



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

**Transmisión de Choques de Política Monetaria
de Estados Unidos sobre América Latina:
Un Enfoque GVAR**

Jairo Flores Audante*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N° 2015-018
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Diciembre 2015

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

Transmisión de Choques de Política Monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un Enfoque GVAR *

Jairo Flores Audante**

Resumen

Este trabajo estudia la transmisión de choques de política monetaria de EUA sobre América Latina especificando su interrelación con el resto del mundo a través de sus vínculos comerciales. Para ello, se utiliza el enfoque GVAR que permite estudiar la interdependencia a nivel de países y variables con datos de frecuencia mensual desde 2003 hasta 2014. Además, dado que la tasa de política de la Fed se encuentra cercana del límite inferior cero desde la crisis financiera, se emplea una medida alternativa construida en Wu & Xia (2014) llamada “*shadow federal funds rate*”. Se encuentra que un choque de política monetaria contractiva en EUA ocasiona la respuesta esperada sobre sus principales variables domésticas y produce una disminución significativa y persistente de la actividad económica y de los precios en los países de la región.

Abstract

This paper studies the international spillovers of US monetary policy shocks across Latin American countries through trade linkages. The approach used is a GVAR model that allows to study the interdependence of countries and variables using monthly data from 2003 to 2014. In addition, given that the federal funds rate has been in the zero lower bound since the financial crisis, it is used an alternative measure of Fed interest rate built by Wu & Xia (2014) called the “*shadow federal funds rate*”. It's concluded that a contractionary monetary policy shock in US has the expected impact on domestic US variables and a persistent and negative effect over economic activity and prices of Latin American countries.

Palabras Claves: GVAR, política monetaria, América Latina.

Clasificación JEL: C32, E52, F41

*El autor agradece los valiosos comentarios de Marco Vega, Diego Winkelried y los participantes del XXXIII Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú y de la Red de Investigación del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. Las opiniones y los posibles errores son exclusiva responsabilidad del autor.

**Departamento de Economía Mundial, Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú; Email: jairo.flores@bcrp.gob.pe

1. Introducción

Las expectativas sobre el inicio del alza de tasas de interés de la Reserva Federal de los Estados Unidos de América (EUA) vienen afectando a las economías emergentes, entre ellas a las de América Latina. Este proceso de normalización afecta a estas economías a través de canales de transmisión que se manifiestan con salidas de capitales, presiones cambiarias depreciatorias y elevación del costo de financiamiento externo para los agentes domésticos como señala [Eichengreen & Gupta \(2014\)](#). En esta coyuntura, las economías de la región registran respuestas similares debido, en parte, a que se encuentran ahora más integradas comercial y financieramente entre sí y con el resto del mundo en comparación a décadas pasadas.

Sin embargo, se registran también ciertas diferencias en las magnitudes y algunas veces en las direcciones de las respuestas de las variables macroeconómicas de países de la región ante cambios en las variables financieras, en particular de EUA, sobre todo fuera de estos episodios. Esto también en parte, como señalan [Cesa-Bianchi y otros \(2011\)](#), porque a lo largo de los últimos 15 años la estructura comercial de América Latina y de las economías desarrolladas han cambiado producto del surgimiento de China como uno de los protagonistas en el escenario económico internacional. En este contexto, algunas preguntas relevantes para los países de América Latina serían: ¿Cuál es el efecto de la normalización de la política monetaria de EUA, alza de tasas, sobre los países de la región en un contexto en que los mercados se encuentran más integrados comercial y financieramente? ¿Existen diferencias a niveles de países en la región de las respuestas de las variables frente a este choque?.

En este estudio, con el objetivo de responder a estas preguntas, se realiza el análisis empírico empleando Vectores Autoregresivos Globales (GVAR por sus siglas en inglés). Este enfoque permite tomar en cuenta la interdependencia a nivel nacional e internacionales de las economías de América Latina con el resto del mundo a través de sus vínculos comerciales, lo cual lo hace ideal para estudiar la transmisión de choques externos a la vez que mantiene la dimensionalidad manejable. La incorporación de esta característica resulta particularmente importante debido a que los flujos comerciales son fuentes históricamente importantes de transmisión de choques externos hacia la región como señala [Caporale & Girardi \(2012\)](#).

En particular, el modelo econométrico se construye sobre la base de variables económicas observables que normalmente resumen el estado de la economía de cada país e incluye, para cada país, variables extranjeras que sirven como aproximaciones de factores extranjeros no observables. Por tanto, es posible estimar el impacto de cambios en variables financieras como las tasas de interés de EUA no solo sobre la economía estadounidense, sino también sobre las economías de América Latina.

La metodología GVAR fue inicialmente propuesta por [Pesaran y otros \(2004a\)](#) y posteriormente modificada en [Dées y otros \(2007\)](#) y se puede resumir en dos pasos principales. En el primero, se realiza la estimación de modelos de correcciones de errores (VECM por su siglas en inglés) a nivel de cada país, los cuales se encuentran vinculados unos a otros debido a la inclusión de variables extranjeras. Estas variables extranjeras son construidas como promedios ponderados de las variables del resto de países donde los pesos corresponden a su participación en el comercio internacional. En un segundo paso, los modelos individuales son apilados en un modelo global en donde las variables nacionales y extranjeras son determinadas conjuntamente.

Para estudiar la transmisión de choques en un modelo GVAR, diversos trabajos utilizan las funciones impulso-respuesta generalizadas (inicialmente propuesta por [Pesaran y otros \(2004a\)](#)) que consideran choques no ortogonales pero invariantes al orden de las variables en el modelo como en [Cesa-Bianchi y otros \(2011\)](#), [Gruss \(2014\)](#), [Beaton & Desroches \(2011\)](#), [Dovern & van Roye \(2014\)](#), entre otros. Sin embargo, en este trabajo se buscará estudiar choques ortogonales a través de la identificación del choque de política monetaria en EUA sugerida en [Dées y otros \(2007\)](#) para este tipo de modelo. El modelo GVAR que se estima en este trabajo incluye a los cinco países más grandes con metas explícitas de inflación de América Latina (Brasil, Chile, Colombia, Perú y México), a las principales cinco economías desarrolladas (EUA, Alemania, Francia, Japón, Canadá) y China. Los datos son de frecuencia mensual que cubren una muestra desde 2003 hasta 2014.

Como se menciona en [Eickmeier & Ng \(2015\)](#), otra metodología que es utilizada para el estudio de la transmisiones de choques es el modelo de Vectores Autorregresivos con Factores (FAVAR) desarrollado en [Bernanke y otros \(2005\)](#). Sin embargo, en este trabajo se utiliza el enfoque GVAR debido a que permite modelar específicamente la dinámica de cada país y la

cointegración entre variables. En cambio, la mayoría de modelos de factores con varios países captura la dinámica individual de cada país solo a través de los componentes idiosincráticos (los residuos), y como se suele usar series estacionarias (en primeras diferencias), se descarta la información contenida en las relaciones de largo plazo de las variables. Asimismo, otras ventajas de la metodología GVAR sobre las técnicas de panel de datos con cointegración están mencionadas en [Baltagi \(2004\)](#) y [Pesaran y otros \(2004b\)](#) y se relacionan a la posible distorsión de los resultados de las pruebas de cointegración dentro de los grupos causada por existencia de cointegración entre los grupos como se resalta en [Boschi \(2012\)](#) y [Boschi & Girardi \(2011\)](#).

A continuación, en la sección 2 se presenta una detallada revisión de la literatura sobre la transmisión de choques hacia la región de América Latina y el desarrollo y aplicación de la metodología GVAR. En la sección 3, se explica detalles de la metodología empleada bajo el enfoque desarrollado en [Pesaran y otros \(2004a\)](#) y posteriormente modificada en [Dées y otros \(2007\)](#) así como los datos empleados para la estimación de modelo. En las dos últimas secciones, se muestran los resultados y conclusiones.

2. Revisión de la Literatura

La literatura que aborda el tema del impacto de cambios en las tasas de corto plazo en EUA sobre las economías de la región es amplia.

Existe una extensa literatura que se concentra en los efectos de cambios en las tasas de interés en EUA (rendimientos de los bonos del Tesoro de corto y largo plazo o la tasa de referencia de la Reserva Federal) sobre los *spreads* de economías emergentes dentro de los cuales se considera a los países de América Latina. Entre estos trabajos podemos citar a [Arora & Cerisola \(2001\)](#), [Uribe & Yue \(2004\)](#), [Alper \(2006\)](#), [Kodres y otros \(2008\)](#), [Petrova y otros \(2010\)](#), [Csonto & Ivaschenko \(2013\)](#). En ellos se suele utilizar metodologías como corte transversal o panel de datos (estimación por efectos fijos o paneles dinámicos) y es usual que incorporen además variables de control que incluyen variables domésticas y variables extranjeras con la finalidad de inferir cual grupo de variables es más importante en explicar la evolución de los *spreads* de la región. En promedio, los resultados muestran que tanto

los factores domésticos como los factores extranjeros explican la evolución de los *spreads* en América Latina.

Por otro lado, también existen estudios que se enfocan en episodios específicos de volatilidad en los mercados financieros de EUA para inferir su efecto sobre las economías de la región. Un ejemplo de ello es [Eichengreen & Gupta \(2014\)](#) que se concentra en el episodio de alta volatilidad experimentado en 2013 en los mercados emergentes donde el anuncio del *tapering* ocasionó un impacto diferenciado entre economías emergentes. Los autores muestran que aquellas economías que permitieron una fuerte apreciación de sus monedas y acumularon grandes déficit en cuenta corriente durante el periodo de estímulo monetario en EUA fueron aquellos que sufrieron los mayores impactos. Asimismo, los mejores fundamentos como bajo nivel de déficit fiscal, deuda pública, nivel de reservas internacionales y la tasa de crecimiento de la economía no jugaron un rol amortiguador del impacto durante el periodo de anuncio del *tapering*. En particular, las economías con un gran mercado financiero sufrieron mayores presiones sobre su tipo de cambio, precio de activos y reservas internacionales.

En particular, existe un grupo de investigaciones que enfocan el estudio de la transmisión de choques financieros de EUA hacia la región a través del modelo GVAR desarrollado en [Pesaran y otros \(2004a\)](#). Posteriormente, [Dées y otros \(2007\)](#) presenta un marco teórico donde el modelo GVAR es derivado como una aproximación de un modelo de factores globales comunes no observables. Se utiliza la correlación promedio de errores entre países para mostrar que el modelo GVAR es efectivo en capturar la interdependencia de factores comunes y comovimientos de los ciclos económicos. Además, muestran que el modelo GVAR también puede ser usado para obtener funciones impulso-respuesta con choques estructurales como choques de política monetaria de EUA.

En esta misma línea, [Chudik & Fratzscher \(2012\)](#) analiza la transmisión de choques de liquidez y choques de riesgo hacia los mercados financieros globales, entre ellos los de América Latina utilizando la metodología GVAR. Con ello, los autores encuentran que las economías emergentes se han vuelto más resistentes a choques adversos durante la crisis de deuda soberana europea 2010-2011 comparado con el periodo de la crisis financiera internacional 2007-2008. Además, hallan que la calificación crediticia del país, la calidad de sus instituciones y la exposición financiera de los inversionistas a los países son determinantes en la diferencia

en la transmisión de los choques.

En [Gurara & Ncube \(2013\)](#), se construye un modelo GVAR para analizar la transmisión de choques sobre África con 46 países africanos y otros 30 países entre desarrollados y emergentes (alrededor del 90 por ciento de la economía mundial) empleando datos trimestrales entre 1980-2011. En su especificación, para los países africanos las variables domésticas fueron el PBI real, índice de precios al consumidor, tipo de cambio e inversión directa extranjera; mientras que para el resto de países las variables considerables fueron el PBI real, índice de precios al consumidor, tipo de cambio, tasa de interés de corto plazo, tasa de interés de largo plazo y precio de activos. Además, se incluye hasta tres variables globales como la cotización del petróleo, índice de precios de materias primas e índice de precios de bienes manufacturados. Los resultados muestran que hay una significativa transmisión de choques de crecimiento hacia África provenientes de la Eurozona y de los BRICS¹ donde los países de la región más afectados son principalmente economías frágiles y dependientes de sus recursos. Por otro lado, los efectos del Estímulo Cuantitativo (*QE* por sus siglas en inglés) en EUA podrían afectar a la inflación y generar presiones apreciatorios sobre la mayoría de monedas de la región africana.

[Dovern & van Roye \(2014\)](#) analiza la transmisión internacional del estrés financiero y sus efectos sobre la actividad económica. Para ello, los autores construyen un índice mensual de estrés financiero para 20 economías utilizando un modelo de factores dinámicos. Luego, utilizan este índice como variable doméstica dentro de un modelo GVAR para estudiar su impacto sobre el desempeño de la actividad industrial con datos de frecuencia mensual entre 1998 y 2012. Las variables que son consideradas como variables domésticas son el índice de producción industrial, el índice de precios del consumidor, la tasa de política de corto plazo y el índice de estrés financiero construido por los autores. Se encuentra que un incremento global del estrés financiero reduce significativamente la actividad económica y que su efecto es persistente y alcanza su máximo impacto rezagado luego de un año. En particular, un incremento del estrés financiero en EUA se transmite rápidamente hacia los mercados financieros de otros países y tiene un impacto rezagado y persistente sobre la

¹Se denomina BRICS al grupo de países emergentes conformado por Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica

actividad económica de los otros países. Por otro lado, se muestra que una disminución de la actividad económica en EUA está asociado a un incremento del estrés financiero en la mayoría de países de la muestra, pero este efecto es limitado.

Recientemente, [Eickmeier & Ng \(2015\)](#) estudia cómo los choques de oferta de créditos en EUA se transmite hacia otros países utilizando el enfoque GVAR para modelar variables financieras junto a variables macroeconómicas para 33 países entre 1983-2009. Los autores encuentran que si se toma en consideración el comercio bilateral y la exposición financiera, el modelo mejora el ajuste a los datos en comparación en el caso en donde solo se usa el comercio bilateral como enlace entre las economías. Para identificar el choque de crédito utilizan restricciones de signos sobre los efectos de corto plazo en las funciones impulso-respuesta dentro del modelo de EUA. En las conclusiones se destaca que un choque negativo de crédito en EUA tiene un efecto fuertemente negativo en el PBI de EUA y del resto del mundo. Asimismo, los mercados de activos y el crédito responde significativamente a este choque; en tanto las respuestas de los tipos de cambio es consistente con el efecto *flight to quality* hacia el dólar.

En resumen, las aplicaciones de la metodología GVAR para el análisis de la transmisión de choques sobre América Latina es creciente, pero en general se han enfocado en estudiar choques como términos de intercambio y de crecimiento. Aún existen pocas aplicaciones enfocadas en choques financieros, en particular de política monetaria.

3. Metodología de estimación: El enfoque GVAR

Este trabajo utiliza la metodología GVAR originalmente propuesto en [Pesaran y otros \(2004a\)](#). Esta técnica ofrece una manera simple y efectiva de modelar un sistema de gran dimensión como el de una economía global y se caracteriza por ofrecer importantes ventajas relacionadas al problema de investigación planteado.

El modelo GVAR representa la interdependencia de variables tanto a nivel nacional como internacional de una manera transparente que puede ser empíricamente contrastada. Dentro de sus principales características se encuentra que permite la incorporación de relaciones de largo plazo consistentes con la teoría y de relaciones de corto plazo que son consistentes

con los datos. Además, propone una solución coherente y consistente al problema de la dimensionalidad en la modelación global.

El modelo GVAR puede resumirse en dos etapas. En la primera, se especifican modelos para cada país como si fueran una economía pequeña y luego son estimados condicionados al resto del mundo. Estos modelos están formados por variables doméstica endógenas y variables extranjeras, calculadas como promedios ponderados de variables del resto de países, las cuales son tratadas como débilmente exógenas. En una segunda etapa, los modelos individuales o VARX* son apilados y resueltos simultáneamente en un modelo VAR global. La solución puede ser utilizada para el análisis de escenarios de choques y para proyecciones como usualmente se realiza con los modelos VARs de menor dimensión.

Los modelos específicos de cada economía cuyas ecuaciones incluyen a las variables extranjera y al resto de las variables del modelo global conforman un sistema completo. Como se señaló líneas arriba, una estimación completa del modelo global no es factible debido a su gran dimensión (problema de la dimensionalidad) ya que, generalmente, existe poca disponibilidad de datos, incluso para valores moderados del número de país del sistema global. Para evitar este problema, en [Pesaran y otros \(2004a\)](#) se propone la estimación separada de los parámetros de cada modelo específico a cada economía, tratando a las variables extranjeras como variables débilmente exógenas basados en que la mayoría de las economías son pequeñas relativas al tamaño de la economía global (con las excepción de EUA).

3.1. El Modelo GVAR

En la formulación del modelo GVAR se sigue la propuesta en [Pesaran y otros \(2004a\)](#) y [Dées y otros \(2007\)](#). Se considera una economía global con $N + 1$ países indexados por $i = 1, 2, \dots, N$. Con la excepción de Estados Unidos (etiquetado con $i = 0$), el resto de países es modelado como N economías pequeñas y abiertas.

Para cada país se asume que las variables domésticas están relacionadas con las variables económicas extranjeras las cuales son medidas como un promedio ponderado (con un peso específicos al país doméstico) de variables del resto de países. Además, se admiten variables determinísticas como un intercepto y/o tendencia y variables globales exógenas como los precios de las materias primas.

Por ejemplo, la representación de un modelo de primer orden con k_i variables domésticas (vector x_{it}) y k_i^* variables extranjeras específicas al país i (vector x_{it}^*):

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{con } t = 1, 2, \dots, T; \quad i = 0, 1, 2, \dots, N.$$

donde Φ_i es un matriz de $k_i \times k_i$ donde sus entradas corresponden a los coeficientes de las variables domésticas rezagadas, Λ_{i0} y Λ_{i1} son las matrices de $k_i \times k_i^*$ que contienen a los coeficientes asociados a las las variables extranjeras específicas al país i y ε_{it} es el vector $k_i \times 1$ de residuos del país i . Se puede notar que si $\Lambda_{i0} = \Lambda_{i1} = 0$, el modelo se reduce a un VAR(1) para el país i , pero la presencia de las variables extranjeras específicas para i hace que tengamos un VAR aumentado denominado VARX*(1, 1).

Se asume que los residuos del país i , ε_{it} , no están correlacionados y tienen media cero y matriz de covarianzas no singular, $\Sigma_{ii} = (\sigma_{ii,ls})$ con $\sigma_{ii,ls} = \text{cov}(\varepsilon_{ilt}, \varepsilon_{ist})$ equivalente a:

$$\varepsilon_{it} \sim i.i.d.(0, \Sigma_{ii})$$

donde $\text{cov}(\varepsilon_{ilt}, \varepsilon_{ist})$ es la covarianza entre el error de la ecuación correspondiente a la l -ésima variable y la s -ésima variable del país i . El supuesto de que Σ_{ii} con $i = 0, 1, 2, \dots, N$ es invariante en el tiempo podría ser flexibilizado, pero se sigue la propuesta en [Pesaran y otros \(2004a\)](#) y se considera que este supuesto no sería muy restrictivo para el presente estudio.

Las variables extranjeras específicas a cada país i son construidas como promedios ponderados usando pesos del comercio bilateral (ω_{ij} =participación del comercio del país j en el país i):

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij} x_{jt} \quad (2)$$

donde $j = 0, 1, \dots, N$, $\omega_{ii} = 0$, y $\sum_{j=0}^N \omega_{jt} = 1$. En las aplicaciones es común que los pesos del comercio sean pesos fijos basados en los flujos comerciales promedios en el periodo de análisis. Sin embargo, es posible usar los pesos de un periodo en particular o permitir que los pesos cambien en el tiempo según la estructura del comercio.

3.2. Solución del Modelo GVAR

Debido a la dependencia contemporánea de la variable doméstica x_{it} de la variable extranjera x_{it}^* , el modelo VARX*(1, 1) específico de cada país se debe resolver simultáneamente para todas las variables domésticas x_{it} , $i = 0, 1, \dots, N$. La solución puede ser usada para varios propósitos como la proyección, análisis de funciones impulso-respuesta y balance de riesgos.

Para construir el modelo GVAR desde los modelos individuales necesitamos definir al vector de orden $(k_i + k_i^*) \times 1$ que contiene a las variables especificadas tanto domésticas como extranjeras del país i :

$$z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix}$$

Entonces, la ecuación 1 puede expresarse como:

$$A_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + B_i z_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde:

$$A_i = (I_{k_i}, -\Lambda_{i0}), \quad B_i = (\Phi_i, \Lambda_{i1}) \quad (4)$$

Las matrices A_i y B_i son de orden $k_i \times (k_i + k_i^*)$ y además A_i tiene rango $\text{Rango}(A_i) = k_i$.

A continuación, se recolecta o apila todas las variables domésticas de todos los países en un solo vector global de orden $k \times 1$; es decir, $x_t = (x'_{0t}, x'_{1t}, \dots, x'_{Nt})'$ donde $k = \sum_{i=0}^N k_i$ es el número total de variables domésticas en el modelo global.

Las variables especificadas para el país i pueden expresarse en términos de x_t :

$$z_{it} = W_i x_t, \quad i = 0, 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

donde W_i es una matriz de $(k_i + k_i^*) \times k$ que contiene constantes definidas en términos de las ponderaciones ω_{ij} y es la que permite vincular los modelos específicos de cada país con el vector global x_t ². Si se reemplaza 5 en 3 se tiene:

$$A_i W_i x_t = a_{i0} + a_{i1}t + B_i W_i x_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

²Ver Pesaran y otros (2004a) para un mayor detalle de la construcción de la matriz W_i .

donde $A_i W_i$ y $B_i W_i$ son de orden $k_i \times k$. Si la ecuación 6 es apilada se encuentra:

$$Gx_t = a_0 + a_{1t} + Hx_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde:

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ \dots \\ a_{N0} \end{pmatrix}; a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ \dots \\ a_{N1} \end{pmatrix}; \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{0t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \dots \\ \varepsilon_{Nt} \end{pmatrix}$$

$$G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \dots \\ A_N W_N \end{pmatrix}; H = \begin{pmatrix} B_0 W_0 \\ B_1 W_1 \\ \dots \\ B_N W_N \end{pmatrix}$$

Se puede concluir que las matrices G y H son de orden $k \times k$ y que generalmente es de rango completo y no-singular (determinante distinto de cero y por tanto existe su inversa). Si se premultiplica por G^{-1} la ecuación 7, se obtiene:

$$x_t = G^{-1}a_0 + G^{-1}a_{1t} + G^{-1}Hx_{t-1} + G^{-1}\varepsilon_t \quad (8)$$

La última expresión se puede resolver recursivamente para obtener futuros valores de x_t .

3.3. Modelo de Corrección de Errores del GVAR

Como en cualquier otro modelo VAR, si se encuentran relaciones de cointegración es posible mostrar la representación de corrección de errores de la ecuación 1:

$$\Delta x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t - (I_{k_i} - \Phi_i)x_{i,t-1} + (\Lambda_{i0} + \Lambda_{i1})x_{i,t-1}^* + \Lambda_{i0}x_{i,t}^* + \varepsilon_{it}, \quad i = 0, 1, 2, \dots, N. \quad (9)$$

si se reemplaza 4

$$\Delta x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t - (A_i - B_i)z_{i,t-1} + \Lambda_{i0}x_{i,t}^* + \varepsilon_{it}, \quad i = 0, 1, 2, \dots, N. \quad (10)$$

Las propiedades de corrección de errores del modelo del país i se resumen en la matriz de orden $k_i \times (k_i + k_i^*)$:

$$\Pi_i = A_i - B_i$$

El rango de Π_i representa el número de relaciones de “largo plazo” que existen entre las variables domésticas (x_{it}) y las variables extranjeras (x_{it}^*) del país i . Entonces, se tiene:

$$\Pi_i = A_i - B_i = \alpha_i \beta_i'$$

donde α_i es de orden $k_i \times r_i$ y representa la velocidad de convergencia de la relación de largo plazo y β es de orden $r_i \times (k_i + k_i^*)$ y representa la matriz de vectores de cointegración.

Es posible también agregar variables globales comunes como por ejemplo el precio del petróleo. Podemos incorporar esta característica al modelo presentando en 1:

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \Psi_{i0} d_t + \Psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

donde lo nuevo es la variable d_t , un vector de variables comunes de orden $s \times 1$ que se asume exógeno al modelo global. El modelo global asociado es ahora:

$$Gx_t = a_0 + a_1 t + Hx_{t-1} + \Psi_0 d_t + \Psi_1 d_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

donde solo falta especificar que:

$$\Psi_0 = \begin{pmatrix} \Psi_{00} \\ \Psi_{10} \\ \dots \\ \Psi_{N0} \end{pmatrix}; \Psi_1 = \begin{pmatrix} \Psi_{01} \\ \Psi_{11} \\ \dots \\ \Psi_{N1} \end{pmatrix}$$

asumiendo que G tiene rango completo, tenemos el modelo global en su forma reducida:

$$x_t = b_0 + b_1 t + Fx_{t-1} + \Upsilon_0 d_t + \Upsilon_1 d_{t-1} + u_t \quad (13)$$

donde $b_0 = G^{-1}a_0$; $b_1 = G^{-1}a_1$; $F = G^{-1}H$; $\Upsilon_0 = G^{-1}\Psi_0$; y $\Upsilon_1 = G^{-1}\Psi_1$.

3.4. Identificación de choques usando el Modelo GVAR

Para estudiar la transmisión de choques en el marco de la metodología GVAR diversos trabajos utilizan las funciones impulso-respuesta generalizadas (desarrollado en [Koop y otros \(1996\)](#) y propuesta por [Pesaran y otros \(2004a\)](#)) que consideran choques no ortogonales pero invariantes al orden de las variables en el modelo. Ejemplos de estos trabajos son

Cesa-Bianchi y otros (2011), Gruss (2014), Beaton & Desroches (2011), Dovern & van Roye (2014), entre otros. Sin embargo, en este trabajo se estudian choques ortogonales a través de la identificación del choque de política monetaria en EUA.

Por ello se sigue la propuesta en Déés y otros (2007) donde la identificación se centra en los choques de política monetaria de EUA. La identificación de todos los choques en el modelo GVAR sería demasiado complejo e innecesario debido a que en la práctica probablemente los choques de política monetaria, oferta, demanda están altamente correlacionados entre los países. Su estrategia para identificar solo al modelo de EUA es a través de una descomposición de Cholesky para conseguir la ortogonalidad de los choques dentro de esta economía. A diferencia de Déés y otros (2007), en esta trabajo se interpreta el choque de política monetaria de EUA como un choque ortogonal (una desviación estándar) de la variable i_{0t}^{shadow} (tasa de interés sombra de la Fed) en el modelo de EUA.

3.5. Modelo GVAR para América Latina, EUA, China y Eurozona

El modelo GVAR en el presente estudio cubre los cinco países más grandes de América Latina que siguen el esquema de metas explícitas de inflación (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), los dos principales países de la Eurozona (Alemania y Francia), China, EUA, Canadá y Japón (ver Cuadro 1).

Cuadro 1: Países considerados en el GVAR

| Países Desarrollados | | |
|--------------------------|----------------------|-------------|
| <i>América del Norte</i> | <i>Unión Europea</i> | <i>Asia</i> |
| Estados Unidos | Alemania | Japón |
| Canadá | Francia | |
| Países en Desarrollo | | |
| <i>América Latina</i> | | <i>Asia</i> |
| Brasil | México | China |
| Chile | Perú | |
| Colombia | | |

El modelo es estimado con datos mensuales y comprende el periodo entre enero 2003 y diciembre 2014. Se utiliza como ponderaciones los datos del comercio bilateral obtenidos de la Organización Mundial del Comercio (OMC) de cada país respecto al resto de países que conforman el sistema global. Las participaciones se presentan en el Cuadro 2 y en el Cuadro 3 para los años 2003 y 2014³, respectivamente ⁴.

3.5.1. Definición de las variables de los modelos VARX*

En esta sección se definen las variables relacionadas al VARX* para cada país del sistema global. Se presentan las variables domésticas y las variables extranjeras, las cuales son construidas como promedios ponderados donde los pesos corresponden a la participación del comercio bilateral.

En general, se incluyen variables de interés que reflejan un choque de política monetaria de EUA sobre las economías consideradas de América Latina tanto en su sector financiero (tasa de interés, *spreads* y precio de activos) como en su sector real (actividad económica y precios de bienes). Se utilizan las versiones en logaritmos de todas las variables en niveles.

3.5.2. Variables domésticas

Para los modelos individuales se considera un vector x_{it} que incluye una variable de actividad económica (y_{it}), dos o tres variables financieras ($i_{it}^c, i_{it}^l, q_{it}$) y el índice de precios al consumidor (ipc_{it}). Esto con la finalidad de capturar las interacciones entre las variables financieras y reales entre y dentro de cada país del modelo. Entonces, el vector para cada país es de la forma $x_{it} = (y_{it}, i_{it}^c, i_{it}^l, q_{it}, ipc_{it})$.

La medida de actividad económica para algunos países es el índice mensual de actividad económica como en los casos de Brasil, Chile, México y Perú. Para otros, se considera la producción industrial como en Colombia, Alemania, EUA y Japón. En el caso de Francia, se utiliza el gasto real en consumo de las familias, mientras que en el caso de Canadá se utiliza

³Las participaciones utilizadas en la estimación son variantes en el tiempo y son calculadas para cada año como el promedio de las participaciones según datos de la OMC de los tres años previos.

⁴En los Cuadros las abreviaciones corresponden a: BRL=Brasil, CHL=Chile, COL=Colombia, MXN=México, PEN=Perú, CHN=China, FRN=Francia, ALM=Alemania, EUA=Estados Unidos, JPN=Japón, CND=Canadá.

Cuadro 2: Pesos basados en el volumen del comercio 2003

| | BRL | CHL | COL | MXN | PEN | CHN | FRN | ALM | EUA | JPN | CND |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| BRL | 0.0 | 12.2 | 4.9 | 1.4 | 6.5 | 1.8 | 2.0 | 2.6 | 2.4 | 1.4 | 0.9 |
| CHL | 4.5 | 0.0 | 3.0 | 0.6 | 9.9 | 0.9 | 0.6 | 0.5 | 0.6 | 0.9 | 0.4 |
| COL | 1.3 | 2.1 | 0.0 | 0.4 | 5.4 | 0.2 | 0.2 | 0.3 | 0.9 | 0.2 | 0.2 |
| MXN | 6.1 | 7.0 | 7.1 | 0.0 | 3.6 | 2.7 | 1.2 | 2.4 | 20.6 | 2.8 | 5.2 |
| PEN | 1.1 | 4.4 | 3.5 | 0.1 | 0.0 | 0.3 | 0.1 | 0.2 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |
| CHN | 11.9 | 15.8 | 4.5 | 3.9 | 11.1 | 0.0 | 7.3 | 14.4 | 16.0 | 35.0 | 7.1 |
| FRN | 6.5 | 5.7 | 3.0 | 0.9 | 1.9 | 3.6 | 0.0 | 36.0 | 4.1 | 3.4 | 2.2 |
| ALM | 13.3 | 6.4 | 6.0 | 2.7 | 5.5 | 11.2 | 56.8 | 0.0 | 9.0 | 8.5 | 12.6 |
| EUA | 43.4 | 28.6 | 59.9 | 81.6 | 46.8 | 43.1 | 22.6 | 31.1 | 0.0 | 43.4 | 64.8 |
| JNP | 8.2 | 13.8 | 4.7 | 3.7 | 6.0 | 31.9 | 6.3 | 9.9 | 14.7 | 0.0 | 6.5 |
| CND | 3.5 | 4.1 | 3.4 | 4.7 | 3.1 | 4.3 | 2.7 | 2.6 | 31.1 | 4.3 | 0.0 |

Fuente: Organización Mundial del Comercio.

Nota: Las filas muestran a los socios comerciales de los países ubicados en las columnas. Las columnas muestran las participaciones de cada socio comercial con el país de la columna (los valores dentro de cada columna suman 100%).

el PBI real mensual. Para China se emplea como medida de actividad económica a la serie mensual de producción de electricidad⁵.

Respecto a las variables que reflejan las condiciones financieras, para los países de la región la variable considerada es el EMBIG (λ ahora en adelante)⁶, mientras que para el resto de países se utiliza los rendimientos de los bonos de corto y largo plazo del Tesoro

⁵Se realizó ejercicios con otras series mensuales de actividad en China como con el índice de producción industrial y la producción industrial de metales no ferrosos sin cambios significativos en los resultados.

⁶El EMBIG es una medida de *spread* entre los rendimientos de bonos del Tesoro de Estados Unidos y el rendimiento de los bonos domésticos

Cuadro 3: Pesos basados en el volumen del comercio 2014

| | BRL | CHL | COL | MXN | PEN | CHN | FRN | ALM | EUA | JPN | CND |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| BRL | 0.0 | 9.4 | 5.4 | 1.7 | 7.5 | 6.3 | 2.8 | 3.6 | 3.0 | 2.7 | 1.7 |
| CHL | 3.9 | 0.0 | 3.6 | 0.6 | 5.5 | 2.4 | 0.8 | 0.7 | 1.2 | 1.5 | 0.8 |
| COL | 1.7 | 2.7 | 0.0 | 1.0 | 4.3 | 0.9 | 0.5 | 0.5 | 1.7 | 0.3 | 0.4 |
| MXN | 4.5 | 4.0 | 8.8 | 0.0 | 4.3 | 5.1 | 1.3 | 2.9 | 21.5 | 3.3 | 9.1 |
| PEN | 1.8 | 3.1 | 3.3 | 0.4 | 0.0 | 1.2 | 0.2 | 0.5 | 0.8 | 0.6 | 1.0 |
| CHN | 36.9 | 34.2 | 17.6 | 11.3 | 29.4 | 0.0 | 14.2 | 25.7 | 25.8 | 49.1 | 18.5 |
| FRN | 4.3 | 3.0 | 2.5 | 0.8 | 1.1 | 3.8 | 0.0 | 33.2 | 3.1 | 2.5 | 2.0 |
| ALM | 9.4 | 4.2 | 4.0 | 2.8 | 5.1 | 11.5 | 55.6 | 0.0 | 6.9 | 5.9 | 9.8 |
| EUA | 27.0 | 25.9 | 49.9 | 72.1 | 28.7 | 39.5 | 17.9 | 23.6 | 0.0 | 30.3 | 50.3 |
| JNP | 7.7 | 10.4 | 2.6 | 3.5 | 7.2 | 23.8 | 4.6 | 6.4 | 9.6 | 0.0 | 6.4 |
| CND | 2.9 | 3.1 | 2.3 | 5.8 | 7.1 | 5.4 | 2.2 | 3.1 | 26.3 | 3.8 | 0.0 |

Fuente: Organización Mundial del Comercio.

Nota: Las filas muestran a los socios comerciales de los países ubicados en las columnas. Las columnas muestran las participaciones de cada socio comercial con el país de la columna (los valores dentro de cada columna suman 100 %).

(i_{it}^c y i_{it}^l) de EUA, Alemania, Francia, Japón y Canadá, mientras que en el caso de China no se incluye rendimientos de bonos⁷. En particular, en el caso de EUA, la tasa de corto plazo ha permanecido cerca a cero luego de la crisis financiera hasta el final de la muestra. Sin embargo, en este periodo la Fed implementó política monetaria no convencional que no se reflejaron en cambios en su tasa de política. Por ello, en este trabajo utilizaremos una medida alternativa de las tasas de interés de corto plazo de EUA llamado la *shadow fed fund*

⁷La economía china se caracteriza por presentar un mercado de capitales relativamente cerrado respecto al resto de países incorporados en el GVAR por lo que la exclusión de esta variables financiera no tendría un impacto significativo.

rates (i_{it}^{shadow}) presentando en Wu & Xia (2014). Esta tasa muestra correlaciones dinámicas con las principales variables macroeconómicas de EUA a partir de julio del 2009 similares a las que registró la *fed fund rates* antes de la crisis financiera.

Por otro lado, también se incluye el índice de precios de acciones de cada país como una medida del precio de los activos. Estos datos son obtenidos de *International Financial Statistics* (IFS) del FMI excepto en los casos de Colombia, Perú y Alemania. En estos casos se utilizó el principal índice de bolsa obtenido de Bloomberg. Asimismo, el índice de precios del consumidor fue obtenido del IFS del FMI.

3.5.3. Variables extranjeras

Las variables extranjeras (x_{it}^*) se resumen en un vector de $k_i^* \times 1$ y son construidas como promedios ponderados de sus símiles en los otros países donde los pesos corresponden a la participación en el comercio bilateral. Se recuerda que estos pesos son cambiantes en el tiempo y son calculadas para cada año como el promedio de las participaciones según datos de la OMC de los tres años previos. Así, el vector de variables extranjeras para el país i en el tiempo t es: $x_{it}^* = (y_{it}^*, i_{it}^{c*}, i_{it}^{l*}, q_{it}^*, ipc_{it}^*)$. En el caso de EUA, se asume que la única variable extranjera será la actividad económica del resto del mundo (y_{0t}^*).

Donde:

$$X_{it}^* = \sum_{j=0}^{N=10} \omega_{ij} X_{jt}$$

con $X = y_{it}, i_{it}^c, i_{it}^l, q_{it}, ipc_{it}$. Además, ω_{ij} con $i, j = 0, 1, 2, \dots, 10$, son ponderaciones basadas en la participación del comercio ⁸ del país j en el total de comercio del país i . Es importante notar que $\omega_{ii} = 0$.

3.5.4. Variables globales

Los países de América Latina considerados en el sistema GVAR registran un elevada participación de las exportaciones de materias primas como porcentaje del total de sus exportaciones, lo cual los hace especialmente sensibles a la evolución de la cotización internacional

⁸En Baxter & Kouparitsas (2005) concluyen que el comercio bilateral es la fuente más importante de sincronización entre los ciclos económicos entre países

de dichos productos.

En el caso de Chile y Perú, ambos países son importantes exportadores de metales como por ejemplo, cobre y zinc, por lo que es de esperar que su desempeño económico esté vinculado a la evolución su precio. Además, en el caso de Perú, las exportaciones de oro mantienen una alta participación de las exportaciones tradicionales, por lo que también sería sensible a cambios en su precio. Algo similar es posible afirmar respecto a la soya y el café en los caso de Brasil y Colombia, respectivamente. Por otro lado, México, Colombia y Brasil registran importantes exportaciones de petróleo y los ingresos fiscales provenientes de esta actividad representan una importante fuente de ingresos de estos gobiernos.

Dado este contexto, se consideran entre las variables globales comunes a todos los países a las cotizaciones internacionales en el mercado al contado del petróleo *WTI* (*West Texas Index*) y el índice de precios de materias primas *CRB* (*Commodity Research Bureau Index*).

3.5.5. Especificación del modelo VAR*

Para realizar la estimación se procede con una especificación de las variables domésticas y de las variables extranjeras en cada modelo VARX* para cada país.

Se busca que las economías del sistema global tengan como variables domésticas al vector $x_{it} = (y_{it}, i_{it}^c, i_{it}^l, q_{it}, ipc_{it})$ ⁹. En tanto, las variables extranjeras para todos los países estan representado por el vector $x_{it}^* = (y_{it}^*, i_{it}^{c*}, i_{it}^{l*}, q_{it}^*, ipc_{it}^*)$ con la excepción del caso de EUA en cuyo modelo no se incorpora la variable extranjera i_{0t}^* ni q_{0t}^* , solo la variable extranjera y_{0t}^* ¹⁰.

Las variables globales son variables exógenas comunes a todas las economías salvo para EUA (en el caso del precio del petróleo) y para China (en el caso del precio del cobre). Se sigue a [Dées y otros \(2007\)](#) y se introduce al precio del petróleo y el índice de materias primas como variable endógena en el modelo de EUA debido a que este país es un importante productor de crudo y es conocido que el desempeño de su economía tiene un rol importante

⁹En el caso de las economías de América Latina, en lugar de los rendimientos de corto plazo y largo plazo se utiliza λ_{it} (EMBIG). En el caso de EUA, la tasa de corto plazo será la *shadow fed funds rate* (i_{it}^{shadow}).

¹⁰Se asume que ni el promedio ponderados de los EMBIG de la región, el de los rendimientos del resto de países, ni el de los precios de los otros países tiene un impacto significativo en la dinámica de la economía de EUA.

sobre la evolución del precio de las materias primas.

En el Cuadro 4 se presenta las especificaciones resumidas:

Cuadro 4: Especificación de los modelos VARX*

| Variabes | EUA | LatAm | China | Resto |
|-----------------|-------------------|---------------------------|--------------|----------------------------|
| Financieras | i^{shadow}, i^l | λ, i^{c*}, i^{l*} | - | i^c, i^l, i^{c*}, i^{l*} |
| | q | q, q^* | q, q^* | q, q^* |
| Sector Real | y, y^* | y, y^* | y, y^* | y, y^* |
| IPC | ipc | ipc, ipc^* | ipc, ipc^* | ipc, ipc^* |
| Petróleo | wti | wti^* | wti^* | wti^* |
| Materias Primas | crb | crb^* | crb^* | crb^* |

Esta especificación inicial puede cambiar en medida que las variables extranjeras pasen o no las pruebas de hipótesis sobre su exogenidad débil que se mostrará en el capítulo de resultados.

4. Resultados

Es esta sección se presenta los resultados de las estimaciones. Se estiman cada uno de los modelos individuales presentados en el Cuadro 4 con los cuales se construye el modelo global. Como se indicó en el la sección de variables globales, el precio del petróleo WTI y el índice de materias primas CRB son variables endógenas en el modelo de EUA.

En una primera parte, se muestran las pruebas estadísticas de los modelos individuales y se presentan las pruebas de raíz unitaria, el número de rezagos de los VARX*, las pruebas de cointegración, los estadísticos de correlación de los residuos y los coeficientes de efectos contemporáneos de las variables extranjeras sobre sus pares domésticas. En la segunda parte, en base a los modelos estimados se calculan las funciones impulso-respuesta de un choque de política monetaria en EUA. En particular, se estudian las respuestas de las economías de América Latina ante un choque de una desviación estándar de i_{0t}^{shadow} en EUA.

4.1. Estimaciones y pruebas estadísticas de los VARX* individuales

A continuación se presenta las pruebas estadísticas estándares asociadas a la construcción de los modelos VARX* para cada país.

4.2. Prueba de Raíz Unitaria

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran que la mayoría de variables se caracterizan por ser integradas de orden 1; es decir, los estadísticos aplicados no pueden rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Entonces, la estrategia es buscar relaciones de cointegración para estimar un VECM o en su defecto estimar el VAR en primeras diferencias en el caso donde no se halle evidencia de vectores de cointegración. Se resumen los resultados en el Cuadro 5.

Cuadro 5: Evidencia de Estacionariedad

| VARIABLES | En Niveles | En Δ |
|-----------|------------|-------------|
| y | No | Sí |
| λ | Mixta | Sí |
| i^{cp} | No | Sí |
| i^{cl} | No | Sí |
| q | No | Sí |
| ipc | No | Sí |

Nota: No significa que no se encontró evidencia de estacionariedad (presencia de raíz unitaria). Sí significa que sí se encontró evidencia de estacionariedad.

4.3. Orden de rezagos del VARX* y número de vectores de cointegración

En el Cuadro 6 se muestran el orden de los VARX* (p_i, q_i) y el número de vectores de cointegración para cada uno de los países modelados en el sistema. Se denomina p_i al número de rezagos de las variables domésticas del país i y a q_i al número de rezagos de las variables extranjeras del país i , los cuales son seleccionados en función del criterio de Akaike. El orden máximo para cada VARX* se restringe a dos debido al pequeño tamaño de muestra como en [Dées y otros \(2007\)](#).

Para el cálculo del número de vectores de cointegración se aplican los estadísticos traza y máximo autovalor de Johansen modificado para modelos con variables débilmente exógenas integradas de orden 1 siguiendo a [Pesaran y otros \(2000\)](#). En [Pesaran y otros \(2004a\)](#) se muestra que el estadístico de máximo autovalor tiende a sobre rechazar más veces que el estadístico traza en muestras pequeñas, por lo que se escoge el número de vector de cointegración en función de este último estadístico.

Cuadro 6: Orden del VARX*(p, q) y # de Vectores de Cointegración (vc) por modelo individual

| Países | VARX* | | |
|----------|-------|-----|--------|
| | p | q | # (vc) |
| Brasil | 2 | 2 | 2 |
| Chile | 2 | 2 | 2 |
| Colombia | 2 | 1 | 2 |
| México | 2 | 1 | 2 |
| Perú | 2 | 1 | 2 |
| China | 2 | 1 | 1 |
| Francia | 2 | 1 | 2 |
| Alemania | 2 | 1 | 3 |
| EUA | 2 | 1 | 1 |
| Japón | 1 | 1 | 1 |
| Canadá | 2 | 1 | 1 |

4.4. Prueba de Exogenidad Débil

Un importante supuesto en el enfoque GVAR es la exogenidad débil de las variables extranjeras. Se realizó la prueba recomendada en Pesaran y otros (2004a) y se encontró que de las 70 pruebas realizadas solo 6 rechazaron las hipótesis nula de que las variables extranjeras correspondientes son débilmente exógenas.

Por ello, se procedió a estimar nuevamente el modelo no incluyendo como variables extranjeras a la tasa de corto plazo extranjera en Alemania y a la actividad económica extranjera en Japón. En los casos de Chile y México, estos resultados se traducen en que estos países tiene un efecto significativo sobre el resto del mundo cuando en realidad son considerados pequeñas economías abiertas. Por ello, se consideró el sentido económico y se mantuvo estas variables extranjeras de actividad económica, tasa de corto plazo y precios de activos en sus respectivos modelos para estos países. Los resultados de estas pruebas se resumen en el Cuadro 7.

Cuadro 7: Prueba de Exogenidad Débil

| País | y^* | i^{c*} | i^{l*} | q^* | ipc^* | wti | crb |
|----------|-------|----------|----------|-------|---------|-------|-------|
| Brasil | 2.5 | 1.3 | 0.7 | 0.2 | 2.1 | 1.3 | 0.5 |
| Chile | 0.0 | 4.1* | 1.0 | 4.1* | 0.8 | 0.8 | 0.9 |
| Colombia | - | 1.4 | 0.2 | 0.3 | 1.0 | 0.3 | 1.2 |
| México | 3.3* | 6.5* | 1.5 | 1.3 | 0.1 | 0.7 | 0.3 |
| Perú | 0.9 | 2.6 | 0.7 | 1.7 | 0.6 | 1.2 | 0.3 |
| China | 0.4 | 2.3 | 0.4 | 0.2 | 1.0 | 0.2 | 0.9 |
| Francia | 0.0 | 1.1 | 0.8 | 0.1 | 0.0 | 0.5 | 0.4 |
| Alemania | 0.8 | 5.7* | 0.4 | 2.3 | 1.5 | 0.8 | 0.2 |
| EUA | 1.4 | - | - | - | - | - | - |
| Japón | 7.8* | 0.1 | 0.1 | 0.1 | 0.4 | 2.3 | 0.5 |
| Canadá | 0.2 | 0.7 | 2.4 | 0.0 | 0.7 | 0.0 | 0.1 |

Nota: (i) Se muestra el estadístico F y el * señala una confianza del 95% de rechazar la hipótesis nula de exogenidad débil. El valor crítico difiere para cada país y para cada versión del modelo GVAR debido a los distintos grados de libertad en cada caso.

4.5. Prueba de autocorrelación de los residuos

Se realiza la prueba F de correlación serial de los residuos para cada ecuación dentro de cada país. En el Cuadro 8 se muestra que los residuos que registran autocorrelación son aquellos que pertenecen a las ecuaciones de la tasa de corto plazo, de los índices de precios al consumidor y del precio de los activos, variables que suelen tener una alta persistencia.

Este resultado puede estar reflejando la restricción sobre el número de rezagos de los VARX* individuales debido al tamaño de muestra. Como señala Pesaran y otros (2004a), aquí se evidencia un típico *trade off* entre incorporar más rezagos y reducir el tamaño de la muestra disponible para la estimación. Dado el reducido tamaño de la muestra, se prefiere mantener T a incrementar el número de rezagos de los VECMX*.

Cuadro 8: Prueba F de correlación de residuos

| País | y | i^c | i^l | λ | q | ipc | wti | crb |
|----------|------|-------|-------|-----------|------|-------|-------|-------|
| Brasil | 1.6 | 4.1* | - | 1.2 | 1.0 | 0.2 | - | - |
| Chile | 1.3 | 3.0* | - | 0.5 | 0.7 | 1.8 | - | - |
| Colombia | - | 3.0* | - | 1.9 | 2.2* | 1.8 | - | - |
| México | 2.4* | 2.1 | - | 0.4 | 0.9 | 4.1* | - | - |
| Perú | 0.6 | 0.9 | - | 0.4 | 0.6 | 0.3 | - | - |
| China | 5.4* | 1.1 | - | - | 3.2* | 2.2 | - | - |
| Francia | 0.7 | 1.4 | 0.6 | - | 2.2 | 3.0* | - | - |
| Alemania | 1.6 | 1.2 | 1.8 | - | 1.0 | 0.7 | - | - |
| EUA | 1.9 | 1.8 | 2.3* | - | 1.8 | 0.8 | 2.1 | 2.1 |
| Japón | 1.0 | 3.2* | 1.7 | - | 0.5 | 2.7* | - | - |
| Canadá | 3.0* | 1.6 | 0.8 | - | 0.4 | 1.5 | - | - |

Nota: (i) Se muestra el estadístico F y el * señala una confianza del 95% de rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación. El valor crítico difiere para cada país y para cada versión del modelo GVAR debido a los distintos grados de libertad en cada caso.

4.6. Efectos contemporáneos de variables extranjeras sobre sus contrapartes domésticas

El Cuadro 9 muestran los efectos contemporáneos de las variables extranjeras sobre sus contrapartes en la economía doméstica de los países de América Latina. En general, los efectos contemporáneos de la actividad económica extranjera y tasas de interés de corto plazo extranjera sobre sus pares domésticos en la región son no significativos; es decir, al parecer estos efectos no se transmiten en el mismo mes, sino con meses de rezagos.

Por el contrario, los precios del consumidor extranjeros y sobre todo los precios de los activos extranjeros registran efectos contemporáneos significativos. Esto refleja dos importantes características. En primer lugar, los movimientos de las bolsas en el resto del mundo se transmite de una manera rápida hacia las bolsas de América Latina (las bolsas en la región responde contemporáneamente a las bolsas extranjeras). En segundo lugar, La transmisión en los países de al región es de alrededor el 90 por ciento en promedio durante el mismo mes en que sucede los choques en las bolsas extranjera. Esto evidencia la estrecha relación de las bolsas extranjeras (en particular de EUA) y las bolsas domésticas en la región.

Cuadro 9: Efectos Contemporáneos de Variables Extranjeras sobre Pares Domésticos

| País | y | i^c | i^l | λ | q | ipc |
|----------|------|-------|-------|-----------|------|-------|
| Brasil | 0.0 | 0.4 | - | - | 1.1* | 0.1* |
| Chile | 0.3* | 0.3 | - | - | 0.6* | 0.1 |
| Colombia | - | 0.2 | - | - | 0.8* | 0.2* |
| México | 0.2 | 0.2 | - | - | 1.1* | -0.1 |
| Perú | 0.0 | 0.5* | - | - | 1.1* | 0.1* |

Fuente: Organización Mundial del Comercio

Nota: Se muestra el coeficiente contemporáneo y el * señala una confianza del 95% de rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente sea cero.

5. Funciones Impulso Respuesta ante un Choque de Política Monetaria de EUA

En esta sección se muestran las respuestas de las principales variables de las economías de América Latina ante un choque de política monetaria en EUA. En resumen, un choque de política monetaria contractiva disminuye los precios y la actividad económica en EUA como la teoría económica predice. Asimismo, también deteriora las condiciones económicas en los países de América Latina dando evidencia de la significativa influencia del desempeño de la economía estadounidense sobre la región.

Como se mencionó en la sección correspondiente, se sigue a [Dées y otros \(2007\)](#) en su estrategia para identificar solo al modelo de EUA a través de una descomposición de Cholesky para asegurar la ortogonalidad de los choques dentro de esta economía. A diferencia de [Dées y otros \(2007\)](#), en esta trabajo se interpreta el choque de política monetaria de EUA como un choque ortogonal (una desviación estándar) de la variable i_{0t}^{shadow} en el modelo de EUA.

Para ello, se realiza el análisis bajo dos ordenamientos. El primer ordenamiento será el que proponen [Sims & Zha \(1998\)](#) $x_t^A = (wti, crb, i^{shadow}, i^l, q, ipc, y)$, mientras que el ordenamiento alternativo es $x_t^B = (wti, crb, q, y, ipc, i^l, i^{shadow})$, donde la variable de política económica se ubica al final luego de la inflación y de la actividad económica. Se encontraron resultados similares para ambos ordenamientos. Se reporta el ordenamiento x_t^B en los siguientes gráficos.

5.1. Respuesta de las variables de EUA

El Gráfico 1 y el Gráfico 2 muestran las respuestas de las variables de EUA tras el choque de política monetaria de EUA.

El choque a la tasa de interés sombra de la Fed (i_{0t}^{shadow}) es seguido de una caída significativa y persistente tanto de los precios como de la actividad económica estadounidense. Estas respuestas son compatibles con lo que la teoría predice luego de un choque contractivo de política monetaria. El efecto sobre la actividad económica comienza a ser significativa luego 4-6 meses, mientras que los precios del consumidor responden luego de 4 meses aproximadamente.

Por otro lado, la tasa de largo plazo aumenta junto a la tasa de corto en los primeros meses pero luego el efecto se desvanece. Además, la cotización del petróleo disminuye lo que puede estar asociado a la caída de la actividad económica en EUA. Finalmente, no se encuentra evidencia de un efecto significativo sobre el precio de los activos en EUA ni sobre el índice de precios de las materias primas tras el choque de política monetaria.

En otras palabras, el incremento de las tasas de interés de corto plazo ocasiona caída de la actividad económica a través del encarecimiento del crédito que se traduce en menor inversión y consumo. Las menores presiones de demanda genera y el retroceso de precio del petróleo genera presiones a la baja sobre la inflación. Este es el clásico mecanismo de transmisión de la política monetaria sobre la economía doméstica.

5.2. Respuesta de las variables de América Latina

Los siguientes gráficos muestran las funciones impulso respuesta de las economías de América Latina ante el choque de política monetaria en EUA

Primero, el Gráfico 3 muestra que la respuesta de la actividad económica de la región ante el choque contractivo de política monetaria en EUA es un deterioro de la actividad real y que se presenta con rezagos. A medida que transcurren los meses, el efecto contractivo se va volviendo significativo en la mayoría de países de América Latina. Chile y en especial México son los países que registran las mayores pérdidas en términos de crecimiento. En particular, existe evidencia de que México experimenta un deterioro de alrededor de 1,0 por ciento de crecimiento a partir de los 8 primeros meses después del choque. Similar pérdida experimenta Chile pero los efectos aparentan desvanecerse después de los 12 primeros meses.

Segundo, el Gráfico 4 muestra la evolución de los precios al consumidor en América Latina. En algunos países de la región hay evidencia de un incremento de los precios en los primeros meses tras el choque que se puede deber por efecto traspaso de la depreciación de las monedas domésticas. Sin embargo, en todos los países de la región, luego de estos primeros meses los precios experimentan retrocesos lentos pero significativos estadísticamente. En los casos de Perú, Colombia y México, los precios comienzan a caer estadísticamente entre 16 meses y 24 meses luego del choque de política monetaria contractivo en EUA. El efecto sobre Chile es más lento y los menores precios recién se aprecian luego de 36 meses, mientras Brasil

es el único país de la región que experimenta menores precios desde los meses iniciales al choque de política monetaria de EUA.

Finalmente, el Gráfico 5 muestra la evolución de las tasas de corto plazo en los países de la región. En Colombia, México y Perú las tasas de corto plazo registran un incremento significativo en los primeros meses junto al incremento de las tasas de corto plazo de EUA. En los casos de Brasil y Chile, estos parecen no mostrar una reacción de sus tasas de interés de corto plazo.

Es posible entender estas dinámicas de las variables de la región ante el choque de política monetaria de EUA a través de los canales de transmisión convencionales: el canal comercial y el canal financiero.

El canal comercial del deterioro de la actividad económica en la región está relacionado con el efecto negativo que tiene el incremento de tasas en EUA sobre la demanda estadounidense. Mayores tasas de corto plazo se traducen en menores créditos y por tanto menor consumo e inversión. El menor consumo de las familias de EUA significa menores consumos de productos importados lo que es equivalente a menores exportaciones de la región hacia EUA lo que genera menores ingresos para los agentes domésticos de América Latina. Además, existen presiones a la baja adicionales para aquellos países que registran ingresos fiscales por exportaciones de petróleo como son los casos de México, Colombia y Brasil. La menor demanda estadounidense se traduce en menores precios del petróleo lo que disminuye los ingresos del fisco en estos países. Es importante señalar que el efecto del choque de política monetaria de EUA tiende a disminuir la actividad económica en China pero no resulta estadísticamente significativo.

En el canal financiero se refiere a la salida de capitales de economías emergentes, en este caso de los países de América Latina en busca de mayores rendimientos debido al incremento de las tasas en EUA producto del choque de política monetaria. La salida de capitales origina que disminuya el crédito y la inversión en los países de la región lo que se traduce en una menor actividad económica. Este efecto en parte se ve compensado por el incremento de las tasas de corto plazo en algunos países de América Latina. Los precios al consumidor domésticos en la región se ven afectados tanto por las menores presiones de demanda, los bajos precios del petróleo como por el incremento de las tasas de corto plazo domésticas.

6. Conclusiones

En este estudio se utilizó la metodología GVAR que incorpora la interdependencia entre países para estudiar la transmisión de un choque de política monetaria en EUA sobre el desempeño económico de las economías de la región. El sistema global incorpora a los principales socios comerciales de la región, así como a la mayoría de países desarrollados como una medida de los mercados internacionales. Además, se adicionaron variables globales comunes a los países como la cotización internacional del petróleo *WTI* y un índice de precios de materias primas *CRB* como endógenas en la economía de EUA. Esto permitió incorporar los efectos de la dinámica domésticas de EUA sobre los precios de estas materias primas las cuales también afectan a las economías de América Latina.

Los resultados presentados confirman la hipótesis de trabajo de que existe un efecto significativo y persistente ante un choque contractivo de la política monetaria de EUA sobre las economías más grandes de América Latina que siguen el esquema de metas explícitas de inflación. Al mismo tiempo, se muestra que existen diferencias en las dinámicas de las respuestas, tanto a nivel de duración de la persistencia como de su amplitud.

En particular, se encontró que el incremento de la tasa de interés sombra de la Fed (*shadow fed funds rate*) genera respuestas significativas y/o persistentes sobre la actividad económica, los índices de precios al consumidor y las tasas de corto plazo de las economías de la región.

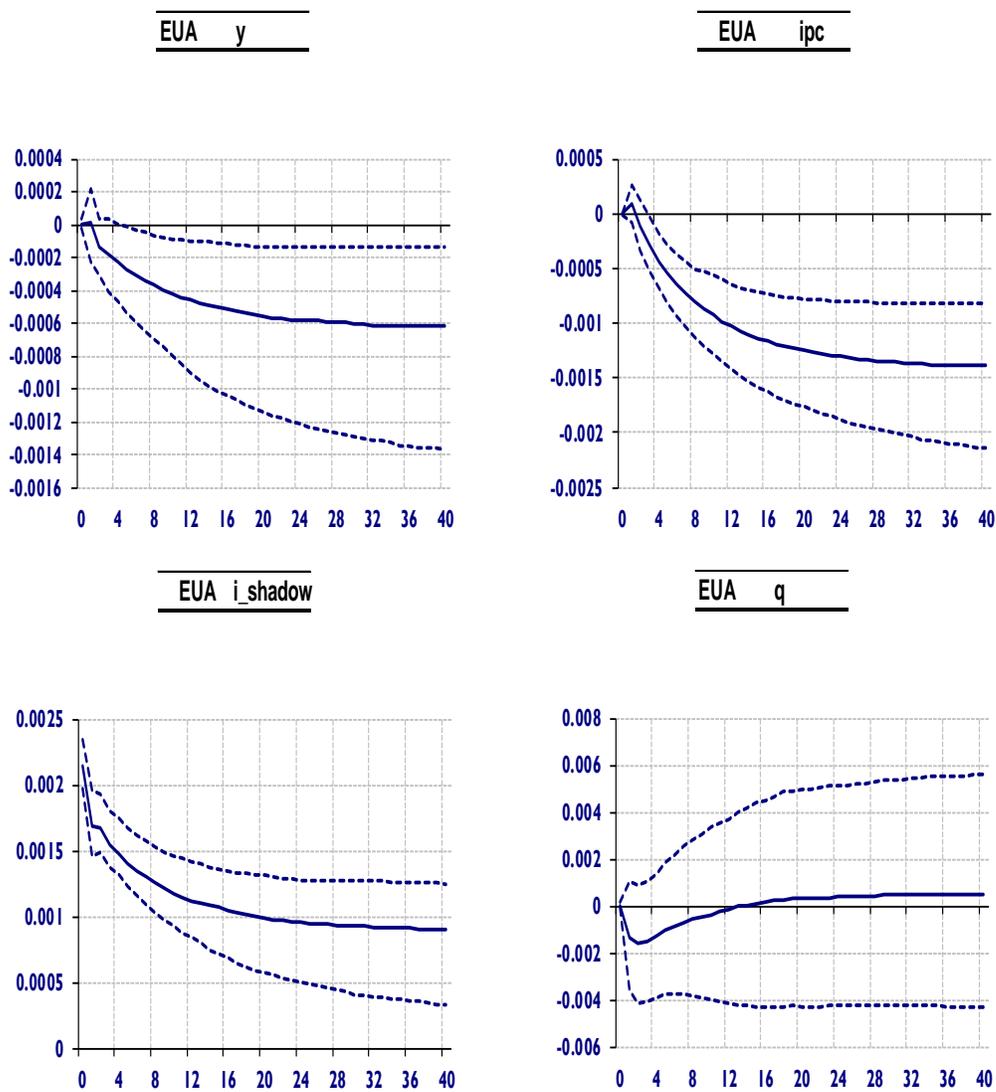
La actividad económica reaccionó con un lento retroceso en línea con el menor dinamismo de la economía estadounidense y de China, así como por un menor impulso de los precios del petróleo para algunos países de la región. Además de este canal comercial, también existe un canal financiero generado por la salida de capitales de las economías de América Latina hacia EUA en busca de mayores retornos a sus inversiones que en algunos países se ve parcialmente compensado por el incremento de las tasas de corto plazo domésticas.

Por su parte, los precios al consumidor experimentaron un tendencia decreciente en línea con la menor actividad económica de la región así como por la menor cotización internacional del petróleo. Además, el incremento de las tasas de corto plazo en la región también contribuyó a la disminución de la actividad económica y de los precios al consumidor.

Estos resultados derivan en recomendaciones de política económica no triviales. En primer lugar, se muestran que a pesar de varios años de estabilidad macroeconómica, las economías de la región mantienen una significativa influencia del desempeño económico de EUA, en especial, de su sector financiero. En un contexto de normalización de la política monetaria en EUA y desaceleración de la economía China las autoridades económicas de la región se deben mantener alertas sobre las implicancias de estos procesos sobre su sector financiero y su transmisión hacia las economías de América Latina.

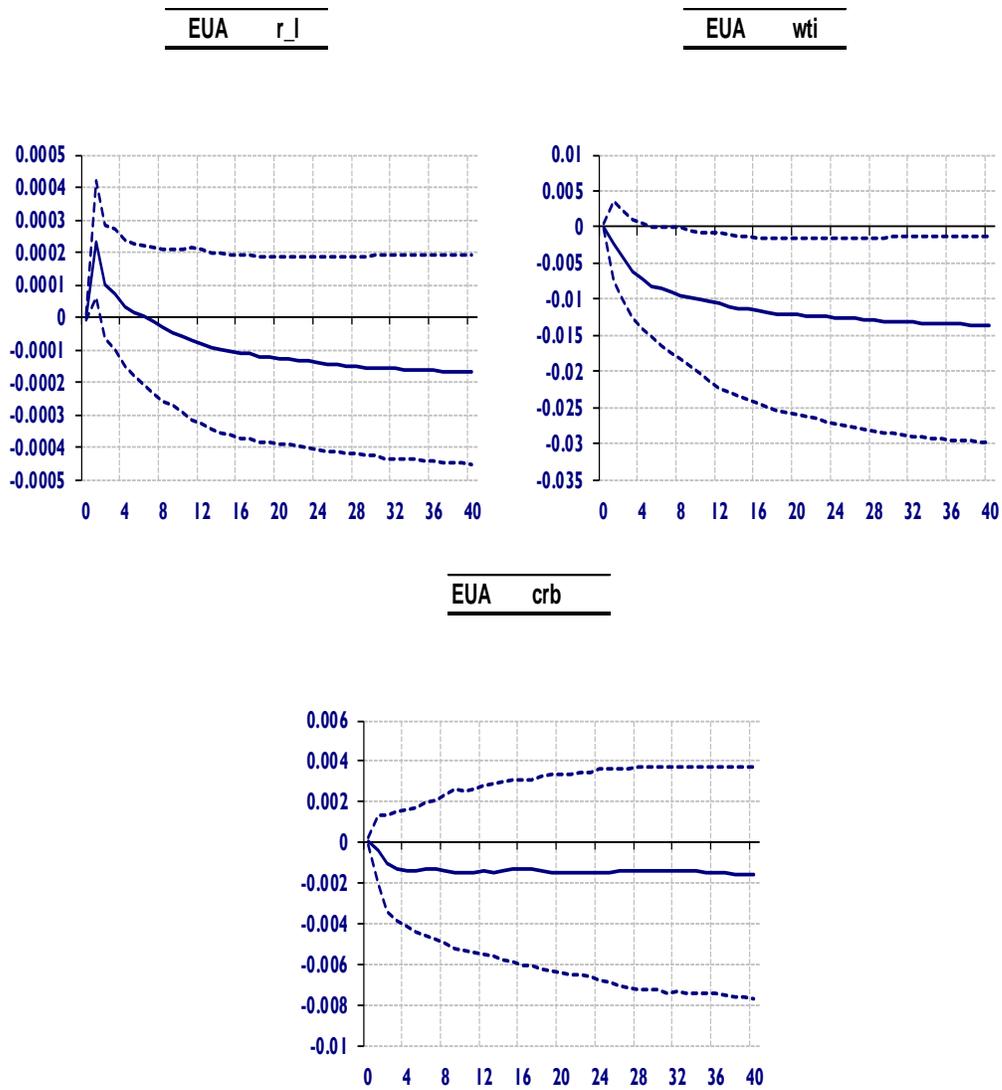
En segundo lugar, existe un margen para diferenciarse entre los países de la región en términos de persistencia y de amplitud de sus respuestas frente a cambios en las variables financieras de EUA. Mientras los rendimientos en los países desarrollados se mantengan bajos, las inversiones en los países emergentes como América Latina seguirán siendo rentables pero cada vez en menor medida, por lo que cobrará mayor relevancia la diferenciación que incentiven las autoridades económicas para generar un mejor clima de inversiones.

Figura 1: Choque (1 d.e) de la tasa de interés *shadow* de la Fed sobre variables de EUA



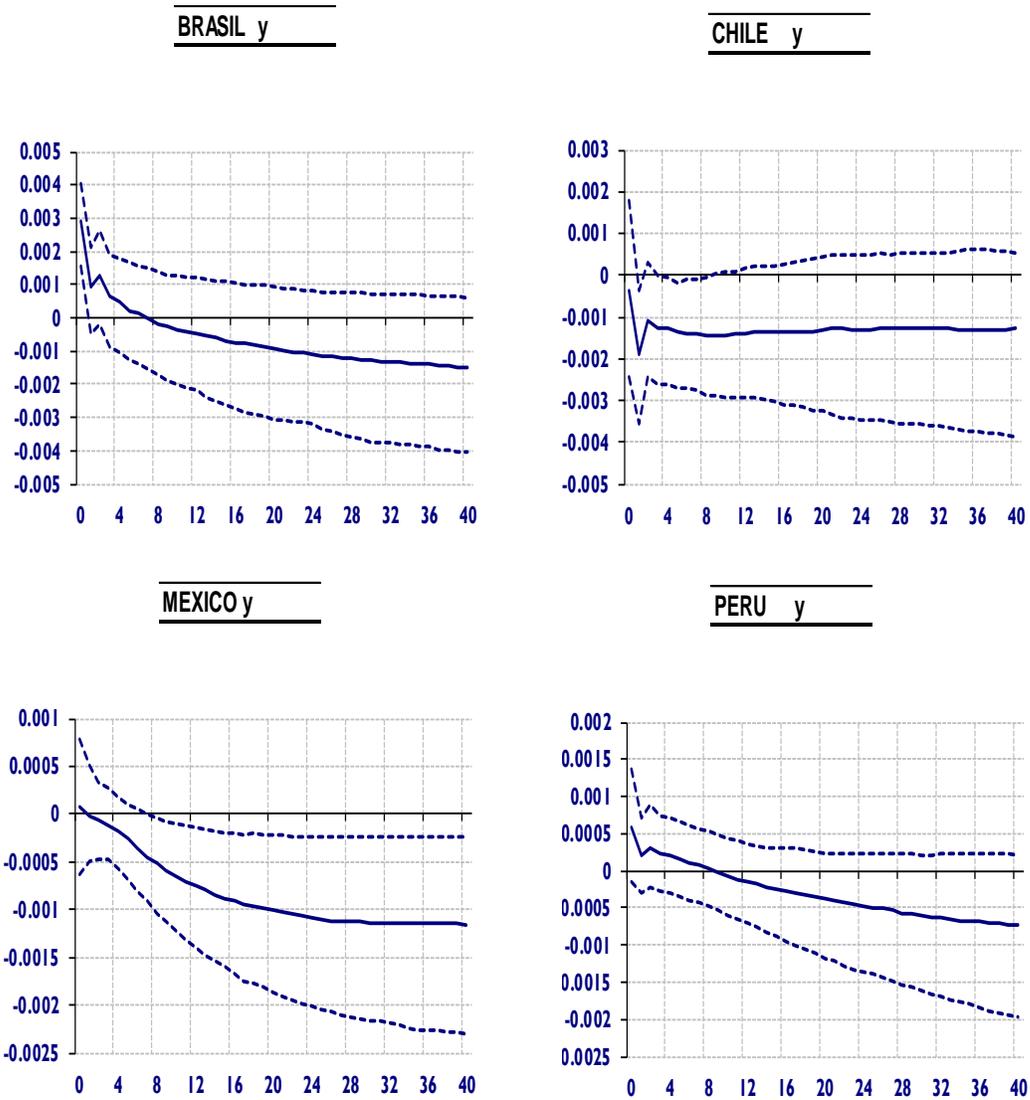
Nota: Las líneas discontinuas representan bandas de confianza al 70 por ciento del procedimiento *bostrapping* realizado para calcular las función impulso respuesta.

Figura 2: Choque (1 d.e) de la tasa de interés *shadow* de la Fed sobre variables de EUA



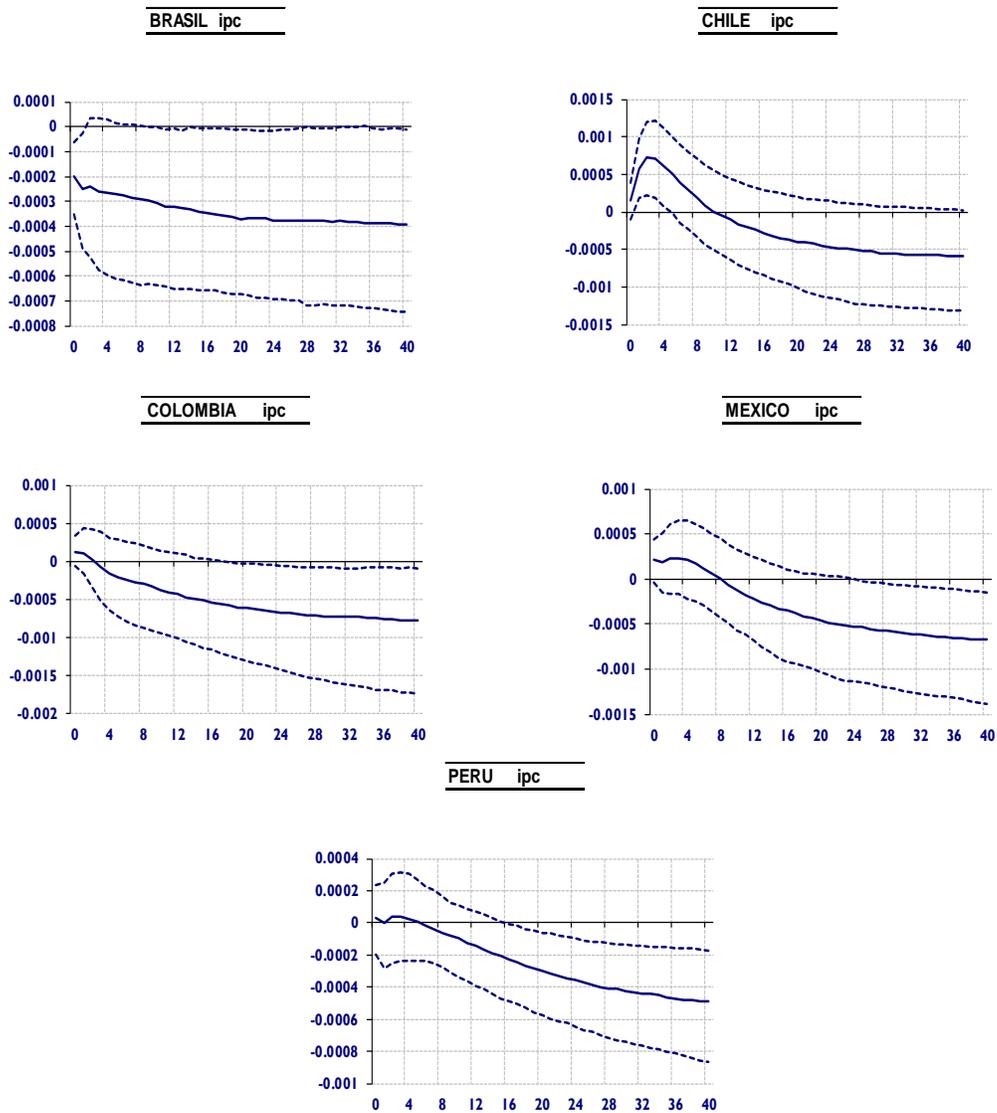
Nota: Las líneas discontinuas representan bandas de confianza al 70 por ciento del procedimiento *bostrapping* realizado para calcular las función impulso respuesta.

Figura 3: Respuesta de la Actividad en América Latina tras el Choque de Política Monetaria en EUA (1 d.e)



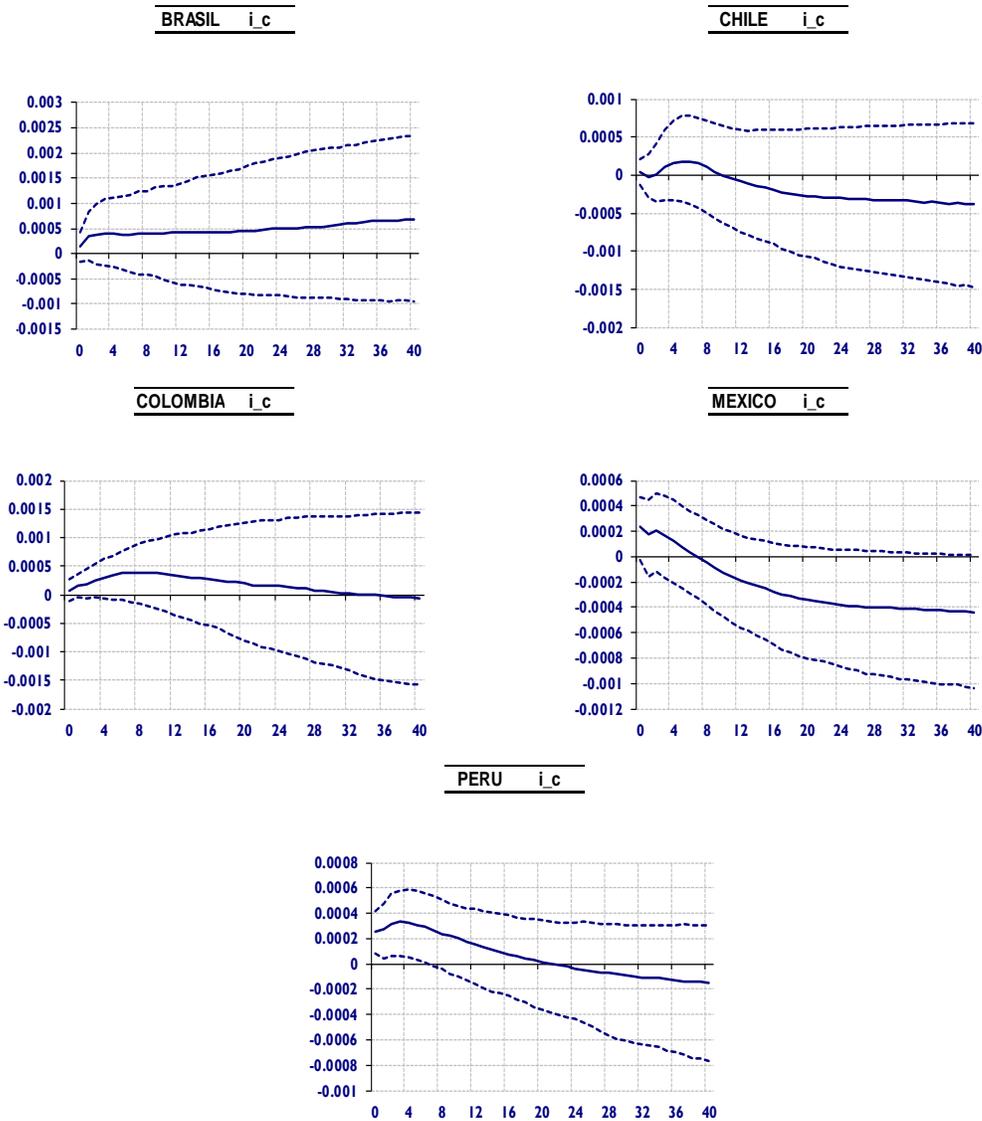
Nota: Las líneas discontinuas representan bandas de confianza al 70 por ciento del procedimiento *bostrapping* realizado para calcular las función impulso respuesta.

Figura 4: Respuesta del IPC en América Latina tras el Choque de Política Monetaria en EUA (1 d.e)



Nota: Las líneas discontinuas representan bandas de confianza al 70 por ciento del procedimiento *bostrapping* realizado para calcular las función impulso respuesta.

Figura 5: Respuesta de las Tasas de Corto Plazo en América Latina tras el Choque de Política Monetaria en EUA (1 d.e)



Nota: Las líneas discontinuas representan bandas de confianza al 70 por ciento del procedimiento *bostrapping* realizado para calcular las función impulso respuesta.

Referencias

- Alper, C. E. (2006). U.S. Monetary Policy Surprises and Emerging Markets Sovereign Spreads. Policy research working paper series, American Economic Association Conference Papers.
- Arora, V. y Cerisola, M. (2001). How Does U.S. Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets? *IMF Staff Papers*, 48(3):3.
- Baltagi, B. H. (2004). Comment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22:163–164.
- Baxter, M. y Kouparitsas, M. A. (2005). Determinants of business cycle comovement: a robust analysis. *Journal of Monetary Economics*, 52(1):113–157.
- Beaton, K. y Desroches, B. (2011). Financial Spillovers Across Countries: The Case of Canada and the United States. Discussion Papers 11-1, Bank of Canada.
- Bernanke, B., Boivin, J., y Elias, P. S. (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1):387–422.
- Boschi, M. (2012). Long- and short-run determinants of capital flows to Latin America: a long-run structural GVAR model. *Empirical Economics*, 43(3):1041–1071.
- Boschi, M. y Girardi, A. (2011). The contribution of domestic, regional and international factors to Latin America’s business cycle. *Economic Modelling*, 28(3):1235–1246.
- Caporale, G. M. y Girardi, A. (2012). Business Cycles, International Trade and Capital Flows: Evidence from Latin America. Discussion Papers of DIW Berlin 1254, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., y Xu, T. (2011). China’s Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America. IZA Discussion Papers 5889, Institute for the Study of Labor (IZA).

- Chudik, A. y Fratzscher, M. (2012). Liquidity, Risk and the Global Transmission of the 2007-08 Financial Crisis and the 2010-11 Sovereign Debt Crisis. CEPR Discussion Papers 8787, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Csonto, B. y Ivaschenko, I. V. (2013). Determinants of Sovereign Bond Spreads in Emerging Markets; Local Fundamentals and Global Factors vs. Ever-Changing Misalignments. IMF Working Papers 13/164, International Monetary Fund.
- Dovern, J. y van Roye, B. (2014). International transmission and business-cycle effects of financial stress. *Journal of Financial Stability*, 13(C):1–17.
- Dées, S., Di Mauro, F., Smith, V., y Pesaran, M. H. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1):1–38.
- Eichengreen, B. y Gupta, P. (2014). Tapering Talk : The Impact of Expectations of Reduced Federal Reserve Security Purchases on Emerging Markets. Policy Research Working Paper Series 6754, The World Bank.
- Eickmeier, S. y Ng, T. (2015). How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach. *European Economic Review*, 74(C):128–145.
- Gruss, B. (2014). After the Boom of Commodity Prices and Economic Growth in Latin America and the Caribbean. IMF Working Papers 14/154, International Monetary Fund.
- Gurara, D. Z. y Ncube, M. (2013). Working Paper 183 - Global Economic Spillovers to Africa- A GVAR Approach. Working Paper Series 981, African Development Bank.
- Kodres, L. E., Hartelius, K., y Kashiwase, K. (2008). Emerging Market Spread Compression; Is it Real or is it Liquidity? IMF Working Papers 08/10, International Monetary Fund.
- Koop, G., Pesaran, M. H., y Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1):119–147.

- Pesaran, M., T., S., y S.M., W. (2004a). Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22:129–162.
- Pesaran, M., T., S., y S.M., W. (2004b). Rejoinder Comments on Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22:129–162.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., y Smith, R. J. (2000). Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. *Journal of Econometrics*, 97(2):293–343.
- Petrova, I., Papaioannou, M. G., y Bellas, D. (2010). Determinants of Emerging Market Sovereign Bond Spreads; Fundamentals Vs Financial Stress. IMF Working Papers 10/281, International Monetary Fund.
- Sims, C. A. y Zha, T. (1998). Does monetary policy generate recessions? Technical report.
- Uribe, M. y Yue, V. (2004). Country spreads and emerging countries: who drives whom? *Proceedings*, (Jun).
- Wu, J. C. y Xia, F. D. (2014). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. NBER Working Papers 20117, National Bureau of Economic Research, Inc.