

# Efectos Dinámicos de los Choques de Política Monetaria en la Volatilidad Macroeconómica en América Latina: Un Estudio Empírico para Chile, Perú, México y Brasil

Juan Diego Goicochea

Valeria Navarro Peña

18 de diciembre de 2020

## Resumen

El presente trabajo analiza el impacto de los choques de política monetaria en la volatilidad de las principales variables macroeconómicas de 4 economías latinoamericanas: Chile, Perú, México y Brasil. El enfoque empírico empleado se basa en un modelo de vectores autorregresivos (VAR) extendido en 2 dimensiones. Primero, el modelo permite volatilidad estocástica, con lo cual se puede capturar la variación en el tiempo de los choques de política monetaria. Segundo, el modelo admite una interacción dinámica, a través de una ecuación de transición, entre el nivel de las variables en el VAR y la volatilidad cambiante en el tiempo de los choques. Contrario a la literatura existente para economías desarrolladas, los resultados muestran efectos diferenciados en la volatilidad de las variables macroeconómicas ante sorpresas de política monetaria. Para el caso de Brasil y Perú, un choque de política monetaria reduce la volatilidad de la tasa de interés, del producto, de la inflación y del tipo de cambio. Mientras, para el caso de Chile, no se evidencia un efecto significativo; sin embargo, la mediana de la distribución daría indicios también de una posible disminución en las volatilidades de las variables mencionadas. México evidencia efectos significativos al alza en la volatilidad de la tasa de interés y la inflación. Por otro lado, Brasil es el país en el que la contribución de los choques de política monetaria en la volatilidad es mayor que en los demás países, mientras que, en el caso de Perú y Chile, la contribución de los choques a la volatilidad es relativamente menor a la de los demás países. Estas diferencias entre los resultados podrían, teóricamente, reflejar dos características fundamentales sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria en una economía: la transparencia de los bancos centrales y el desarrollo de los mercados financieros.

Calificación JEL: C11, C22, C13, C50, E40, E52, E58

Palabras Claves: VAR no lineal, volatilidad estocástica, Gibbs sampling, política monetaria

# 1. Introducción

¿Es la política monetaria una fuente de volatilidad macroeconómica? En las economías desarrolladas, existe evidencia empírica que indica que la política monetaria puede incrementar la volatilidad macroeconómica. Adrian et al.(2019) documenta la existencia de una relación no lineal entre las condiciones financieras y la distribución no condicional del crecimiento económico, en la cual las condiciones financieras en deterioro se asocian con un aumento en la volatilidad condicional del PBI. En esta literatura, por ejemplo, una política monetaria muy expansiva, por mucho tiempo, puede, a futuro, generar vulnerabilidades financieras que luego incrementen no solo la volatilidad en los mercados de crédito, sino también en variables como el PBI y la inflación. Por otra parte, Mumtaz y Theodoridis (2019), por medio de un modelo empírico y teórico, muestran evidencia para Estados Unidos de aumentos en la volatilidad en el desempleo e inflación impulsados por la coexistencia de temores de agentes al desempleo y preocupaciones sobre la capacidad de la autoridad monetaria para revertir las desviaciones de la regla de política monetaria. Sin embargo, para el caso de economías emergentes, y en particular para América Latina, no existen trabajos que aborden directamente estos potenciales efectos.

En este trabajo abordamos esta cuestión para el caso de cuatro países latinoamericanos que tienen como objetivo la inflación con tipos de cambio flotantes: Brasil, Chile, México y Perú. Estos países proporcionan un caso relevante para el estudio de efectos de política monetaria en los ciclos económicos por diversos motivos. En primer lugar, los países latinoamericanos en cuestión atravesaron por periodos de alta volatilidad durante los años 80 y comienzos de los 90 pasando luego a un entorno de estabilidad macroeconómica, en su mayoría durante los primeros años de la década del 2000. Además, han experimentado cambios notorios en la orientación de su política monetaria. Las autoridades monetarias modificaron tanto sus objetivos como formas de operación, poniendo mayor énfasis en lograr y mantener la estabilidad de precios a mediano y largo plazo, lo cual permitió que la política monetaria pueda desempeñar un rol estabilizador, siendo un perfecto ejemplo de la “Gran Moderación” que se ha visto reflejado en bajos niveles de inflación y una menor volatilidad del producto e inflación (Schmidt-Hebbel 2011). Sin embargo, detrás de la gran moderación, a su vez, persisten ciertas particularidades dentro de la operatividad y comunicación que hacen que economías emergentes, como las consideradas en el estudio, puedan tener respuestas diferenciadas ante perturbaciones de política monetaria, sobre todo en cuestiones de volatilidad.

Por otra parte, también son un caso relevante porque estas economías, en comparación con las economías desarrolladas, poseen mercados financieros poco desarrollados, caracterizados por ser pequeños y de pocos participantes. Además, estas se encuentran sujetas a factores externos, lo cual hace que los flujos de capitales se conviertan en una fuente importante de volatilidad y dote de mayor incertidumbre a estas economías.

Por ello, y con el fin de averiguar cómo la política monetaria ha afectado la volatilidad de las principales variables macroeconómicas en Chile, Brasil, México y Perú, se emplea un modelo de vectores autorregresivos estructurales con volatilidad estocástica que permite una dinámica de re-

troalimentación entre las variables macroeconómicas y su volatilidad. Este modelo, para todas las economías latinoamericanas, es estimado con datos mensuales para el periodo entre enero 2000 y setiembre 2020. Este periodo es relevante para el estudio debido a que existe evidencia de cambios en la volatilidad macroeconómica (ver De Mello y Moccero 2011, Castillo, Humala y Tuesta 2012 y Larraín y Parro 2008). La elección de este marco empírico permite cuantificar endógenamente los efectos de la volatilidad como parte de la propia estimación, además de permitir tratarla como una variable endógena adicional del modelo VAR. En ese sentido esta investigación contribuye a la literatura al explicar cómo los choques de política monetaria podrían afectar la volatilidad de las variables macroeconómicas en el ciclo económico de los distintos países de la muestra.

Los resultados del estudio muestran evidencia importante sobre la existencia de canales de transmisión de la política monetaria hacia la volatilidad de las variables macroeconómicas. No obstante, el efecto de los choques de política monetaria es diferenciado para los distintos países de la muestra. Particularmente, para el caso de Brasil y Perú, un choque de política monetaria reduce la volatilidad de la tasa de interés, del producto, la inflación y tipo de cambio. Para el caso de Chile, aunque no hay un efecto claro basados en las bandas de confianza de las respuestas al choque de política monetaria, la mediana de la distribución nos da indicios también de una posible disminución en las volatilidades de las variables mencionadas. Por otro lado, México evidencia efectos significativos al alza en la volatilidad de la tasa de interés y la inflación; asimismo, aunque no de manera significativa, la mediana de la distribución de las respuestas al choque de política monetaria aduce a un aumento en la volatilidad del producto y el tipo de cambio.

Por otro lado, los resultados de la descomposición de la varianza sugieren que la contribución de los choques también está sujeto a las características particulares de cada país, pero, en términos generales, la contribución de los choques de política monetaria es mayor sobre la volatilidad que sobre el nivel de las variables. Particularmente, Brasil es el país en el que la contribución en la volatilidad es mayor que en los demás países, mientras que, en Perú y Chile, la contribución de los choques de política monetaria a la volatilidad es relativamente menor a los demás países.

Estos resultados pueden responder a la combinación de la conducción de la política monetaria doméstica y el grado de desarrollo de los mercados financieros. Bajo esta narrativa, la conducción de la política monetaria está relacionada con la estabilidad y el control de la volatilidad, mientras que el grado de desarrollo financiero estaría relacionado con un mecanismo de transmisión altamente interconectado que transmite rápidamente cualquier movimiento de la tasa de interés de referencia que usan los bancos para hacer efectiva la política monetaria. Así, países con política económica que goza de ser transparente y eficientemente comunicativa tenderán a reducir la volatilidad al anunciar algún cambio en sus instrumentos para hacer política. A la par, un país con un alto grado de desarrollo financiero transmitirá cualquier sorpresa exacerbando la volatilidad y transmitiéndola a nivel macroeconómico. En este sentido, estas dos características determinarían como responde la economía ante las sorpresas que la autoridad induzca.

## 2. Revisión de literatura

El presente documento está relacionado con dos ramas de la literatura. La primera estudia como la política monetaria puede generar incertidumbre en otras variables macroeconómicas, y la segunda, estudia los efectos de la política monetaria en variables macroeconómicas<sup>1</sup>. Este trabajo sigue más de cerca la primera rama de la literatura.

Uno de los estudios tempranos que busca relacionar la volatilidad y el sector macroeconómico es el realizado por Bloom (2007). En su trabajo, Bloom (2007) estudia los efectos de choques de incertidumbre en las variables macroeconómicas de Estados Unidos<sup>2</sup>. El autor busca demostrar que dichos choques de incertidumbre son los que conducen a fuertes recesiones y recuperaciones en la economía. Los resultados de las estimaciones y de las simulaciones de un choque en el segundo momento de lo que denomina el “crecimiento de las condiciones comerciales” (productividad y demanda) muestran que el sector real se ve considerablemente afectado, pues este choque per sé ocasiona una caída con efecto rebote de 1% en el empleo y la producción durante los 6 meses próximos de producido el choque, con un “overshoot” de largo plazo más suave. Este resultado es asociado al hecho de que la incertidumbre pausa las contrataciones y las inversiones de las firmas. Asimismo, el autor concluye que los efectos de dicho choque de incertidumbre son la causa de que la reducción de la tasa de interés, los salarios y los precios tengan efectos muy limitados en el corto plazo o lo que también se denomina insensibilidad a los estímulos económicos. Razón por la cual, las políticas económicas, tanto fiscales como monetarias, serían inefectivas.

Uno de los trabajos más en línea con la relación causal entre un choque de política monetaria y el incremento en la volatilidad de las variables macroeconómicas es el realizado por Ludvigson y Ng (2015), quienes buscan demostrar si la incertidumbre que se genera en una economía a nivel macroeconómico es un impulso que ocasiona fluctuaciones en el ciclo económico o si, en realidad, son una respuesta endógena a las fluctuaciones económicas. Para ello, emplean un modelo SVAR, que se basa en una identificación de conjunto<sup>3</sup>. Entre los resultados de su investigación encuentran que la incertidumbre macroeconómica surge endógenamente como respuesta a los choques en la actividad del sector real, contribuyendo fuertemente en su comportamiento contracíclico. Asimismo, muestran que los choques de incertidumbre financieros son los que conducen las fluctuaciones del ciclo económico, y que la incertidumbre a nivel macroeconómico amplifica los efectos adversos causados por otros choques, lo cual podría eventualmente magnificar los efectos recesivos que estos

---

<sup>1</sup>Esta segunda rama tiene origen en los trabajos seminales de Sims (1992), Bernanke y Blinder (1992), Gordon y Leeper (1992), Eichenbaum y Evans (1995), Grilli y Roubini (1995), Strongin (1995), Christiano, Eichenbaum y Evan (1999), entre otros, quienes realizaron estudios para Estados Unidos sobre la transmisión de choques de política monetaria utilizando modelos de vectores autorregresivos estructurales con parámetros constantes. Asimismo, se han realizado extensiones de estos modelos que permiten incorporar la posibilidad de cambios en los parámetros y la posibilidad de volatilidad estocástica. Los trabajos empíricos en esta línea son los realizados por Congley y Sargent (2005), Primiceri (2005), Koop et al. (2009), entre otros.

<sup>2</sup>La metodología empleada por Bloom (2007) consiste en la proposición de un marco teórico con momentos de segundo orden variantes en el tiempo que incorpora una combinación de costos de reajuste tanto de capital como de trabajo.

<sup>3</sup>La identificación de conjunto hace uso de matrices ortogonales provenientes de 1.5 millones de matrices aleatorias descompuestas mediante el método QR. Posteriormente, sobre dicho conjunto solución de identificación, se proponen restricciones “de evento” y “de variable externa” que reducen el conjunto solución y sobre este se hace el análisis estructural.

inducen.

Para economías en desarrollo, una de las primeras investigaciones empíricas que estudian los efectos de la política monetaria en la volatilidad de las variables macroeconómicas en el ciclo económico, es la desarrollada por Galvis et al. (2017), quienes analizan los efectos de los anuncios de política monetaria sobre la volatilidad del tipo de cambio para Colombia entre los años 2008 y 2015<sup>4</sup>. Los resultados muestran que aumentos inesperados de la tasa de intervención de las autoridades monetarias provocan una disminución de la volatilidad del peso colombiano.

Por otra parte, el trabajo que fundamenta la metodología empírica empleada en el presente estudio es el realizado por Mumtaz y Theodoridis (2019), quienes estudian los efectos de los choques de política monetaria en la volatilidad de las variables más relevantes de la economía estadounidense, a través de un modelo VAR con volatilidad estocástica haciendo uso de un método de identificación parcial únicamente sobre los choques de política monetaria, basado en restricciones de signo contemporáneas, el cual contrastan con un modelo dinámico estocástico de equilibrio general (DSGE) con fricciones laborales de emparejamiento y preferencias de Epstein-Zin. En general, sus resultados indican que un incremento de 100 puntos base de la tasa de política monetaria produce un incremento del 10% en la volatilidad de la inflación y el desempleo. Asimismo, concluyen que la coexistencia del temor de los agentes por permanecer desempleados prolongadamente y el deseo de la autoridad monetaria por realizar los ajustes de política de manera gradual incrementan la volatilidad de las variables.

### 3. Modelo empírico y metodología de estimación

Se utiliza el modelo propuesto por Mumtaz y Theodoridis (2019) para estimar el impacto de la política monetaria en el segundo momento de las principales variables macroeconómicas para el caso de las cuatro economías de la muestra.

El modelo propuesto por estos autores utiliza la especificación de un VAR estructural con volatilidad estocástica. Las ecuaciones del modelo están determinadas por:

$$Y_t = c + \sum_{p=1}^k A_p Y_{t-p} + \sum_{i=1}^k b_i \tilde{h}_{t-i} + \Omega_t^{1/2} \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, I) \quad (1)$$

$$\tilde{h}_t = a + \theta \tilde{h}_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j Y_{t-j} + \eta_t, \eta_t \sim N(0, Q) \quad (2)$$

$$\Omega_t = B^{-1} H_t B^{-1'} \quad (3)$$

donde

---

<sup>4</sup>Los autores utilizan un modelo EGARCH (1,1), en el cual estiman un conjunto de regresiones cuya variable dependiente son los cambios diarios en la volatilidad de la tasa de cambio en los días en que se toman las decisiones de política monetaria.

$Y_t$  : Conjunto de variables endógenas

$\tilde{h}_t$  : Vector del logaritmo de las volatilidades estocásticas

$\epsilon_t$  : Vector de perturbación estructural

$Q$  : Matriz diagonal de varianzas y covarianzas de la ecuación de transición

$\Omega_t$ : Matriz de varianzas y covarianzas de los choques reducidos

$H_t$ : Matriz diagonal con las volatilidades estocásticas  $\left(\text{diag} \left[ \exp(\tilde{h}_t) \right] \right)$

$B$ : Matriz triangular inferior asociada a la relación contemporánea entre los errores de forma reducida.

En la ecuación (1),  $Y_t$  es un conjunto de variables endógenas agrupadas en un vector  $N \times 1$ ,  $\tilde{h}_{t-k}$  es un vector  $N \times 1$  el cual denota el logaritmo de las volatilidades estocásticas.  $A_j$  es una matriz  $N \times N$  que tiene parámetros que miden los efectos de las variables rezagadas, mientras  $b_k$  es la matriz de coeficientes que mide los efectos de las volatilidades estocásticas.  $\epsilon_t$  es un vector  $N \times 1$  de perturbaciones estructurales, donde  $E \left[ \Omega_t^{1/2} \epsilon_t \right] = 0$  y  $E \left[ \left( \Omega_t^{1/2} \epsilon_t \right) \left( \Omega_t^{1/2} \epsilon_t \right)' \right] = \Omega_t$

La matriz de covarianzas  $\Omega_t$  es una matriz variante en el tiempo y está factorizada como  $\Omega_t = B^{-1} H_t B^{-1'}$ , donde  $B$  es una matriz triangular inferior  $N \times N$  que esta asociada a la relación contemporánea entre los errores de forma estructural y las variables endógenas del modelo. Mientras,  $H_t$  es una matriz diagonal  $N \times N$  que captura la volatilidad estocástica de los errores ortogonales de la diagonal principal, que puede ser representada de la siguiente manera:

$$H_t = \left( \text{diag} \left[ \exp(\tilde{h}_t) \right] \right) \quad (4)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} \exp(\tilde{h}_{1,t}) & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \exp(\tilde{h}_{N,t}) \end{bmatrix} \quad (5)$$

La ecuación de transición para las volatilidades estocásticas está dada por la ecuación (2). donde, siguiendo la literatura clásica de volatilidad,  $\tilde{h}_t$  depende de su primer rezago. La matriz de coeficientes  $d_j$  de orden  $N \times N$  permite que los rezagos de las variables endógenas afecten el logaritmo de las varianzas. Si estos coeficientes son diferentes de cero, significa que los choques que afectan a la ecuación (1) tendrán un impacto en  $\tilde{h}_t$  y ,consecuentemente, en la matriz de covarianzas y, por ende, en la varianza incondicional de las variables endógenas.

El modelo descrito admite una dinámica de retroalimentación entre las variables macroeconómicas y su volatilidad, determinada por los parámetros  $b_i$  en la ecuación (1). Ello quiere decir que los impactos estructurales sobre las variables endógenas tendrán un efecto sobre la volatilidad de los choques estructurales, y las fluctuaciones en la volatilidad de los choques estructurales afectarán nuevamente a las variables macroeconómicas y, finalmente a su volatilidad. Una forma de ver esta relación dinámica es plantear el modelo como un sistema VAR extendido.

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ \tilde{h}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c \\ a \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A(L) & b(L) \\ d(L) & \theta L \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ \tilde{h}_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (6)$$

$$\text{var} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B^{-1}H_tB^{-1'} & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix} \quad (7)$$

donde  $A(L)$ ,  $d(L)$ ,  $b(L)$  denotan los polinomios de rezagos de las variables. Dado que nuestro interés radica en investigar la posibilidad del impacto de los choques de política monetaria en los segundos momentos de las variables, esta especificación permite calcular el impulso respuesta de  $\tilde{h}_t$ , y por lo tanto,  $\ln \text{var}(Y_{t+k})$  ante un choque de política monetaria vía una correcta especificación de la matriz  $B$ .

Cabe resaltar que la ecuación 6 muestra dos características restrictivas del modelo empírico propuesto. Primero, las matrices de coeficientes son invariantes en el tiempo y por tanto, el modelo no da cuenta directamente del cambio estructural. Segundo, el modelo supone que la matriz los choques de volatilidad (nivel) tienen un impacto rezagado en los niveles (volatilidad). Como ejercicio de robustez, se relaja este último supuesto y se muestra que los principales resultados son cualitativamente similares.

### 3.1. Priors y valores iniciales

El modelo es estimado mediante métodos bayesianos. Se usan priors conjugadas, lo que permite conocer la forma explícita de las posteriors (Ver apéndice metodológico). Para establecer las priors se utiliza una muestra de entrenamiento con información de 50 observaciones. Las distribuciones priors se definen por bloques independientes: el bloque de los coeficientes VAR,  $\Gamma = \text{vec} \left( \begin{bmatrix} c, \{A_p\}_{p=1}^k, \{b_i\}_{i=1}^K, \alpha \end{bmatrix} \right)$ , los coeficientes que se encuentran fuera de la diagonal de la matriz de identificación  $B_0 = \text{vech}(B)$ , las volatilidades cambiantes en el tiempo  $H_t$  y los parámetros propios de la ecuación de transición  $\Theta$ .

La definición de las distribuciones prior para los coeficientes del VAR está basada en la literatura que colapsa las ecuaciones de dicho VAR hacia procesos AR independientes en las variables endógenas. Específicamente, siguiendo a Banbura et al. (2007), se implementan priors normales<sup>5</sup> vía observaciones dummy. Se usan priors similares en la ecuación de transición y se asume que cada logaritmo de la volatilidad estocástica sigue un proceso AR y que no tienen feedback de los rezagos de las variables endógenas.

Las priors para las volatilidades estocásticas, siguiendo a Cogley y Sargent (2005), se distribuyen como una normal y son definidas en  $t = 0$  como  $\ln \tilde{h}_0 \sim N(\ln(\mu_0), I_{N \times N})$ . El elemento  $\mu_0$  de la distribución de  $h_0$  está dada por los elementos de la diagonal de la descomposición de Cholesky

<sup>5</sup>En este caso, se hace referencia a la distribución prior que inicialmente Litterman (1979) propuso para el estudio de VARs bayesianos, y que posteriormente sería modificada por Sims y Zha (1999): la actualmente conocida como “Minnesota prior”.

de la matriz  $v_{ols}$ , que denota la estimación OLS de la matriz de covarianza del VAR, en base a la muestra de entrenamiento. Por otro lado, la varianza es asumida  $I_{N \times N}$ .

Por último, la prior del bloque de coeficientes fuera de la diagonal de la matriz de  $B$  siguen también una distribución normal  $B_0 \sim N(\hat{a}_{ols}, V(\hat{a}_{ols}))$ , con  $\hat{a}_{ols}$  igual a los elementos fuera de la diagonal de la descomposición de Cholesky de  $v_{ols}$  y  $V(\hat{a}_{ols})$  asumida como una matriz diagonal con elementos igual a 100.

### 3.2. Especificación del modelo e identificación de los choques de política monetaria

Respecto a la elección del orden de rezagos, se establece para el modelo VAR 6 rezagos, 3 rezagos para las variables endógenas en la ecuación de transición y 3 rezagos para las volatilidades estocásticas en la ecuación (1). La elección del orden de los rezagos fue aproximada a través de una estimación de un VAR estándar con las mismas variables utilizadas para cada país. En general, los criterios de selección HQ y SIC seleccionaron 3 rezagos, por lo que se decidió usar este número para las volatilidades y la ecuación de transición. Se opta por un orden mayor de rezagos en las variables endógenas del VAR, para mantener la parsimoniosidad del modelo.

Por otra parte, la identificación de los choques de política monetaria es estándar. Se utilizan las restricciones de signo contemporáneas, y los choques monetarios son caracterizados por las intervenciones tomadas por el Banco Central a través de la tasa de interés de corto plazo. Un choque de política monetaria positivo genera un incremento en tasa de interés de corto plazo, lo cual reduce el consumo, así como la inversión de las empresas. Por un lado, los agentes, dado el mayor costo de dinero, preferirán ahorrar; mientras que los bancos, dada una mayor tasa de interés, reducirán su demanda por fondos líquidos. Estas modificaciones de la demanda interna hacen que la actividad económica se desacelere y la inflación caiga. Por otro lado, el tipo de cambio ante un incremento de la tasa de interés política monetaria positivo tiende a apreciarse.

En la tabla 3 se muestran las restricciones de signo utilizadas (ver Anexos). Es importante destacar que las restricciones de signo son impuestas solo al momento del impacto, y están asociadas a un solo choque en particular: choques de política monetaria. Como resultado son N-1 los choques no identificados (“otros choques”). En la tabla 4 se observan como las respuestas de las variables son consistentes con un choque de política monetaria contractivo: disminuye la actividad económica, así como la inflación, mientras el tipo de cambio se aprecia (ver Anexos).

## 4. Datos

El modelo es estimado utilizando datos mensuales para cada país de la muestra para el periodo compuesto entre enero 2000 y setiembre 2020. Se emplean 4 variables: el crecimiento anual del índice de producción (IMACEC no minero para Chile, Índice de Producción Nacional para Perú,



Brasil y México), inflación anual (IPCA para Brasil, IPC para Perú y Chile, INPC para México) la depreciación anual de la moneda doméstica y la tasa de interés de política monetaria. La tasa de interés (anualizada en todos los países) empleada es la tasa SELIC en el caso de Brasil, la tasa TPM en el caso de Chile, la tasa de los bonos CETES a 28 días en el caso de México, y la tasa de interés del mercado interbancario a 1 día en el caso del Perú. Las definiciones y fuentes asociadas a cada variable se encuentran en la tabla 1 (ver Anexos).

En la figura 1 se muestran las tasas de crecimiento anual de los índices de producción e índices de precios del consumidor; así como la depreciación anual del tipo de cambio y la tasa de interés para cada país (ver Anexos). Dado que los países de la muestra se caracterizan por ser economías pequeñas y abiertas, se encuentran sujetas a la influencia de factores externos. En este sentido, los posibles efectos externos son controlados por medio de una estimación preliminar. Cada variable endógena es regresionada contra la variable exógena considerada, en este caso la tasa de interés de la FED, para luego capturar los residuos y emplearlos en las estimaciones.

Cabe resaltar, que se realizó la prueba de raíz unitaria ADF. Sobre los resultados de estas pruebas, las series del PBI e IPC tienen raíces unitarias para todos los países cuando las variables se definen en niveles. Por lo que, en el modelo VAR se utilizan sus tasas de crecimiento (ver tabla 2).

## 5. Resultados

### 5.1. Los efectos de la política monetaria

En términos generales, el modelo estimado logra explicar de manera significativa la volatilidad para algunas variables de los países de la muestra. Los resultados se interpretan teniendo en cuenta la mediana de la distribución de las respuestas a un choque de política monetaria de 100 puntos básicos, así como las respuestas al 68 % de confianza en el nivel de las variables macroeconómicas (ver figura 2).

Particularmente, en Brasil, el producto reacciona cayendo 50 puntos básicos inmediatamente, disipándose alrededor del cuarto mes después de producido el choque. Por su parte, la reacción inflacionaria ante la contracción del producto se percibe recién alrededor del séptimo mes, alcanzando un máximo de 50 puntos básicos alrededor del vigésimo mes y logrando prolongarse hasta casi 3 años después de producido el choque. Por último, el tipo de cambio local disminuye casi inmediatamente después de producido el choque, alcanzando una caída máxima de 4 % alrededor del décimo mes y disipándose hacia el vigésimo mes después de producido el choque.

En lo que respecta a la volatilidad de las variables anteriormente mencionadas, la dinámica es similar en todas: hay una reducción significativa después de producido el choque de política. Asimismo, todas las volatilidades alcanzan una reducción máxima que ronda el 10 %. Por su parte, el *log*

*determinant*<sup>6</sup>, como medida de volatilidad agregada, también se reduce, alcanzando una reducción máxima de 40 %.

En lo que respecta a México, las respuestas al choque de política monetaria sugieren efecto al 68 % solo en algunas variables del modelo. En particular, ante el choque de 100 puntos básicos de política monetaria, tanto el producto como la inflación reaccionan de manera considerablemente rezagada, con respuestas significativas hacia el trigésimo y vigésimo quinto mes respectivamente. El producto alcanza una reducción máxima de 30 puntos básicos, mientras que la inflación alcanza una reducción máxima de 40 puntos básicos. Por otro lado, en lo que respecta al tipo de cambio, hay una reducción significativa alrededor de los dos primeros meses de producido el choque, con una reducción máxima de 1 %.

Las volatilidades de las variables de México - con excepción de la volatilidad de la inflación- no presentan efectos significativos al 68 %. La volatilidad de la inflación reacciona contemporáneamente al choque de política, elevándose y alcanzando una elevación máxima de 10 %. Las volatilidades de la tasa de interés, producto y tipo de cambio tienen alcanzan un máximo en mediana de 10 %, 7 % y 8 % respectivamente.

Para el caso de Chile, en cuanto a las variables en niveles, el modelo no parece capturar significativamente la dinámica de las variables. El producto alcanza una reducción máxima en mediana de 50 puntos básicos, mientras que la inflación alcanza una reducción máxima de 50 puntos básicos también. Por último, el tipo de cambio sí presenta un efecto significativo rezagado, elevándose alrededor del sexto mes después de producido el choque, y alcanzando un máximo en mediana de alrededor de 3 %. En cuanto a la volatilidad de las variables, ninguna de estas presenta efecto significativo ante un choque de política monetaria.

Finalmente, para el caso peruano, similar al caso de Chile, algunas variables no presentan efectos significativos al 68 % de confianza. Específicamente, ante un choque de política monetaria de 100 puntos básicos, el producto presenta una reducción en mediana, con una reducción máxima sostenida de 25 puntos básicos. No obstante, dicha respuesta no es significativa. Por su parte, la inflación sí presenta una respuesta significativa al choque de política monetaria rezagada, que se percibe alrededor del décimo sexto mes de producido el choque. Por último, el tipo de cambio presente una respuesta significativa, pero con una mediana que se eleva ante el choque de política monetaria con una elevación máxima de alrededor de 1 %. En lo que respecta a la volatilidad de las variables, solo hay efectos significativos en la volatilidad del producto y el tipo de cambio, que alcanzan una reducción máxima en mediana de 20 % y 10 % respectivamente. El choque de política monetaria no presenta efecto significativo en la volatilidad de la tasa de interés y la inflación.

Como se observa, los cambios en las tasas de interés en las economías latinoamericanas consideradas en la muestra generan efectos diferenciados en la volatilidad de las variables macroeconómicas.

---

<sup>6</sup>El *log determinant* se define como el logaritmo del determinante de la matriz de varianzas y covarianzas dinámica de las variables endógenas, y se adopta como una medida de volatilidad macroeconómica agregada.

Por ejemplo, como se mencionó con anterioridad, se evidencia una reducción significativa en la volatilidad de la inflación, producto, tipo de cambio y tasa de interés para el de Brasil, mientras que para México la volatilidad de la inflación aumenta significativamente y para el caso peruano, similar al caso de Chile, algunas variables no presentan efectos significativos al 68 % de confianza, sin embargo la dinámica de la mediana tiende a mostrar una disminución en las volatilidades de sus variables. Estos resultados, pueden encontrar justificación teórica en dos características fundamentales sobre el mecanismo de transmisión de la política monetaria en una economía: la calidad de la política monetaria en términos de transparencia y el nivel de desarrollo de los mercados financieros.

Al respecto, la menor volatilidad de las variables en algunas economías puede ser el resultado de un mayor énfasis de los bancos centrales en mantener la estabilidad de precios a mediano y largo plazo, y su éxito en este sentido. El argumento se basa en que la política monetaria es un determinante importante del ciclo económico, tanto porque puede ser fuente primaria de volatilidad macroeconómica a través de su componente no sistémico, como porque puede contribuir a la fluidez de los ciclos económicos mediante la aplicación de una política monetaria anticíclica eficaz. En este sentido, cuanto más creíble y transparente sea la política, es posible lograr que una inflación real baja y estable se traduzca en una inflación prevista baja y estable, entonces la política monetaria llega además de proporcionar un entorno favorable a la economía, a conseguir eliminar una fuente de incertidumbre sobre las acciones de política futura (Castillo et al. 2016, Mishkin 2004, Endgeworth 2019). En línea con ello, es posible fundamentar, que un aumento en la volatilidad de las variables macroeconómicas en el caso de México muestre un aumento debido a que su Banco Central no ha tendido a seguir una línea de política orientada a la tradición clásica en los últimos años (Sosa 2014).

Por otra parte, el segundo argumento se basa en las características de los mercados financieros. Según este punto de vista, se establece que la política monetaria afecta las condiciones del sistema financiero de un país y la estabilidad de dicho sistema, con una transmisión de un canal de percepción de riesgo que puede llegar al sector real<sup>7</sup>. En este sentido, la política monetaria afectaría la percepción de riesgo de los mercados, llevando a que estos revalúen sus decisiones en función del riesgo, lo cual hace factible que este canal se magnifique hacia la volatilidad macroeconómica agregada. Entonces, dado que los mercados financieros en las economías en desarrollo se caracterizan por tener pocos participantes y ser poco profundos, se hace menos factible que este canal se magnifique hacia la volatilidad macroeconómica agregada y por tanto, los efectos no logren ser tan significativos.

## 5.2. Descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD)

La descomposición de la varianza se presenta para cada país, con su evolución en tres periodos: a 12 meses, 24 meses y 60 meses en la tabla 5 (ver anexos). La descomposición se reporta para

---

<sup>7</sup>Específicamente, Adrian y Liang (2018) establecen que la política monetaria se transmite a través de 4 sectores: el sector no financiero, el sector de bienes, el sector bancario y un sector que denominan “sector bancario sombra”.

el choque de política monetaria y los demás choques de manera agregada. Asimismo, se divide la descomposición tanto en las variables en niveles como en las volatilidades de dichas variables.

Para el caso de Brasil, la contribución del choque de política monetaria es mayor en la variación de la volatilidad de las variables que en la variación del nivel de estas. En términos promedio, la contribución del choque de política monetaria a la variación de la tasa de interés es de 6.26 %, a la variación del producto 6.01 %, a la variación de la inflación 5.15 % y a la variación del tipo de cambio 7.23 %. Para la volatilidad de las variables, la contribución en términos promedio del choque de política a la variación de la volatilidad de la tasa de interés es 8.35 %, a la variación de la volatilidad del producto 10.19 %, a la variación de la volatilidad de la inflación 10.12 % y a la variación de la volatilidad del tipo de cambio 17.48 %.

Para el caso de México, la contribución del choque de política monetaria a la variación de la volatilidad de las variables y a la contribución de la variación en los niveles es diverso. Es decir, en algunas variables, la contribución es mayor que en la variación del nivel, mientras que, en otras, la contribución es mayor en la variación de la volatilidad. Particularmente, la contribución del choque de política monetaria a la variación de la tasa de interés es 11.65 %, a la variación del producto 5.4 %, a la variación de la inflación 3.9 % y a la variación del tipo de cambio 4.89 %. Por otro lado, la contribución promedio del choque de política monetaria a la variación de la volatilidad de la tasa de interés es 6.63 %, a la variación de la volatilidad del producto 18.67 %, a la variación de la volatilidad de la inflación 6.83 % y a la variación de la volatilidad del tipo de cambio 9.22 %.

Para el caso de Chile, al igual que el caso de Brasil, el choque de política monetaria contribuye en promedio más sobre la volatilidad que sobre el nivel de las variables. Detalladamente, la contribución promedio del choque de política monetaria a la variación de la tasa de interés es 7.34 %, a la variación del producto 5.74 %, a la variación de la inflación 3.42 % y a la variación del tipo de cambio 5.01 %. En cambio, la contribución del choque de política monetaria a la variación de la volatilidad de la tasa de interés es de 8.05 %, a la variación de la volatilidad del producto 5.74 %, a la variación de la volatilidad de la inflación 3.42 % y a la variación de la volatilidad del tipo de cambio 5.01 %.

Por último, para el caso de Perú, similar al caso de México, la contribución del choque de política monetaria a la variación del nivel y a la variación de la volatilidad de las variables es diverso. Específicamente, la contribución del choque de política monetaria a la variación de la tasa de interés es 7.34 %, a la variación del producto 5.74 %, a la variación de la inflación 3.42 % y a la variación del tipo de cambio 5.01 %. Por otro lado, la contribución promedio del choque a la variación de la volatilidad de la tasa de interés es 8.05 %, a la variación de la volatilidad del producto 10.56 %, a la variación de la volatilidad de la inflación 9.39 % y a la variación de la volatilidad del tipo de cambio 10.8 %.

### **5.3. Volatilidad condicional cambiante en el tiempo**

La figura 3 muestra la volatilidad condicional de las variables macroeconómicas para cada país latinoamericano de la muestra (ver anexos). En la figura se observa dos aumentos generalizados

de volatilidad relativamente cortos para el índice de producción nacional, la inflación y el tipo de cambio. El primero es durante la crisis financiera entre el 2008-2009, la cual afectó sobre todo la actividad económica de todos los países por medio de un choque de demanda y financiero externo. El segundo aumento generalizado de volatilidad se observa hacia el final de la muestra, causado por la pandemia del COVID-19. En este caso, los efectos de los distintos canales de transmisión del choque asociados a esta crisis han sido reflejados no solo en un deterioro de la producción nacional y, la demanda interna y externa de las economías, sino también en un aumento significativo de la incertidumbre en torno a la evolución de la economía mundial.

Por otra parte, en ambos periodos de crisis, a su vez, se observa un aumento en la volatilidad simulada de la tasa de interés de corto plazo en todos los países. Esto permite dar una interpretación estructural de los cambios no sistemáticos de la política monetaria, ya que como se observa en la figura, estos periodos de alta volatilidad no están asociados directamente con movimientos de aumentos de las tasas de interés nominales, sino que en estos casos las tasas de interés nominales han mostrado una caída significativa como respuesta a los choques externos (Fasolo 2019).

Por otra parte, en la tabla 6 se presenta la media de la volatilidad, así como su respectivo intervalo de confianza al 68 %. De ella se pueden notar algunas particularidades interesantes. En primer lugar, se observa que la volatilidad de la tasa de interés, de las economías latinoamericanas de la muestra ha tendido a ser bastante baja (no mayor al 1 %). En este caso, Brasil ha sido el país con una volatilidad relativamente mayor en el periodo de muestra, con un promedio de 0.2 %. Este resultado encontraría una justificación factible en que la tasa de interés, como instrumento de política monetaria, ha tendido a mantenerse en niveles estables por largos periodos, y solo han mostrado fluctuaciones importantes en coyunturas económicas complicadas, ya que ha sido utilizada por los bancos centrales como una herramienta para mitigar los impactos de las crisis en los distintos sectores de la economía.

En cuanto a inflación, en términos generales, la volatilidad en los países analizados se ha mantenido estable. Chile es el país con mayor volatilidad relativa, con 8.85 %, mientras que los demás países no superan el 1 %, este resultado está en línea, con el énfasis en la estabilidad de precios por parte de las autoridades monetarias desde la adopción de un esquema de metas de inflación. En lo que respecta a la volatilidad del producto, podemos apreciar que tanto Perú como Brasil presentaron la mayor volatilidad durante su respectivo periodo de muestra, alcanzando una media de 8.85 % y 5.63 % respectivamente, mientras que los demás países tuvieron menos de 2 % de volatilidad en el producto. Cabe resaltar, que al igual que la inflación, la volatilidad del índice de producción como indicador de actividad económica de cada país es relativamente baja, lo cual muestra un patrón consistente con la evidencia disponible. Esto sugiere que, al asegurar la estabilidad de precios, la política monetaria ha fomentado el crecimiento sostenible de distintos indicadores macroeconómico y también ha ayudado a reducir la volatilidad del producto, ya que la política monetaria puede llegar a contribuir a la fluidez de los ciclos económicos mediante la aplicación de una política monetaria anticíclica eficaz.

Por último, en cuanto a la volatilidad del tipo de cambio, hay una notable diferencia entre los países. El país con mayor volatilidad del tipo de cambio es Brasil, con una media de 13.61 %, seguido por México, con una volatilidad de 12.46 %. Mientras, Perú y Chile presentan una volatilidad de tipo de cambio bastante más baja, con 7.27 % y 2.215 % respectivamente.

## 6. Robustez

Para evaluar la solidez de los resultados anteriores, se introducen algunas modificaciones en la estimación del modelo base propuesto. Como se mencionó con anterioridad, el modelo base en las ecuaciones (6) y (7) permiten una relación de retroalimentación entre las variables en niveles y sus volatilidades. Siguiendo a Mumtaz y Theodoridis (2019) relajamos este supuesto. Por ello, se amplía el modelo para permitir una relación de retroalimentación unidireccional ( $b_i = 0$ ), es decir, que, en este caso, las volatilidades no afectaran la ecuación de medida.

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ \tilde{h}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c \\ a \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A(L) & 0 \\ d(L) & \theta L \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ \tilde{h}_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (8)$$

Estos ejercicios realizados apoyan los resultados anteriormente obtenidos, pues después de un choque contractivo de política monetaria, las volatilidades muestran una dinámica cualitativamente similar. Sin embargo, la figura 4 también muestra que los impulso respuesta se estiman con menor precisión. Mumtaz y Theodoridis (2019) fundamentan que este resultado no sería sorprendente, pues varias distribuciones posteriores condicionales en el modelo extendido no son estándar y la estimación es más compleja y exigente.

Además, también se muestra que los principales resultados se mantienen bajo un esquema de identificación de estructura recursiva, siguiendo a Sims (1980). De esta manera, se asume que, en el contexto del modelo, algunas variables son más exógenas que otras, siendo la primera variable en el ordenamiento la más exógena y la última la más endógena. El ordenamiento de las variables del modelo empírico propuesto es para cada país: Índice de producción, Índice de Precios al Consumidor, tipo de cambio nominal y tasa de interés de corto plazo.

Para este caso se asume la siguiente matriz de efectos contemporáneos B:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

En este caso, el ordenamiento de las variables determina que el índice de producción de cada país no se ve afectado contemporáneamente por ninguna de las variables, y así sucesivamente hasta inferir que la última variable, la tasa de interés de corto plazo de cada país se ve afectada por todas las variables anteriores.

## 7. Conclusiones

El presente estudio modela la economía de 4 países latinoamericanos que tienen como objetivo la inflación con tipos de cambio flotantes: Brasil, Chile, México y Perú basándose en 4 variables fundamentales: tasa de interés, producto, inflación y tipo de cambio. Sobre estas variables se utiliza el modelo SVAR-SV para estimar el impacto de la política monetaria en la volatilidad macroeconómica a lo largo de un horizonte de 60 meses. Los resultados empíricos son diferenciados entre los países. Se observa, por ejemplo, una reducción significativa en la volatilidad de la inflación, producto, tipo de cambio y tasa de interés para el de Brasil, mientras que para México la volatilidad de la inflación aumenta significativamente y para el caso peruano, similar al caso de Chile, algunas variables no presentan efectos significativos al 68 % de confianza; sin embargo, la dinámica de la mediana tiende a mostrar una disminución en las volatilidades de sus variables. Esta heterogeneidad en los efectos puede ser atribuible a dos razones: la transparencia de los bancos centrales, pues con ello mejoran la eficacia de su política monetaria y el desarrollo de los mercados financieros, ya que este determina la fortaleza del canal de los precios de activos financieros de la política monetaria. Por otro lado, los resultados de la descomposición de la varianza sugieren que la contribución de los choques también está sujeto a las características particulares de cada país, pero, en términos generales, la contribución de los choques de política monetaria es mayor sobre la volatilidad que sobre el nivel de las variables. Particularmente, Brasil es el país en el que la contribución en la volatilidad es mayor que la de los demás países, mientras que, en Perú y Chile, la contribución de los choques de política monetaria a la volatilidad es relativamente menor. Además, se realizaron ejercicios de robustez: se estimó un modelo restringido en el cual no existe retroalimentación de la volatilidad a la media del modelo empírico de referencia y, también, se estimó el modelo bajo un esquema de identificación recursivo. Estos ejercicios brindan mayor soporte a los resultados anteriormente obtenidos, pues después de un choque contractivo de política monetaria, las volatilidades muestran una dinámica cualitativamente similar.

Finalmente, a pesar de los hallazgos empíricos presentados, existe un amplio espacio para realizar investigaciones bajo modelos teóricos (DSGE) que permitan poder brindar unas conclusiones más certeras sobre el porqué de las consecuencias de los choques de política monetaria sobre la volatilidad económica en las economías emergentes.

## Referencias

- [1] Anzoátegui, J., C. De Morales y J. Galvis. (2017), "Efectos de los anuncios de política monetaria sobre la volatilidad de la tasa de cambio: un análisis para Colombia, 2008-2015" , *Revista Lecturas de Economía* 87, 67-95.
- [2] Adrian, T. y N. Liang. (2018). "Monetary Policy, Financial Conditions, and Financial Stability", *International Journal of Central Banking* 14(1), 72-131.
- [3] Adrian, T., N. Boyarchenko y D. Giannone. (2019), "Vulnerable Growth", *The American Economic Review* 109(4), 1262-89.
- [4] Banbura, M., D. Giannone, y L. Reichlin (2007), "Bayesian VARs with Large Panel", *CEPR Discussion Paper* 6326.
- [5] Bernanke, B. y A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and Channels of Monetary Transmission", *The American Economic Review* 82(4), 901-921.
- [6] Bernanke, B., y I. Mihov. (1998), "Measuring monetary policy", *The Quarterly Journal of Economics* 113(3), 869-902.
- [7] Bigio, S. y J. Salas. (2006), "Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2006-008.
- [8] Bittencourt, M., Mwabutwa C., and N. Vieg (2016), "Evolution of Monetary Policy Transmission in Malawi TVP-VAR approach". *Journal of Economic Development* 41(1), 35-55.
- [9] Bloom, N. (2007), "The Impact of Uncertainty Shocks", NBER Working Papers.
- [10] Borio, C., y H. Zhu. (2012). "Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?". *Journal of Financial Stability* 8(4), 236-51.
- [11] Born, B., y J. Pfeifer. (2014). "Policy risk and the business cycle". *Journal of Monetary Economics* 68, 68-85.
- [12] Castillo, P., F. Pérez Forero y V. Tuesta. (2011), "Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* 21, 41-63.
- [13] Castillo, P., A. Humala y V. Tuesta. (2012), "Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru", *Journal of Applied Economics* XIV(1), 71-87.
- [14] Castillo, P., J. Montoya, y R. Quineche. (2016), "From the Great Inflation to the Great Moderation in Perú: A time varying structural vector autoregressions análisis", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-003.
- [15] Chopin, N. y S. Singh.(2015), "On particle Gibbs sampling", *Bernoulli* 21(3), 1855-1883.



- [16] Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans. (1999), “Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?”, *Handbook of Macroeconomics* 1, 65-148.
- [17] Clarida, R., J. Galí y M. Gertler. (2000), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *The Quarterly Journal of Economics* 115(1), 147-180.
- [18] Cogley, T., y T. Sargent (2005), “Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US”, *Review of Economics Dynamics* 8(2), 262-302.
- [19] Dincer, N., Eichengreen, B. y Geraats (2019), “Transparency of Monetary Policy in the Post-Crisis World”, *The Oxford Handbook of the Economics of Central Banking*.
- [20] Fernandez-Villaverde, J., P. Guerron-Quintana, J. Rubio-Ramírez, y M. Uribe (2011), “Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks”, *American Economic Review* 101, 2530-61.
- [21] Eichenbaum, M. y C. Evans (1995), “Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates”, *The Quarterly Journal of Economics* 100(4), 975-1009.
- [22] Fernandez-Villaverde, J., P. Guerron-Quintana, J. Rubio-Ramírez, y M. Uribe (2011), “Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks”, *American Economic Review* 101, 2530-61.
- [23] Fung, B., y M. Kasumovich. (1998), “Monetary shocks in the G-6 countries: Is there a puzzle?”, *Journal of Monetary Economics* 42(3), 575-592.
- [24] Grilli, V. y N. Roubini (1995), “Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries,” New York University Working Papers 95-17.
- [25] Guevara, C., y Rodríguez, G. (2020). “The Role of Credit Supply Shocks in Pacific Alliance Countries: A TVP-VAR-SV Approach”, *The North American Journal of Economics and Finance* 101140.
- [26] Kasumovich, M. (1996), “Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary Policy shocks”, Bank of Canada Working Paper 96-8.
- [27] Koop, G., Leon-Gonzalez, R. y R.W. Strachan (2009), “On the evolution of the monetary policy transmission mechanism”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 33, 997-1017.
- [28] Lahura, E. (2012). “Midiendo los efectos de la política monetaria a través de las expectativas de mercado”, *Revista Estudios Económicos* 23, 39-52.
- [29] Larraín B. y F. Parro. (2006), “Chile menos Volátil”. *El Trimestre Económico* 75.299(3), 563-596.
- [30] Lanne, M. y H. Nyberg. (2016), “Generalized forecast error variance decomposition for linear and nonlinear multivariate model”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 78(4), 595-603.
- [31] Leeper, E. y D. Gordon. (1992), “In search of the liquidity effect”, *Journal of Monetary Economics* 29(3), 341-369.

- [32] Lindsten, F., y T.B. Schon. (2013), “Backward simulation methods for Monte Carlo statistical inference”, *Foundations and Trends in Machine Learning* 6(1), 1-143.
- [33] Lindsten, F., M. I. Jordan, y T.B. Schon. (2014), “Particular Gibbs with Ancestor Sampling”, *Journal of Machine Learning Research* 15, 2145-2184.
- [34] Litterman, R. (1979). “Techniques of forecasting using Vector Auto Regression”, Working Paper 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [35] Liu, P., y H. Mumtaz. (2011), “Evolving Macroeconomic Dynamics in a Small Open Economy: An Estimated Markov-Switching DSGE Model for the United Kingdom”. Bank of England Working Paper 397.
- [36] Ludvigson, S., S. Ma. y S. Ng. (2015), “Uncertainty and Business Cycles Exogenous Impulse or Endogenous Response?”, NBER Working Papers 21803.
- [37] Mishkin, F. S. y Savastano, M. A. (2001), “Monetary Policy Strategies for Latin America”, *Journal of Development Economics* 66(2), 415–444.
- [38] Mishkin, F. (2004), “Can Central Bank Transparency Go Too Far?”. Christopher Kent and Simon Guttman (ed.), *The Future of Inflation Targeting*, Sydney: Reserve Bank of Australia.
- [39] Mumtaz, H., y K. Theodoridis (2015), “Dynamic effects of monetary policy shocks on macroeconomic volatility”, Working Papers 76, Queen Mary University of London, School of Economics and Finance.
- [40] Mumtaz, H., y K. Theodoridis (2019), “Dynamic effects of monetary policy shocks on macroeconomic volatility”. *Journal of Monetary Economics*.
- [41] Mumtaz, H., y F. Zanetti (2013), “The Impact of the Volatility of Monetary Policy Shocks,” *Journal of Money, Credit and Banking* 45, 535-558.
- [42] Pérez Forero, F. (2016), “Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico”, *Revista Estudios Económicos* 32, 9-33.
- [43] Portilla, J. y Rodríguez, G. (2020), “Evolution on monetary policy in Perú: An empirical application using mixture innovation TVP-VAR-SV model”. Departamento de Economía PUCP, Documento de Trabajo 485.
- [44] Primiceri, G. (2005), “Time varying structural vector autoregressions and monetary policy”, *The Review of economics* 72(3), 921-852.
- [45] Romer, C., y D. Romer. (2004), “A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications”, *American Economic Review* 94(4), 1055–1084.
- [46] Schmidt-Hebbel, K. (2011), “Los Bancos Centrales en América Latina: Cambios, Logros y Desafíos”, *SSRN Electronic Journal*.
- [47] Segev, N. (2020), “Identifying the Risk-Taking channel of monetary transmission and the connection to economic activity”. *Journal of Banking Finance* 116.

- [48] Sims, C. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, Yale University. Cowles Foundation Discussion Papers 1011.
- [49] Sims, C., y T. Zha. (1999), “Error bands for impulse responses”. *Econometrica* 67(5), 1113-1155.
- [50] Sosa, H. (2014), “México 2010-2014: Mala política monetaria en la post-crisis”. *Economía Informa*, 77-84.
- [51] Strongin, S. (1995), “The Identification of Monetary Policy Disturbance Explaining The Liquidity Puzzle”. *Journal of Monetary Economics* 25(3), 463-497.

## Anexos

### Tablas

Tabla 1: Descripción de datos

Datos	Descripción
<b>Brasil</b>	
Índice de Producción Nacional	<i>Índice de producción nacional desestacionalizado usando Censux13, base 2012. Fuente : Banco Central de Brasil</i>
IPCA	<i>Índice de Precios al Consumidor Amplio. Fuente : Instituto de Estadística Nacional de Brasil.</i>
Tipo de cambio nominal	<i>Se utilizó el tipo de cambio promedio venta y compra (promedio mensual). Fuente : Banco Central de Brasil.</i>
Tasa Selic	<i>Tasa de los fondos federales brasileños. La tasa Selic es la tasa de interés medio ponderado de las operaciones interbancarias a un día realizadas en el Sistema Especial de Liquidación y Custodia (Selic). Fuente : Banco Central de Brasil.</i>
<b>Chile</b>	
Imacec no minero	<i>Índice Mensual de Actividad Económica no minero (Imacec) desestacionalizado usando Censux13, base 2013. Fuente : Banco Central de Chile.</i>
IPC	<i>Índice de Precios al Consumidor, serie empalmada. Fuente : Banco Central de Chile.</i>
Tipo de cambio nominal	<i>Corresponde al precio promedio ponderado de las operaciones de cambio peso dólar spot. Fuente : Banco Central de Chile.</i>
TPM	<i>Tasa de Política Monetaria. Fuente : Banco Central de Chile</i>
<b>Perú</b>	
Índice de Producción Nacional	<i>Índice de producción nacional desestacionalizado usando Censux13, base 2007. Fuente : Banco Central de Reserva del Perú.</i>
IPC	<i>Índice de precios al consumidor de Lima Metropolitana base 2009. Fuente : Banco Central de Reserva del Perú.</i>
Tipo de cambio nominal	<i>Se utilizó el tipo de cambio interbancario promedio venta y compra (promedio mensual). Fuente : Banco Central de Reserva del Perú.</i>
Tasa de interés	<i>Se utilizó la tasa de interés interbancaria promedio. Fuente : Banco Central de Reserva del Perú.</i>
<b>México</b>	
Índice de Producción Nacional	<i>Se utilizó el índice de volumen de producción industrial desestacionalizado, base 2013. Fuente : Banco Central de México.</i>
INPC	<i>Índice Nacional de precios al consumidor de México, base 2018. Fuente : INEGI.</i>
Tipo de cambio nominal	<i>Se utilizó el promedio mensual del tipo de cambio diario histórico. Fuente : Banco Central de México.</i>
Tasa de CETES	<i>Se utilizó la tasa de los bonos CETES a 28 días. Fuente : Banco Central de México.</i>

Tabla 2 Prueba de raíz unitaria ADF

Variables	Estadístico	Rezagos
<b>Brasil</b>		
Crecimiento del índice de producción nacional	-3.16***	12
Inflación anual	-9.12***	2
Depreciación anual	-2.57**	11
Tasa Selic	-3.73***	12
<b>Chile</b>		
Crecimiento del Imacec no minero	-3.34**	12
Inflación anual	-3.34**	12
Depreciación anual	-3.10**	3
TPM	-3.73*	12
<b>Perú</b>		
Crecimiento del índice de producción nacional	-2.74**	2
Inflación anual	-3.50**	12
Depreciación anual	-2.29**	7
Tasa de interés	-2.06**	13
<b>México</b>		
Crecimiento del índice de producción industrial	-2.09***	1
Inflación anual	-2.56***	13
Depreciación anual	-2.59***	0
CETES	-2.74**	12

Nota: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1, todas las estimaciones fueron

realizadas sin intercepto ni tendencia.

Tabla 3 Restricciones de signo

Restricciones de signos	Respuestas			
	Índice de Producción	Ínflación	Tipo de cambio	Tasa de interés de corto plazo
Choque de política monetaria	-	-	-	+

Tabla 4 Efectos en los niveles ante un choque de política monetaria

Variable	Horizonte	Choque de política monetaria			
		Chile	Perú	México	Brasil
Tasa de interés	1 mes	1.00	1.00	1.00	1.00
Índice de producción	1 mes	-0.02	-0.27	-0.55	-0.44
Inflación	1 mes	-0.60	-0.01	-0.01	-0.01
Tipo de cambio	1 mes	-1.01	-0.21	-0.20	-0.91

Tabla 5.1 Brasil: Descomposición de la varianza del error de predicción

Variable	Horizonte	Todos los choques	Choque de política monetaria	Todos los choques	Choque de política monetaria
		Descomposición de la FEV de la volatilidad		Descomposición de la FEV del nivel	
Tasa de interés	12 meses	56.65	5.61	23.67	5.98
	24 meses	50.33	8.40	26.13	4.94
	60 meses	49.82	11.05	34.95	7.86
Índice de producción	12 meses	29.99	7.93	52.82	3.36
	24 meses	40.27	10.92	47.50	5.55
	60 meses	46.29	11.70	45.16	9.12
Inflación	12 meses	40.85	9.06	40.51	2.01
	24 meses	40.28	10.28	35.00	5.24
	60 meses	46.06	11.02	37.35	8.19
Tipo de cambio	12 meses	48.88	22.65	34.20	5.28
	24 meses	45.20	16.95	37.65	7.76
	60 meses	48.50	12.83	38.09	8.65



Tabla 5.2 México: Descomposición de la varianza del error de predicción

Variable	Horizonte	Todos los choques	Choque de política monetaria	Todos los choques	Choque de política monetaria
Descomposición de la FEV de la volatilidad			Descomposición de la FEV del nivel		
Tasa de interés	12 meses	59.69	4.29	24.73	17.43
	24 meses	63.30	6.54	19.50	8.09
	60 meses	51.95	9.04	33.66	9.43
Índice de producción	12 meses	34.26	22.04	56.38	2.65
	24 meses	38.27	19.02	51.97	4.84
	60 meses	43.79	14.96	47.72	8.72
Inflación	12 meses	50.43	4.60	33.08	1.42
	24 meses	57.97	6.65	24.51	2.94
	60 meses	50.70	9.24	34.00	7.34
Tipo de cambio	12 meses	27.01	6.32	58.44	2.23
	24 meses	34.81	10.19	52.05	4.50
	60 meses	43.18	11.16	47.75	7.95

Tabla 5.3 Perú: Descomposición de la varianza del error de predicción

Variable	Horizonte	Todos los choques	Choque de política monetaria	Todos los choques	Choque de política monetaria
Descomposición de la FEV de la volatilidad			Descomposición de la FEV del nivel		
Tasa de interés	12 meses	48.65	7.64	33.76	21.78
	24 meses	51.51	8.79	26.73	8.09
	60 meses	42.34	9.18	34.80	8.35
Índice de producción	12 meses	22.43	5.31	66.60	3.32
	24 meses	34.23	8.16	54.49	6.33
	60 meses	43.59	10.67	49.14	9.61
Inflación	12 meses	26.38	7.06	62.08	0.91
	24 meses	44.80	8.93	38.22	1.96
	60 meses	46.27	11.84	38.09	6.57
Tipo de cambio	12 meses	15.37	5.20	73.05	2.86
	24 meses	27.27	9.49	53.34	4.92
	60 meses	39.13	11.32	45.19	8.75

Tabla 5.4 Chile: Descomposición de la varianza del error de predicción

Variable	Horizonte	Todos los choques	Choque de política monetaria	Todos los choques	Choque de política monetaria
Descomposición de la FEV de la volatilidad			Descomposición de la FEV del nivel		
Tasa de interés	12 meses	55.89	5.02	20.45	7.15
	24 meses	52.57	7.90	25.24	5.98
	60 meses	48.97	11.04	38.90	8.88
Índice de producción	12 meses	32.12	8.72	53.22	2.80
	24 meses	40.05	11.03	45.66	5.30
	60 meses	45.33	11.91	44.07	9.12
Inflación	12 meses	37.76	6.08	47.29	0.88
	24 meses	46.62	9.95	35.29	2.33
	60 meses	47.04	11.42	40.61	7.05
Tipo de cambio	12 meses	25.59	9.04	55.69	2.29
	24 meses	39.43	11.08	45.09	4.50
	60 meses	46.00	12.29	44.09	8.25

Tabla 6 Media de la volatilidad condicional

	Chile	Perú	México	Brasil
Tasa de interés	0.0514 (0.019; 0.154)	0.043 (0.02; 0.1)	0.0932 (0.051; 0.176)	0.1906 (0.093; 0.401)
Índice de producción	1.936 (0.770; 5.091)	8.85 (3.87; 24.1)	1.54 (0.763; 3.302)	5.6306 (2.505; 13.197)
Inflación	0.201 (0.135; 0.294)	0.09 (0.08; 0.11)	0.095 (0.061; 0.154)	0.0707 (0.0451; 0.1117)
Tipo de cambio	7.272 (4.043; 13.051)	2.215 (1.4; 3.86)	12.461 (7.683; 19.917)	13.6105 (9.069; 20.669)

Nota: En los paréntesis se indican la media de los intervalos de confianza.

# Figuras

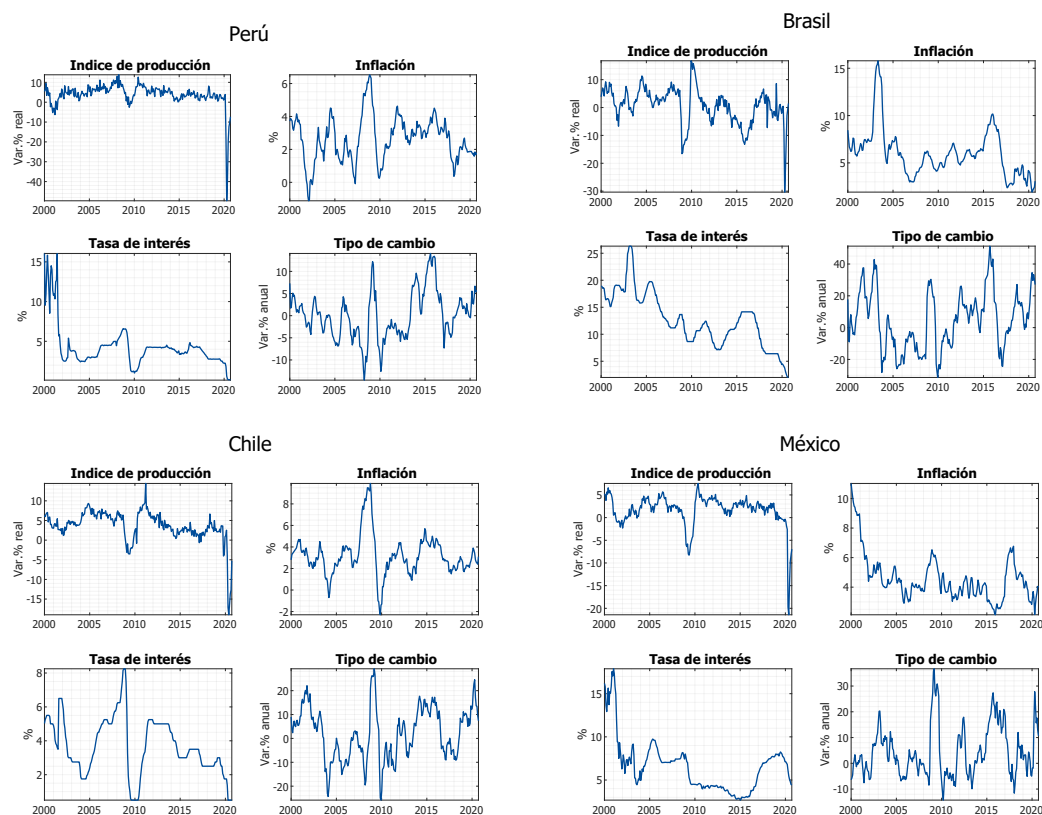


Figura 1 Variables endógenas

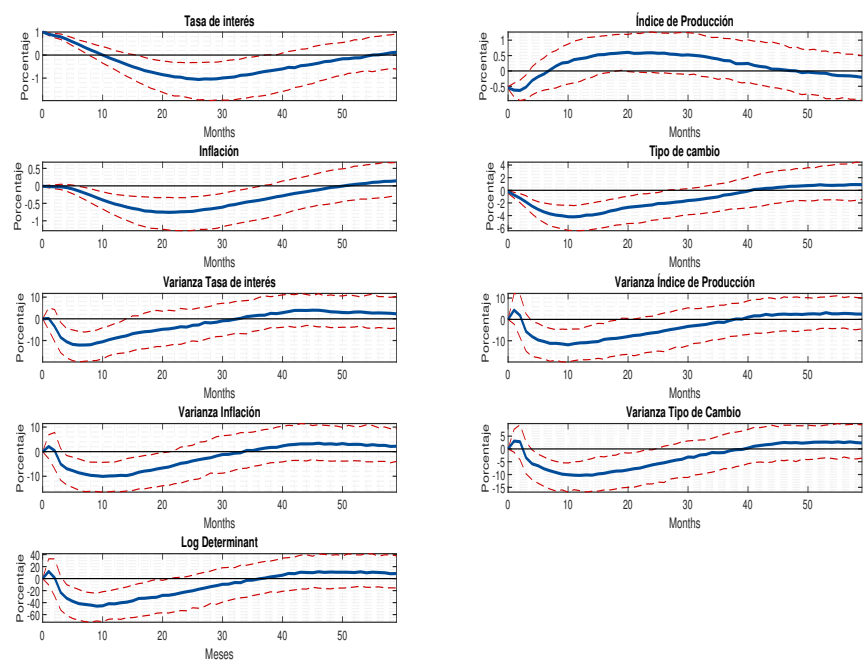


Figura 2.1 Brasil: Impulso respuesta de un choque de política monetaria

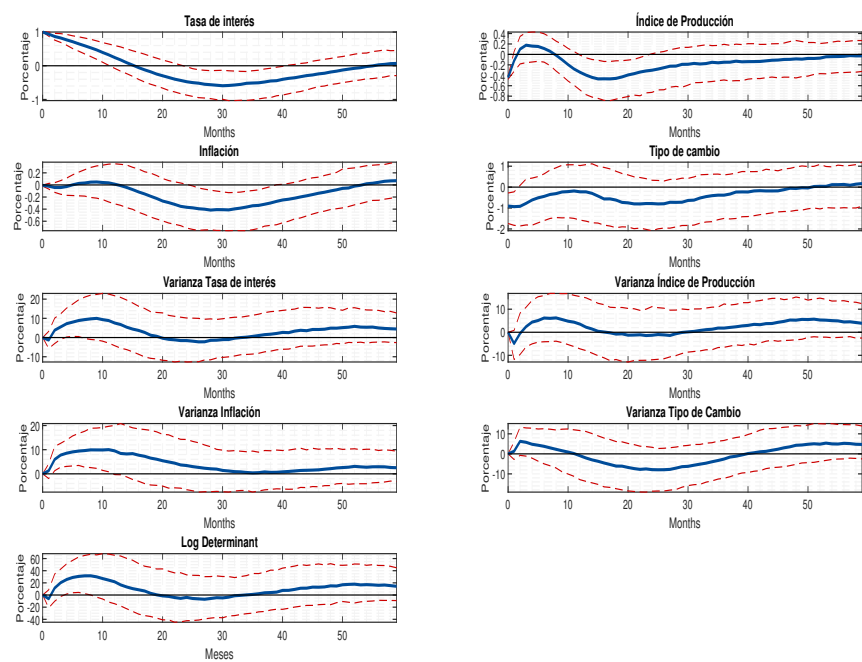


Figura 2.2 México: Impulso respuesta de un choque de política monetaria

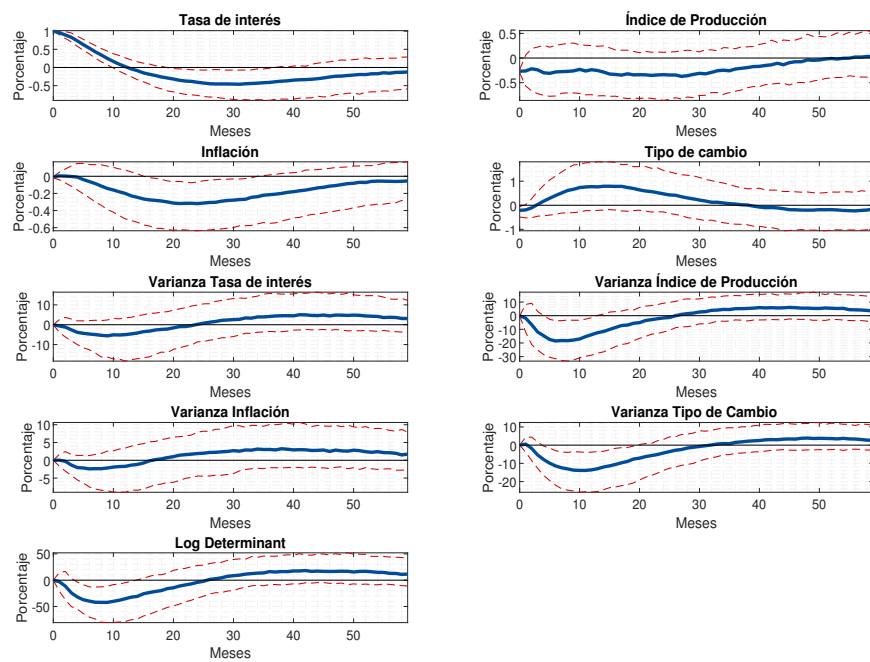


Figura 2.3 Perú: Impulso respuesta de un choque de política monetaria



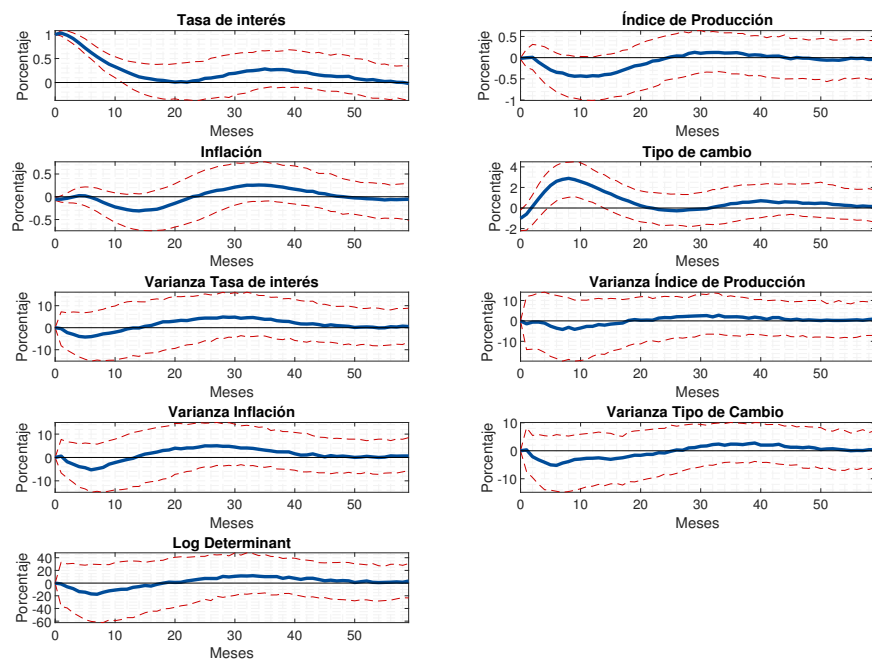
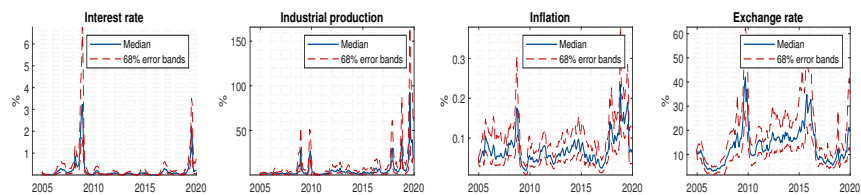
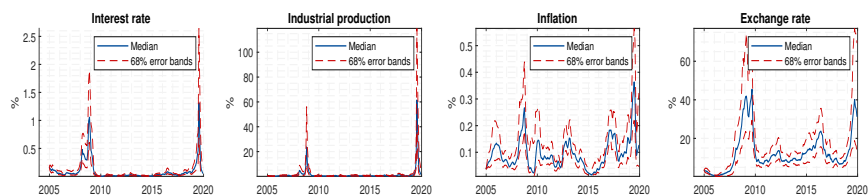


Figura 2.4 Chile: Impulso respuesta de un choque de política monetaria

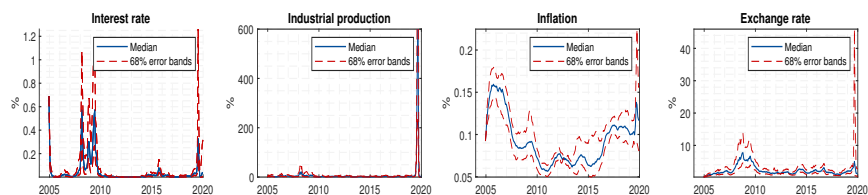
### Brasil



### México



### Perú



### Chile

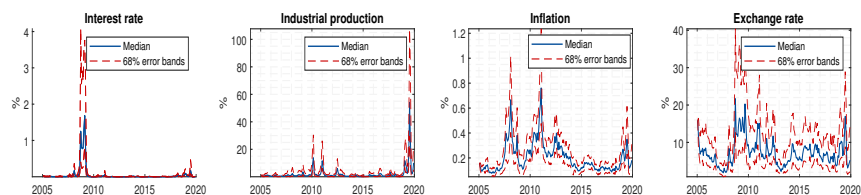
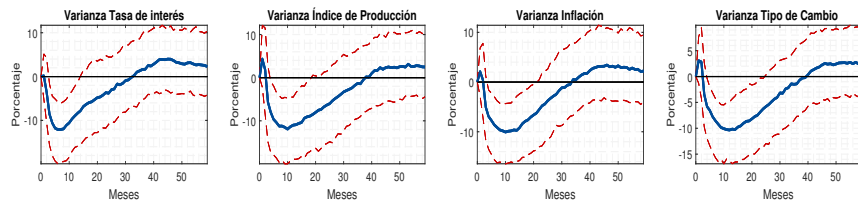


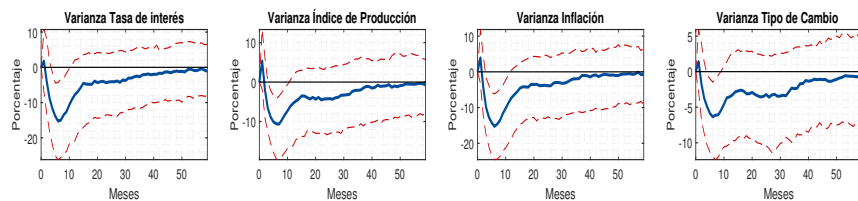
Figura 3 Volatilidad condicionada

## Brasil

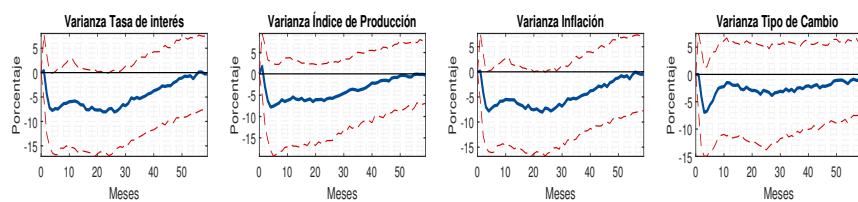
Benchmark



Recurso

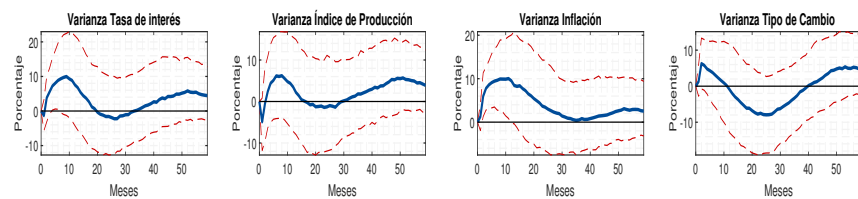


Restrito

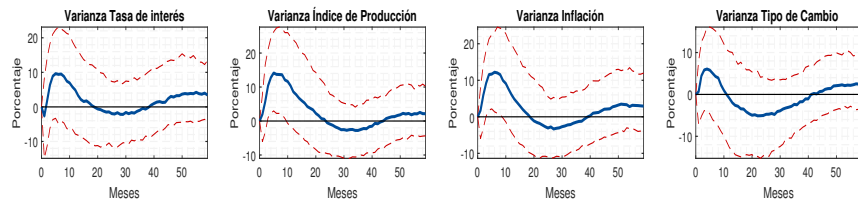


## México

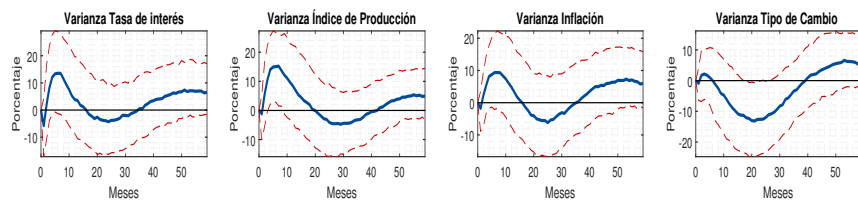
Benchmark



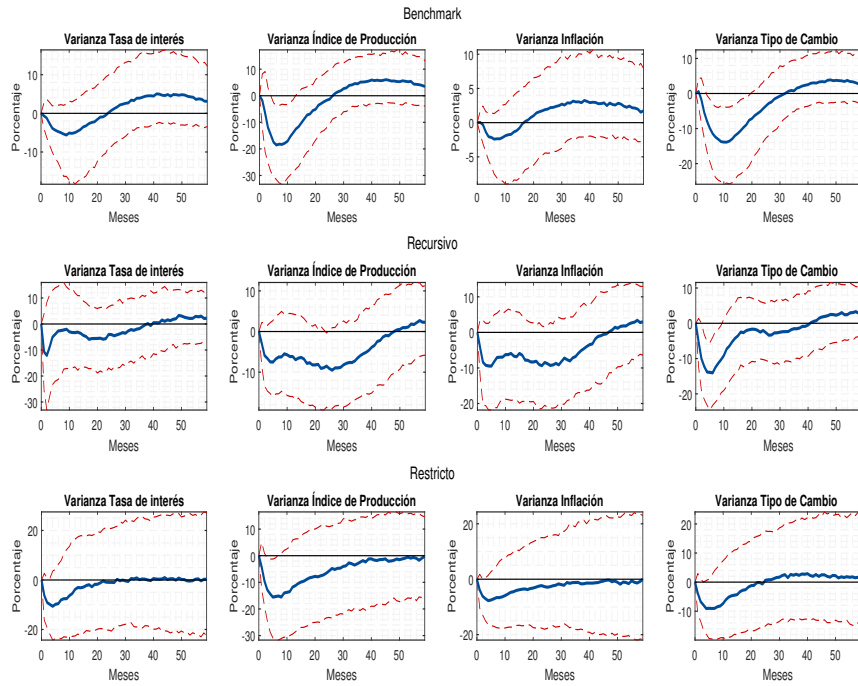
Recurso



Restrito



## Perú



## Chile

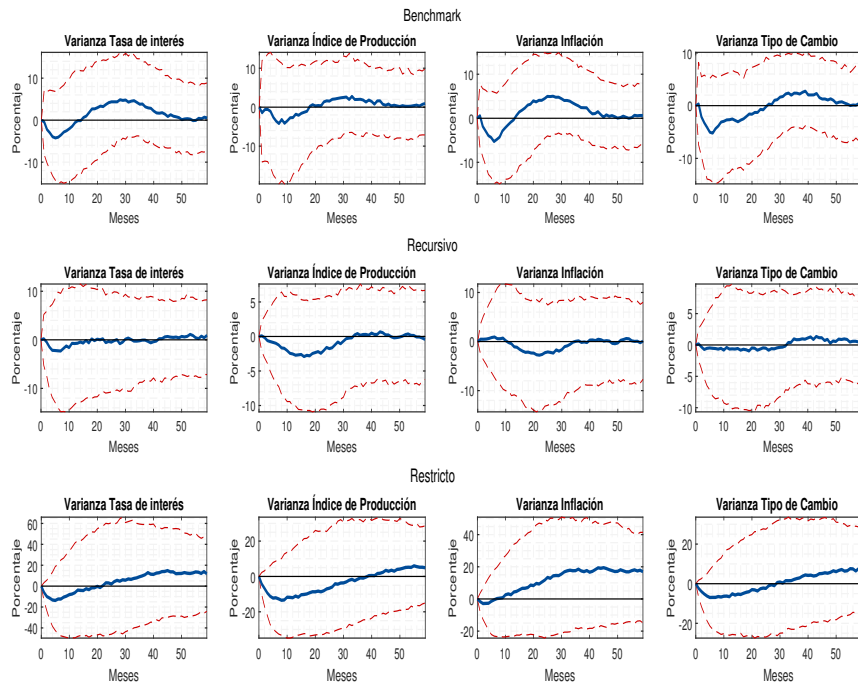


Figura 4 Ejercicios de robustez

## Apéndice metodológico

### Simulación de la distribución de las posteriors

Para la derivación de la distribución posterior conjunta de todos los parámetros del modelo, se utiliza un algoritmo de Gibbs iterativo<sup>8</sup>.

El muestro de Gibbs se basa en los siguientes pasos:

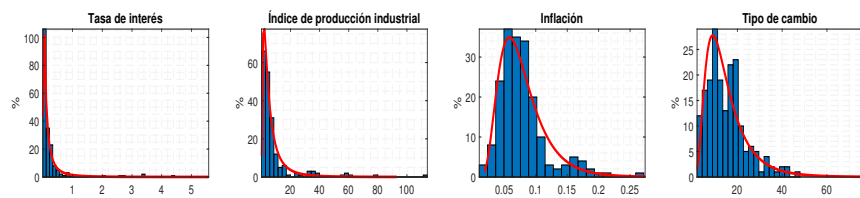
1. Dados los draws para  $\Gamma$  y  $\tilde{h}_t$ , los draws para  $A$  se basan en una distribución normal, ya que los elementos de la matriz pueden derivarse de una transformación GLS de un sistema lineal de ecuaciones para hacer que los errores sean homocedásticos. Sin embargo, estos parámetros solo se aceptan si los parámetros de  $A$  respetan las restricciones de signo. En caso de rechazo, toma nuevos parámetros para  $A$  hasta su aceptación.
2. Dado el conjunto de información de  $Y_t$  y las volatilidades estocásticas  $\tilde{h}_t$ , se utiliza el filtro de Kalman para obtener las distribuciones de las posterior de los coeficientes VAR basado en el algoritmo de Carter y Kohn (2004). Esta aplicación es equivalente a una transformación GLS del modelo.
3. Condicional a los draws para las volatilidades, la posterior condicional para parámetros propios de la ecuación de transición  $\Theta$  se basan en una distribución normal. Los parámetros se obtienen usando resultados para las regresiones lineales de la ecuación (2) anexado con las observaciones dummy. La posterior para  $Q$  se basan en una distribución inversa Wishart.
4. Por último, condicional a los coeficientes del modelo VAR, los parámetros de la ecuación transición y a la no linealidad del modelo en su forma espacio-estado, se emplea un muestreo de Gibbs vía filtro de partícula para obtener la senda de las volatilidades estocásticas (ver Lindsten y Schon, 2013; Chopin y Singh, 2014). Lo cual permite extraer "draws" que resultan de una distribución objetivo invariante Lindsten et al. (2014).

Una vez obtenida la distribución condicional completa del modelo, se realiza la estimación de las funciones de impulso respuesta para cada draw obtenido de ella. Los momentos de los parámetros son extraídos después de 1000 draws. La correcta convergencia del algoritmo se observa en la figura 5.

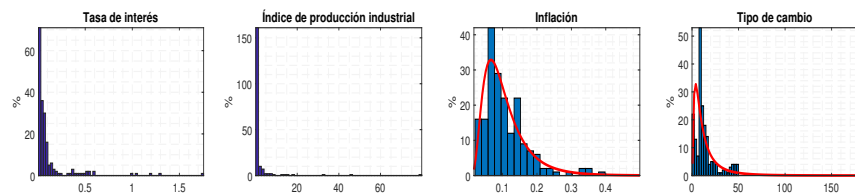
---

<sup>8</sup>Este algoritmo empleado es una extensión de los métodos MCMC usados para estimar VARs Bayesianos con volatilidad estocástica, por ejemplo el presentado por Congley y Sargent (2005).

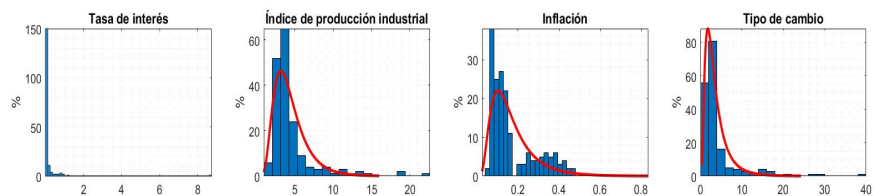
### Brasil



### México



### Perú



### Chile

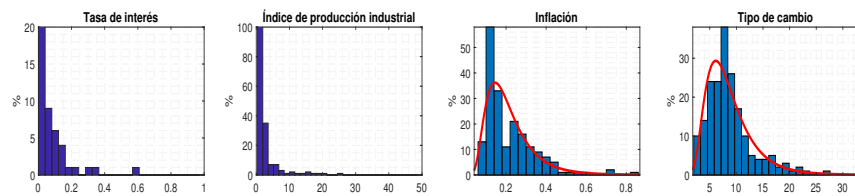


Figura 5 Distribución de las posterior de las volatilidades estocásticas

## Impulso respuesta y descomposición de la varianza

Se define, en línea al trabajo de Mumtaz y Theodoridis (2019), la ecuación de las funciones impulso respuesta a través de su representación bajo el operador de esperanza condicionada:

$$IRF_t = E(\ln var(Y_{t+k})|\Phi, Y_{t-1}, \epsilon) - E(\ln var(Y_{t+k})|\Phi, Y_{t-1}) \quad (10)$$

donde,  $\Phi$  denota los parámetros y las variables de estado del sistema y  $\epsilon$  denota el choque de política monetaria.

La conveniencia de esta representación se justifica en Koops et al. (1996), donde los autores describen un método de simulación estocástica para aproximar dichas esperanzas matemáticas usando el algoritmo de muestreo de Gibbs. Se usan 100 simulaciones para calcular las IRF repitiendo esto para 500 Gibbs draws retenidos.

Además, con el fin de investigar la relevancia del choque de política monetaria en la volatilidad de las variables endógenas, se realiza una descomposición de varianza del error de predicción (FEVD). Para ello, se toma en cuenta el método descrito por Lanne y Nyberg (2016) para modelos no lineales.