



Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico

FERNANDO PÉREZ-FORERO *

Este documento evalúa y compara los efectos de los choques de política monetaria en los países latinoamericanos donde se ha puesto en práctica el esquema de metas de inflación (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú). Se estima un panel VAR jerárquico que permite utilizar los datos de manera eficiente y, al mismo tiempo, aprovechar la heterogeneidad entre países. Los choques monetarios se identifican con un procedimiento agnóstico que impone restricciones de cero y de signo. Se encuentra un efecto de corto plazo real de la política monetaria sobre el producto (con un máximo alrededor de los 12 a 15 meses); una respuesta significativa de mediano plazo de los precios con la ausencia de la llamada “paradoja del precio” (price puzzle) y una respuesta en forma de joroba del tipo de cambio, es decir, evidencia débil de la paradoja denominada “sobrerreacción retrasada” (delayed overshooting puzzle). Sin embargo, se halla un cierto grado de heterogeneidad en los efectos y la propagación de los choques monetarios entre países. En particular, se encuentran efectos más fuertes sobre el producto y los precios en Brasil y Perú con respecto a Chile, Colombia y México, y una reacción más fuerte del tipo de cambio en Brasil, Chile y Colombia en relación con México y Perú. Por último, se presenta la respuesta al impulso promedio ponderada después de un choque monetario, que es representativo de la región.

Palabras Clave : Paneles VAR, restricciones de signo, modelos jerárquicos bayesianos.

Clasificación JEL : E43, E51, E52, E58.

Algunos años después del episodio de liberalización financiera en el decenio de los noventa, muchas economías latinoamericanas adoptaron un régimen de metas de inflación (MI) para su política monetaria (para un mayor debate sobre las diferentes alternativas en aquel momento, ver [Mishkin y Savastano, 2001](#); [Quispe-Agnoli, 2001](#)), siguiendo así el ejemplo de muchos países desarrollados como Nueva Zelandia y

* Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú (email: fernando.perez@bcrp.gob.pe)

Este estudio obtuvo el *Premio de Banca Central Rodrigo Gómez 2015* otorgado por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA). Agradezco al CEMLA por concedernos el permiso para la publicación de este artículo en la *Revista Estudios Económicos*.

Por otro lado, el autor agradece a Adrián Armas, Paul Castillo, Marco Ortiz, Marco Vega, Hugo Vega y a los participantes del seminario del Banco Central de la Reserva del Perú por sus útiles comentarios y sugerencias. Las opiniones expresadas en el presente documento son exclusivas del autor y no necesariamente reflejan las del Banco Central de la Reserva del Perú. Todos los errores son del autor

Suecia, entre otros. Entre los países latinoamericanos, los más exitosos fueron Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.¹ Una de las características principales de los esquemas adoptados es el hecho de que la autoridad monetaria usa las tasas de interés a corto plazo como el principal instrumento de política. En este trabajo, se explora la eficacia de las acciones de política monetaria mediante las tasas de interés para el periodo de MI en cada uno de estos países. Esto es, se evalúa hasta qué punto la política monetaria puede ocasionar *i*) efectos a corto plazo reales en la actividad económica y *ii*) movimientos significativos de los precios a mediano plazo. Además, al comparar estos efectos dinámicos en los cinco países de América Latina que usan metas de inflación, se estudia hasta qué punto difieren en términos del efecto y de la propagación. Se trata de un ejercicio relevante para el diseño de políticas, ya que brinda información importante sobre el mecanismo de transmisión de la política monetaria en América Latina.

La adopción de metas de inflación en América Latina ha sido ampliamente estudiada en el pasado. Por ejemplo, Corbo (2000) y Corbo y Schmidt-Hebbel (2001) estudian los periodos de estabilización y de desinflación anteriores a la adopción de las MI. En la misma línea, Broto (2008) halla que la adopción de las MI está relacionada con niveles más bajos y con menor volatilidad de la inflación. Además, Chang (2008) estudia la aplicación de metas de inflación en América Latina y halla una desviación significativa del esquema tradicional debido a la intervención cambiaria y a la acumulación de reservas. Este es el caso particular para las economías latinoamericanas donde el sistema financiero está parcialmente dolarizado.² A pesar de esa desviación considerable, la política monetaria ha estado funcionando bien y las expectativas de inflación se mantienen ancladas al objetivo. Dentro del grupo de referencias más recientes, Hosfetter (2011) presenta los beneficios potenciales de adoptar una unión monetaria entre los países latinoamericanos con metas de inflación; De Mello y Moccero (2011) hallan que el régimen de MI ha estado asociado a un alto grado de reacción por parte de la autoridad monetaria ante las expectativas de inflación y, al mismo tiempo, a una menor volatilidad de las tasas de interés; Barajas y otros (2014) estiman las reglas de Taylor con cambio de régimen para estos países y hallan que se presenta un periodo de inestabilidad de los parámetros entre 2008-2009. Finalmente, Mariscal y otros (2014) centran su atención en la credibilidad del marco de metas de inflación al estudiar la evolución de las expectativas a la vez que se preguntan hasta qué punto están bien ancladas. Ellos encuentran un aumento en la credibilidad de la política monetaria durante el periodo de MI, a pesar de que las expectativas no están completamente ancladas.

Desde una perspectiva empírica, existe evidencia con base en vectores autorregresivos estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés) sobre los efectos de los choques monetarios para estos cinco países latinoamericanos de manera separada. Céspedes y otros (2005), Soares-Sales y Tannuri-Pianto (2007), Mendonça y otros (2008), Catão y Pagan (2010), Rocha Lima y otros (2011), Glocker y Towbin (2012) abarcan el caso de Brasil. Por otro parte, Parrado (2001), Mies y otros (2002), Catão y Pagan (2010) cubren el caso de Chile. Además, Echavarría y otros (2007), Ramírez-Vigoya y Rodríguez-Zambrano (2013) estudian el caso de Colombia. Finalmente, Gaytán-González y González-García (2006), García-Andrés y Torre-Cepeda (2013) cubren el caso de México; y Winkelried (2004), Bigio y Salas (2006), Castillo y otros (2011) y Pérez-Forero y Vega (2014), entre otros, estudian el caso de Perú. Sin embargo, resulta que las respuestas al impulso de los diferentes ejercicios no son comparables, dado que la estrategia empírica usada diverge en distintos aspectos, tales como: el conjunto de variables incluidas, el procedimiento para el ajuste de tendencia empleado, la identificación de supuestos, la muestra efectiva incluida, etc. Además,

¹ De forma coincidente y de acuerdo con el Modelo de Proyección Mundial (GPM, por sus siglas en inglés) del Fondo Monetario Internacional (Carabenciov y otros, 2013), el bloque llamado “América Latina” incluye a estas cinco economías como las más representativas de la región, esto es, los países LA5 como en Canales-Kriljenko y otros (2010).

² La crisis financiera mundial de 2008-2009 y la aplicación de políticas macroprudenciales también son parte del origen de tales desviaciones (ver, por ejemplo, Moreno, 2011; Terrier y otros, 2011; De-Gregorio, 2012; Céspedes y otros, 2014, entre otros).

los resultados observados son mixtos en términos de la significancia de la respuesta de variables tales como el producto y los precios, incluso con patrones habituales tales como la denominada “paradoja del precio” (*price puzzle*). Ante esta evidencia, queda claro que se necesita un enfoque diferente para poder obtener respuestas al impulso comparables entre países.

En este trabajo se presenta un marco unificado que permite comparar las respuestas al impulso derivadas de los choques monetarios. En síntesis, la estrategia empírica usada es la siguiente: se estima un modelo VAR en panel jerárquico bayesiano (ver [Ciccarelli y Rebucci, 2006](#); [Canova y Pappa, 2007](#); [Jarociński, 2010](#); [Canova y Dallari, 2013](#)), y se identifican los choques de política imponiendo restricciones de cero y signo. La comparación entre países resulta ser equitativa, ya que se aplica el mismo conjunto de restricciones de identificación al mismo conjunto de variables en todos los países. Las variables externas también se controlan, dado que son una importante fuente de fluctuaciones macroeconómicas en los mercados emergentes (ver, por ejemplo [Maćkowiak, 2007](#)), especialmente cuando la crisis financiera mundial está en el medio de la muestra de análisis.

Los principales hallazgos demuestran que, en promedio, un endurecimiento de la política monetaria en los cinco países de América Latina de la muestra produce una caída significativa del producto en el corto plazo (con un máximo alrededor de los 12-15 meses) y en los precios a largo plazo (con una respuesta significativa luego de dos años). Además, se halla evidencia contra la paradoja del precio. También, condicionado a la existencia de un efecto de liquidez estándar luego de un choque de política monetaria, se encuentra una respuesta en forma de joroba del tipo de cambio, el cual está en línea con la paradoja denominada ‘sobre-reacción retrasada’ (*delayed overshooting puzzle*).³ No obstante, en relación con el efecto y la propagación de los choques monetarios entre países se halla cierto grado de heterogeneidad. Esta es la contribución más importante del presente documento. En especial, se hallan efectos más contundentes en el producto y en los precios en Brasil y Perú con respecto a Chile, Colombia y México; y una reacción más fuerte del tipo de cambio en Brasil, Chile y Colombia con respecto a la reacción en México y Perú. En consonancia con un enfoque de libro de texto, la eficacia de la política monetaria se relaciona también con la credibilidad y la comunicación adecuadas, características que están estrechamente ligadas al esquema de metas de inflación. Por otra parte, la respuesta del tipo de cambio puede asociarse con la intensidad de las políticas de intervención cambiaria.

El documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se describe el modelo econométrico y en la sección 2 el procedimiento de estimación. En la sección 3 se explica la estrategia de identificación y en la sección 4 se exponen los principales resultados. Finalmente, las conclusiones se presentan en la sección 5.

1 EL MODELO VAR DE PANEL JERÁRQUICO

En esta sección se asume que cada economía puede modelarse como un modelo individual de vectores autorregresivos (VAR). Luego, la información de estas cinco economías se combina de forma eficaz para realizar la estimación.

³ Esta bibliografía se inició con [Eichenbaum y Evans \(1995\)](#) y continuó con [Kim \(2005\)](#) y [Almuth y Uhlig \(2008\)](#). Recientemente, [Kim y otros \(2014\)](#) demostraron que este fue un fenómeno particular de Estados Unidos en el decenio de los ochenta.

1.1 CONFIGURACIÓN

Considere al conjunto de países $n = 1, \dots, N$, donde cada país n está representado por un modelo var:

$$y_{n,t} = \sum_{l=1}^p B'_{n,l} y_{n,t-l} + \Delta'_n z_t + \Gamma'_n z_{n,t} + u_{n,t} \quad \text{para } t = 1, \dots, T_n, \quad (1)$$

donde $y_{n,t}$ es un vector $M \times 1$ de variables endógenas, z_t es un vector $W \times 1$ de variables exógenas común a todos los países, $z_{n,t}$ es un vector $Q_n \times 1$ de variables exógenas específico de cada país $n \in \{1, \dots, N\}$, $u_{n,t}$ es un vector $M \times 1$ de choques de forma reducida tal que $u_{n,t} \sim (0, \Sigma_n)$, $E(u_{n,t} u_{m,t}) = \mathbf{0}$, $n \neq m \in \{1, \dots, N\}$, p es la longitud del rezago, y T_n es el tamaño de la muestra para cada país $n \in \{1, \dots, N\}$.

El último modelo puede expresarse de manera más compacta de manera tal que:

$$Y_n = X_n B_n + U_n \quad (2)$$

donde se tienen las matrices de datos $Y_n (T_n \times M)$, $X_n (T_n \times K)$, $Z_n (T_n \times Q_n)$, $U_n (T_n \times M)$, con $K = Mp + W$ y las correspondientes matrices de parámetros $B_n (K \times M)$ y $\Gamma_n (Q_n \times M)$.

En particular,

$$B_n = \begin{bmatrix} B'_{n,1} & B'_{n,2} & \cdots & B'_{n,p} & \Delta'_n \end{bmatrix}'.$$

El modelo en la ecuación 2 puede reescribirse de manera tal que:

$$\mathbf{y}_n = (I_M \otimes X_n) \beta_n + (I_M \otimes Z_n) \gamma_n + \mathbf{u}_n,$$

donde

$$\mathbf{y}_n = \text{vec}(Y_n), \beta_n = \text{vec}(B_n), \gamma_n = \text{vec}(\Gamma_n), \mathbf{u}_n = \text{vec}(U_n)$$

con

$$\mathbf{u}_n \sim N(0, \Sigma_n \otimes I_{T_n})$$

Bajo la hipótesis de normalidad de los términos de error, se tiene la función de probabilidad para cada país.

$$p(\mathbf{y}_n | \beta_n, \gamma_n, \Sigma_n) = N((I_M \otimes X_n) \beta_n + (I_M \otimes Z_n) \gamma_n, \Sigma_n \otimes I_{T_n}). \quad (3)$$

El modelo estadístico descrito por la expresión 3 tiene una función conjunta de probabilidad. Si se denota $\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}$ como el conjunto de parámetros, entonces la función de verosimilitud es:

$$p(Y | \Theta) \propto \prod_{n=1}^N |\Sigma_n|^{-T_n/2} \times \exp \left(\begin{array}{c} -\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n)' \times \\ (\Sigma_n^{-1} \otimes I_{T_n}) (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n) \end{array} \right). \quad (4)$$

1.2 PRIORS

Dada la hipótesis de normalidad de los términos de error, se entiende que el vector de coeficientes de cada país se distribuye normalmente. Como resultado de esto, se asume un *prior* normal para estos a fin de obtener una distribución posterior que también es normal, es decir, un *prior* conjugado:

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, O_n, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau O_n), \quad n = 1, \dots, N, \quad (5)$$

con $\bar{\beta}$ como la media común y τ como el parámetro general de contracción. La matriz de covarianza O_n toma la forma del *prior* de Minnesota típico (Litterman, 1986), es decir, $O_n = \text{diag}(O_{i,j,l})$ de manera tal que:

$$O_{i,j,l} = \begin{cases} \frac{1}{l\phi_3}, & i = j, \\ \frac{\phi_1}{l\phi_3} \left(\frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{\sigma}_i^2} \right), & i \neq j, \\ \phi_2, & \text{var. exógenas} \end{cases} \quad (6)$$

donde

$$i, j \in \{1, 2, \dots, M\} \text{ y } l = 1, \dots, p \quad (7)$$

donde $\hat{\sigma}_j^2$ es la varianza de los residuos a partir de un modelo $AR(p)$ para cada variable $j \in \{1, 2, \dots, M\}$. Además, se asumen los *priors* no informativos:

$$p(\gamma_n) \propto 1, \quad (8)$$

y

$$p(\Sigma_n) \propto |\Sigma_n|^{-\frac{1}{2}(M+1)}. \quad (9)$$

En un contexto bayesiano estándar, τ y $\bar{\beta}$ serían hiperparámetros que se supone que están calibrados. A la vez, en un contexto jerárquico (ver Gelman y otros (2003)), es posible derivar una distribución posterior tanto para τ como para $\bar{\beta}$ y, por lo tanto, estimarlos.

Es decir, no se quiere imponer cualquier contracción particular para la distribución *prior* de coeficientes; sino, obtenerla a partir de los datos. De acuerdo con Gelman (2006) y Jarociński (2010), se supone una distribución *prior* de gama inversa para τ , tal que:

$$p(\tau) = IG\left(\frac{\nu}{2}, \frac{s}{2}\right) \propto \tau^{-\frac{\nu+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s}{\tau}\right) \quad (10)$$

Finalmente, se supone un *prior* no informativo:

$$p(\bar{\beta}) \propto 1. \quad (11)$$

Como resultado, el modelo estadístico que se presenta tiene cinco bloques de parámetros, de manera tal que:

$$\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}; \quad (12)$$

y el *prior* conjunto está dado por las expresiones 5, 8, 9, 10 y 11, de manera tal que:

$$\begin{aligned}
 p(\Theta) &\propto \prod_{n=1}^N p(\Sigma_n) p(\beta_n | \bar{\beta}, O_n, \tau) p(\tau) \\
 &= \prod_{n=1}^N |\Sigma_n|^{-\frac{1}{2}(M+1)} \times \\
 &\quad \tau^{-\frac{NMK}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (\beta_n - \bar{\beta})' (\tau^{-1} O_n^{-1}) (\beta_n - \bar{\beta})\right) \times \\
 &\quad \tau^{-\frac{\nu+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s}{\tau}\right).
 \end{aligned} \tag{13}$$

2 ESTIMACIÓN BAYESIANA

Dadas los *priors* especificados y la función de verosimilitud 3, ambas partes de información se combinan eficientemente para obtener los parámetros estimados incluidos en Θ . Al usar el teorema de Bayes, se tiene que:

$$p(\Theta | Y) \propto p(Y | \Theta) p(\Theta) \tag{14}$$

Dados 4 y 14, la distribución posterior 15 toma forma de:

$$\begin{aligned}
 p(\Theta | Y) &\propto \prod_{n=1}^N |\Sigma_n|^{-\frac{T_n+M+1}{2}} \times \\
 &\quad \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n)' \times \right. \\
 &\quad \left. (\Sigma_n^{-1} \otimes I_{T_n}) (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n)\right) \times \\
 &\quad \tau^{-\frac{(NMK+\nu)}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left[\sum_{n=1}^N (\beta_n - \bar{\beta})' O_n^{-1} (\beta_n - \bar{\beta}) + s \right] \frac{1}{\tau}\right).
 \end{aligned} \tag{15}$$

La meta, ahora, es maximizar el lado derecho de la ecuación 15 para poder obtener Θ . La práctica común en la econometría bayesiana (ver, por ejemplo, Koop, 2003; Canova y Pappa, 2007, entre otros) es simular la distribución posterior 15 para realizar la inferencia estadística. Esto es porque cualquier objeto de interés que sea también una función de puede ser fácilmente calculado dada la distribución posterior. En esta sección se describe una rutina de Monte Carlo de cadena de Markov que nos ayuda a cumplir con esta tarea

2.1 UNA RUTINA DE MUESTREO DE GIBBS

En general, en cada modelo macroeconómico es difícil obtener una muestra de la distribución posterior $p(\Theta | Y)$. Esto es una consecuencia de la forma funcional compleja que podría tomar la función de verosimilitud dado el modelo especificado. Generalmente, el algoritmo de Metropolis-Hasting es la rutina canónica para hacerlo. Sin embargo, en este caso se muestra que existe una expresión analítica para la distribución posterior; por lo tanto, es posible aplicar una rutina del muestreo de Gibbs, que es mucho más

simple que el mencionado algoritmo de Metropolis-Hastings. En este proceso, es útil dividir al conjunto de parámetros en diferentes bloques y factorizar la expresión 15 de manera apropiada.

Anteriormente se definió el bloque de parámetros $\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}$. Luego, se usará la notación Θ/χ para hacer referencia al vector de parámetro Θ sin el parámetro χ . En el anexo A pueden encontrarse detalles sobre cada bloque.

La rutina empieza aquí. Se establece $k = 1$ y se denomina K a la cantidad total de extracciones. Luego, se siguen los siguientes pasos:

1. Extraer $p(\beta_n | \Theta/\beta_n, \mathbf{y}_n)$; si el candidato extraído es estable se mantiene; de lo contrario se descarta.
2. Extraer $p(\gamma_n | \Theta/\gamma_n, \mathbf{y}_n)$.
3. Extraer $p(\Sigma_n | \Theta/\Sigma_n, \mathbf{y}_n)$.
4. Repetir 1 a 3 para $n = 1, \dots, N$.
5. Extraer $p(\bar{\beta} | \Theta/\bar{\beta}, Y)$. Si el candidato extraído es estable se mantiene; de lo contrario se descarta.
6. Extraer $p(\tau | \Theta/\tau, Y)$.
7. Si $k < K$ fijar $k = k + 1$ y volver al paso 1. De lo contrario se detiene.

2.2 CONFIGURACIÓN DE LA ESTIMACIÓN

Con el fin de minimizar el efecto de los valores iniciales, se realiza un muestreo de Gibbs para $K = 1,050,000$ y se descartan las primeras 50,000 extracciones. Además, para reducir la correlación serial entre extracciones, se establece un factor de merma de 1,000, es decir, dadas las 1,000,000 extracciones restantes, se toma 1 de cada 1,000 y se descartan las restantes. Como resultado de esto, se tienen 1,000 extracciones para realizar las inferencias. Los detalles específicos sobre la descripción de datos y sobre cómo se realiza la inferencia y se evalúa la convergencia pueden encontrarse en los anexos C y B, respectivamente.

De acuerdo con la recomendación de Gelman (2006) y Jarociński (2010), se asume un *prior* uniforme para la desviación estándar, que se traduce en un *prior* para la varianza, de la forma:

$$p(\tau) \propto \tau^{-1/2} \quad (16)$$

estableciendo $\nu = -1$ y $s = 0$ en la ecuación 10.

En cuanto al *prior* al estilo Minnesota, no se tiene información sobre el valor de los hiperparámetros. Así, se establece conservadoramente $\phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 1$ en la ecuación 6. En términos más específicos, $\phi_1 = 1$ significa que no existe una diferencia *a priori* entre los rezagos propios y los de otras variables; $\phi_2 = 1$ significa que no existe heterocedasticidad *a priori* que surja de variables exógenas; y $\phi_3 = 1$ significa que el patrón comprimido de coeficientes es lineal.

3 IDENTIFICACIÓN DE CHOQUES ESTRUCTURALES

Al igual que en cualquier problema econométrico, la identificación de efectos causales es crucial para obtener resultados confiables. En este aspecto, la ortogonalización de los choques a los modelos de

vectores autorregresivos es una de las maneras más populares y eficaces de lograr esta tarea. Esto es, la función de respuesta al impulso derivada del choque ortogonal describe el efecto causal de interés, ya que por definición este choque es independiente de cualquier otra fuerza económica en el sistema.

En el modelo estadístico 1, el término de error $u_{n,t} \sim N(0, \Sigma_n)$ corresponde a la forma reducida. En particular, la matriz de covarianza Σ_n es en general no diagonal, es decir, los choques $u_{n,t}$ son no ortogonales. Por lo tanto, un choque sobre cualquier componente de $u_{n,t}$ resultará en una función de respuesta al impulso sin sentido porque las variables expuestas al choque estarían correlacionadas. Por lo tanto, es necesario que los choques sean independientes (ortogonales) entre las ecuaciones, ya que esto permitirá aislar el efecto causal del interés, es decir, choques de política monetaria, a través de la forma estructural del modelo. Sin embargo, la forma estructural (SVAR) no puede lograrse sin hacer supuestos económicos adicionales, esto es, el *problema de identificación en econometría*. Rubio-Ramírez y otros (2010) ofrecen una extensa explicación sobre la identificación en el modelo SVAR. Según ellos, el modelo SVAR puede identificarse con exactitud, puede sobreidentificarse y hasta puede identificarse parcialmente. Este último, sería el caso de nuestro modelo. Así, en esta sección describimos nuestra estrategia de identificación y el algoritmo que registra el efecto mencionado.

3.1 SUPUESTOS DE IDENTIFICACIÓN

La identificación de los choques monetarios es bastante estándar. Se tiene dos tipos de restricciones, tal como se muestra en el Cuadro 1. El primer grupo se relaciona con las restricciones cero en la matriz de coeficientes contemporáneos, tal como aparece en la vieja bibliografía sobre SVAR, por ejemplo, en Sims (1980) y Sims (1986). En este caso, siguiendo lo establecido en la bibliografía estándar, se asume que el producto interno bruto (Y) y el índice de precios al consumidor (P) son variables lentas y, por lo tanto, no reaccionan contemporáneamente a los choques monetarios. El segundo grupo son las restricciones de signo como en Canova y De Nicoló (2002) y en Uhlig (2005); en el caso presente, se fija un horizonte de tres meses. En este caso se asume que el choque monetario produce: *i*) el efecto de liquidez típico, es decir, una respuesta negativa de dinero (M) después de un choque contractivo y *ii*) una respuesta negativa al tipo de cambio (E); lo cual significa que se mantiene la paridad descubierta de tasas de interés (UIP). Por último, pero no por ello menos importante, no se impone ningún signo a la respuesta de los EMBI, a la respuesta del producto interno bruto (Y) ni al índice de precios al consumidor (P), para periodos posteriores.

Las restricciones de identificación en el Cuadro 1 solo están asociadas con un choque particular. Como resultado, los otros choques $M - 1$ no se identifican. Esto no es un problema, ya que la bibliografía de modelos SVAR con restricciones de signo explica que para realizar una inferencia adecuada, el modelo necesita identificarse solo parcialmente. La única limitación de esto último es que no es posible realizar un análisis de descomposición histórico, porque se requerirían supuestos adicionales para identificar adecuadamente los choques $M - 1$ restantes. Sin embargo, ya que esto excede el alcance de esta investigación, el modelo parcialmente identificado se mantiene como la configuración principal.

3.2 EL ALGORITMO

En este punto, se usa como insumo la estimación del producto de la sección 3.1, es decir, la distribución posterior de la forma reducida del modelo. Entonces, se toman extracciones de esta distribución como se describe en el siguiente algoritmo de estimación:

1. Establecer $K = 1000$ y $k = 0$.

CUADRO 1. Restricciones de Identificación

Variable/choque	Nombre	Choque	Choque
		de política monetaria ($h = 0$)	de política monetaria ($h = 1, 2$)
Producto interno bruto	Y	0	?
Índice de precios al consumidor	P	0	?
Tasa interbancaria	R	≥ 0	≥ 0
Base monetaria	M	≤ 0	≤ 0
Tipo de cambio	E	≤ 0	≤ 0
Margen EMBI	EMBI	?	?

2. Extraer Θ a partir de la distribución posterior $p(\Theta|Y)$.
3. Para cada país $n = 1, \dots, N$ y para el promedio, extraer una matriz de rotación \bar{Q}_n y calcular el conjunto de respuestas al impulso $F(\Theta, \{\bar{Q}_n\}_{n=1}^N)$.
4. Si las respuestas al impulso satisfacen las restricciones de signo para todos los países y para el promedio, mantener el valor extraído y establecer $k = k + 1$. Si no, descartarlo e ir al próximo paso.
5. Si $k < K$ volver al paso 2; de lo contrario detenerse.

Vale la pena destacar que en el paso 3, para cada país $n = 1, \dots, N$, se hace lo siguiente:

1. Dado Σ_n , calcular el factor de Cholesky P_n de modo que $P_n P_n' = \Sigma_n$.
2. Extraer $X_n \sim N(0, I)$ y obtener Q_n de modo tal que $Q_n R_n = X_n$, es decir, una matriz ortogonal Q_n que satisface la descomposición QR de X_n . La matriz aleatoria Q_n tiene una distribución uniforme con respecto a la medida de Haar sobre $O(n)$ (Arias y otros, 2014).
3. Dado β_n , calcular la matriz compañera A_n , de modo tal que la función respuesta al impulso sea:

$$f(\beta_n, \Sigma_n, h) = [J(A_n)^h J'] P_n, \quad h = 0, 1, \dots, \infty,$$

donde $J = [I \ 0 \ \dots \ 0]$ es una matriz de selección que es conformable.

4. Construir la matriz :

$$\bar{Q}_n(M \times M) = \begin{bmatrix} I_k & \mathbf{0}_{(k \times M-k)} \\ \mathbf{0}_{(M-k \times k)} & Q_n \end{bmatrix}.$$

Esto es, algunas variables $k < M$ en (y_n) van a ser lentas y, por lo tanto, estas no rotan. Así es como se imponen restricciones de cero en este caso.

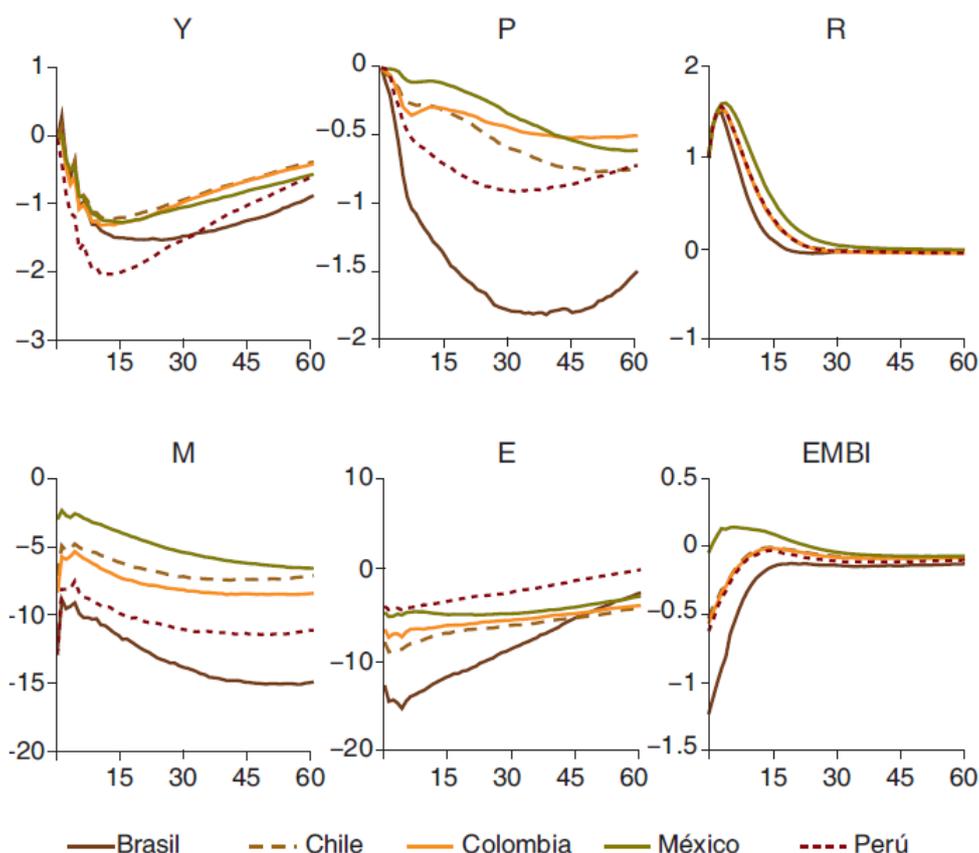
5. Calcular el conjunto de respuestas a los impulsos $F(\Theta, \{\bar{Q}_n\}_{n=1}^N) = \left\{ \left\{ f(\beta_n, \Sigma_n, h) \bar{Q}_n \right\}_{h=0}^{\bar{h}} \right\}_{n=1}^N$.

Finalmente, para el caso de las respuestas promedio, se calcula la forma compañera usando $\bar{\beta}$ y computando el factor de Cholesky a partir de $\bar{\Sigma} = (1/N) \sum_{n=1}^N \Sigma_n$. Después de la simulación de $K = 1,000$ extracciones se tendrá una serie de extracciones de $F(\Theta, \{\bar{Q}_n\}_{n=1}^N)$. Por lo tanto, el cálculo de los intervalos de confianza consiste simplemente en captar los percentiles correspondientes luego de ordenar las extracciones (Casella y Robert, 2004).

4 RESULTADOS

Después de simular la distribución posterior y de obtener los choques estructurales, se está en condiciones de abordar el tema principal del presente trabajo. En primer lugar, y de acuerdo con los supuestos de identificación del Cuadro 1, el estudio es agnóstico en cuanto a la respuesta del producto y de los precios luego del choque de política monetaria, ya que solo se asumió cero para la respuesta inicial. El Gráfico 1 muestra la respuesta de las variables incluidas para cada país en un horizonte de cinco años (60 meses). Las bandas de error para las respuestas al impulso de cada país están disponibles en el anexo D.

GRÁFICO 1. Comparación de choques monetarios en países de América Latina (valores de la mediana)



El panel superior izquierdo muestra las respuestas del producto (Y), que brindan evidencia sobre los efectos reales a corto plazo derivados de la política monetaria. Todos los países alcanzan la respuesta máxima después del primer año, cerca de los 12 a 15 meses; con excepción de Brasil, que logra el máximo antes de los 24 meses. En cuanto a la magnitud del efecto, se observa que los efectos reales son mayores en Perú y Brasil con respecto a Chile, Colombia y México. Cabe mencionar que los efectos pueden compararse directamente, ya que el aumento de la tasa de interés (R) se normaliza a uno.

En cuanto a la respuesta del nivel de precios (P), en el Gráfico 1 se puede observar que la respuesta más grande es en Brasil, seguida de la respuesta en Perú y después en Chile, Colombia y México. Uno de los resultados más valiosos de este ejercicio es el hecho de que no se observa ningún síntoma que sugiera la presencia de la paradoja del precio, lo cual sugiere que el conjunto de información incluida en el modelo y las restricciones de identificación son suficientes para aislar los choques de política monetaria en cada uno de estos cinco países.

Finalmente, si bien las restricciones de signo impuestas influyen parcialmente, la respuesta del tipo de cambio (E) arroja resultados interesantes. En primer lugar, puede observarse que las monedas reaccionan de modo muy diferente ante los choques de política monetaria. Países como Brasil, Chile o Colombia exhiben respuestas más prolongadas que en México y Perú. Esto podría deberse en parte a las diferencias en las prácticas de intervención cambiaria de cada país.

Por lo tanto, un movimiento similar de la tasa de interés (R) puede producir respuestas heterogéneas con respecto a los tipos de cambio (E), es decir que algunas monedas flotan más que otras. Ciertamente, la razón por la cual algunos países intervienen más en el mercado que otros tiene que ver con el grado de dolarización del sistema financiero: los países con mayor grado de dolarización son más vulnerables a los choques externos. Dicho esto, es justo afirmar que siempre y cuando las expectativas de inflación se mantengan ancladas, las metas de inflación seguirán funcionando bien a pesar de la intervención cambiaria.

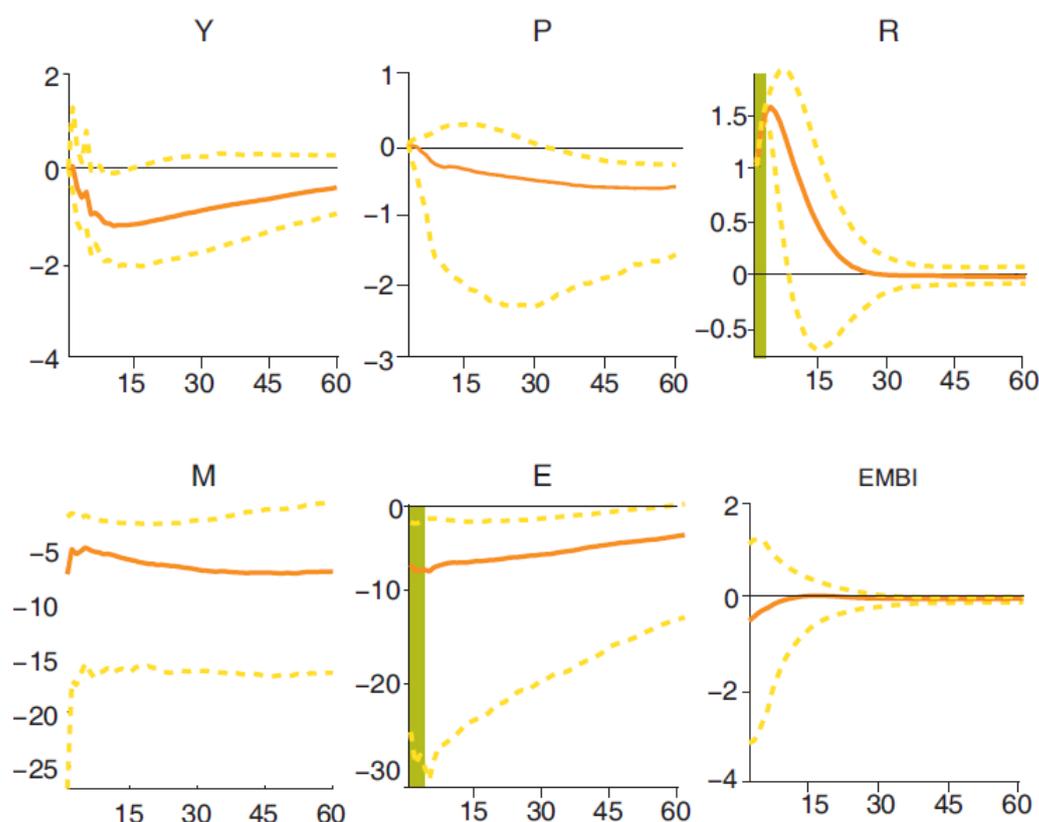
La heterogeneidad observada en las respuestas al impulso entre países es uno de los productos más importantes que se pueden obtener con la metodología de vectores autorregresivos en panel. Además, esta configuración nos permite explorar la respuesta promedio para los n países incluidos en la estimación. Así, es posible calcular las respuestas al impulso basadas en el vector $\bar{\beta}$, el cual es un promedio ponderado de los coeficientes de los N países (ver detalles en el anexo A). En este sentido, el Gráfico 2 muestra esta respuesta promedio, donde se observa un efecto a corto plazo significativo sobre el producto (Y) con un máximo aproximadamente entre los meses 12 y 15; y un efecto significativo sobre los precios (P) a mediano plazo. Las barras verdes indican las restricciones de signo impuestas para un horizonte de tres meses. Dadas las restricciones de cero y signo, las respuestas de la base monetaria (M) y del tipo de cambio (E) son significativas no solo para los tres primeros meses, sino para todo el horizonte de 60 meses. Hay aspectos específicos que merecen atención, y es el hecho de que el tipo de cambio alcanza su máximo luego de tres meses, ofreciendo evidencia parcial de la paradoja de la sobreacción retrasada (Eichenbaum y Evans, 1995).⁴ Esto último sugiere algún tipo de fricción financiera que merece ser modelada para el caso de América Latina, y podría ser parte de una investigación futura.

5 CONCLUSIONES

En esta investigación se estimó un panel var jerárquico bayesiano para cinco países latinoamericanos (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), y se identificaron choques de política monetaria mediante una mezcla de restricciones de cero y signo. Al comparar las funciones de respuesta al impulso de los choques identificados, se halla que los choques de política son cualitativamente similares en los cinco países latinoamericanos. Sin embargo, se encuentra cierto grado de heterogeneidad en el efecto y en la propagación de choques monetarios entre países. Esta es la contribución más importante de este trabajo. En particular, se hallan efectos más contundentes en Brasil y Perú que en Chile, Colombia y México y una reacción más fuerte del tipo de cambio en Brasil, Chile y Colombia que en México y en Perú. En

⁴ Eichenbaum y Evans (1995) señalan que la respuesta empírica del tipo de cambio no es como la descrita en Dornbusch (1976), dado que el máximo no se alcanza inmediatamente.

GRÁFICO 2. *Media de choques monetarios en países de América Latina (valores de la mediana y bandas al 68%)*



línea con un enfoque de libro de texto, la eficacia de la política monetaria también está relacionada con la credibilidad y la comunicación adecuada, características que están estrechamente ligadas al esquema de metas de inflación. Por otra parte, la respuesta del tipo de cambio puede asociarse con la intensidad de las políticas de intervención cambiaria.

Además, en contraste con la mayoría de los estudios anteriores para países individuales, las restricciones de identificación son suficientes para evitar la paradoja del precio, al menos para el periodo de análisis de metas de inflación. Asimismo, en el documento se presenta el promedio ponderado de la respuesta al impulso luego de un choque monetario estándar para los cinco países estudiados; con este ejercicio se halla un efecto significativo de corto plazo sobre el producto (con un máximo a los 12-15 meses) y un efecto significativo sobre los precios luego de dos años. Tal resultado es importante para la formulación de la política, ya que brinda información confiable sobre los rezagos de política monetaria así como del alcance y horizonte de las acciones monetarias, información que también es relevante para los procedimientos de proyección. Además, se halla evidencia débil de la paradoja de la sobreacción retrasada (Eichenbaum y Evans, 1995).

Nuestros resultados sugieren que la política monetaria funciona bien bajo metas de inflación para los cinco países latinoamericanos, aun cuando la muestra de análisis incluye eventos tales como la crisis financiera mundial y la aplicación de medidas de política macroprudencial. Para este último punto, fue crucial controlar las variables externas. En este sentido, investigaciones futuras deberían incluir el efecto de los choques externos en una configuración de var en panel, de manera tal que sea posible registrar las respuestas heterogéneas luego de un choque externo común, tal como la crisis financiera mundial de 2008-2009.

ANEXOS

A. DETALLES DEL ALGORITMO DE MUESTREO DE GIBBS

El algoritmo descrito en la sección 3.1 usa un conjunto de distribuciones condicionales para cada bloque de parámetros. Aquí se detalla la forma que toman estas distribuciones y cómo están construidas.

1) Bloque 1: $p(\beta_n | \Theta / \beta_n, \mathbf{y}_n)$. Dada la verosimilitud 3 y el *prior*

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau O_n),$$

luego el posterior es normal:

$$p(\beta_n | \Theta / \beta_n, \mathbf{y}_n) = N(\tilde{\beta}_n, \tilde{\Delta}_n),$$

con

$$\tilde{\Delta}_n = (\Sigma_n^{-1} \otimes X_n' X_n + \tau^{-1} O_n^{-1})^{-1},$$

$$\tilde{\beta}_n = \tilde{\Delta}_n ((\Sigma_n^{-1} \otimes X_n') (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n) + \tau^{-1} O_n^{-1} \bar{\beta}).$$

2) Bloque 2: $p(\gamma_n | \Theta / \gamma_n, \mathbf{y}_n)$. Dada la verosimilitud 3 y el *prior*

$$p(\gamma_n) \propto 1,$$

luego el posterior es normal:

$$p(\gamma_n | \Theta / \gamma_n, \mathbf{y}_n) = N(\tilde{\gamma}_n, \tilde{\Gamma}_n),$$

con

$$\tilde{\Gamma}_n = (\Sigma_n^{-1} \otimes Z_n' Z_n)^{-1},$$

$$\tilde{\gamma}_n = \tilde{\Gamma}_n ((\Sigma_n^{-1} \otimes Z_n') (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n)).$$

3) Bloque 3: $p(\Sigma_n | \Theta / \Sigma_n, \mathbf{y}_n)$. Dada la verosimilitud 3 y el *prior*

$$p(\Sigma_n) \propto |\Sigma_n|^{-\frac{1}{2}(M-1)},$$

denota los residuos

$$U_n = Y_n - X_n B_n - Z_n \Gamma_n$$

como en la ecuación 2. Entonces, el término de varianza posterior es una distribución inversa de Wishart centrada en la suma de los residuos cuadrados:

$$p(\Sigma_n | \Theta / \Sigma_n, \mathbf{y}_n) = IW(U_n' U_n, T_n).$$

4) Bloque 4: $p(\bar{\beta} | \Theta/\bar{\beta}, Y)$. Dado el *prior*

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau O_n),$$

por simetría

$$p(\bar{\beta} | \beta_n, \tau) = N(\beta_n, \tau O_n).$$

Entonces, tomando un promedio ponderado en $n = 1, \dots, N$:

$$p(\bar{\beta} | \{\beta_n\}_{n=1}^N, \tau) = N(\bar{\beta}, \bar{\Delta}).$$

con

$$\bar{\Delta} = \left(\sum_{n=1}^N \tau^{-1} O_n^{-1} \right)^{-1},$$

$$\bar{\beta} = \bar{\Delta} \left[\sum_{n=1}^N \tau^{-1} O_n^{-1} \beta_n \right].$$

5) Bloque 5: $p(\tau | \Theta/\tau, Y)$. Dados los *prior*

$$p(\tau) = IG(s, v) \propto \tau^{-\frac{v+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s}{\tau}\right),$$

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau O_n),$$

entonces la distribución posterior es

$$p(\tau | \Theta/\tau, Y) = IG\left(\frac{NMK + v}{2}, \frac{\sum_{n=1}^N (\beta_n - \bar{\beta})' O_n^{-1} (\beta_n - \bar{\beta}) + s}{2}\right).$$

Un ciclo completo en torno a estos cinco bloques produce una extracción de Θ a partir de $p(\Theta|Y)$.

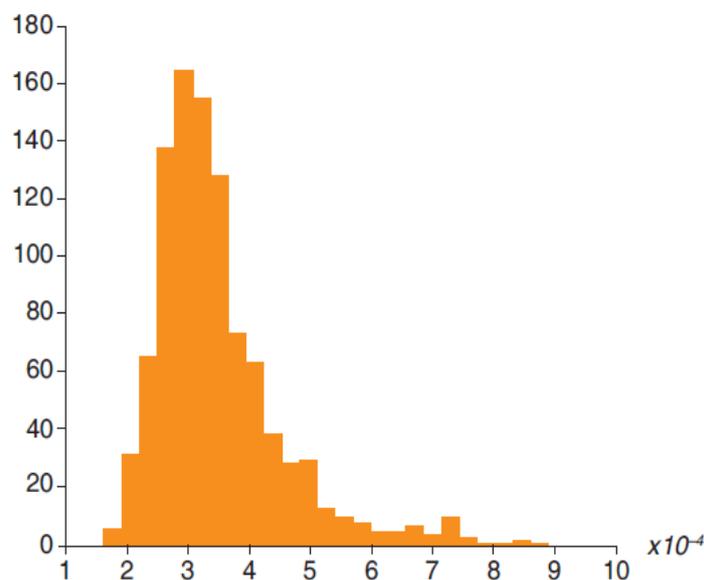
B. DISTRIBUCIÓN POSTERIOR DE HIPERPARÁMETROS PRIOR

La distribución posterior del parámetro τ representa el ajuste de la distribución *prior* sobre los coeficientes VAR. Se usó una distribución *prior* uniforme para τ en la ecuación 16 (ver Gelman, 2006), la cual al no ser muy informativa permite que los datos hablen. En términos generales, se halla una merma considerable y una distribución de densidad posterior bien identificada para el parámetro.

C. DESCRIPCIÓN DE DATOS

C.1 Variables endógenas

El conjunto de variables endógenas (y_n) para cada país incluido se describe a continuación.

GRÁFICO 3. *Distribución posterior de $\sqrt{\tau}$* 

- Índice de actividad económica mensual (desestacionalizado)⁵, en logaritmos (Y).⁶
- Índice de precios al consumidor, en logaritmos (P).
- Tasa interbancaria en moneda nacional, en porcentajes (R).
- Base monetaria (desestacionalizado) en moneda nacional, en logaritmos (M).
- Tipo de cambio (moneda nacional por dólar estadounidense), en logaritmos (E).
- Margen del EMBI, en porcentajes (EMBI).

Los datos son de frecuencia mensual y se toman del sitio web del banco central de cada país.

Cuadro C1. Muestra efectiva para cada país: periodo de la meta de inflación

<i>País</i>	<i>Muestra</i>
Brasil	1999m06 - 2013m12
Chile	1999m09 - 2013m12
Colombia	1999m06 - 2013m12
México	1999m06 - 2013m12
Perú	2002m02 - 2013m12

⁵ Desestacionalización realizada con el programa TRAMO-SEATS.

⁶ Para Brasil se usó el índice mensual de producción industrial calculado por el IBGE; para Chile, el IMACEC; para Colombia, el índice de producción industrial publicado por el Banco de la República; para México, el IGAE; y para Perú, el índice mensual del PIB publicado por el Banco Central de la Reserva del Perú.

GRÁFICO 4. Base de datos de Brasil

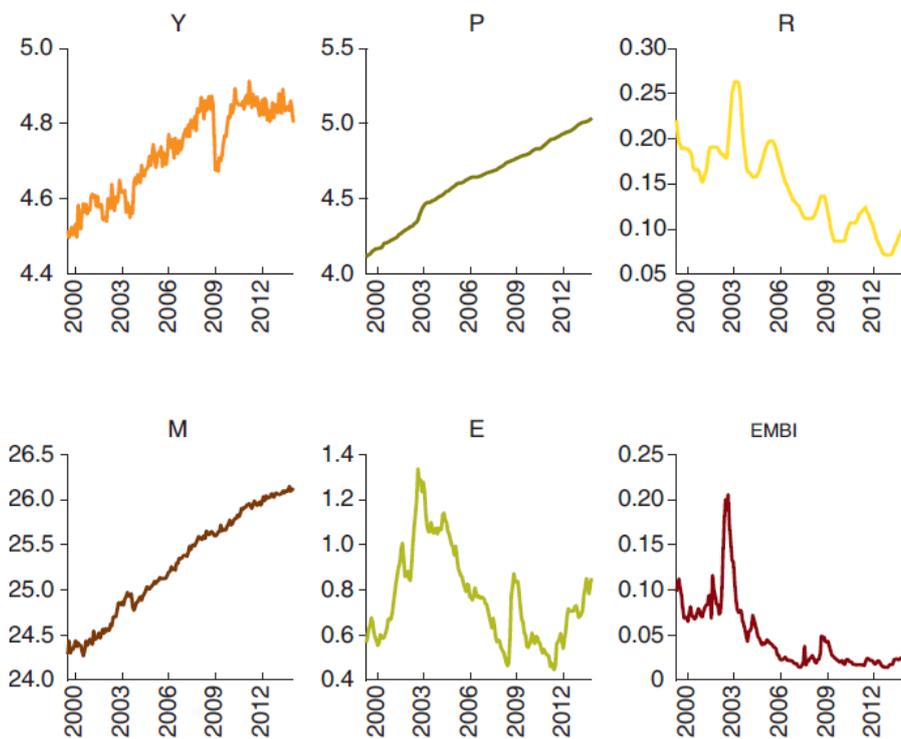


GRÁFICO 5. Base de datos de Chile

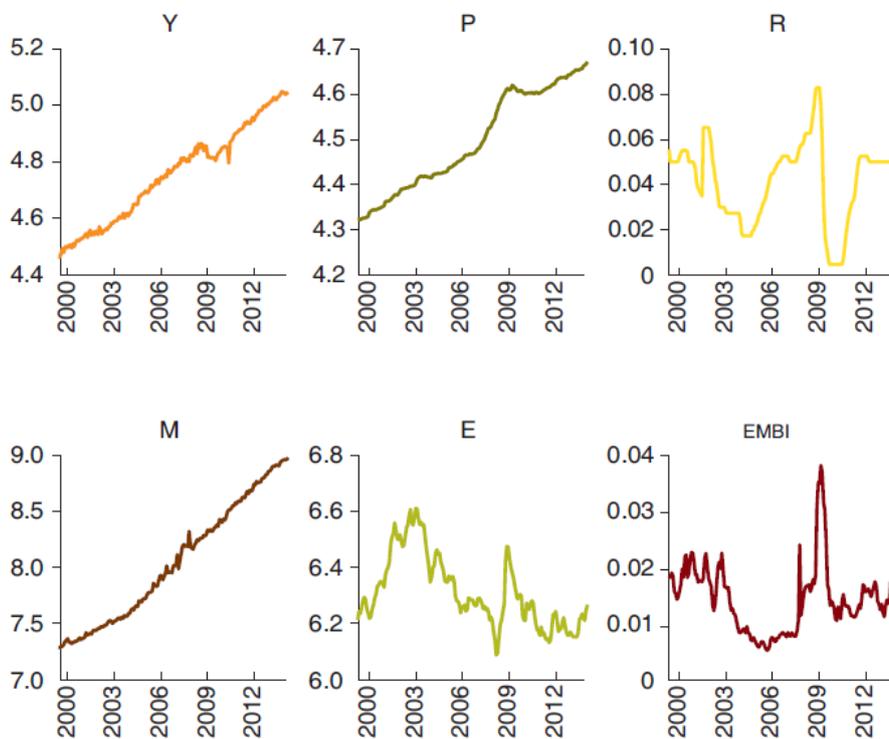


GRÁFICO 6. Base de datos de Colombia

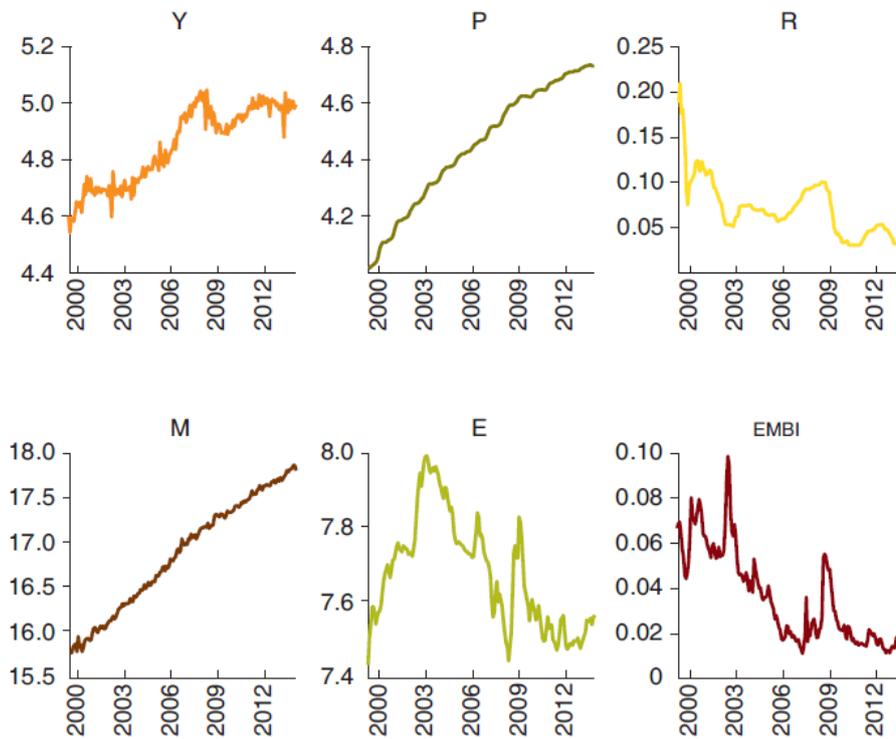


GRÁFICO 7. Base de datos de México

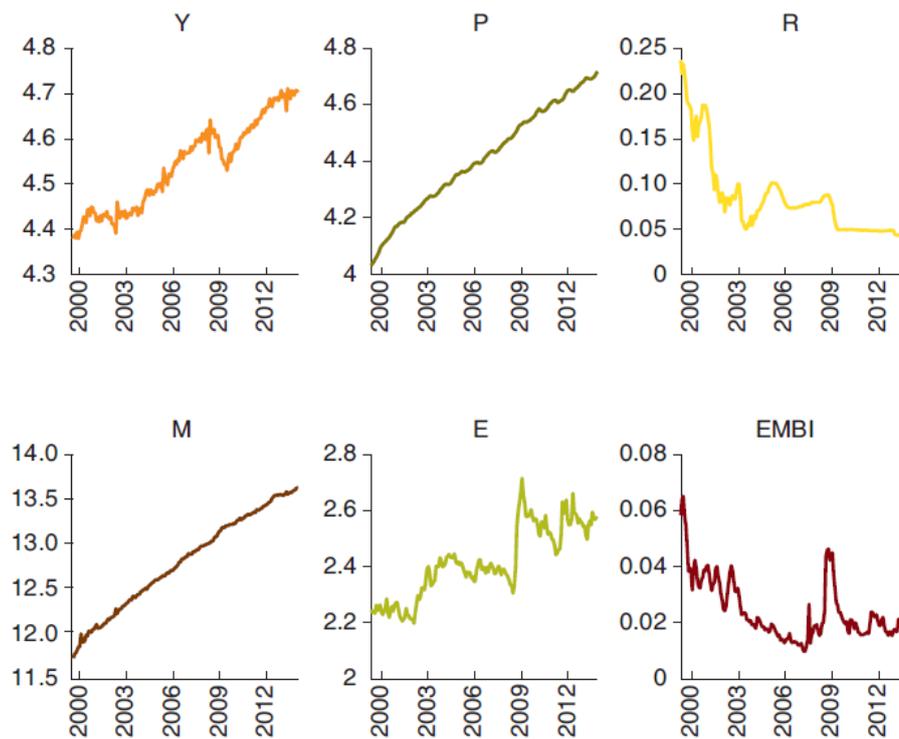
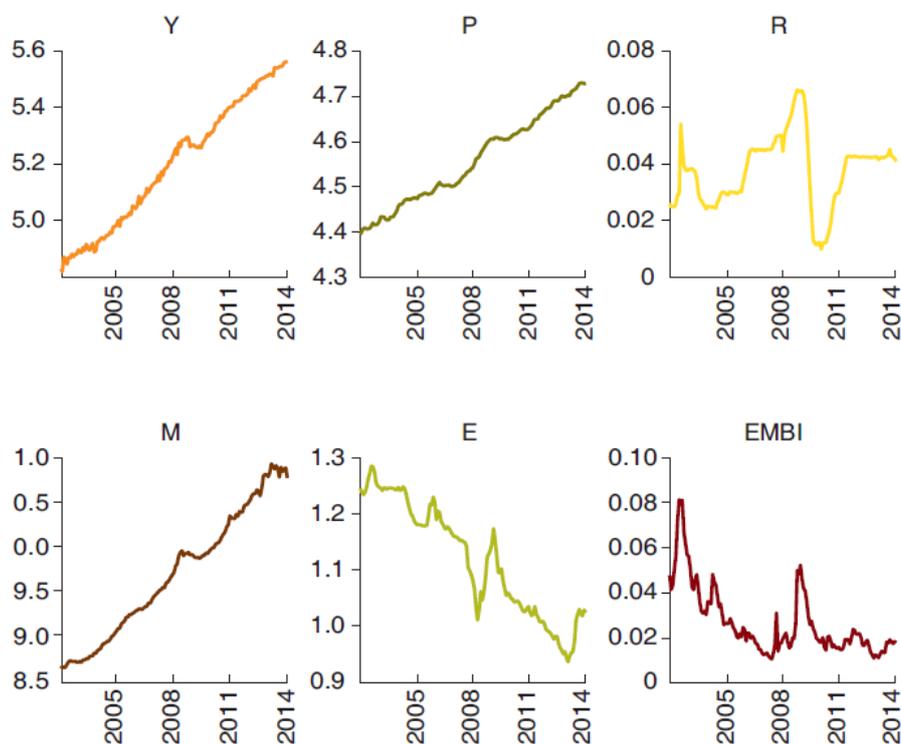


GRÁFICO 8. Base de datos de Perú



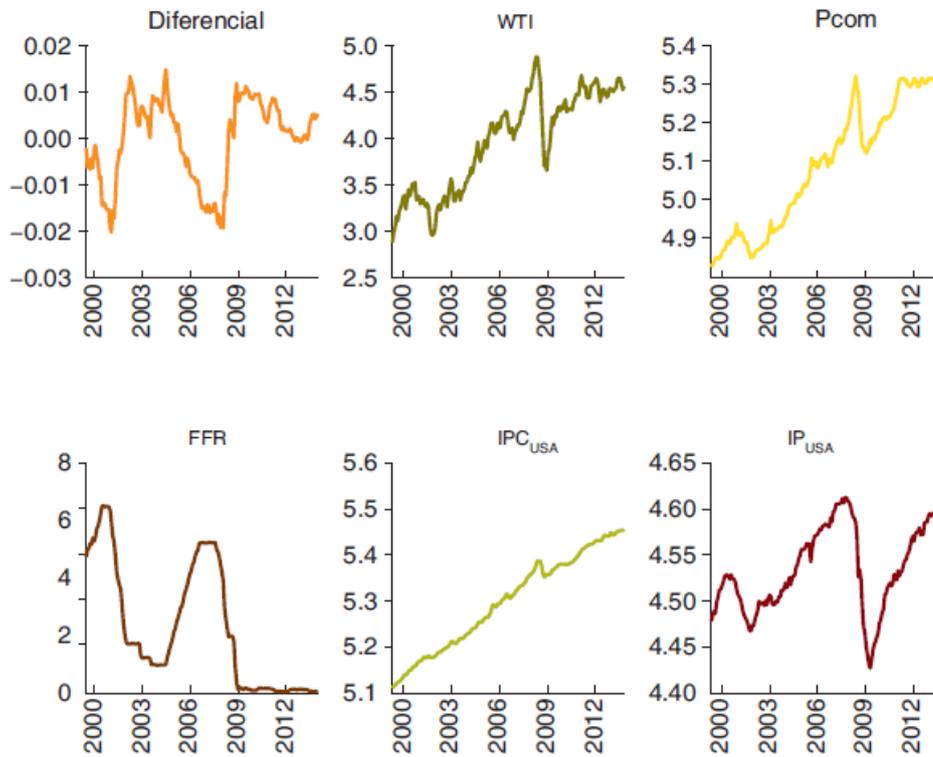
C.2 Variables exógenas

Como se señaló en la introducción, la inclusión de variables externas es fundamental para evitar el sesgo de variables omitidas. Es más importante aún en el caso de los mercados emergentes (Maćkowiak (2007)) tales como las economías de América Latina, ya que están fuertemente influidas por las fluctuaciones en los precios del petróleo y de las materias primas, y también por la evolución de las economías de sus socios comerciales. Se sabe que los patrones comerciales son diferentes entre los cinco países latinoamericanos, pero al menos la relevancia de la economía de Estados Unidos es parte del conocimiento general. Como resultado, se incluyen las siguientes variables exógenas (z_t).

- Índice de producción industrial de Estados Unidos (SA), en logaritmos.
- Precios de materias primas (todas, las materias primas), en logaritmos.
- Índices de precios del petróleo (WTI), en logaritmos.
- Índices de precios al consumidor de Estados Unidos, en logaritmos.
- Tasa de fondos federales (FFR), en porcentajes.
- Un indicador del diferencial entre la tasa de interés a largo y corto plazo, como en Carrera y otros (2014), en porcentajes.
- Una constante (c) y una tendencia de tiempo lineal (t).

Los datos tienen frecuencia mensual y se tomaron del sitio web del Banco de la Reserva Federal de St. Louis (base de datos FRED). Las tasas de interés se tomaron del sitio web H.15 Statistical Release de la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal.

GRÁFICO 9. Datos de variables exógenas



D. RESPUESTAS INDIVIDUALES AL IMPULSO

GRÁFICO 10. Choque monetario en Brasil; valores de la demanda y bandas al 68%

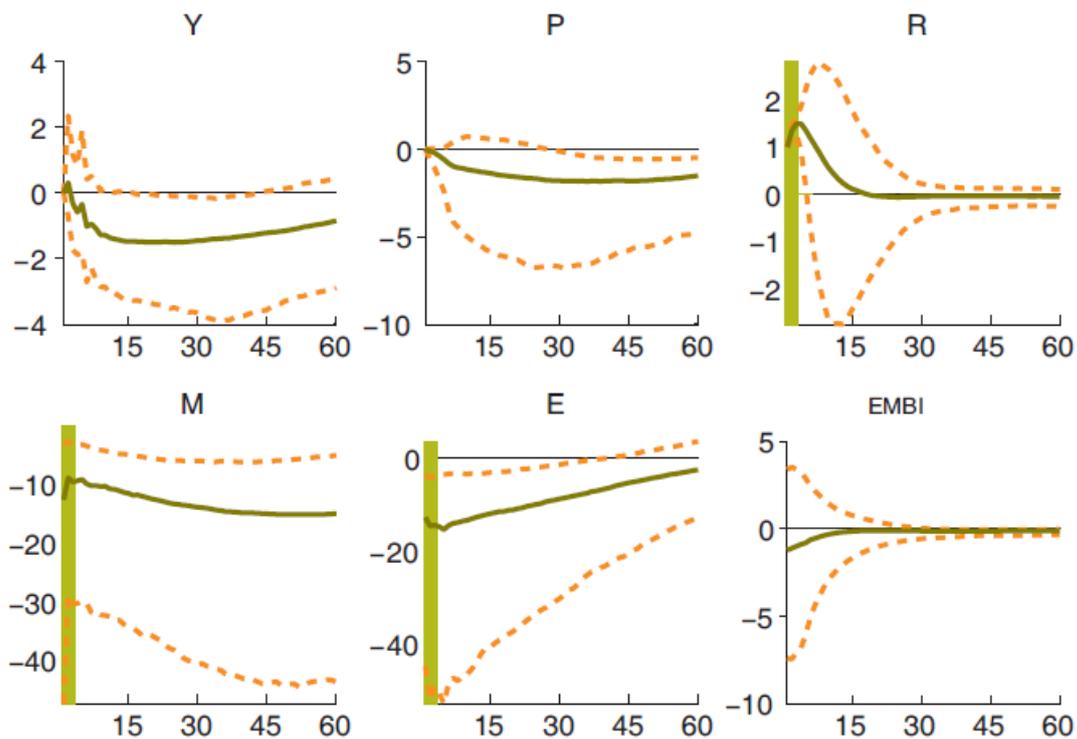


GRÁFICO 11. Choque monetario en Chile; valores de la demanda y bandas al 68%

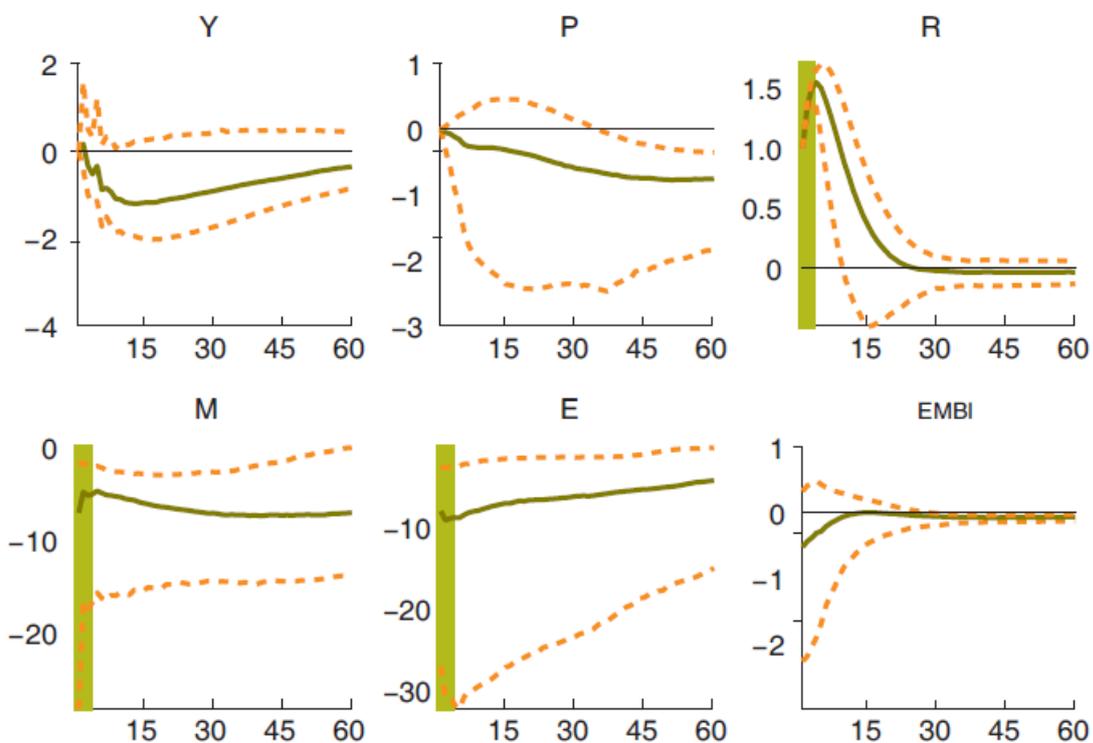


GRÁFICO 12. Choque monetario en Colombia; valores de la demanda y bandas al 68%

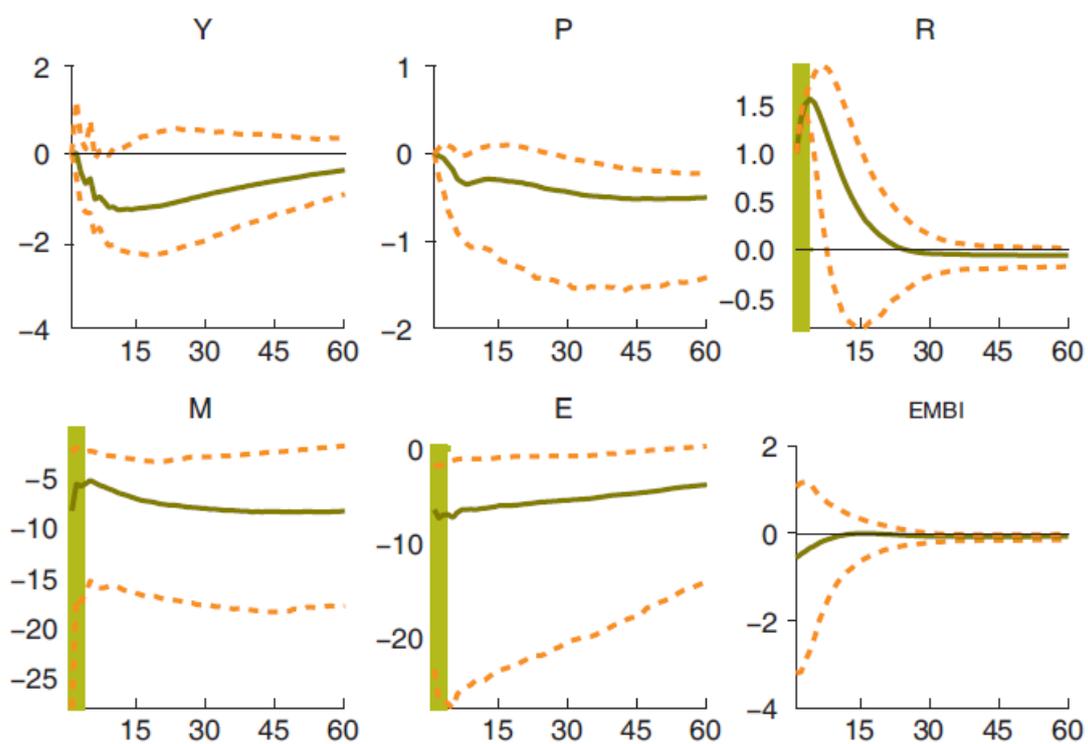


GRÁFICO 13. Choque monetario en México; valores de la demanda y bandas al 68%

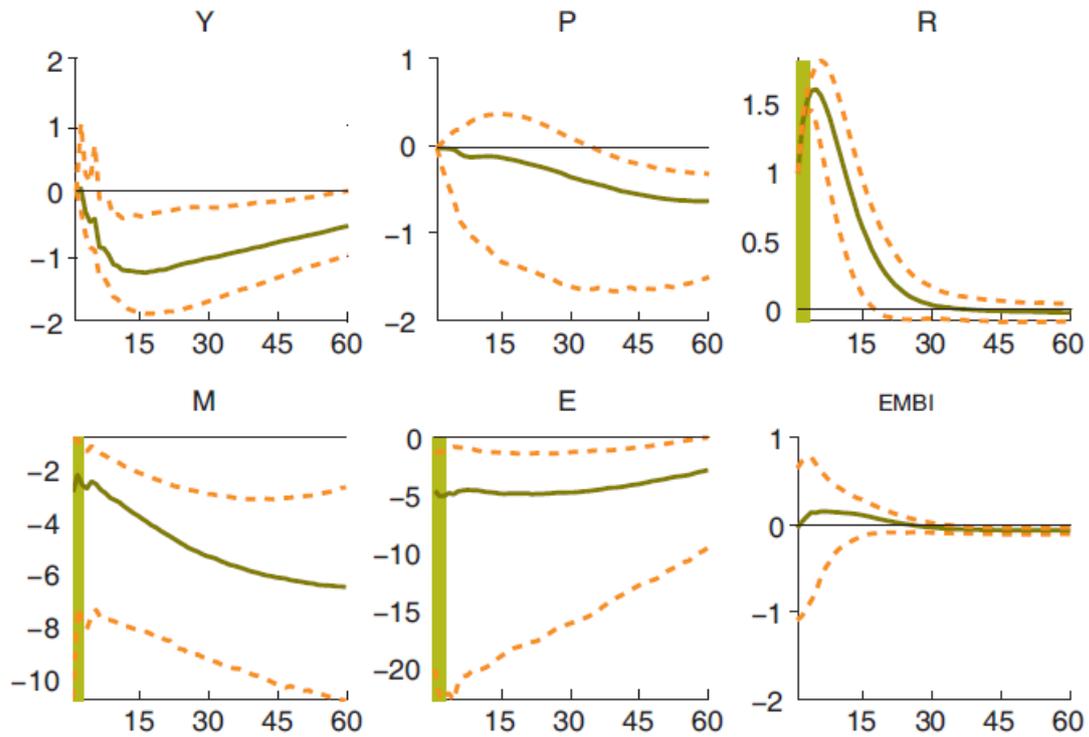
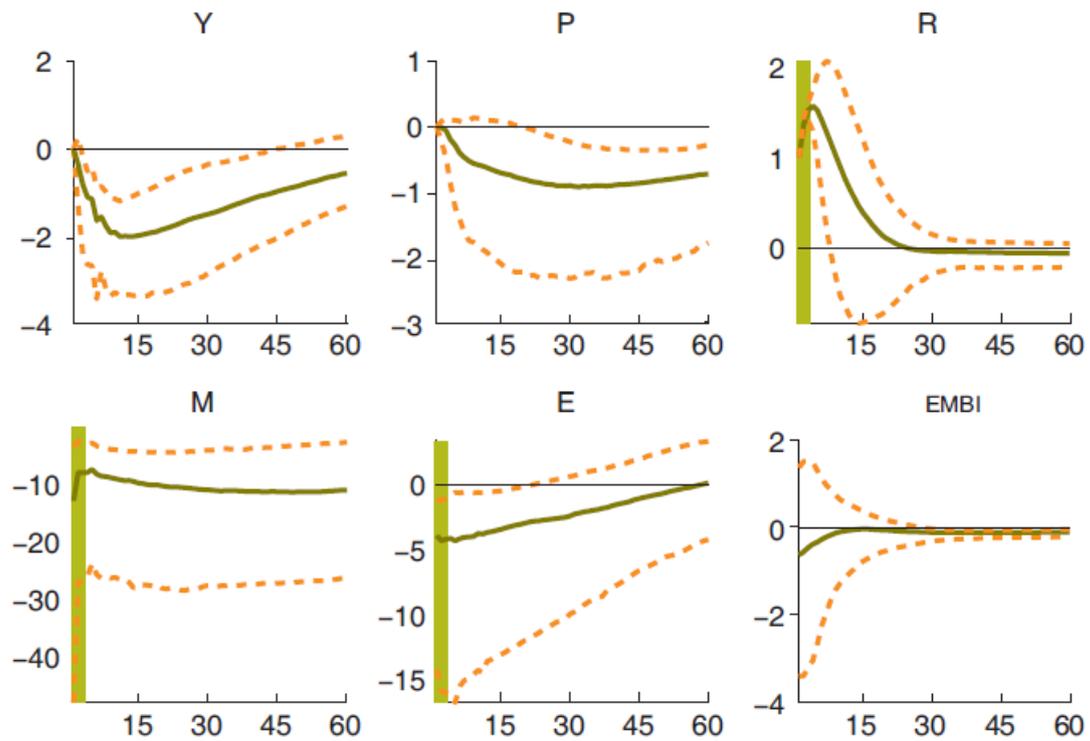


GRÁFICO 14. Choque monetario en Perú; valores de la demanda y bandas al 68%



REFERENCIAS

- Almuth, S. y H. Uhlig (2008), “New Evidence of the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rates”, *Journal of International Economics*, 76(1), 1-13.
- Arias, J. E., J. Rubio-Ramírez y D. Waggoner (2014), “Inference Based on SVARS Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications”, Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 2014-1.
- Barajas, A., R. Steiner, L. Villar y C. Pabón (2014), “Inflation Targeting in Latin America”, IDB Working Paper Series 473.
- 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.
- Broto, C. (2008), “Inflation Targeting in Latin America: Empirical Analysis Using GARCH Models”, Banco de España, Documento de Trabajo 0826.
- Canales-Kriljenko, J., L. Jácome, A. Alichí e I. De Oliveira (2010), “Weathering the Global Storm: The Benefits of Monetary Policy Reform in the LA5 Countries”, IMF Working Paper 10/292.
- Canova, F. (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.
- Canova, F. y P. Dallari (2013), “How Important Is Tourism for the International Transmission of Cyclical Fluctuations? Evidence from the Mediterranean”, manuscrito.
- Canova, F. y G. De Nicoló (2002), “Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G7”, *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1131-1159.
- Canova, F. y E. Pappa (2007), “Price Differential in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks?”, *The Economic Journal*, 117, 713-737.
- Carabenciov, I., C. Freedman, R. Saltos, D. Laxton, O. Kamenik y P. Manchev (2013), “Gpm6 - The Global Projection Model with Six Regions”, IMF Working Paper 13/87.
- Carrera, C., F. Pérez Forero y N. Ramírez (2014), “Effects of the US Quantitative Easing on a Small Open Economy”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-017.
- Casella, R. y C. S. Robert (2004), *Monte Carlo Statistical Methods*, segunda edición, Springer, Nueva York.
- 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.
- Catão, L. y A. Pagan (2010), “The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach”, Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo 579.
- Céspedes, B., E. C. R. Lima y A. Maka (2005), “Monetary Policy, Inflation and the Level of Economic Activity in Brazil after the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models”, IPEA Discussion Papers 1101.

- Céspedes, L. F., R. Chang y A. Velasco (2014), “Is inflation Targeting still on Target? The Recent Experience of Latin America”, *International Finance*, 17(2), 185-207.
- Chang, R. (2008), “Inflation Targeting, Reserves Accumulation, and Exchange Rate Management in Latin America”, Banco de la República, Borradores de Economía 487.
- Ciccarelli, M. y A. Rebucci (2006), “Has the Transmission Mechanism of European Monetary Policy Changed in the Run-up to EMU?”, *European Economic Review*, 50, 737-776.
- Corbo, V. (2000), “Monetary Policy in Latin America in the 90s”, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 78.
- Corbo, V. y K. Schmidt-Hebbel (2001), “Inflation Targeting in Latin America”, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 105.
- De Gregorio, J. (2012), “Los flujos de capital y la interacción entre la política macroprudencial y la política monetaria”, *Economía Chilena*, 15(1), 90-95.
- De Mello, L. y D. Moccero (2011), “Monetary Policy and Macroeconomic Stability in Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico”, *Journal of International Money and Finance*, 30(1), 229-245.
- Dornbusch, R. (1976), “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *The Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Echavarría, J. J., E. López y M. Misas (2007), “Intervenciones cambiarias y política monetaria en Colombia, un análisis de VAR estructural”, Banco de la República de Colombia, Borradores de Economía 580.
- Eichenbaum, M. y C. L. Evans (1995), “Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates”, *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 975-1009.
- García-Andrés, A. y L. Torre Cepeda (2013), “Choques de política monetaria en México: una aplicación del modelo svar, 1995-2012”, Estudios Regionales en Economía, Población y Desarrollo. Cuadernos de Trabajo de la UACJ, 18, 3-25.
- Gaytán González, A. y J. González-García (2006), “Structural Changes in the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Mexico: A Non-linear VAR Approach”, Banco de Mexico, Documento de Trabajo 2006-06.
- Gelman, A. (2006), “Prior Distributions for Variance Parameters in Hierarchical Model”, *Bayesian Analysis*, 1(3), 515-533.
- Gelman, A., J. B. Carlin, H. S. Stern y D. B. Rubin (2003), *Bayesian Data Analysis*, segunda edición, Chapman and Hall / CRC.
- Glocker, C. y P. Towbin (2012), “The Macroeconomic Effects of Reserve Requirements”, Banque de France, Document de Travail 374.
- Hosftetter, M. (2011), “Inflation Targeting in Latin America: Toward a Monetary Union?”, *Economía*, 12(1), 71-118.

- Jarociński, M. (2010), “Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison”, *Journal of Applied Econometrics*, 25, 833-868.
- Kim, S. (2005), “Monetary Policy, Foreign Exchange Policy, and Delayed Overshooting”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(4), 775-782.
- Kim, S. H., S. Moon y C. Velasco (2014), “Delayed Overshooting: It’s An 80s Puzzle”, KIEP Research Paper 14-03.
- Koop, G. (2003), *Bayesian Econometrics*, John Wiley and Sons Ltd.
- Litterman, R. B. (1986), “Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Maćkowiak, B. (2007), “External Shocks, US Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets”, *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2512-2520.
- Mariscal, R., A. Powell y P. Tavella (2014), “On the Credibility of Inflation Targeting Regimes in Latin America”, IDB Working Paper Series 504.
- Mendonça, M. J. C., L. Medrano y A. Sachsida (2008), “The Effects of Monetary Policy in Brazil: Results from Agnostic Identification”, disponible en SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1259942>>, <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1259942>>.
- Mies, V., F. Morrandé y M. Tapia (2002), “Política monetaria y mecanismos de transmisión: Nuevos elementos para una vieja discusión”, Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo 181.
- Mishkin, F. S. y M. Savastano (2001), “Monetary Policy Strategies for Latin America”, *Journal of Development Economics*, 66(2), 415-444.
- Moreno, R. (2011), “Policymaking from a Macroprudential Perspective in Emerging Market Economies”, BIS Working Paper 336.
- Parrado, E. (2001), “Shocks externos y transmisión de la política monetaria en Chile”, *Economía Chilena*, 4(3), 29-57.
- Pérez Forero, F. y M. Vega (2014), “The Dynamic Effects of Interest Rates and Reserve Requirements: A Zero-sign Restrictions Approach”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-018.
- Quispe-Agnoli, M. (2001), “Monetary Policy Alternatives for Latin America”, Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, 86(3), 43-53.
- Ramírez Vigoya, A. y H. Rodríguez-Zambrano (2013), “Un análisis VAR estructural de política monetaria en Colombia”, Universidad Militar Nueva Granada, *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, 21(2), 17-41.
- Rocha Lima, E. C., A. Maka y P. Alves (2011), “Monetary Policy and Exchange Rate Shocks in Brazil: Sign Restrictions versus a New Hybrid Identification Approach”, *Brazilian Review of Econometrics*, 31(1), 97-136.
- Rubio-Ramírez, J., D. Waggoner y T. Zha (2010), “Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference”, *Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696.

- Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sims, C. A. (1986), “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?”, Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, 2-16.
- Soares Sales, A. y M. Tannuri-Pianto (2007), “Identification of Monetary Policy Shocks in the Brazilian Market for Bank Reserves”, Banco Central do Brasil, Working Paper Series 154.
- Terrier, G., R. Valdés, C. E. Tovar, J. Chan-Lau, C. Fernández-Valdovinos, M. García- Escibano, C. Medeiros, M.-K. Tang, M. Vera-Martin y C. Walker (2011), “Policy Instruments to Lean Against the Wind in Latin America”, IMF Working Paper 11/159.
- 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.
- Winkelried, D. (2004), “Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú”, *Revista Estudios Económicos*, 11.

Página en blanco