de soles.	BCRP
EXPORTS	Exportaciones. Millones de dólares.	BCRP
IMPORTS	Importaciones. Millones de dólares.	BCRP
INTRATE	Tasa de interés interbancaria. Promedio del período.	BCRP
EMBIG	Puntos básicos.	Bloomberg

Fuente: Elaboración propia 2018.

Estados Unidos

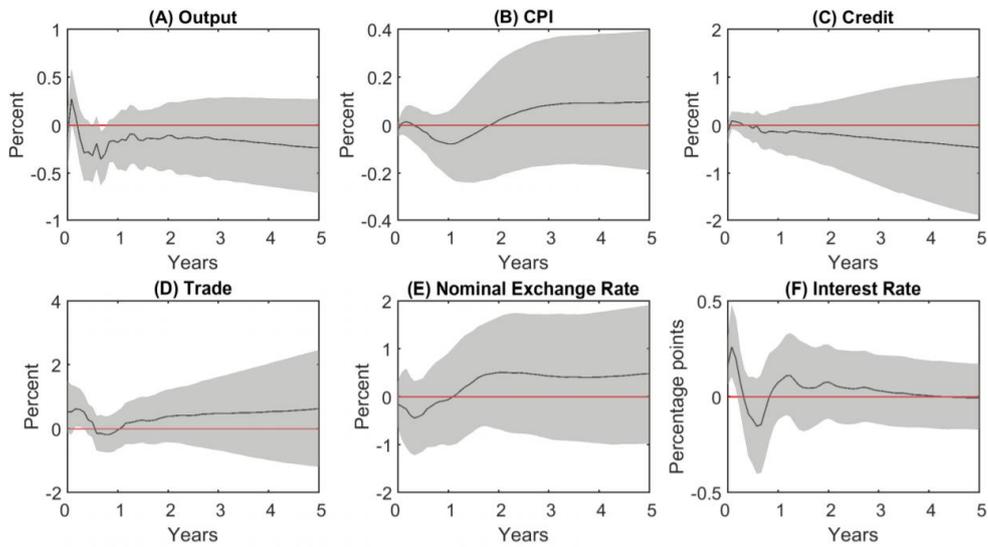
Series	Descripción	Fuente
INDPRO	Producción industrial. Índice 2012=100.	FRED
CPIAUCSL	IPC. Índice 1982-1984=100.	FRED
PPIACO	Índice de precios al productor de todos los <i>commodities</i> , 1982=100.	FRED
TOTRESNS	Reservas totales. Miles de millones de dólares.	FRED
NONBORRES	Reservas no prestadas. Miles de millones de dólares.	FRED
FEDFUNDS	Tasa de interés de la Fed.	FRED

Fuente: Elaboración propia 2018.

Anexo 2. Latinoamérica

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables brasileñas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

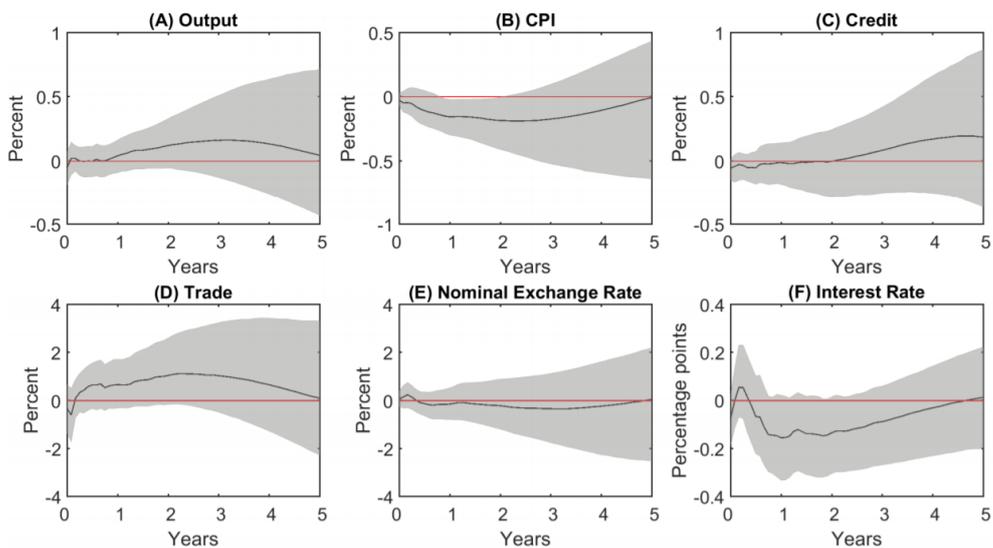
IRFs de Brasil a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables chilenas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

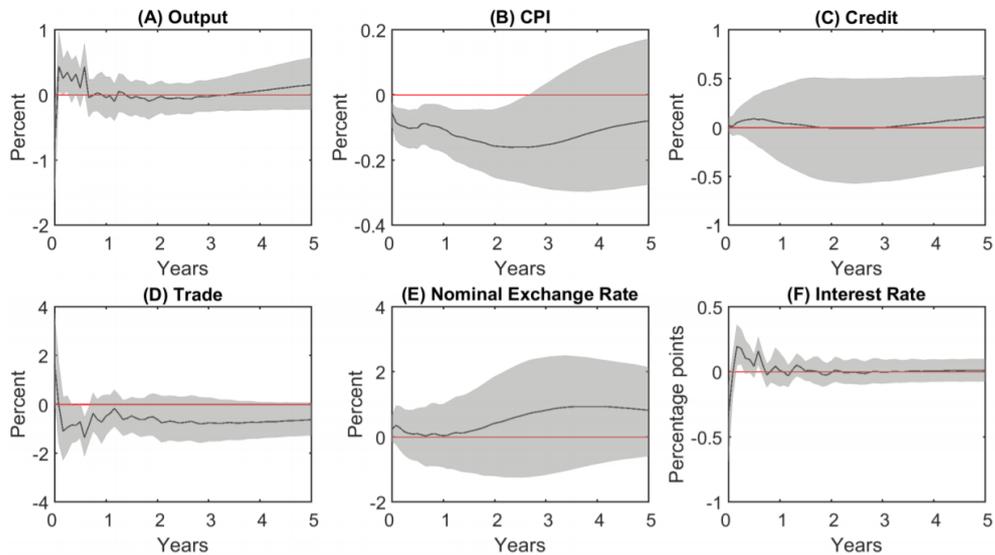
IRFs de Chile a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables colombianas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

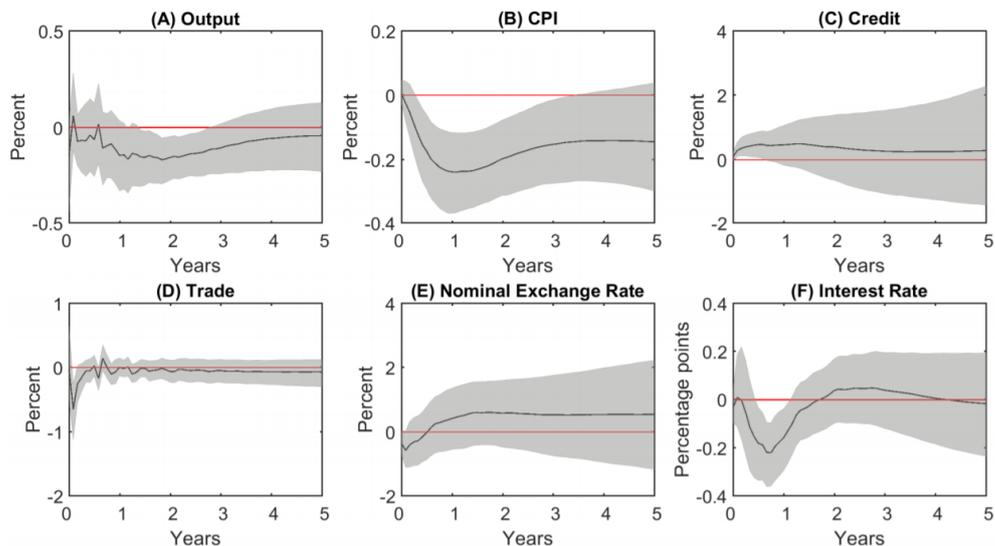
IRFs de Colombia a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables mexicanas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

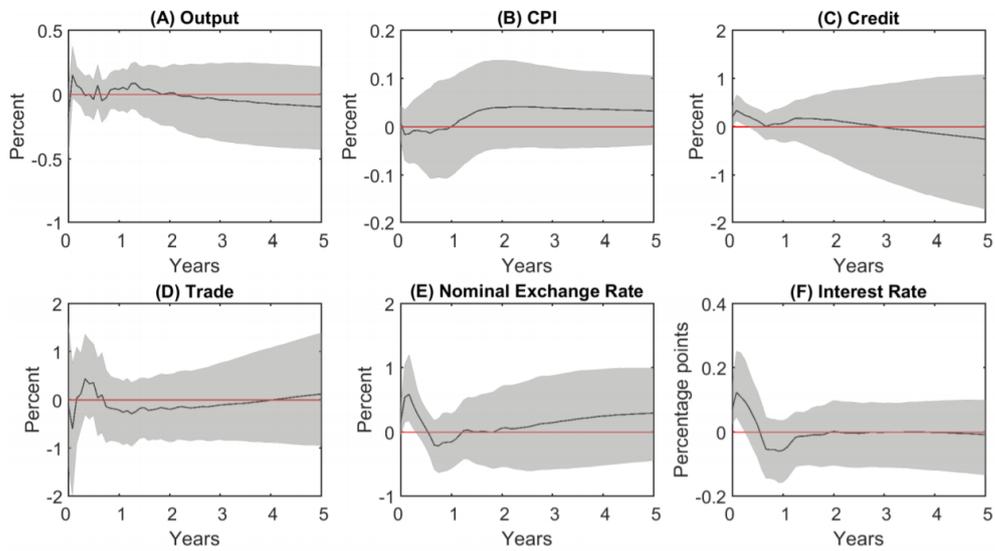
IRFs de México a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia, 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables peruanas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

IRFs de Perú a un choque de política monetaria de EE. UU.

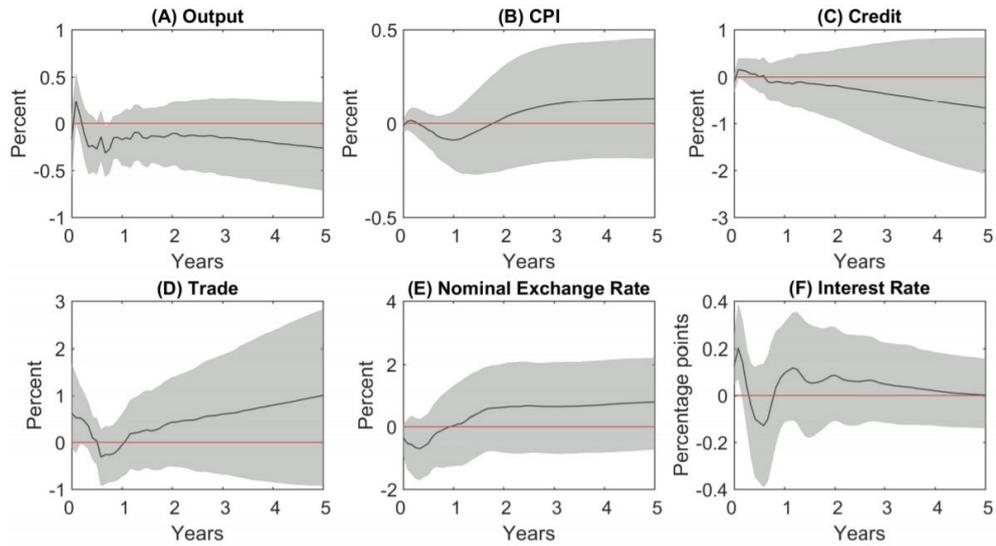


Fuente: Elaboración propia 2018.

Anexo 3. Latinoamérica – *dummy* de crisis

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables brasileñas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

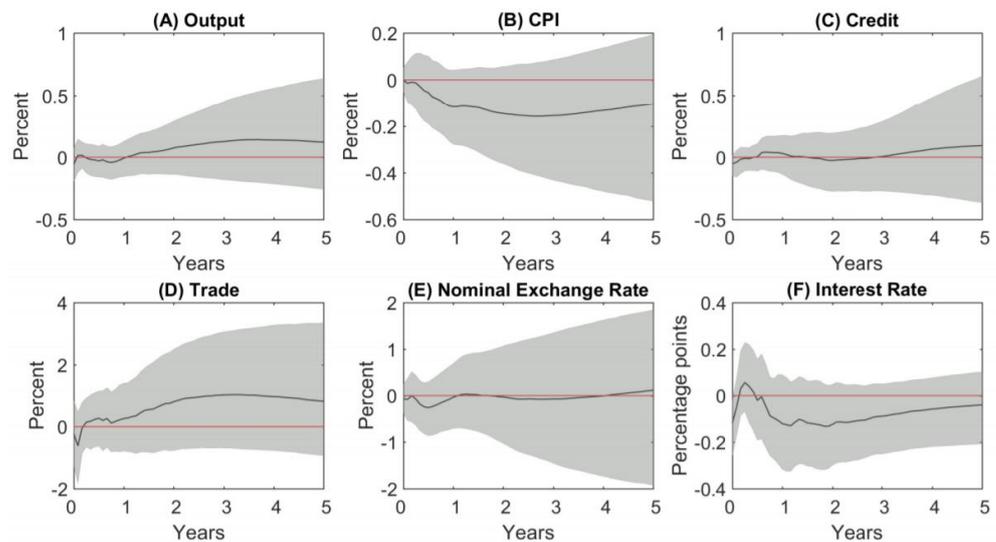
IRFs de Brasil a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables chilenas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

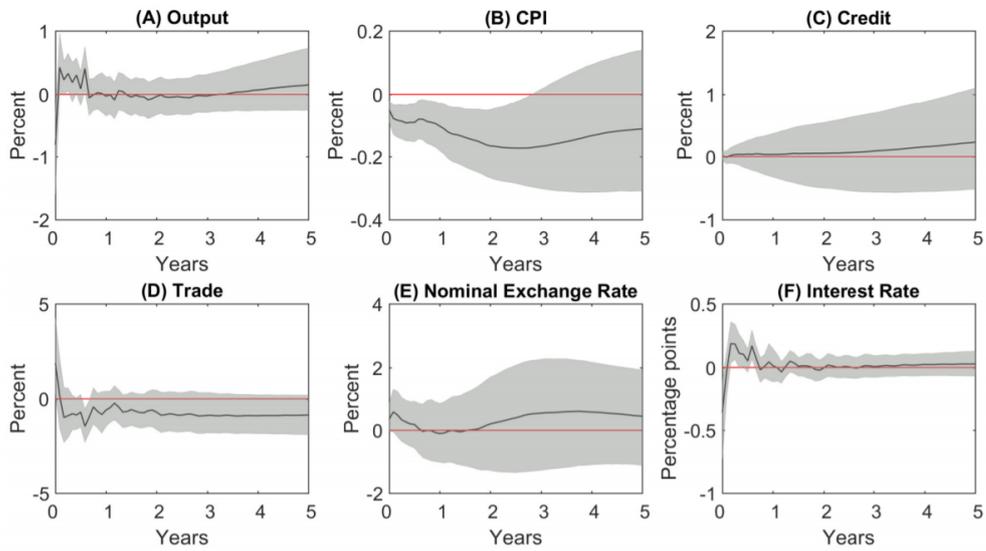
IRFs de Chile a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables colombianas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

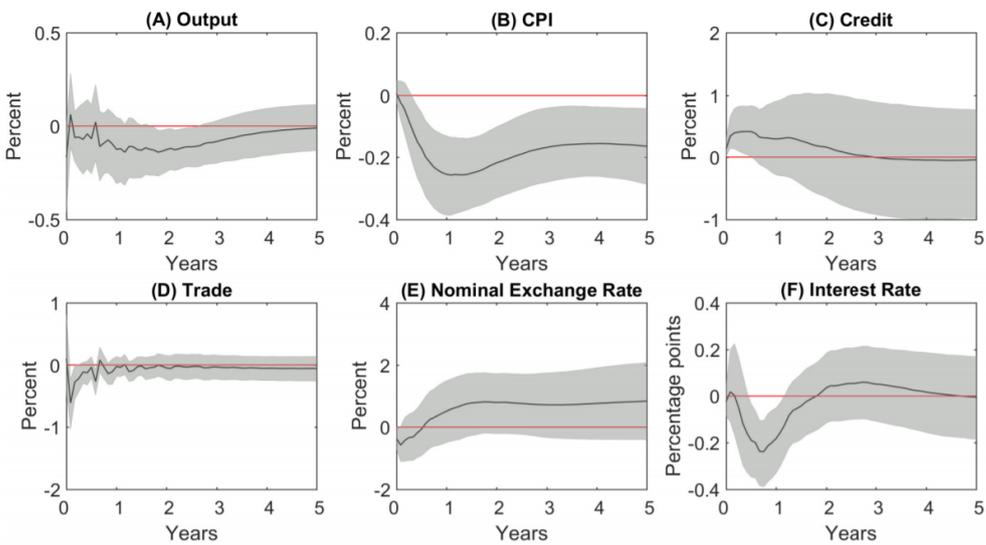
IRFs de Colombia a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia, 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables mexicanas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

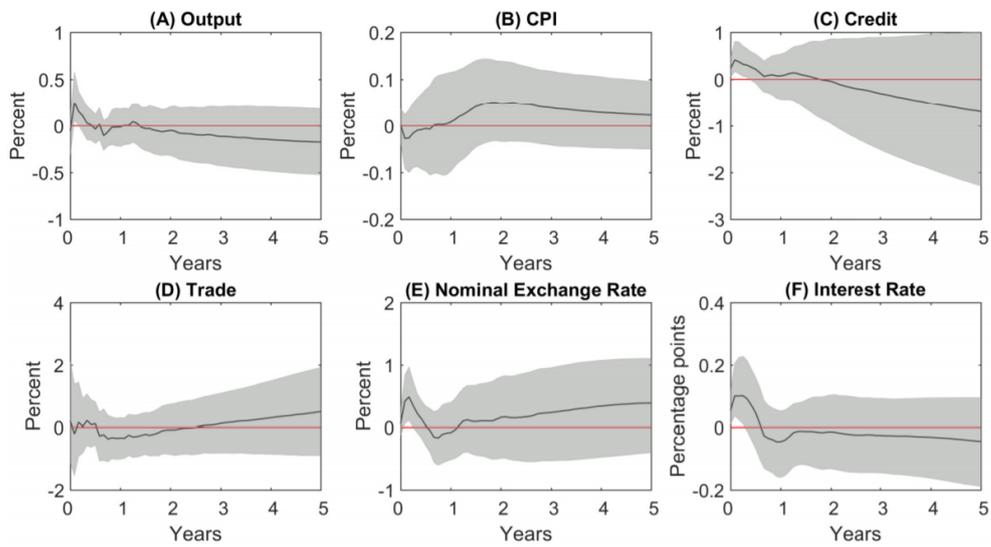
IRFs de México a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables peruanas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

IRFs de Perú a un choque de política monetaria de EE. UU.

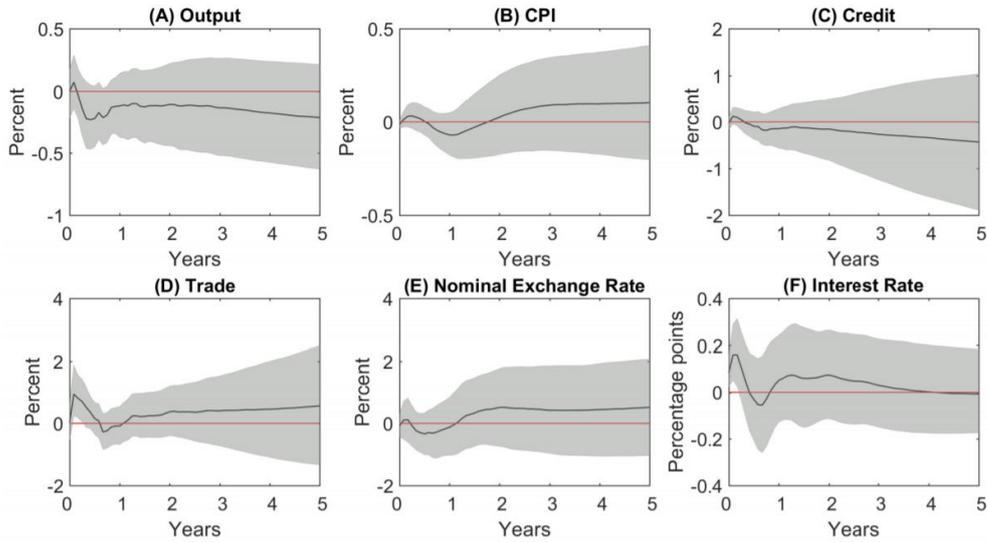


Fuente: Elaboración propia 2018.

Anexo 4. Latinoamérica – tasa sombra

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables brasileñas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

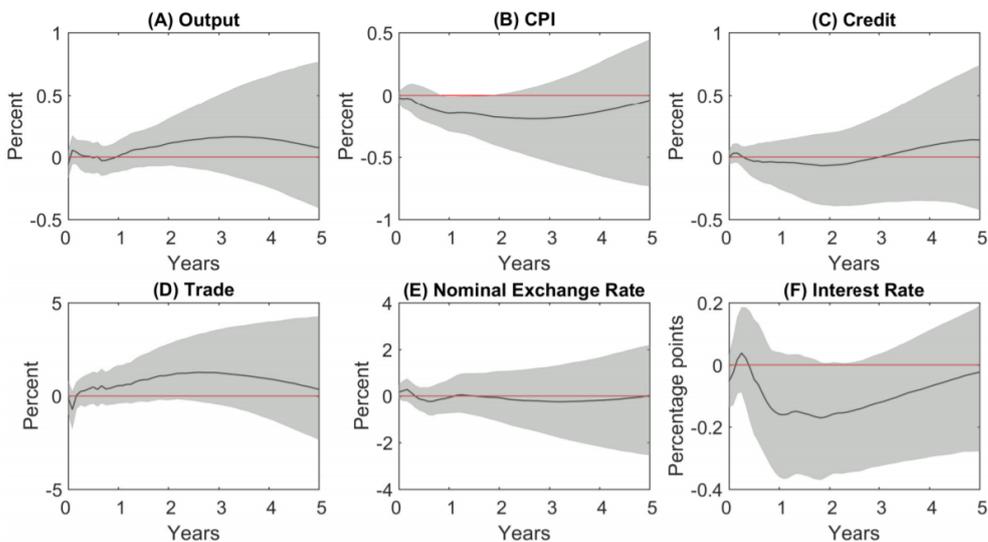
IRFs de Brasil a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables chilenas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

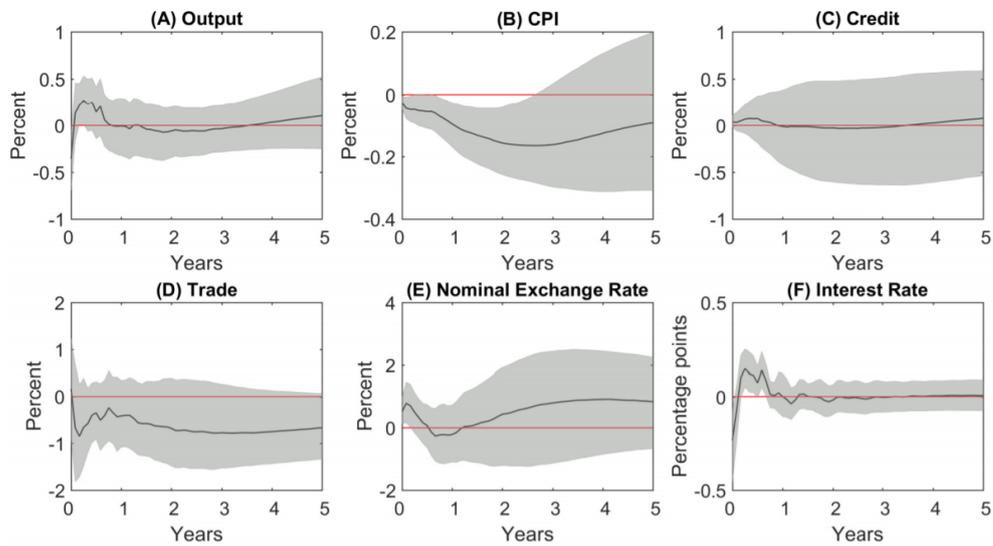
IRFs de Chile a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables colombianas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

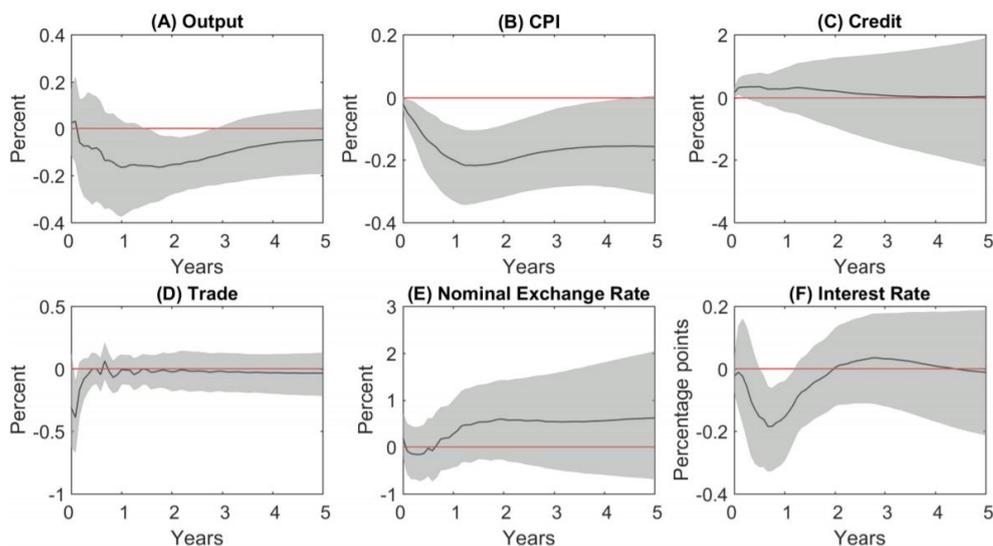
IRFs de Colombia a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia, 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables mexicanas a un choque contractivo de la política monetaria de Estados Unidos.

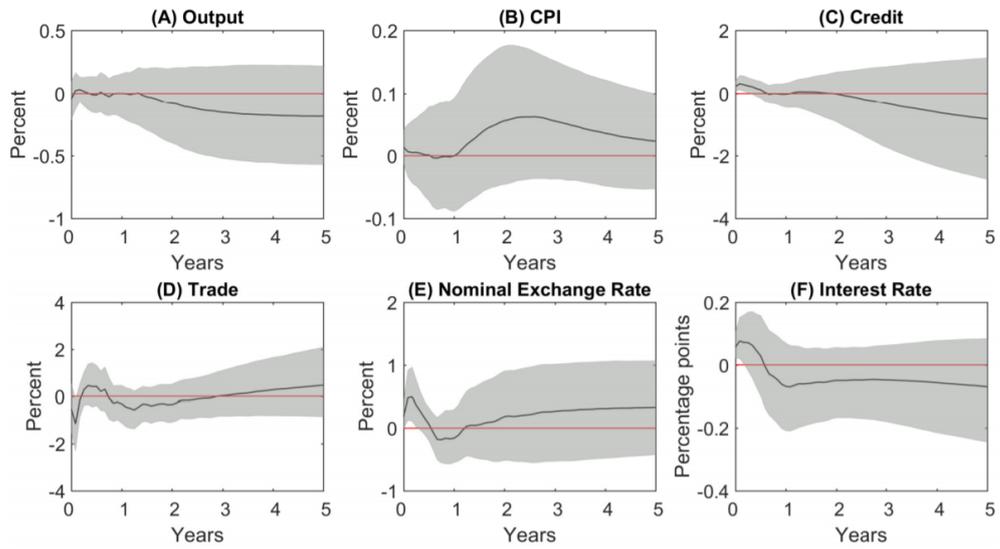
IRFs de México a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

El gráfico muestra la mediana y bandas de probabilidad posterior al 68 por ciento de las IRFs de las variables peruanas a un choque de política monetaria contractivo de Estados Unidos.

IRFs de Perú a un choque de política monetaria de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia 2018.

Nota biográfica

María Alejandra Rodríguez Vega

Nació en Trujillo, el 30 de enero de 1995. Bachiller en Economía, egresada de la Universidad del Pacífico. Cuenta con más de dos años de experiencia en análisis macroeconómico y estadístico. Actualmente desempeña el cargo de especialista en el Departamento de Análisis de Coyuntura, de la Gerencia Central de Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú.