

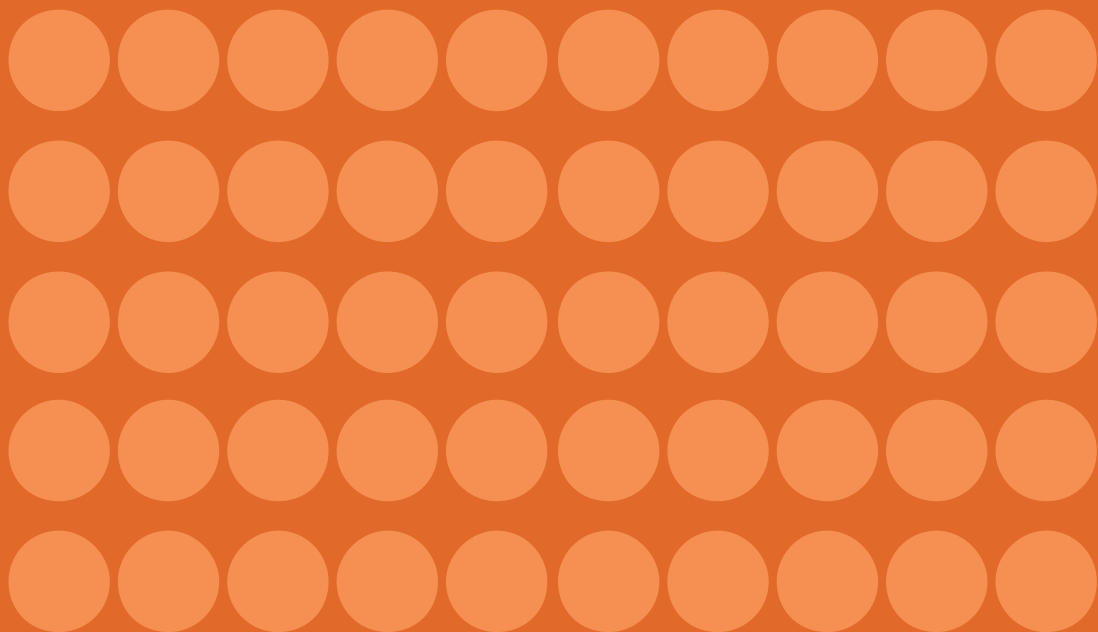
Fernando J. Pérez Forero

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

Premio de Banca Central Rodrigo Gómez, 2015

Comparing the Transmission of Monetary Policy Shocks in Latin America: A Hierarchical Panel VAR

Central Bank Award Rodrigo Gomez, 2015





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



Fernando J. Pérez Forero

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

PREMIO DE BANCA CENTRAL RODRIGO GÓMEZ, 2015

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

2016

Primera edición, 2016

D.R. © 2016 Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos
Durango 54, Colonia Roma Norte,
Delegación Cuahutémoc,
06700 Ciudad de México, México.

Derechos reservados conforme a la ley. *Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta obra por cualquier medio o procedimiento comprendidos, la reprografía y el tratamiento informático, la fotocopia o la grabación, sin la previa autorización por escrito de la Dirección General del CEMLA.*

Coordinación editorial realizada por la Gerencia de Servicios de Información del CEMLA.

ISBN: 978-607-7734-71-0

Impreso y hecho en México
Printed and made in Mexico



Índice

Presentación	xi
Acerca del autor	xii
Agradecimientos	xii
1 Introducción	1
2 El modelo VAR de panel jerárquico	7
2.1 Configuración	9
2.2 Priors	10
3 Estimación bayesiana	13
3.1 Una rutina de muestreo de Gibbs	16
3.2 Configuración de la estimación	17
4 Identificación de choques estructurales	19
4.1 Supuestos de identificación	22
4.2 El algoritmo	22
5 Resultados	25
6 Observaciones finales	31
Anexos	35
Bibliografía	53

PRESENTACIÓN

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. Encontramos 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 del llamado *puzzle del precio* y una respuesta en forma de joroba del tipo de cambio, es decir, evidencia débil del llamado *puzzle de la sobrerreacción retrasada*. Sin embargo, encontramos un cierto grado de heterogeneidad en los efectos y la propagación de los choques monetarios entre países. En particular, encontramos 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: vectores autorregresivos en paneles, restricciones de signo, modelos jerárquicos bayesianos.

Clasificación JEL: E43, E51, E52, E58.

ACERCA DEL AUTOR

Fernando Pérez Forero es Jefe del Departamento de Análisis de Coyuntura en el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Anteriormente fue especialista en Investigación Económica, donde formó parte del Departamento de Modelos Macroeconómicos y, previamente, de la Subgerencia de Investigación Económica. Asimismo, previo a ello, fue analista del Departamento del Programa Monetario y analista del Departamento de Estadísticas Monetarias. Es doctor en Economía de la Universitat Pompeu Fabra (Barcelona, España, 2013) y Máster en Economía de la misma Universidad, siendo su especialidad la de Econometría de Series de Tiempo, Métodos Bayesianos y Macroeconomía Aplicada. Además siguió estudios de Ingeniería Económica en la Universidad Nacional de Ingeniería (Lima, Perú), Es profesor de econometría de la Maestría en Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú, del programa de economía de la misma universidad y del programa de economía de la Universidad de Piura (Campus Lima), Ha publicado diversos documentos de trabajo relacionados con temas macroeconómicos aplicados y también en revistas internacionales y locales, tales como *Quantitative Economics* y la *Revista de Estudios Económicos* del BCRP. <fernando.perez@bcrp.gob.pe>

AGRADECIMIENTOS

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.



1

Introducción

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 (ver Mishkin y Savastano, 2001; y Quispe-Agnoli, 2001, para un mayor debate sobre las diferentes alternativas en aquel momento), siguiendo así el ejemplo de muchos países desarrollados tales como Nueva Zelandia y 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

¹ De forma coincidente y de acuerdo con el Modelo de Proyección Mundial (GPM, por sus siglas en inglés) del Fondo Monetario Internacional (FMI) (Carabenciov *et al.*, 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 *et al.* (2010).

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, Hosftetter (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 *et al.* (2014) estiman las reglas de Taylor de cambio de régimen para estos países y hallan que se presenta un periodo de inestabilidad de los parámetros entre 2008-2009. Finalmente, Mariscal *et al.* (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)

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 *et al.* (2011), De Gregorio (2012) y Céspedes *et al.* (2014), entre otros].

sobre los efectos de los choques monetarios para estos cinco países latinoamericanos de manera separada. Céspedes *et al.* (2005), Soares-Sales y Tannuri-Pianto (2007), Mendonça *et al.* (2008), Catão y Pagan (2010), Rocha Lima *et al.* (2011), Glocker y Towbin (2012) abarcan el caso de Brasil. Por otro parte, Parrado (2001), Mies *et al.* (2002), Catão y Pagan (2010) cubren el caso de Chile. Además, Echavarría *et al.* (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 *et al.* (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, 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 el llamado *puzzle* del precio. 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 VAR en panel jerárquico bayesiano (ver Ciccarelli y Rebucci, 2006; Canova y Pappa, 2007; Jarociński, 2010; y 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 el llamado *puzzle* de precios. También, condicionado a la existencia de un efecto de liquidez estándar luego de un choque de política monetaria, se presenta un leve fenómeno de *sobrerreacción retrasada*, es decir, una respuesta en forma de joroba del tipo de cambio, el cual está en línea con el llamado *puzzle de la sobrerreacción retrasada*.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: el modelo econométrico y el procedimiento de estimación están descritos en las secciones 2 y 3. En la sección 4 se explica la estrategia de identificación y en la sección 5 se exponen los principales resultados. Finalmente, las conclusiones se incluyen en la sección 6.

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



2

El modelo VAR de panel jerárquico

Suponemos en esta sección 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.

2.1 Configuración

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

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

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 $u_{n,t} \sim N(0, \Sigma_n)$, $E(u_{n,t} u_{m,t}) = \mathbf{0}$, $n \neq m \in \{1, \dots, N\}$, 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:

$$2 \quad Y_n = X_n B_n + Z_n \Gamma_n + U_n,$$

donde tenemos 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 $\Gamma_n(Q_n \times M)$.

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

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

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

con

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

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

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

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:

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

2.2 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, suponemos un *prior* normal para estos a fin de obtener una distribución posterior que también es normal, es decir, un *prior* conjugado:

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

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:

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

donde

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

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, suponemos los *priors* no informativos:

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

y

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

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 *et al.*, 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:

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

Finalmente, se supone un *prior* no informativo:

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

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

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

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

$$\rho(\Theta) \propto \prod_{n=1}^N \rho(\Sigma_n) \rho(\beta_n | \bar{\beta}, O_n, \tau) \rho(\tau)$$

$$= \prod_{n=1}^N |\Sigma_n|^{-\frac{1}{2}(M+1)} \times$$

$$13 \quad \tau^{-\frac{NMK}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (\beta_n - \bar{\beta})' (\tau^{-1} O_n^{-1}) (\beta_n - \bar{\beta})\right) \times$$

$$\tau^{-\frac{v+2}{2}} \exp\left(-\frac{1s}{2\tau}\right).$$



3

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, tenemos que:

$$14 \quad p(\Theta|Y) \propto p(Y|\Theta)p(\Theta).$$

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

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

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, y Canova, 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.

3.1 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.

Recordemos que $\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}$. Luego, se usa la notación Θ/χ cada vez que denotemos 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 pasos 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.

3.2 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, tenemos 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), suponemos un *prior* uniforme para la desviación estándar, que se traduce en un *prior* para la varianza, de la forma:

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

estableciendo $\mathbf{v}=-1$ y $\mathbf{s}=0$ en la ecuación 10.

En cuanto al *prior* al estilo Minnesota, no tenemos información sobre el valor de los hiperparámetros. Así, establecemos 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.



4

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 *et al.* (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.

4.1 Supuestos de identificación

La identificación de los choques monetarios es bastante estándar. Tenemos 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 1986). En este caso, siguiendo lo establecido en la bibliografía estándar, suponemos 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 suponemos 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 imponemos 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 sólo 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 sólo parcialmente. La única limitación de esto último es que no es posible realizar un análisis de descomposición histórico, porque necesitaríamos realizar 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.

4.2 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

Cuadro 1

RESTRICCIONES DE IDENTIFICACIÓN			
<i>Variable / choque</i>	<i>Nombre</i>	<i>Choque de política monetaria (h=0)</i>	<i>Choque de política monetaria (h=1, 2)</i>
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	?	?

del modelo. Entonces, se toman extracciones de esta distribución como se describe en el siguiente algoritmo de estimación:

- 1) Establecer $K=1,000$ y $k=0$.
- 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 $n=1, \dots, N$ hacemos lo siguiente:

- 1) Dado Σ_n , Calcular el factor de Cholesky P_n de modo que $P_n P_n' = \Sigma_n$.

- 2) Extraer $\mathbf{X}_n \sim N(0, I)$ y obtener \mathbf{Q}_n de modo tal que $\mathbf{Q}_n \mathbf{R}_n = \mathbf{X}_n$, es decir, una matriz ortogonal \mathbf{Q}_n que satisface la descomposición QR de \mathbf{X}_n . La matriz aleatoria \mathbf{Q}_n tiene una distribución uniforme con respecto a la medida de Haar sobre $O(n)$ (Arias *et al.*, 2014),
- 3) Dado β_n , calcular la matriz compañera \mathbf{A}_n , de modo tal que la función respuesta al impulso sea:

$$f(\beta_n, \Sigma_n, h) = [\mathbf{J}(\mathbf{A}_n)^h \mathbf{J}^T] \mathbf{P}_n, \quad h = 0, 1, \dots, \infty,$$

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

- 4) Construir la matriz :

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

Esto es, algunas variables $k < M$ en (\mathbf{y}_n) van a ser lentas y, por lo tanto, estas no rotan. Así es como imponemos restricciones de cero en este caso.

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

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 tendremos una serie de extracciones de $F(\Theta, \{\bar{\mathbf{Q}}_n\}_{n=1}^N)$. 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).



5

Resultados

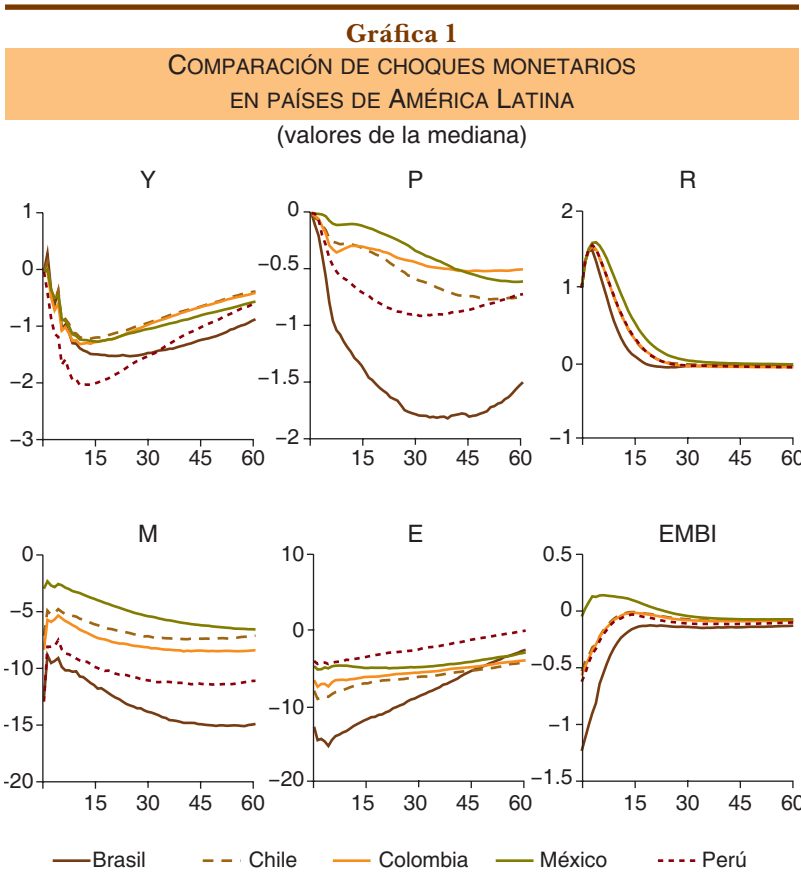
Después de simular la distribución posterior y de obtener los choques estructurales, se está en condiciones de abordar el tema principal del presente trabajo. En primer lugar, y de acuerdo con nuestros supuestos de identificación del cuadro 1, somos agnósticos en cuanto a la respuesta del producto y de los precios luego del choque de política monetaria, ya que sólo establecimos cero para la respuesta inicial. La gráfica 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.

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, observamos 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 normalizamos el aumento de la tasa de interés (R) a uno.

En cuanto a la respuesta del nivel de precios (P), en la gráfica 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 del

llamado *puzzle* de precios, 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.

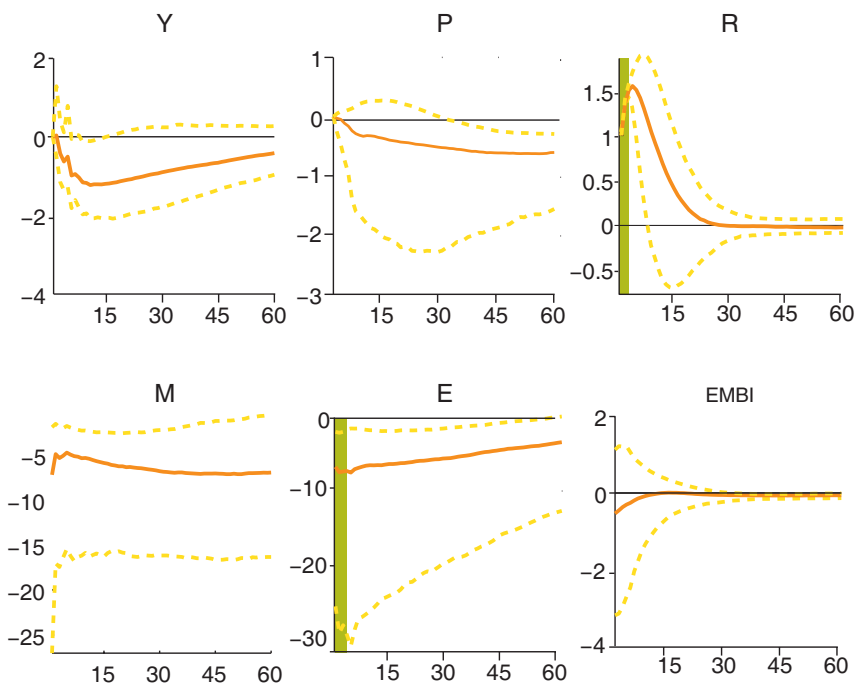
La heterogeneidad observada en las respuestas al impulso entre países es uno de los productos más importantes que se pueden obtener con la metodología de vectores autorregresivos en panel. Además, esta configuración nos permite explorar la respuesta promedio para los n países incluidos en la estimación. 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, la gráfica 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 sólo 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 del llamado *puzzle de la sobrereacción 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.

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.

Gráfica 2

MEDIA DE CHOQUES MONETARIOS EN PAÍSES DE AMÉRICA LATINA

(valores de la mediana y bandas al 68%)





6

Observaciones finales

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, encontramos 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 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 el llamado *puzzle* 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 del llamado *puzzle de la sobrerreacción 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 ofrecemos detalles específicos sobre 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*

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau \mathbf{O}_n),$$

luego el posterior es normal:

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

con

$$\begin{aligned} \tilde{\Delta}_n &= (\Sigma_n^{-1} \otimes \mathbf{X}'_n \mathbf{X}_n + \tau^{-1} \mathbf{O}_n^{-1})^{-1}, \\ \tilde{\beta}_n &= \tilde{\Delta}_n \left((\Sigma_n^{-1} \otimes \mathbf{X}'_n) (\mathbf{y}_n - (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}_n) \gamma_n) + \tau^{-1} \mathbf{O}_n^{-1} \bar{\beta} \right). \end{aligned}$$

- 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

$$\begin{aligned}\tilde{\Gamma}_n &= (\Sigma_n^{-1} \otimes \mathbf{Z}'_n \mathbf{Z}_n)^{-1}, \\ \tilde{\gamma}_n &= \tilde{\Gamma}_n \left((\Sigma_n^{-1} \otimes \mathbf{Z}'_n) (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes \mathbf{X}_n) \beta_n) \right).\end{aligned}$$

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

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

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

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

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

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau \mathbf{O}_n),$$

entonces la distribución posterior es

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

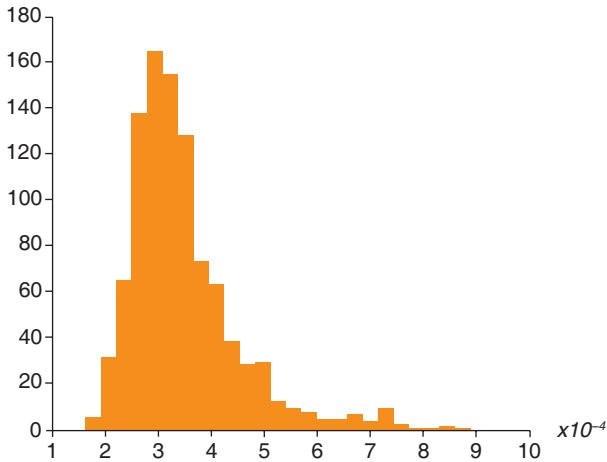
Un ciclo completo en torno a estos cinco bloques produce una extracción de Θ a partir de $p(\Theta|Y)$.

B. Distribución posterior de hiperparámetros *prior*

La distribución posterior del parámetro τ representa el ajuste de la distribución *prior* sobre los coeficientes VAR. Hemos usado 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.

Gráfica B1

DISTRIBUCIÓN POSTERIOR DE $\sqrt{\tau}$



C. Descripción de datos

C.1 Variables endógenas

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

- 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).

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.

- 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.

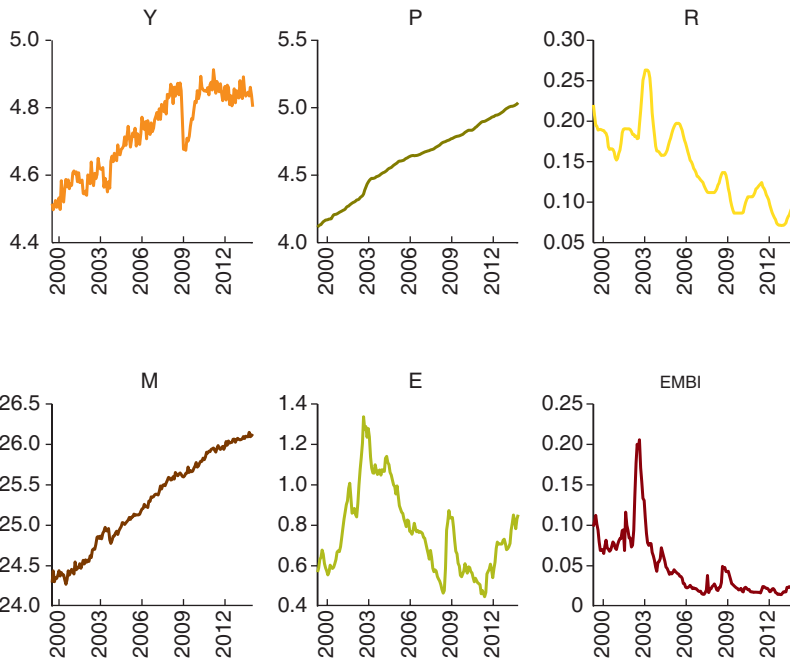
Cuadro C1

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

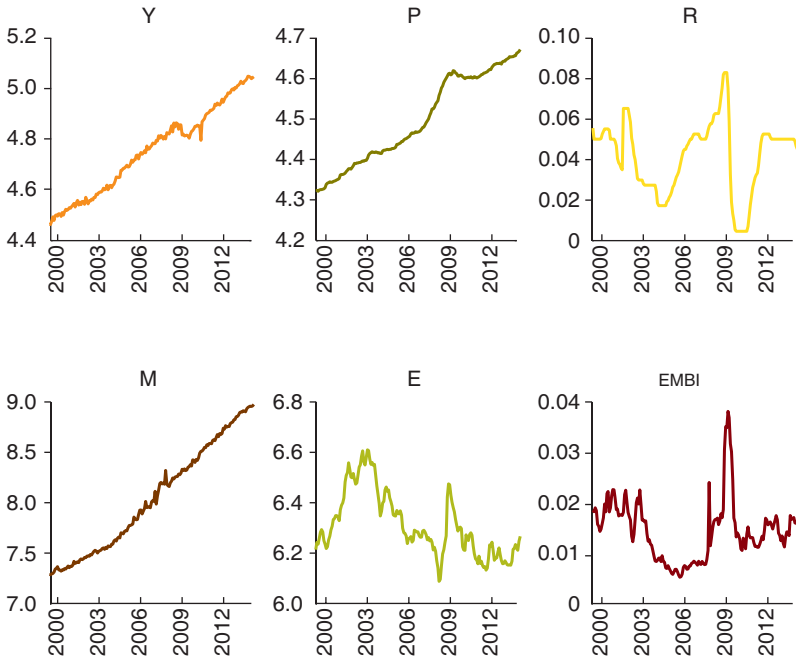
Gráfica C1

BASE DE DATOS DE BRASIL



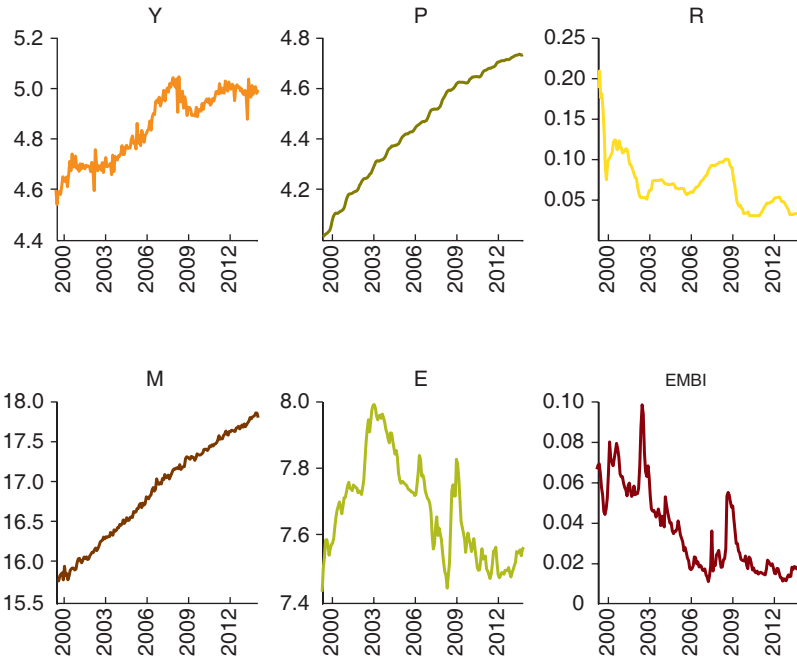
Gráfica C2

BASE DE DATOS DE CHILE



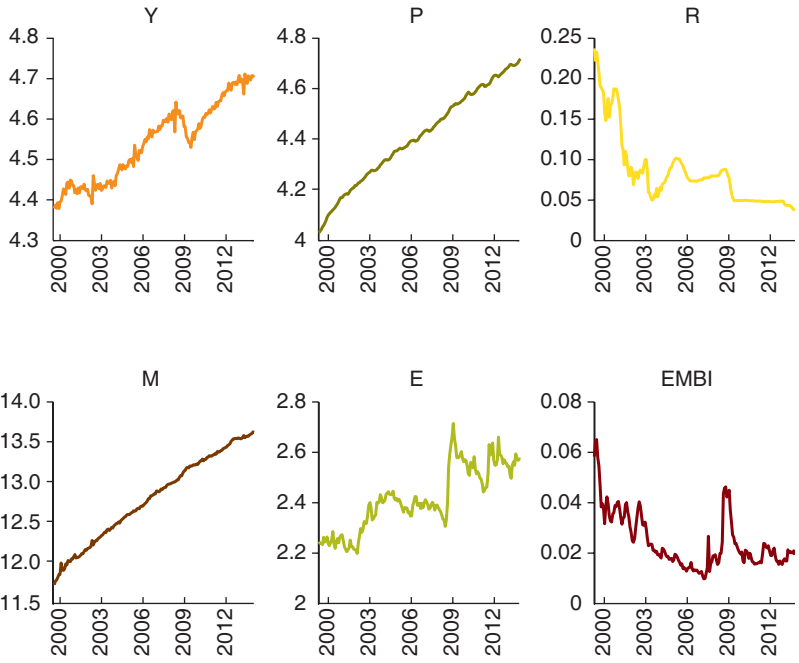
Gráfica C3

BASE DE DATOS DE COLOMBIA

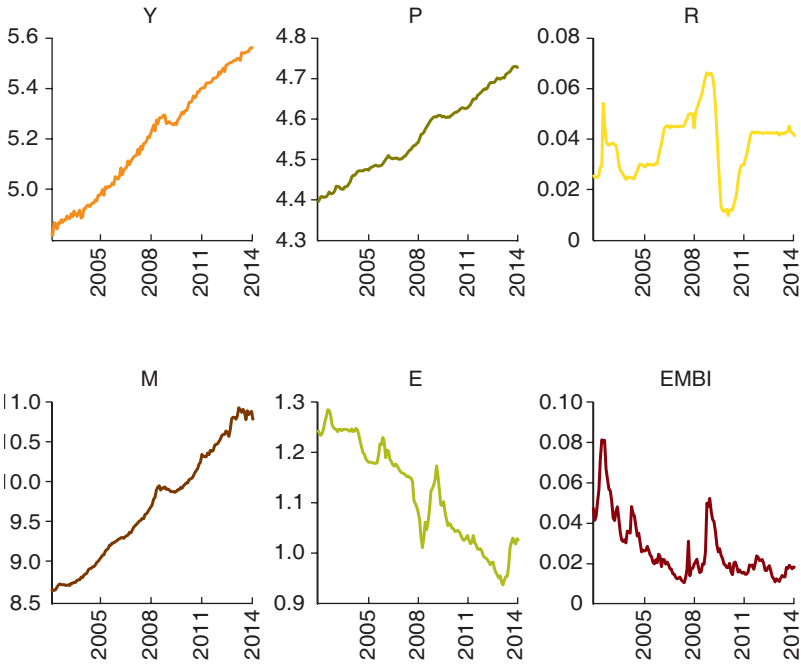


Gráfica C4

BASE DE DATOS DE MÉXICO



Gráfica C5
BASE DE DATOS DE PERÚ



C.2 Variables exógenas

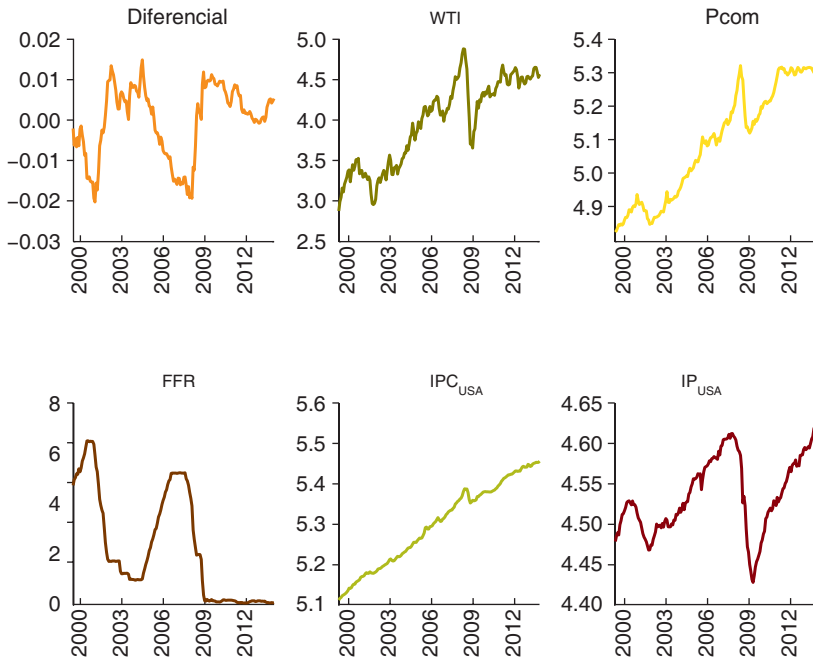
Como señalamos en la introducción, la inclusión de variables externas es fundamental para evitar el sesgo de variables omitidas. Es más importante aún en el caso de los mercados emergentes (Maćkowiak, 2007) tales como las economías de América Latina, ya que están fuertemente influidas por las fluctuaciones en los precios del petróleo y de las materias primas, y también por la evolución de las economías de sus socios comerciales. Sabemos aquí 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 *et al.* (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.

Gráfica C6

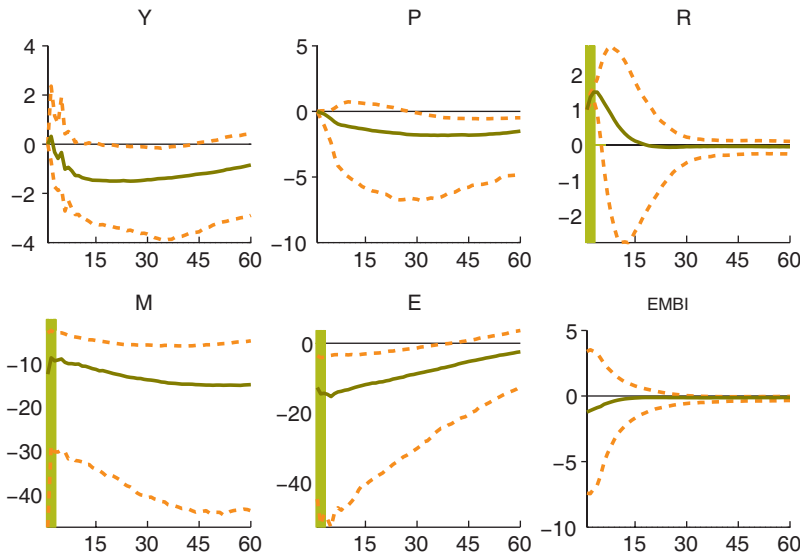
DATOS DE VARIABLES EXÓGENAS



D. Respuestas individuales al impulso

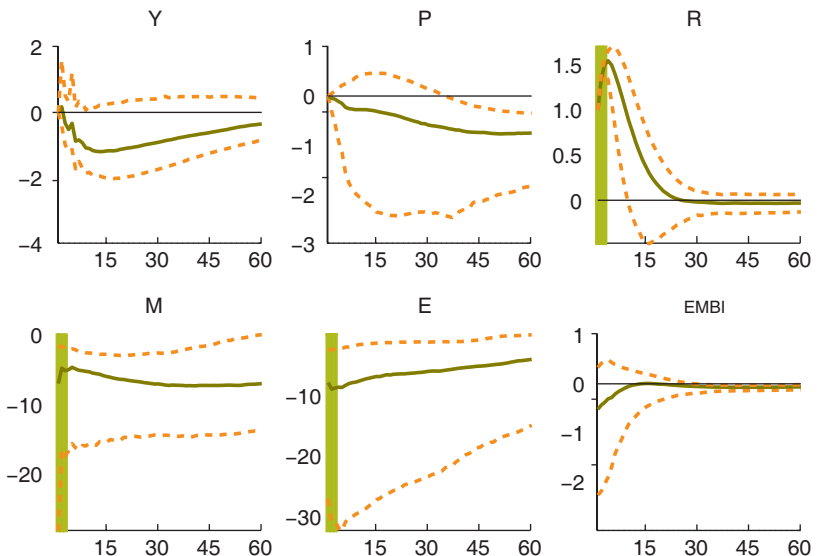
Gráfica D1

CHOQUE MONETARIO EN BRASIL;
VALORES DE LA MEDIANA Y BANDAS AL 68%



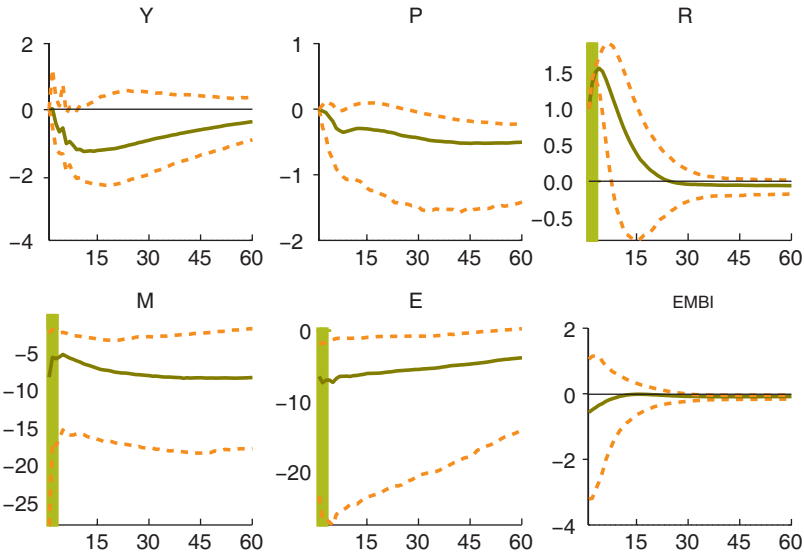
Gráfica D2

CHOQUE MONETARIO EN CHILE;
VALORES DE LA MEDIANA Y BANDAS AL 68%



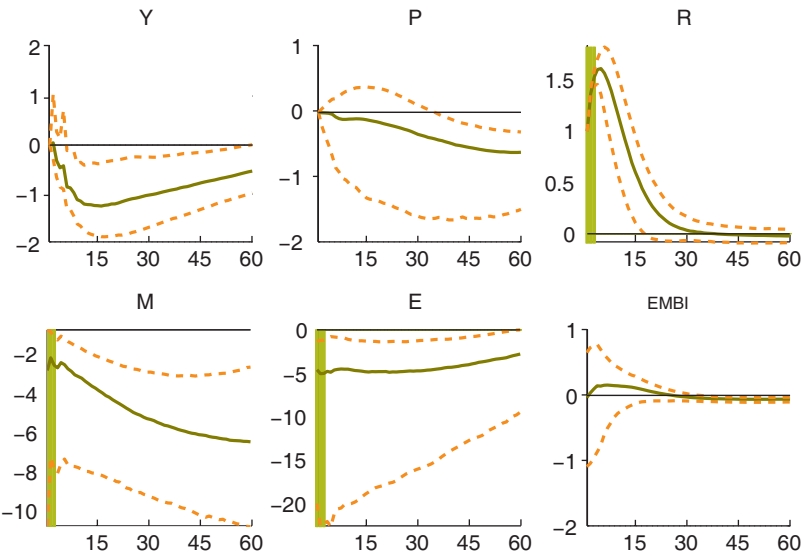
Gráfica D3

CHOQUE MONETARIO EN COLOMBIA;
VALORES DE LA MEDIANA Y BANDAS AL 68%



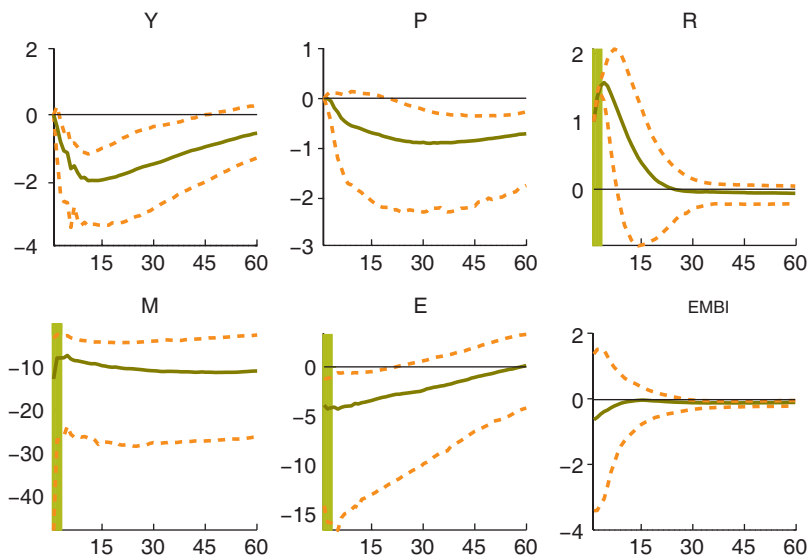
Gráfica D4

CHOQUE MONETARIO EN MÉXICO;
VALORES DE LA MEDIANA Y BANDAS AL 68%



Gráfica D5

CHOQUE MONETARIO EN PERÚ; VALORES DE LA MEDIANA Y BANDAS AL 68%





Bibliografía


- 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*, vol. 76, núm. 1, pp. 1-13, DOI: <10.1016/j.jinteco.2008.02.005>.
- Arias, J. E., J. Rubio-Ramírez y D. Waggoner (2014), *Inference Based on SVARS Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications*, Working Paper, núm. 2014-1, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Barajas, A., R. Steiner, L. Villar, y C. Pabón (2014), *Inflation Targeting in Latin America*, IDB Working Paper Series, núm. 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*, Documento de Trabajo, núm. 2006-008, Banco Central de Reserva del Perú.
- Broto, C. (2008), *Inflation Targeting in Latin America: Empirical Analysis Using GARCH Models*, Documento de Trabajo, núm. 0826, Banco de España.
- Canales-Kriljenko, J., L. Jácome, A. Alichy y I. De Oliveira (2010), *Weathering the Global Storm: The Benefits of Monetary Policy Reform in the LA5 Countries*, FMI Working Paper, núm. 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*, vol. 49, núm. 6, pp. 1131-1159, DOI: <10.1016/S0304-3932(02)00145-9>.
- Canova, F., y E. Pappa (2007), "Price Differential in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks", *The Economic Journal*, núm. 117, pp. 713-737.
- Carabenciov, I., C. Freedman, R. Saltos, D. Laxton, O. Kamenik y P. Manchev (2013), *Gpm6 - The Global Projection Model with Six Regions*, FMI Working Paper, núm. 13/87.
- Carrera, C., F. Pérez Forero y N. Ramírez (2014), *Effects of the US Quantitative Easing on a Small Open Economy*, Documento de Trabajo, núm. 2014-017, Banco Central de Reserva del Perú.
- 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", *Revista de Estudios Económicos*, núm. 21, pp. 41-63.
- Catão, L., y A. Pagan (2010), *The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach*, Documentos de Trabajo, núm. 579, Banco Central de Chile.
- 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*, Discussion Papers, núm. 1101, IPEA.
- Céspedes, L. F., R. Chang y A. Velasco (2013), "Is inflation Targeting still on Target? The Recent Experience of Latin America", *International Finance*, vol. 17, núm. 2, pp. 185-207.
- Chang, R. (2008), *Inflation Targeting, Reserves Accumulation, and Exchange Rate Management in Latin America*, Borradores de Economía, núm. 487, Banco de la República.
- Ciccarelli, M., y A. Rebucci (2006), "Has the Transmission Mechanism of European Monetary Policy Changed in the Run-up to EMU?", *European Economic Review*, vol. 50, pp. 737-776.
- Corbo, V. (2000), *Monetary Policy in Latin America in the 90s*, Working Paper, núm. 78, Banco Central de Chile.
- Corbo, V., y K. Schmidt-Hebbel (2001), *Inflation Targeting in Latin America*, Documentos de Trabajo, núm. 105, Banco Central de Chile.
- De Gregorio, J. (2012), "Los flujos de capital y la interacción entre la político macroprudencial y la político monetaria", *Economía Chilena*, vol. 15, núm. 1, pp. 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*, vol. 30, núm. 1, pp. 229-245, DOI: <10.1016/j.jimonfin.2010.08.002>.
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *The Journal of Political Economy*, vol. 84, núm. 6, pp. 1161-1176.
- Echavarría, J. J., E. López y M. Misas (2007), *Intervenciones cambiarias y política monetaria en Colombia, un análisis de VAR estructural*, Borradores de Economía, núm. 580, Banco de la República de Colombia.
- 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*, vol. 110, núm. 4, pp. 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, núm. 18, pp. 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*, Documento de Trabajo, núm. 2006-06, Banco de Mexico.
- Gelman, A. (2006), "Prior Distributions for Variance Parameters in Hierarchical Model", *Bayesian Analysis*, vol. 1, núm. 3, pp. 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*, Document de Travail, núm. 374, Banque de France.
- Hosftetter, M. (2011), "Inflation Targeting in Latin America: Toward a Monetary Union?," *Economía*, vol. 12, núm. 1, pp. 71-118.
- Jarociński, M. (2010), "Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison", *Journal of Applied Econometrics*, núm. 25, pp. 833-868.
- Kim, S. (2005), "Monetary Policy, Foreign Exchange Policy, and Delayed Overshooting", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 37, núm. 4, pp. 775-782.
- Kim, S., H., S. Moon y C. Velasco (2014), "Delayed Overshooting: It's An 80s Puzzle", Staff Papers, núm. 14-03, KIEP Research.
- 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*, vol. 4, núm. 1, pp. 25-38.
- Maćkowiak, B. (2007), "External Shocks, US Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets", *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, núm. 8, pp. 2512-2520.
- Mariscal, R., A. Powell y P. Tavela (2014), *On the Credibility of Inflation Targeting Regimes in Latin America*, IDB Working Paper Series, núm. 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*, Documentos de Trabajo, núm. 181, Banco Central de Chile.
- Mishkin, F. S., y M. Savastano (2001), "Monetary Policy Strategies for Latin America", *Journal of Development Economics*, vol. 66, núm. 2, pp. 415-444.
- Moreno, R. (2011), *Policymaking from a Macropprudential Perspective in Emerging Market Economies*, Working Paper, núm. 336, Banco de Pagos Internacionales.
- Parrado, E. (2001), "Shocks externos y transmisión de la política monetaria en Chile", *Economía Chilena*, vol. 4, núm. 3, pp. 29-57.
- Pérez Forero, F., y M. Vega (2014), *The Dynamic Effects of Interest Rates and Reserve Requirements: A Zero-sign Restrictions Approach*, Documento de Trabajo, núm. 2014-018, Banco Central de Reserva del Perú,.
- Quispe-Agnoli, M. (2001), "Monetary Policy Alternatives for Latin America", Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, vol. 86, núm. 3, pp. 43-53.
- Ramírez Vigoya, A., y H. Rodríguez-Zambrano (2013), "Un análisis VAR estructural de política monetaria en Colombia", *Revista de Facultad de Ciencias Económicas*, vol. 21, núm. 2, Universidad Militar Nueva Granada, pp. 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*, vol. 31, núm. 1, pp. 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*, vol. 77, núm. 2, pp. 665-696, DOI: <10.1111/j.1467-937X.2009.00578>.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* vol. 48, núm. 1, pp. 1-48.
- Sims, C. A. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Quarterly Review*, invierno, Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp. 2-16.
- Soares Sales, A., y M. Tannuri-Pianto (2007), *Identification of Monetary Policy Shocks in the Brazilian Market for Bank Reserves*, Working Paper Series, núm. 154, Banco Central do Brasil.
- Terrier, G., R. Valdés, C. E. Tovar, J. Chan-Lau, C. Fernández-Valdovinos, M. García- Escribano, C. Medeiros, M.-K. Tang, M. Vera-Martin y C. Walker (2011), *Policy Instruments to Lean Against the Wind in Latin America*, FMI Working Paper, núm. 11/159.
- Uhlig, H. (2005), "What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure", *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 2, pp. 381-419.
- Winkelried, D. (2004), "Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú", *Revista de Estudios Económicos*, núm. 11.



Comparing the
Transmission of
Monetary Policy
Shocks in Latin
America:
A Hierarchical
Panel VAR



Fernando J. Pérez Forero

*Comparing the Transmission
of Monetary Policy Shocks
in Latin America:
A Hierarchical Panel VAR*

CENTRAL BANK AWARD RODRIGO GÓMEZ, 2015

CENTER FOR LATIN AMERICAN MONETARY STUDIES

2016

ABSTRACT

This paper assesses and compares the effects of monetary policy shocks across Latin American countries that put in practice the inflation targeting scheme (Brazil, Chile, Colombia, Mexico, and Peru). An estimated hierarchical panel VAR allows us to use the data efficiently and, at the same time, exploit the heterogeneity across countries. Monetary shocks are identified through an agnostic procedure that imposes zero and sign restrictions. We find a real short run effect of monetary policy on output (with a peak around the 12-15 months); a significant medium run response of prices with the absence of the so-called price puzzle and a hump-shaped response of the exchange rate, i.e., weak evidence of the so-called delayed overshooting puzzle phenomenon. Nevertheless, we find some degree of heterogeneity on the impact and propagation of monetary shocks across countries. In particular, we find stronger effects on output and prices in Brazil and Peru relative to Chile, Colombia and Mexico and a stronger reaction of the exchange rate in Brazil, Chile and Colombia relative to Mexico and Peru. Finally, we present a weighted-average impulse response after a monetary shock, which is representative for the region.

Keywords: Panel vector autoregression, sign restrictions, Bayesian hierarchical models.

JEL classification: E43, E51, E52, E58.

ABOUT THE AUTHOR

Fernando Pérez Forero is the Head of the Economic Juncture Analysis Department at Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). He was formerly an Economic Research specialist and was a member of the Area of Macroeconomic Models and, previously, worked at the Economic Research Deputy Management Office. Other previous positions were: analyst of the Monetary Program Area and an analyst of the Monetary Statistics Area. He completed his PhD studies in Economy at Universitat Pompeu Fabra (Barcelona, Spain, 2013) and his master degree in Economy at the same university; his fields of research are Time Series Econometrics, Bayesian Methods and Applied Macroeconomics. Previously, he studied Economic Engineering at the Universidad Nacional de Ingeniería (Lima, Peru). He is professor of Econometrics in the master degree in Economics at the Pontificia Universidad Católica del Perú; as well as, a lecturer of the Program of Economics at the same university and of the Program of Economics at the Universidad de Piura (Campus Lima). He has published several working papers in the field of applied macroeconomics as well as in international and national journals such as *Quantitative Economics* and *Revista de Estudios Económicos* of the BCRP. <fernando.perez@bcrp.gob.pe>.

ACKNOWLEDGEMENTS

The author thank Adrián Armas, Paul Castillo, Marco Ortiz, Marco Vega, Hugo Vega and seminar participants at Central Reserve Bank of Peru for their helpful comments and suggestions. The views expressed are those of the author and do not necessarily reflect those of the Central Reserve Bank of Peru. Any errors remained are of the author.



1

Introduction

After some years of the financial liberalization episode in 1990s, many Latin American economies have adopted the inflation targeting (IT) framework for monetary policy (see Mishkin and Savastano, 2001; and Quispe-Agnoli, 2001, for a deep discussion of the different existing alternatives at that moment), thus following the lead of many developed countries such as New Zealand, Sweden, etc. Among Latin American countries, the most successful were Brazil, Chile, Colombia, Mexico, and Peru.¹ One of the main features of the adopted scheme is the fact that the monetary authority uses the short-term interest rate as the main policy instrument. In this paper we explore the effectiveness of monetary policy actions through interest rates for the IT period in each of these countries. That is, we evaluate to what extent monetary policy can cause 1) real short run effects in economic activity and 2) significant movements in prices in the medium run. In addition, by comparing these dynamic effects across Latin American countries using countries IT schemes (ITers-LA5 countries), we study to what extent they differ in terms of impact and propagation. The latter is a relevant exercise for policy design, since it delivers important information about the transmission mechanism of monetary policy in Latin America.

Inflation targeting adoption in Latin America has been widely

¹ Coincidentally and according to the Global Projection Model (GPM) of the International Monetary Fund (Carabenciov et al., 2013), the block named 'Latin America' includes these five economies as the most representative of the region, i.e., the LA5 countries as in Canales-Kriljenko et al. (2010).

discussed in the past. For instance, Corbo (2000) and Corbo and Schmidt-Hebbel (2001) study the stabilization and disinflation period previous to the adoption of IT. In the same line, Broto (2008) finds that IT adoption is associated with a lower level and volatility of inflation. Moreover, Chang (2008) study the implementation of inflation targeting in Latin America and find a significant deviation from the traditional scheme because of foreign exchange intervention and reserve accumulation. This is a particular case for Latin American economies, where the financial system is partially dollarized.² Despite that considerable deviation, monetary policy has been working well and inflation expectations remain anchored to the target. In more recent references, we have that Hofstetter (2011) discusses the potential benefits of adopting a monetary union among Latin America ITers; De Mello and Moccero (2011) find that the IT regime has been associated with great responsiveness of the monetary authority to inflation expectations and, at the same time, lower interest rate volatility but in output; Barajas et al. (2014) estimate regime switching Taylor rules for these countries and find that there is a period of parameter instability between 2008-2009. Finally, Mariscal et al. (2014) focus their attention on the credibility of the IT framework studying the evolution of expectations and asking to what extent they are well anchored. They find an increase in monetary policy credibility during the IT period, although expectations are not fully anchored.

On the empirical side, there exists SVAR-based evidence about the effects of monetary shocks for these LA5 countries separately. Céspedes et al. (2005), Soares-Sales and Tannuri-Pianto (2007), Mendonça et al. (2008), Catão and Pagan (2010), Rocha Lima et al. (2011) Glocker and Towbin (2012) cover the case of Brazil. Meanwhile, Parrado (2001), Mies et al. (2002) and Catão and Pagan (2010) cover the case of Chile. In addition, the case of Colombia is studied by Echavarría et al. (2007), Ramírez-Vigoya and Rodríguez-Zambano (2013). Finally, Gaytán-González and González-García (2006),

² Deviations were also caused by the occurrence of the global financial crisis in 2008-2009 and the implementation of Macroprudential policies [see e.g. Moreno (2011), Terrier et al. (2011), De-Gregorio (2012) and Céspedes et al. (2014), among others].

Garcia-Andrés and Torre-Cepeda (2013) cover the case of Mexico; and Winkelried (2004), Bigio and Salas (2006), Castillo et al. (2011) and Pérez-Forero and Vega (2014), among others, study the case of Peru. Nevertheless, it turns out that the impulse responses from these different exercises cannot be easily compared, since the empirical strategy used can be different in several aspects, such as: the set of variables included, the detrending procedure used, the identification of assumptions, the effective sample included, etc. In addition, we observe mixed results in terms of the significance of the responses of variables such as output and prices even with common patterns as the so-called price puzzle. Given this evidence, it is clear that we need a different approach in order to get comparable impulse responses across countries.

In this paper we present an unified framework that allows us to compare the impulse responses derived from monetary shocks. In short, the empirical strategy used is as follows. We estimate a Bayesian hierarchical panel VAR (see Ciccarelli and Rebucci, 2006; Canova and Pappa, 2007; Jarociński, 2010; and Canova and Dallari, 2013), and we identify policy shocks by imposing zero and sign restrictions. It turns out that comparison across countries is fair, since we apply the same set of identification restrictions to the same set of variables in all these countries. We also control for external variables since they are an important source of macroeconomic fluctuations in emerging markets (see e.g. Maćkowiak, 2007), especially when the global financial crisis is in the middle of the sample of analysis.

Our main findings are that, on average, a monetary policy tightening in LA5 countries produces a significant fall in output in the short run (with a peak around the 12-15 months) and on prices in the long run (with a significant response after two years). In addition, we find evidence against the so-called price puzzle. Moreover, conditional on the existence of a standard liquidity effect after a monetary policy shock, there exists a mild delayed overshooting phenomenon, i.e., a hump-shaped response of the exchange rate, which is in line with the so-called delayed overshooting puzzle.³ Nevertheless, we

³ This literature started with Eichenbaum and Evans (1995) and continued by Kim (2005) and Almuth and Uhlig (2008). Recently, Kim et al. (2014)

find some degree of heterogeneity on the impact and propagation of monetary shocks across countries. This is the most important contribution of the paper. In particular, we find stronger effects on output and prices in Brazil and Peru relative to Chile, Colombia and Mexico; and a stronger reaction of the exchange rate in Brazil, Chile and Colombia relative to Mexico and Peru. In line with a textbook approach, the effectiveness of monetary policy is also related to credibility and proper communication, characteristics that are strongly associated with the inflation targeting scheme. On the other hand, the exchange rate response can be associated with the intensity of foreign-exchange intervention policies.

The document is organized as follows: the econometric model and the procedure are described in Sections 2 and 3, respectively. Meanwhile, the identification strategy is explained in Section 4, and main results are discussed in Section 5. Finally, conclusions are included in Section 6.

showed that this was a particular phenomenon for the United States in the decade of 1980.



2

The Hierarchical Panel VAR Model

We assume in this section that each economy can be modeled as an individual vector autoregressive (VAR) model. Then we combine efficiently the information of these five economies in order to perform the estimation.

2.1 Setup

Consider the set of countries $n=1, \dots, N$, where each country n is represented by a VAR model:

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

where $y_{n,t}$ is a $M \times 1$ vector of endogenous variables, z_t is a $W \times 1$ vector of exogenous variables common to all countries, $z_{n,t}$ is a $Q_n \times 1$ vector of exogenous variables specific to each country $n \in \{1, \dots, N\}$, $u_{n,t}$ is a $M \times 1$ vector of reduced form shocks such that $u_{n,t} \sim N(0, \Sigma_n)$, $E(u_{n,t} u_{m,t}) = \mathbf{0}$, $n \neq m \in \{1, \dots, N\}$, p is the lag length and T_n is the sample size for each country $n \in \{1, \dots, N\}$.

The latter model can be expressed in a more compact form, so that:

$$2 \quad Y_n = X_n B_n + Z_n \Gamma_n + U_n,$$

where we have the data matrices $Y_n(T_n \times M)$, $X_n(T_n \times K)$, $Z_n(T_n \times Q_n)$, $U_n(T_n \times M)$, with $K = Mp + W$ and the corresponding parameter matrices $B_n(K \times M)$ and $\Gamma_n(Q_n \times M)$.

In particular $B_n = [B'_{n,1} \ B'_{n,2} \ \dots \ B'_{n,p} \ \Delta'_n]'$.

The model in Equation 2 can be rewritten such that:

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

where

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

with

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

Under the normality assumption of the error terms, we have the likelihood function for each country:

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

The statistical model described by 3 has a joint likelihood function. Denote $\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}$ as the set of parameters, then the likelihood function is:

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

2.2 Priors

Given the normality assumption of the error terms, it follows that each country coefficients vector is normally distributed. As a result, we assume a normal prior for them in order to get a posterior distribution that is also normal, i.e., a conjugated prior:

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

with $\bar{\beta}$ as the common mean and τ as the overall tightness parameter. The covariance matrix O_n takes the form of the typical Minnesota prior (Litterman, 1986), i.e., $O_n = \text{diag}(O_{i,j,l})$ such that:

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

where

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

where $\hat{\sigma}_j^2$ is the variance of the residuals from an AR(p) model for each variable $j \in \{1, 2, \dots, M\}$. In addition, we assume the non-informative priors:

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

and

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

In a standard Bayesian context, τ and $\bar{\beta}$ would be hyperparameters that are supposed to be calibrated. In turn, in a hierarchical context (see, as an example, Gelman et al., 2003), it is possible to derive a posterior distribution for both τ and $\bar{\beta}$, and therefore, estimate them.

That is, we do not want to impose any particular tightness for the prior distribution of coefficients: we want to get it from the data. Following Gelman (2006) and Jarociński (2010) we assume an inverse-gamma prior distribution for τ , so that:

10

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

Finally, we assume the non-informative prior:

11

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

As a result, our statistical model presented has five parameter blocks, so that:

12

$$\Theta = \left\{ \left\{ \beta_n, \gamma_n, \Sigma_n \right\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau \right\};$$

and the joint prior is given by equations 5, 8, 9, 10 and 11, so that:

$$p(\Theta) \propto \prod_{n=1}^N p(\Sigma_n) p(\beta_n | \bar{\beta}, \mathbf{O}_n, \tau) p(\tau)$$

$$= \prod_{n=1}^N |\Sigma_n|^{-\frac{1}{2}(M+1)} \times$$

13

$$\tau^{-\frac{NMK}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (\beta_n - \bar{\beta})' (\tau^{-1} \mathbf{O}_n^{-1}) (\beta_n - \bar{\beta})\right) \times$$

$$\tau^{-\frac{\nu+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\mathbf{s}}{\tau}\right).$$



3

Bayesian Estimation

Given the specified priors and the likelihood function 3, we combine efficiently these two pieces of information in order to get the estimated parameters included in Θ . Using the Bayes' theorem we have that:

$$14 \quad p(\Theta|Y) \propto p(Y|\Theta)p(\Theta).$$

Given 4 and 14, the posterior distribution 15 takes the form:

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

Our target is now to maximize the right-hand side of Equation 15 in order to get Θ . The common practice in Bayesian econometrics

(see e.g. Koop, 2003; and Canova, 2007, among others) is to simulate the posterior distribution 15 in order to conduct statistical inference. This is since any object of interest that is also a function of Θ can be easily computed given the simulated posterior. In this section we describe a Markov Chain Monte Carlo routine that helps us to accomplish this task.

3.1 A Gibbs Sampling Routine

In general, in every macroeconomic model it is difficult to sample from the posterior distribution $p(\Theta|Y)$. The latter is a consequence of the complex functional form that the likelihood function (or posterior distribution) might take, given the specified model. Typically, the Metropolis-Hasting algorithm is the canonical routine to do that. However, in this case we will show that there exists an analytical expression for the posterior distribution; therefore, it is possible to implement a Gibbs sampling routine, which is much simpler than the mentioned Metropolis-Hastings. In this process, it is useful to divide the parameter set into different blocks and factorize 15 appropriately.

Recall that $\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}$. Then, use the notation Θ/χ whenever we denote the parameter vector Θ without the parameter χ . Details about the form of each block can be found in Annex A.

The routine starts here. Set $k=1$ and denote K as the total number of draws. Then follow the steps below:

- 1) Draw $p(\beta_n | \Theta/\beta_n, \mathbf{y}_n)$, If the candidate draw is stable keep it, otherwise discard it.
- 2) Draw $p(\gamma_n | \Theta/\gamma_n, \mathbf{y}_n)$.
- 3) Draw $p(\Sigma_n | \Theta/\Sigma_n, \mathbf{y}_n)$.
- 4) Repeat steps 1 to 3 for $n=1, \dots, N$.
- 5) Draw $p(\bar{\beta} | \Theta/\bar{\beta}, Y)$. If the candidate draw is stable keep it, otherwise discard it.

6) Draw $p(\tau|\Theta/\tau, Y)$.

7) If $k < K$ set $k=k+1$ and return to step 1. Otherwise stop.

3.2 Estimation Setup

We run the Gibbs sampler for $K=1,050,000$ and discard the first 50,000 draws in order to minimize the effect of initial values. Moreover, in order to reduce the serial correlation across draws, we set a thinning factor of 1,000, i.e., given the remaining 1,000,000 draws, we take 1 every 1,000 and discard the remaining ones. As a result, we have 1,000 draws for conducting inference. Specific details about the data description and how we conduct inference and assess convergence can be found in Annexes C and B respectively.

Following the recommendation of Gelman (2006) and Jarociński (2010), we assume a uniform prior for the standard deviation, which translates into a prior for the variance as:

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

by setting $v=-1$ and $s=0$ in Equation 10.

Regarding the Minnesota-style prior, we do not have any information about the value of the hyper-parameters. Thus, we set a conservative $\phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 1$ in Equation 6. More specifically, $\phi_1 = 1$ means that there is no a priori difference between own lags and lags of other variables; $\phi_2 = 1$ means that there is no a priori heteroskedasticity coming from exogenous variables; and $\phi_3 = 1$ means that the shrinking pattern of coefficients is linear.



4

Structural Shock Identification

As in every econometric problem, identification of causal effects is crucial for obtaining reliable results. In this regard, the orthogonalization of shocks in vector autoregressive models is one of the most popular and effective way to achieve this task. That is, the impulse response function derived from an orthogonal shock depicts the causal effect of interest, since by definition this shock is independent of any other economic force in the system.

In the statistical model 1, the error term $u_{n,t} \sim N(0, \Sigma_n)$ corresponds to the reduced form. In particular, the covariance matrix Σ_n is in general non-diagonal, i.e., shocks $u_{n,t}$ are non-orthogonal. Consequently, a shock on any component of $u_{n,t}$ will result in a meaningless impulse response function because we would be shocking correlated variables. It is therefore necessary to have shocks that are independent (orthogonal) across equations, since this will allow us to isolate the causal effect of interest, i.e., monetary policy shocks, through the structural form of the model. Nevertheless, the structural form (SVAR) cannot be achieved without making additional economic assumptions, i.e., *the identification problem in econometrics*. Rubio-Ramírez et al. (2010) provide an extensive explanation about the issue of Identification in SVARs. According to them, a SVAR model can be exactly-identified, over-identified or even partially-identified. The latter will be the case in our model. Thus, in this section we describe our identification strategy and the algorithm that will capture the mentioned effect.

4.1 Identification Assumptions

The identification of monetary shocks is fairly standard. We have two types of restrictions, as it is displayed in Table 1. The first group is related with zero restrictions in the contemporaneous coefficients matrix, as in the old literature of SVARs, i.e., Sims (1980 and 1986). In this case, as it is standard in the literature, we assume that the gross domestic product (Y) and the consumer price index (P) are slow variables, so that they do not react to monetary shocks contemporaneously. The second group is the sign restrictions as in Canova and De Nicoló (2002) and Uhlig (2005), where we set a horizon of three months. In this case we assume that the monetary shock produces: 1) the typical liquidity effect, i.e., a negative response of money (M) after a contractionary shock, and 2) a negative response of the exchange rate (E); meaning that the uncovered interest rate parity (UIP) holds. Last but not least, we do not impose any sign to the response of the EMBI, the response of gross domestic product (Y) nor the consumer price index (P), for the subsequent periods.

Identification restrictions in Table 1 are only associated with one particular shock. As a result, the other $M - 1$ shocks are unidentified. This is not a problem, since the literature of SVARs with sign restrictions explains that in order to conduct proper inference the model needs to be only partially identified. The only limitation of the latter is the fact that we cannot perform a historical decomposition analysis, because we would need to make additional assumptions in order to identify the remaining $M - 1$ shocks properly. However, since this is out of the scope of this paper, we keep the partially-identified model as our main setup.

4.2 The Algorithm

In this stage we use as an input the estimation output from subsection 3.1, i.e., the posterior distribution of the reduced-form of the model. Then, we take draws from this distribution as it is described in the following estimation algorithm:

- 1) Set $K = 1,000$ and $k = 0$.

Table 1

IDENTIFICATION RESTRICTIONS

<i>Variable / shock</i>	<i>Name</i>	<i>MP shock¹</i> <i>(h=0)</i>	<i>MP shock</i> <i>(h=1, 2)</i>
Gross domestic product	Y	0	?
Consumer price index	P	0	?
Interbank rate	R	≥ 0	≥ 0
Monetary base	M	≤ 0	≤ 0
Exchange rate	E	≤ 0	≤ 0
EMBI spread	EMBI	?	?

¹ MP stands for monetary policy.

- 2) Draw Θ from the posterior distribution $p(\Theta|Y)$.
- 3) For each country $n=1, \dots, N$ and the average, draw a rotation matrix $\bar{\mathbf{Q}}_n$ and compute the impulse responses set $F(\Theta, \{\bar{\mathbf{Q}}_n\}_{n=1}^N)$.
- 4) If impulse responses satisfy sign restrictions for all countries and the average, keep the draw and set $k=k+1$. If not, discard it and go to next step.
- 5) If $k < K$ return to step 2, otherwise stop.

It is worth to remark that in step 3 for each country $n=1, \dots, N$ we do:

- 1) Given Σ_n , compute the Cholesky factor \mathbf{P}_n such that $\mathbf{P}_n \mathbf{P}_n' = \Sigma_n$.
- 2) Draw $\mathbf{X}_n \sim N(0, I)$ and get \mathbf{Q}_n such that $\mathbf{Q}_n \mathbf{R}_n = \mathbf{X}_n$, i.e., an orthogonal matrix \mathbf{Q}_n that satisfies the QR decomposition of \mathbf{X}_n . The random matrix \mathbf{Q}_n has the uniform distribution with respect to the Haar measure on $O(n)$ (Arias et al., 2014),
- 3) Given β_n , compute the companion form matrix \mathbf{A}_n such that the impulse-response function is:

$$f(\beta_n, \Sigma_n, h) = [\mathbf{J}(\mathbf{A}_n)^h \mathbf{J}'] \mathbf{P}_n, \quad h = 0, 1, \dots, \infty,$$

where $\mathbf{J} = [I \quad \mathbf{0} \quad \dots \quad \mathbf{0}]$ is a selection matrix that is conformable.

4) Construct the matrix:

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

That is, a subset of $k < M$ variables in (\mathbf{y}_n) are going to be slow and, therefore, they do not rotate. This is how we impose zero restrictions in this case.

5) Compute the impulse responses set $F(\Theta, \{\bar{\mathbf{Q}}_n\}_{n=1}^N)$

$$= \left\{ \left\{ f(\beta_n, \Sigma_n, h) \bar{\mathbf{Q}}_n \right\}_{h=0}^{\bar{h}} \right\}_{n=1}^N.$$

Finally, for the case of the average responses, we compute the companion form using $\bar{\beta}$ and compute the Cholesky factor from $\bar{\Sigma} = (1/N) \sum_{n=1}^N \Sigma_n$. After the simulation of the $K = 1,000$ draws we will have a collection of draws of $F(\Theta, \{\bar{\mathbf{Q}}_n\}_{n=1}^N)$. Therefore, the computation of confidence intervals simply consists on capturing the corresponding percentiles after sorting draws (Casella and Robert, 2004).



5

Results

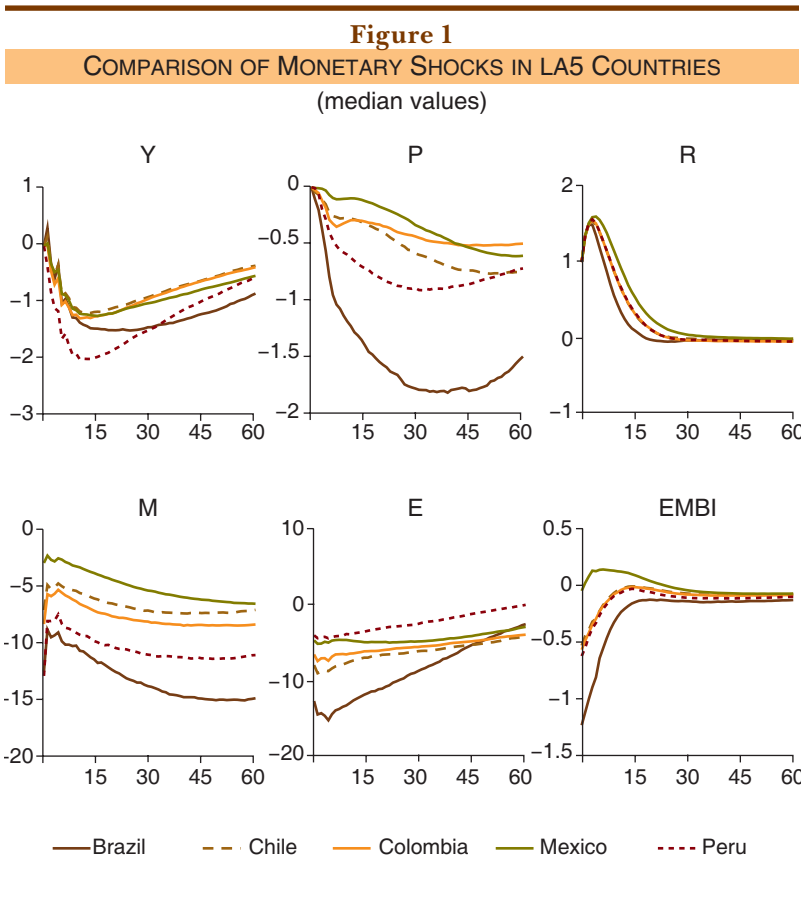
After simulating the posterior distribution and getting the structural shocks, we are now ready to tackle the main theme of this paper. First of all, according to our identification assumptions in Table 1, we are agnostic about the response of output and prices after the realization of a monetary policy shock, since we only set a zero to the initial response. Figure 1 depicts the response of the included variables for each country in a horizon of five years (60 months). Error bands for each country impulse responses can be found in Annex D.

The upper-left panel depicts the response of output (Y), providing evidence of real effects in the short run derived from monetary policy. All countries reach the maximum response after the first year, with the majority around the 12-15 months, and with Brazil reaching the maximum before 24 months. Regarding the magnitude of the effect, we observe that the real effects are larger in Peru and Brazil relative to Chile, Colombia and Mexico. It is worth to mention that these effects are directly comparable, since we normalize the rise in interest rate (R) to one.

Regarding the response in the price level (P), we observe in Figure 1 that the largest response belongs to Brazil, in second place to Peru and then Chile, Colombia and Mexico. One of the most valuable results in this exercise is the fact that we do not observe any symptom that suggests the presence of the so-called *price puzzle*, meaning that the information set included in the model and the identification

restrictions are enough to isolate monetary policy shocks in each of these five countries.

Finally, although is partially influenced by the imposed sign restrictions in Table 1, the response of the exchange rate (E) depicts interesting results. First, it can be observed that currencies react very differently to monetary policy shocks. Countries such as Brazil, Chile or Colombia exhibit larger responses than Mexico and Peru. This can be in part by the fact that foreign exchange intervention practices differ across countries.



Therefore, a similar movement in interest rates (R) can produce heterogeneous responses regarding exchange rates (E), i.e., some currencies float more than others. Of course, the reason of why some countries intervene more in the market than others is related with the degree of dollarization of the financial system: Countries with a higher degree of dollarization are more vulnerable to external shocks. Having said that, it is fair enough to affirm that as long as inflation expectations remain anchored, inflation targeting still works despite foreign exchange intervention.

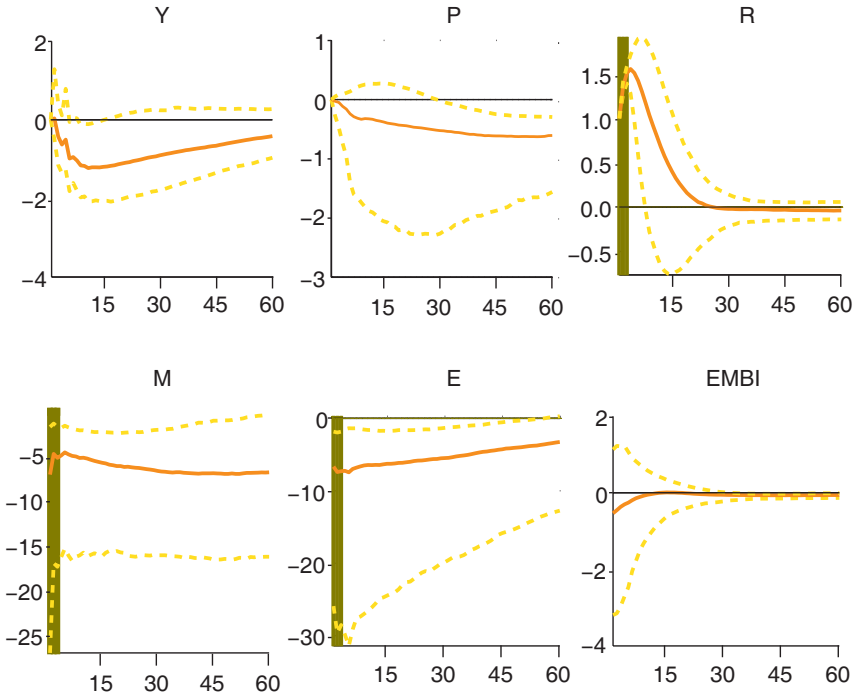
The observed heterogeneity in impulse responses across countries is one of the most important outputs that can be obtained through the panel VAR methodology. In addition, this setup allows us to explore the average response for the N countries included in the estimation. That is, it is possible to compute the impulse responses based on the vector $\bar{\beta}$, which is a weighted average of coefficients of N countries (see details in Annex A). In this regard, Figure 2 depicts this average response, where we observe a significant short run effect on output (Y) with a peak around the 12-15 months and significant medium run effect on prices (P). Green bars indicate the imposed sign restrictions for a horizon of three months. Given the zero and sign restrictions, the responses of the monetary base (M) and the exchange rate (E) are significant not only for the first three months, but for the whole horizon of 60 months. Some specific aspect deserves attention, and is the fact that the exchange rate reaches its maximum after three months, giving us mild evidence of the so-called *delayed overshooting puzzle* (Eichenbaum and Evans, 1995).⁴ The latter suggests some type of financial friction that deserves to be modeled for the Latin American case, and this can be part of a future research agenda.

⁴ Eichenbaum and Evans (1995) point out that the empirical response of the exchange rate is not as described in Dornbusch (1976), since the maximum is not reached immediately.

Figure 2

AVERAGE MONETARY SHOCKS IN LA5 COUNTRIES

(median values and 68% bands)





6

Concluding Remarks

We have estimated a Bayesian hierarchical panel VAR for the LA5 countries (Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru) and have identified monetary policy shocks through a mixture of zero and sign restrictions. By comparing the impulse response functions of identified shocks, we have found that policy shocks are qualitatively similar across LA5 countries. Nevertheless, we find some degree of heterogeneity on the impact and propagation of monetary shocks across countries. This is the most important contribution of the paper. In particular, we find stronger effects on output and prices in Brazil and Peru relative to Chile, Colombia and Mexico and a stronger reaction of the exchange rate in Brazil, Chile and Colombia relative to Mexico and Peru. In line with a textbook approach, the effectiveness of monetary policy is also related to credibility and proper communication, characteristics that are strongly associated with the inflation targeting scheme. On the other hand, the exchange rate response can be associated with the intensity of foreign exchange intervention policies.

Moreover, in contrast to the majority of previous studies for individual countries, the identification restrictions are enough to avoid the so-called *price puzzle*, at least for the inflation targeting period of analysis. We have also presented the weighted-average impulse response after a standard monetary shock for LA5 countries, where we find a significant short run effect on output (with a peak around of 12-15 months) and significant effect on prices after two years.

This result is important for policy design, since it provides reliable information about monetary policy lags and the scope and horizon of monetary actions, which is also relevant for forecasting procedures. In addition, we find weak evidence of the so called *delayed overshooting puzzle* (Eichenbaum and Evans, 1995).

Our results suggest that monetary policy works well under inflation targeting for the LA5 countries, even though the events such as the global financial crisis and the macroprudential policy measures implementation are included in the sample of analysis. For the latter point, it was crucial to control for external variables. In this regard, the future research agenda should include the effect of external shocks in a panel VAR setup, so that it would be possible to capture the heterogeneous responses after a common external shock, such as the global financial crisis of 2008-2009.



Annexes

A. GIBBS SAMPLING ALGORITHM DETAILS

The algorithm described in subsection 3.1 uses a set of conditional distributions for each parameter block. Here we provide specific details about the form taken by these distributions and how they are constructed.

1) Block 1: $p(\beta_n | \Theta / \beta_n, \mathbf{y}_n)$. Given the likelihood 3 and the prior

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau \mathbf{O}_n),$$

then the posterior is normal:

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

with

$$\begin{aligned} \tilde{\Delta}_n &= (\Sigma_n^{-1} \otimes \mathbf{X}_n' \mathbf{X}_n + \tau^{-1} \mathbf{O}_n^{-1})^{-1}, \\ \tilde{\beta}_n &= \tilde{\Delta}_n \left((\Sigma_n^{-1} \otimes \mathbf{X}_n') (\mathbf{y}_n - (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}_n) \gamma_n) + \tau^{-1} \mathbf{O}_n^{-1} \bar{\beta} \right). \end{aligned}$$

2) Block 2: $p(\gamma_n | \Theta / \gamma_n, \mathbf{y}_n)$. Given the likelihood 3 and the prior

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

then the posterior is normal:

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

with

$$\begin{aligned}\tilde{\Gamma}_n &= (\Sigma_n^{-1} \otimes Z_n' Z_n)^{-1}, \\ \tilde{\gamma}_n &= \tilde{\Gamma}_n \left((\Sigma_n^{-1} \otimes Z_n') (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n) \right).\end{aligned}$$

3) Block 3: $p(\Sigma_n | \Theta / \Sigma_n, \mathbf{y}_n)$. Given the likelihood 3 and the prior:

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

denote the residuals

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

as in Equation 2. Then the posterior variance term is an inverted-Wishart distribution centered at the sum of squared residuals:

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

4) Block 4: $p(\bar{\beta} | \Theta / \bar{\beta}, \gamma)$. Given the prior

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

by symmetry

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

Then taking a weighted average across $n = 1, \dots, N$:

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

with

$$\begin{aligned}\bar{\Delta} &= \left(\sum_{n=1}^N \tau^{-1} O_n^{-1} \right)^{-1}, \\ \bar{\bar{\beta}} &= \bar{\Delta} \left[\sum_{n=1}^N \tau^{-1} O_n^{-1} \beta_n \right].\end{aligned}$$

5) Block 5: $p(\tau|\Theta/\tau, Y)$. Given the priors

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

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

then the posterior is

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

A complete cycle around these five blocks produces a draw of Θ from $p(\Theta|Y)$.

B. THE POSTERIOR DISTRIBUTION OF PRIOR HYPER-PARAMETERS

The posterior distribution of the parameter τ represents the tightness of the prior distribution of VAR coefficients. We have used a uniform prior distribution for τ in Equation 16 (see Gelman, 2006), which is not much informative and therefore it lets the data speak. All in all, we find a considerable amount of shrinkage and a well identified posterior density of the parameter.

C. DATA DESCRIPTION

C.1 Endogenous variables

The set of endogenous variables (\mathbf{y}_n) for each country includes:

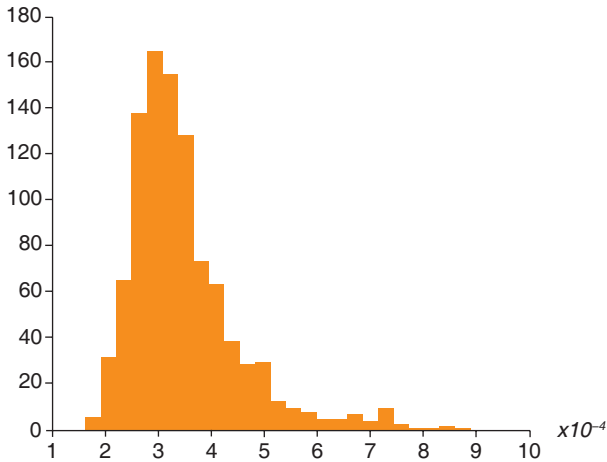
- Monthly economic activity index (seasonally adjusted),⁵ in logs (Y).⁶

⁵ Seasonal adjustment was performed using TRAMO-SEATS.

⁶ For Brazil we use the monthly industrial production index calculated by

Figure B1

POSTERIOR DISTRIBUTION OF $\sqrt{\tau}$



- Consumer price index, in logs (P).
- Interbank rate in domestic currency, in percentage (R).
- Monetary base (seasonally adjusted) in domestic currency, in logs (M).
- Exchange rate (domestic currency per USD), in logs (E).
- EMBI spread, in percentage (EMBI).

Data is in monthly frequency and it was taken from each country central bank website.

the IBGE; for Chile, the IMACEC; for Colombia, industrial production index released by the Banco de la República; for Mexico, the IGAE; and for Peru, the monthly GDP index released by the Banco Central de Reserva del Perú.

Table C1

EFFECTIVE SAMPLE FOR EACH COUNTRY: INFLATION TARGETING PERIOD

<i>Country</i>	<i>Sample</i>
Brazil	1999m06-2013m12
Chile	1999m09-2013m12
Colombia	1999m06-2013m12
Mexico	1999m06-2013m12
Peru	2002m02-2013m12

Figure C1

BRAZILIAN DATA

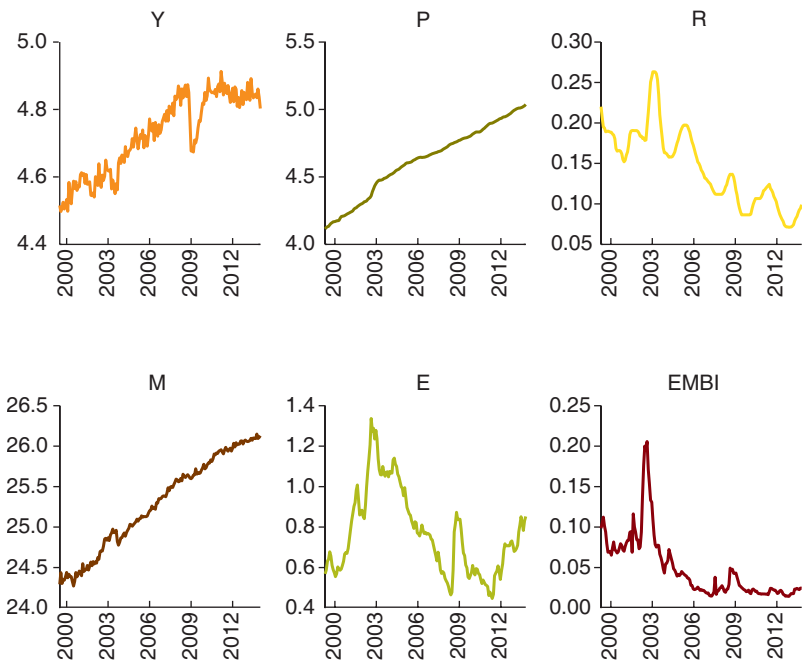


Figure C2
CHILEAN DATA

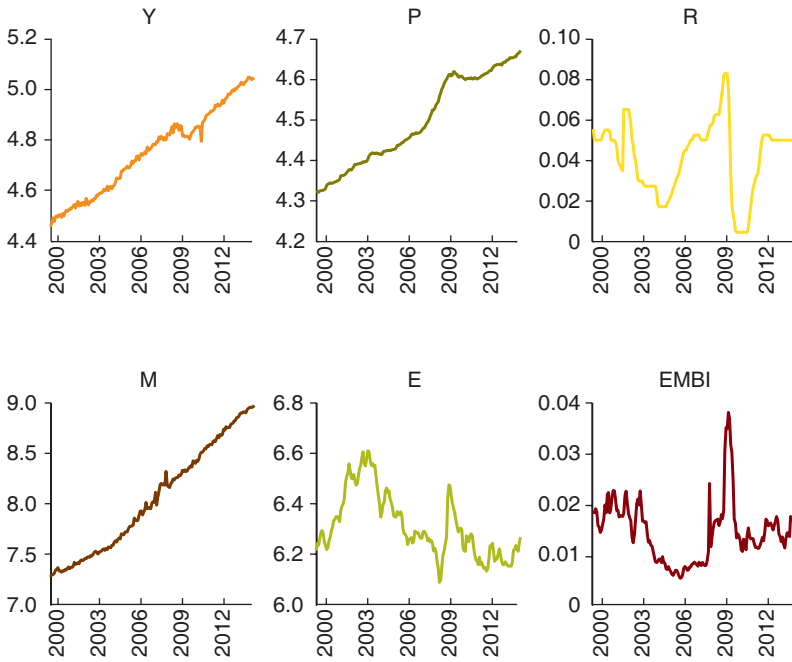


Figure C3
COLOMBIAN DATA

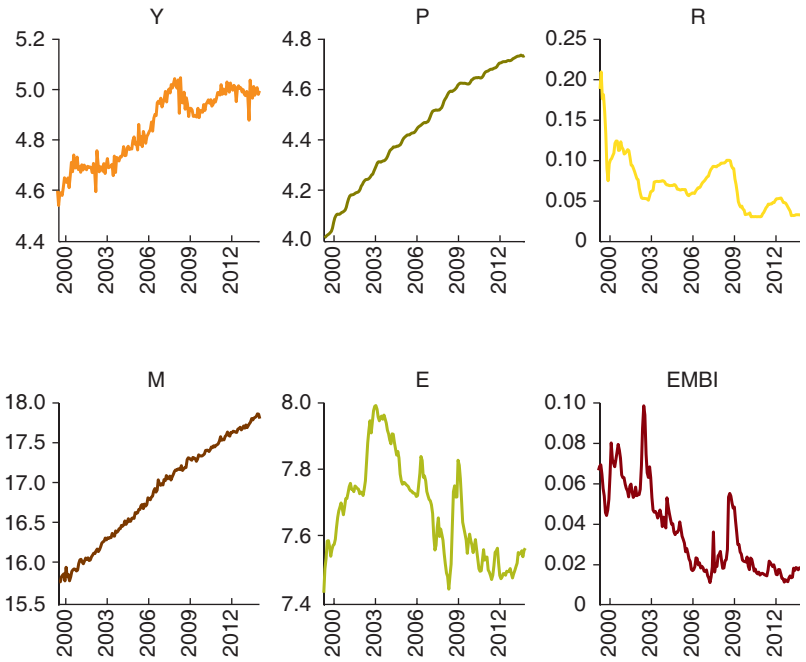


Figure C4
MEXICAN DATA

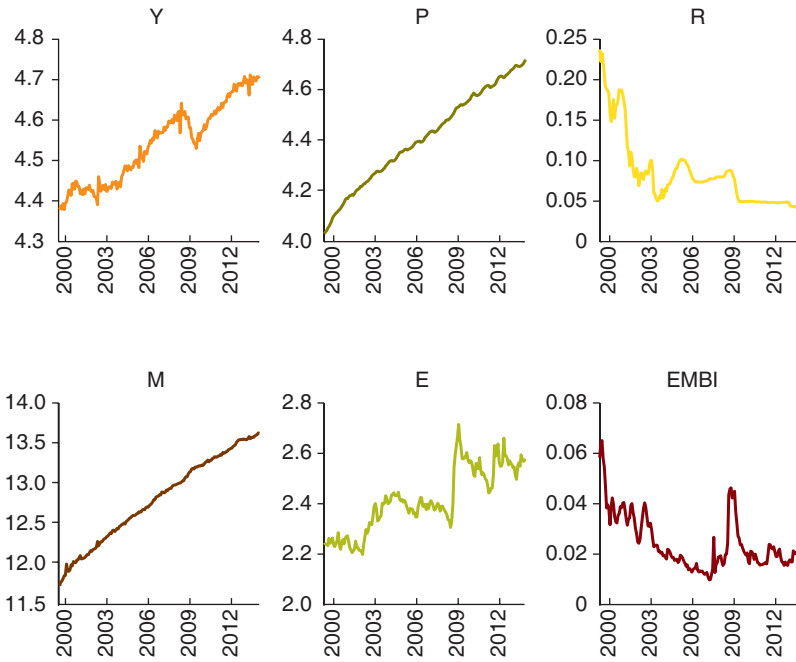
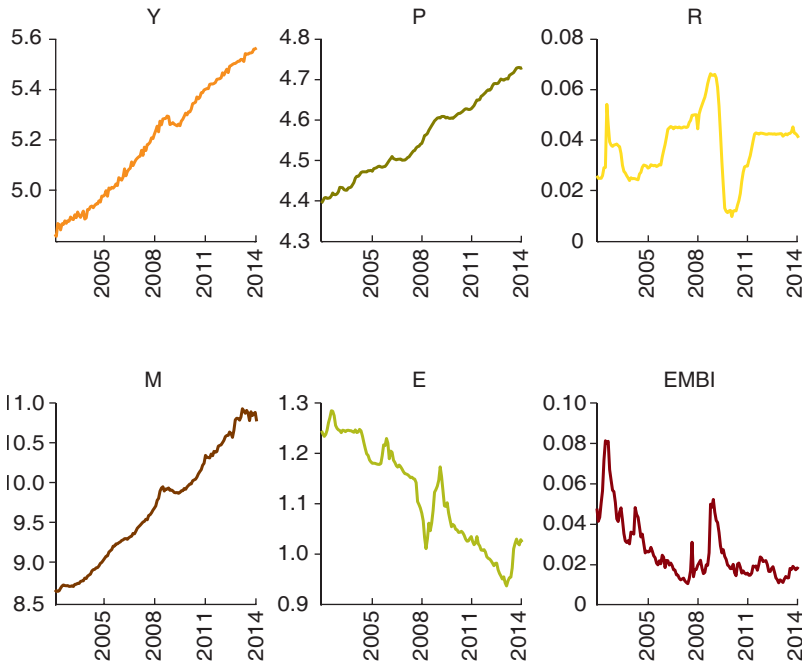


Figure C5
PERUVIAN DATA



C.2 Exogenous variables

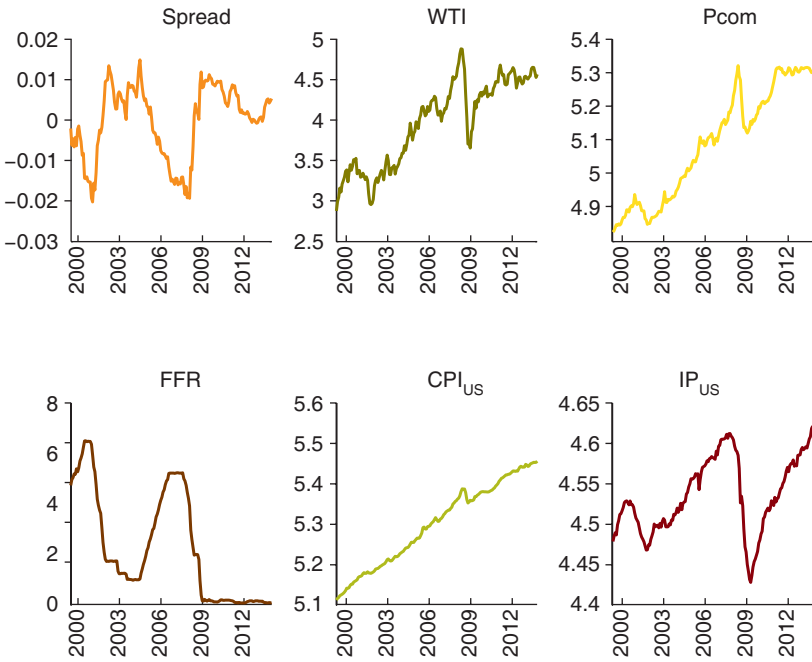
As we pointed out in the introduction, the inclusion of external variables is crucial for avoiding the omitted-variables bias. This is even more important in the case of emerging markets (Maćkowiak, 2007) such as Latin American economies, since they are strongly influenced by fluctuations in oil and commodity prices, and also by the evolution of the economies of their trade partners. Here we know that trade patterns are different across LA5 countries, but at least the relevance of the US economy is part of the conventional wisdom. As a result, the following exogenous variables (\mathbf{z}_t) are included:

- Industrial production index of the USA (SA), in logs.
- Commodity prices (all commodities), in logs.
- Oil prices index (WTI), in logs.
- Consumer price index of the USA, in logs.
- Federal funds rate (FFR), in percentage.
- A spread indicator between long and short term interest rate, as in Carrera et al. (2014), in percentage.
- A constant (c) and a linear time trend (t).

Data is in monthly frequency and it was taken from the Federal Reserve Bank of St. Louis website (FRED database). Interest rates were taken from the H.15 Statistical Release of the Board of Governors of the Federal Reserve System website.

Figure C6

EXOGENOUS VARIABLES DATA



D. INDIVIDUAL IMPULSE RESPONSES

Figure D1

MONETARY SHOCK IN BRAZIL; MEDIAN VALUE AND 68% BANDS

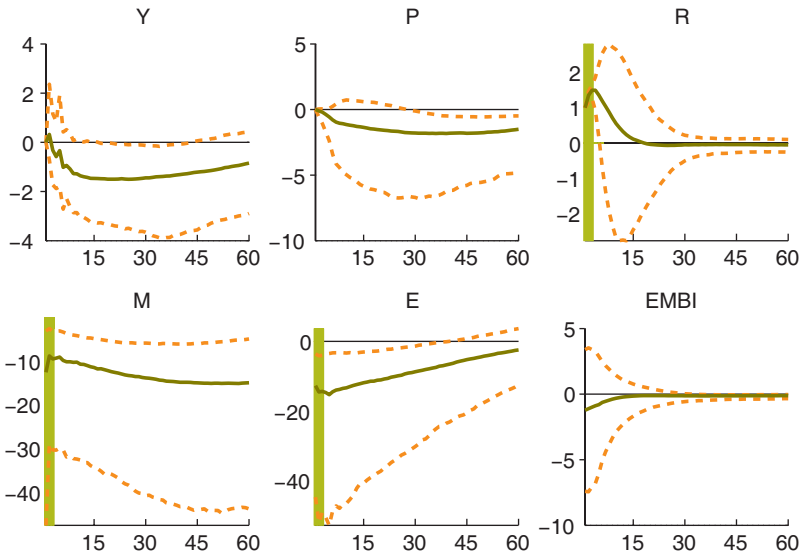


Figure D2

MONETARY SHOCK IN CHILE; MEDIAN VALUE AND 68% BANDS

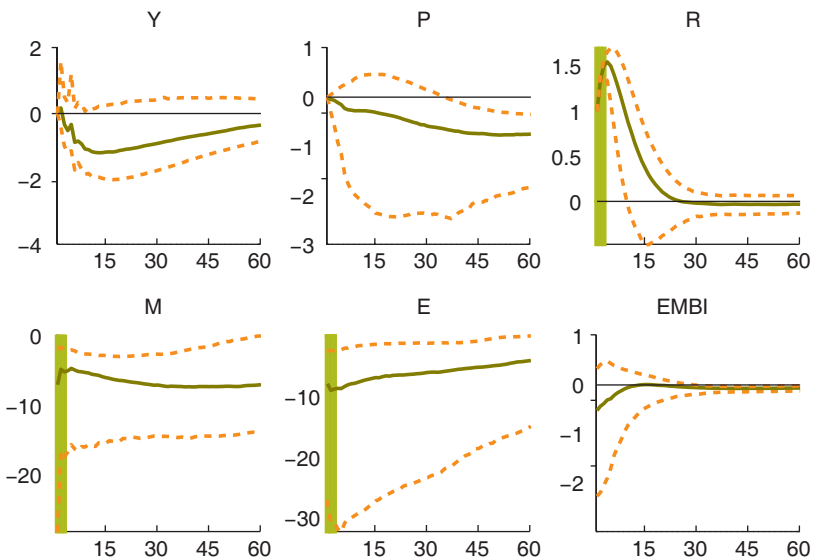


Figure D3

MONETARY SHOCK IN COLOMBIA; MEDIAN VALUE AND 68% BANDS

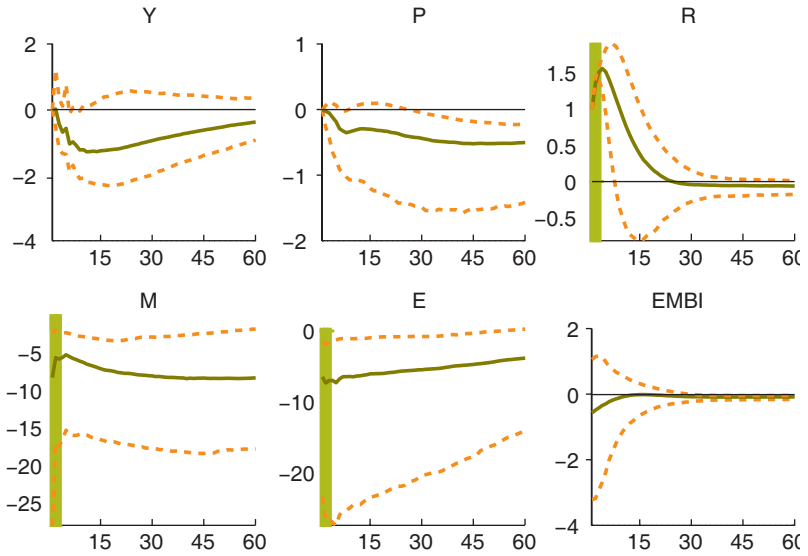


Figure D4

MONETARY SHOCK IN MEXICO; MEDIAN VALUE AND 68% BANDS

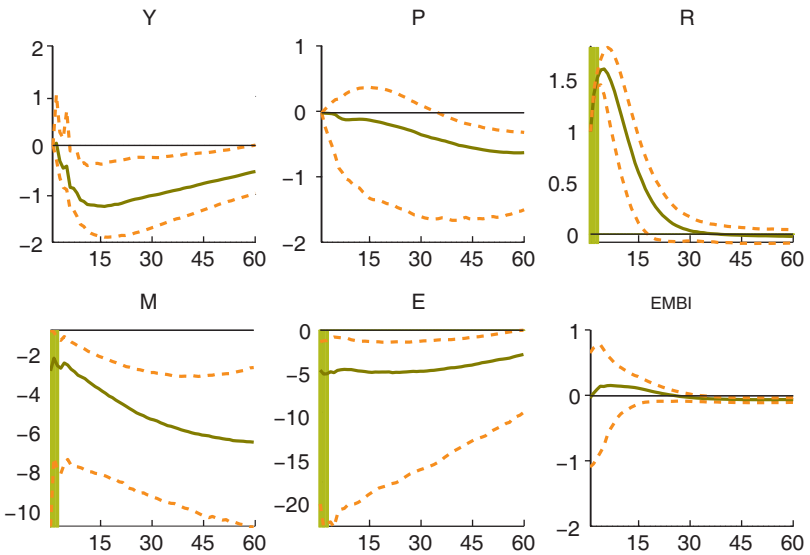
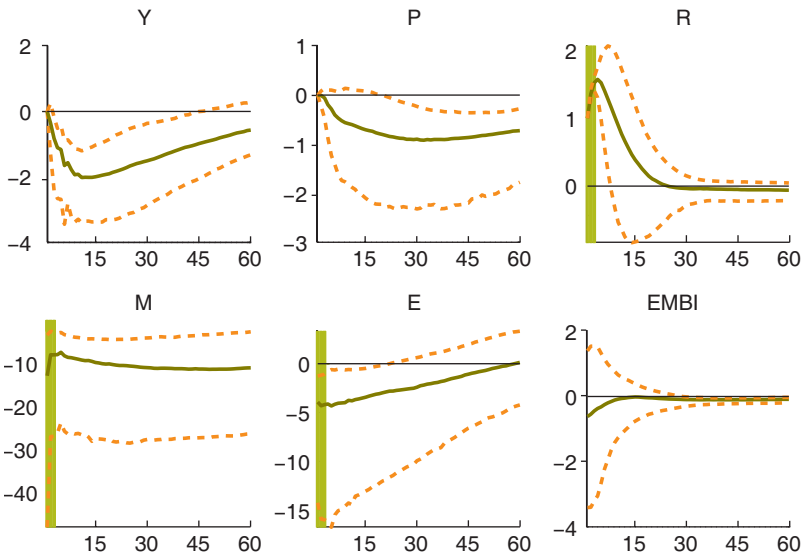


Figure D5

MONETARY SHOCK IN PERU; MEDIAN VALUE AND 68% BANDS





References

- Almuth, S., and H. Uhlig (2008), "New Evidence of the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rates," *Journal of International Economics*, Vol. 76, No. 1, pp. 1-13, DOI: <10.1016/j.jinteco.2008.02.005>.
- Arias, J. E., J. Rubio-Ramírez, and D. Waggoner (2014), *Inference Based on SVARS Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications*, Working Paper, No. 2014-1, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Barajas, A., R. Steiner, L. Villar, and C. Pabón (2014), *Inflation Targeting in Latin America*, IDB Working Paper Series, No. 473.
- Bigio, S., and 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*, Documento de Trabajo, No. 2006-008, Banco Central de Reserva del Perú.
- Broto, C. (2008), *Inflation Targeting in Latin America: Empirical Analysis Using GARCH Models*, Documento de Trabajo, No. 0826, Banco de España.
- Canales-Kriljenko, J., L. Jácome, A. Alichí, and I. De Oliveira (2010), *Weathering the Global Storm: The Benefits of Monetary Policy Reform in the LA5 Countries*, IMF Working Paper, No. 10/292.
- Canova, F. (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.
- Canova, F., and P. Dallari (2013), *How Important Is Tourism for the International Transmission of Cyclical Fluctuations? Evidence from the Mediterranean*, manuscript.

- Canova, F., and G. De Nicoló (2002), "Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G7," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, No. 6, pp. 1131-1159, DOI: <10.1016/S0304-3932(02)00145-9>.
- Canova, F., and E. Pappa (2007), "Price Differential in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks," *The Economic Journal*, No. 117, pp. 713-737.
- Carabenciov, I., C. Freedman, R. García-Saltos, D. Laxton, O. Kamenik, and P. Manchev (2013), *GPM6 - The Global Projection Model with 6 Regions*, IMF Working Paper, No. 13/87.
- Carrera, C., F. Pérez Forero, and N. Ramírez (2014), *Effects of the US Quantitative Easing on a Small Open Economy*, Documento de Trabajo, No. 2014-017, Banco Central de Reserva del Perú.
- Casella, R., and C. S. Robert (2004), *Monte Carlo Statistical Methods*, second edition, Springer, New York.
- Castillo, P., F. Pérez Forero, and V. Tuesta (2011), "Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú," *Revista de Estudios Económicos*, No. 21, pp. 41-63.
- Catão, L., and A. Pagan (2010), *The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach*, Documentos de Trabajo, No. 579, Banco Central de Chile.
- Céspedes, B., E. C. R. Lima, and A. Maka (2005), *Monetary Policy, Inflation and the Level of Economic Activity in Brazil after the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models*, Discussion Papers, No. 1101, IPEA.
- Céspedes, L. F., R. Chang, and A. Velasco (2013), "Is inflation Targeting Still on Target? The Recent Experience of Latin America," *International Finance*, Vol. 17, No. 2, pp. 185-207.
- Chang, R. (2008), *Inflation Targeting, Reserves Accumulation, and Exchange Rate Management in Latin America*, Borradores de Economía, No. 487, Banco de la República.
- Ciccarelli, M., and A. Rebucci (2006), "Has the Transmission Mechanism of European Monetary Policy Changed in the Run-up to EMU?," *European Economic Review*, Vol. 50, pp. 737-776.
- Corbo, V. (2000), *Monetary Policy in Latin America in the 90s*, Documento de Trabajo, No. 78, Banco Central de Chile.
- Corbo, V., and K. Schmidt-Hebbel (2001), *Inflation Targeting in Latin America*, Documentos de Trabajo, No. 105, Banco Central de Chile.
- De Gregorio, J. (2012), "Los flujos de capital y la interacción entre la político macroprudencial y la político monetaria," *Economía Chilena*, Vol. 15, No. 1, pp. 90-95.

- De Mello, L., and 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*, Vol. 30, No. 1, pp. 229-245, DOI: <10.1016/j.jimonfin.2010.08.002>.
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, pp. 1161-1176.
- Echavarría, J. J., E. López, and M. Misas (2007), *Intervenciones cambiarias y política monetaria en Colombia, un análisis de VAR estructural*, Borradores de Economía, No. 580, Banco de la República de Colombia.
- Eichenbaum, M., and C. L. Evans (1995), "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4, pp. 975-1009.
- García-Andrés, A., and 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, No. 18, pp. 3-25.
- Gaytán González, A., and J. González-García (2006), *Structural Changes in the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Mexico: A Non-linear VAR Approach*, Documento de Trabajo, No. 2006-06, Banco de Mexico.
- Gelman, A. (2006), "Prior Distributions for Variance Parameters in Hierarchical Model," *Bayesian Analysis*, Vol. 1, No. 3, pp. 515-533.
- Gelman, A., J. B. Carlin, H. S. Stern, and D. B. Rubin (2003), *Bayesian Data Analysis*, second edition, Chapman and Hall / CRC.
- Glocker, C., and P. Towbin (2012), *The Macroeconomic Effects of Reserve Requirements*, Document de Travail, No. 374, Banque de France.
- Hosftetter, M. (2011), "Inflation Targeting in Latin America: Toward a Monetary Union?," *Economía*, Vol. 12, No. 1, pp. 71-118.
- Jarociński, M. (2010), "Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison," *Journal of Applied Econometrics*, No. 25, pp. 833-868.
- Kim, S. (2005), "Monetary Policy, Foreign Exchange Policy, and Delayed Overshooting," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 37, No. 4, pp. 775-782.
- Kim, S., H., S. Moon, and C. Velasco (2014), *Delayed Overshooting: It's An 80s Puzzle*, Staff Papers, No. 14-03, KIEP Research.
- 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*, Vol. 4, No. 1, pp. 25-38.
- Maćkowiak, B. (2007), "External Shocks, US Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 8, pp. 2512-2520.
- Mariscal, R., A. Powell, and P. Tavella (2014), *On the Credibility of Inflation Targeting Regimes in Latin America*, IDB Working Paper Series, No. 504.
- Mendonça, M. J. C., L. Medrano, and A. Sachsida (2008), "The Effects of Monetary Policy in Brazil: Results from Agnostic Identification," available at SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1259942>>, <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1259942>>.
- Mies, V., F. Morrandé, and M. Tapia (2002), *Política monetaria y mecanismos de transmisión: Nuevos elementos para una vieja discusión*, Documentos de Trabajo, No. 181, Banco Central de Chile.
- Mishkin, F. S., and M. Savastano (2001), "Monetary Policy Strategies for Latin America," *Journal of Development Economics*, Vol. 66, No. 2, pp. 415-444.
- Moreno, R. (2011), *Policymaking from a Macropprudential Perspective in Emerging Market Economies*, Bank for International Settlements, Working Paper, No. 336.
- Parrado, E. (2001), "Shocks externos y transmisión de la política monetaria en Chile," *Economía Chilena*, Vol. 4, No. 3, pp. 29-57.
- Pérez Forero, F., and M. Vega (2014), *The Dynamic Effects of Interest Rates and Reserve Requirements: A Zero-sign Restrictions Approach*, Documento de Trabajo, No. 2014-018, Banco Central de Reserva del Perú.
- Quispe-Agnoli, M. (2001), "Monetary Policy Alternatives for Latin America," *Economic Review*, Vol. 86, No. 3, Federal Reserve Bank of Atlanta, pp. 43-53.
- Ramírez Vigoya, A., and H. Rodríguez-Zambrano (2013), "Un análisis VAR estructural de política monetaria en Colombia," *Revista de Facultad de Ciencias Económicas*, Vol. 21, No. 2, Universidad Militar Nueva Granada, pp. 17-41.
- Rocha Lima, E. C., A. Maka, and P. Alves (2011), "Monetary Policy and Exchange Rate Shocks in Brazil: Sign Restrictions versus a New Hybrid Identification Approach," *Brazilian Review of Econometrics*, Vol. 31, No. 1, pp. 97-136.

- Rubio-Ramírez, J., D. Waggoner, and T. Zha (2010), "Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference," *Review of Economic Studies*, Vol. 77, No. 2, pp. 665-696, DOI: <10.1111/j.1467-937X.2009.00578>.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.
- Sims, C. A. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?," *Quarterly Review*, invierno, Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp. 2-16.
- Soares Sales, A., and M. Tannuri-Pianto (2007), *Identification of Monetary Policy Shocks in the Brazilian Market for Bank Reserves*, Working Paper Series, No. 154, Banco Central do Brasil.
- Terrier, G., R. Valdés, C. E. Tovar, J. Chan-Lau, C. Fernández-Valdovinos, M. García- Escribano, C. Medeiros, M.-K. Tang, M. Vera-Martin, and C. Walker (2011), *Policy Instruments to Lean Against the Wind in Latin America*, IMF Working Paper, No. 11/159.
- Uhlig, H. (2005), "What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 2, pp. 381-419.
- Winkelried, D. (2004), "Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú," *Revista de Estudios Económicos*, No. 11.



Table of Contents

Abstract	65
Acknowledgements	66
1 Introduction	67
2 The Hierarchical Panel VAR Model	73
2.1 Setup	75
2.2 Priors	76
3 Bayesian Estimation	79
3.1 A Gibbs Sampling Routine	82
3.2 Estimation Setup	83
4 Structural Shock Identification	85
4.1 Identification Assumptions	88
4.2 The Algorithm	88
5 Results	91
6 Concluding Remarks	97
Annex	101
References	119

Se terminó de imprimir durante septiembre de 2016,
en los talleres de Master Copy, S.A. de C.V.,
Calle Plásticos núm. 84, local 2, ala sur,
colonia Industrial Alce Blanco, 53370,
Naucalpan de Juárez, Estado de México.
300 ejemplares

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

