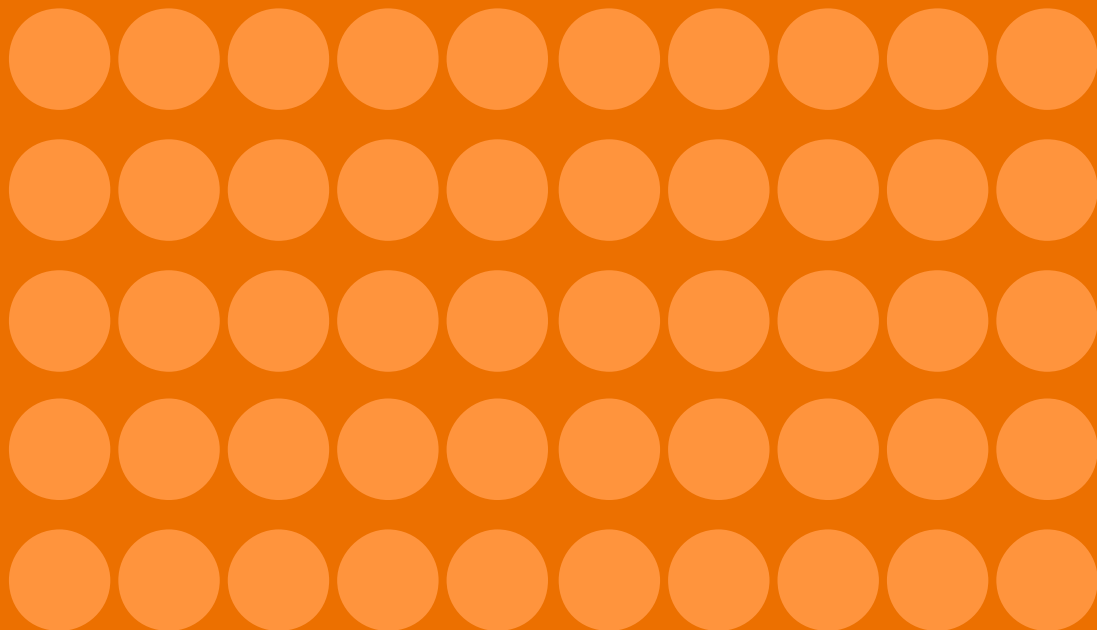


Diego Winkelried
Miguel Ángel Saldarriaga

Socios comerciales y crecimiento en América Latina
Premio de Banca Central Rodrigo Gómez, 2012

Latin American Growth Partners
Central Bank Award Rodrigo Gómez, 2012





Socios comerciales y crecimiento en América Latina



**Diego Winkelried
Miguel Ángel Saldarriaga**

*Socios comerciales
y crecimiento
en América Latina*

PREMIO DE BANCA CENTRAL RODRIGO GÓMEZ, 2012

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

2013

Primera edición, 2013

© Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, 2013
Durango 54, colonia Roma Norte, delegación Cuauhtémoc,
06700 México D. F., México
Derechos reservados conforme a la ley
ISBN 978-607-7734-45-1
Impreso y hecho en México
Printed and made in Mexico



Índice

Presentación	<i>xi</i>
Acerca de los autores	<i>xii</i>
1 Introducción	1
2 Metodología	9
2.1 Hipótesis de agregación	11
2.2 Modelo estructural	14
2.3 Análisis de las respuesta al impulso	15
2.4 Estimación del modelo	17
3 Resultados	19
3.1 Datos	21
3.2 Hipótesis de agregación	24
3.3 Efectos variantes en el tiempo de choques alrededor del mundo	25
3.4 Efectos directos contra indirectos: simulaciones contrafactuales	34
4 Conclusiones	45
Bibliografía	49

PRESENTACIÓN

En septiembre de 1970 los gobernadores de los bancos centrales latinoamericanos, con el fin de honrar la memoria de don Rodrigo Gómez, quien fuera director general del Banco de México de 1952 a 1970, establecieron un premio anual para estimular la elaboración de estudios que sean de interés para los bancos centrales de la región. El CEMLA se complace en publicar el trabajo *Socios comerciales y crecimiento en América Latina*, de Diego Winkelried y Miguel Ángel Saldarriaga, el cual obtuvo el Premio de Banca Central Rodrigo Gómez edición 2012.

Este trabajo evalúa cómo choques originados en grandes economías alrededor del mundo se han transmitido a las tasas de crecimiento de países latinoamericanos. Para ello se propone, calcula, evalúa y simula un modelo VAR estructural bastante parsimonioso, identificado a través de vínculos de comercio bilaterales. Dado que los pesos de comercio evolucionan a lo largo de la muestra, los efectos de los choques son cambiantes con el tiempo. Por tanto, es posible cuantificar cómo el crecimiento de la región se ha visto afectado por vínculos comerciales más estrechos con economías emergentes de rápido crecimiento, y cómo ha respondido a una nueva estructura de comercio mundial, con China como protagonista. Se encuentra que cerca de la mitad del vigoroso crecimiento registrado en América Latina a finales de la década del 2000 puede ser atribuida a multiplicadores (directos y principalmente indirectos) inducidos

por el espectacular crecimiento de la economía china durante el mismo periodo.

Al editar en español e inglés esta investigación, el CEMLA contribuye al estudio de la política monetaria y a su aplicación adecuada en nuestros países.

ACERCA DE LOS AUTORES

Diego Winkelried es doctor en Economía de la Universidad de Cambridge (2010), master en Economía de la misma casa de estudios (2005) y bachiller en Economía de la Universidad del Pacífico (2001). Diego trabaja en el Banco Central de Reserva del Perú desde el año 2000, luego de haber concluido el curso de Extensión Universitaria del BCRP. Es editor de la revista *Estudios Económicos* y jefe del Departamento de Modelos Macroeconómicos. También se desempeña como profesor en la Universidad del Pacífico. <diego.winkelried@bcep.gob.pe>.

Miguel Ángel Saldarriaga se formó como bachiller en Economía en la Universidad de Piura (2009) y concluyó la maestría de Economía en la Universidad del Pacífico (2012). Miguel trabaja en el Banco Central de Reserva del Perú desde el año 2009, luego de finalizar exitosamente el curso de extensión del banco central de ese año. En la actualidad es especialista del Departamento de Estadísticas Monetarias. Además, es profesor de economía en varias universidades peruanas. <miguel.saldarriaga@bcrp.gob.pe>.

Los autores agradecen a Eduardo Morón y Paul Castillo, y a los participantes del Seminario de Investigación Económica del BCRP por sus valiosos comentarios. También agradecen a Donita Rodríguez por su ayuda para ordenar y obtener el conjunto de datos que usaron en sus cálculos. Las opiniones expresadas aquí son las de los autores y no reflejan necesariamente el punto de vista del BCRP o el CEMLA.



1

Introducción

Se ha discutido ampliamente que durante las últimas dos décadas un nuevo contexto global ha surgido como resultado de una integración internacional más profunda y, en especial, por el alto crecimiento de los países emergentes, cuya contribución al crecimiento mundial ha venido incrementándose. Tal como reportan Izquierdo y Talvi (2011), las principales características de este nuevo orden económico global, que se hicieron evidentes luego de la crisis financiera de 2008, son la reasignación del producto y la demanda mundiales de países industrializados a mercados emergentes, y el cambio en la dirección del ahorro mundial, que llevó recursos internacionales abundantes y baratos a las economías emergentes.

La reasignación del producto y la demanda mundiales vino acompañada de cambios en los patrones de comercio internacional. En particular, los países de América Latina han registrado un giro significativo en su comercio hacia mercados emergentes. Al inicio de los años noventa, Estados Unidos era el principal socio comercial de la región, seguido por países europeos, en tanto que Japón era el único país asiático entre los principales socios comerciales. En contraste, a finales de la década pasada, China se había convertido en el principal socio comercial de Brasil, Chile y Perú, y un socio muy relevante para el resto de América Latina. Además, mientras que Estados Unidos se mantenía como uno de los principales socios, varios países europeos habían sido desplazados por economías asiáticas o latinoamericanas (ver cuadro 1).

El cambio en la dirección del comercio refleja un grado más alto de sincronización de los ciclos económicos entre economías

Cuadro 1

PARTICIPACIÓN EN LAS EXPORTACIONES DE AMÉRICA LATINA Y PAÍSES SELECCIONADOS

	1991							
	Estados Unidos	Alemania	Brasil	China	Resto de Europa	Resto de América Latina	Resto de Asia	Otros
Argentina	13.6	8.0	16.3	2.7	31.7	17.4	8.8	1.4
Brasil	26.0	8.8	-	0.9	26.3	17.1	17.9	2.9
Chile	21.2	9.4	5.9	1.1	25.8	8.5	27.1	1.1
Colombia	48.0	9.3	0.9	0.3	18.1	17.4	4.5	1.5
Ecuador	62.8	6.2	0.8	0.0	10.9	15.5	2.9	0.9
México	83.8	1.3	0.5	0.0	6.1	1.9	3.6	2.9
Perú	26.8	6.6	3.9	5.7	23.6	14.4	16.5	2.5
Uruguay	11.8	10.1	28.3	7.4	18.2	17.5	5.1	1.6
Venezuela	70.7	5.2	2.9	0.0	8.0	6.4	4.2	2.5
Promedio América Latina	40.5	7.2	7.4	2.0	18.7	12.9	10.1	1.9
Estados Unidos	-	6.3	1.8	1.9	21.8	13.5	26.7	28.0
Alemania	9.5	-	0.7	0.9	76.7	1.9	8.2	2.0
China	10.0	3.8	0.1	-	6.5	0.5	77.2	1.9

2010

Argentina	7.0	3.5	27.6	11.1	16.4	22.3	8.7	3.3
Brasil	13.2	5.5	-	20.9	19.4	25.2	13.7	2.0
Chile	11.4	1.5	7.0	28.3	14.6	10.4	23.3	3.6
Colombia	50.9	0.8	3.1	5.9	13.9	18.2	5.5	1.7
Ecuador	45.9	2.4	0.4	2.5	11.8	31.6	4.6	0.6
México	83.1	1.2	1.3	1.5	3.4	3.8	1.8	4.0
Perú	15.8	4.4	2.9	18.0	23.9	12.3	10.7	12.0
Uruguay	3.7	8.3	25.9	17.2	15.6	23.9	4.4	1.1
Venezuela	57.8	1.3	1.0	11.1	4.2	4.2	19.5	1.0
<i>Promedio América Latina</i>	<i>32.1</i>	<i>3.2</i>	<i>8.7</i>	<i>12.9</i>	<i>13.7</i>	<i>16.9</i>	<i>10.2</i>	<i>3.3</i>
Estados Unidos	-	4.7	3.5	9.0	15.7	21.2	19.3	26.6
Alemania	9.2	-	1.7	8.2	68.0	2.5	8.3	2.1
China	24.2	5.8	2.1	-	14.9	3.9	44.7	4.5

Fuente: Direction of Trade Statistics (DTIS).

Notas: Las participaciones se calculan como la razón de las exportaciones del país *i* (fila) a la región o país *j* (columna), a la suma de exportaciones del país *i* a los 29 países mencionados en la sección 3.1. La lista es exhaustiva pero excluye África, Centroamérica, Medio Oriente y Europa Oriental. Las participaciones suman 100 para cada fila.

emergentes. De la Torre (2011) enfatiza que mientras los ciclos económicos entre América Latina y China se han vuelto más correlacionados, parecen haberse desacoplado de los ciclos de países ricos, un proceso particularmente notorio con la inesperada y rápida recuperación luego de la crisis financiera de 2008. Sin embargo, los vínculos comerciales directos no representan el único canal a través del cual el crecimiento puede ser afectado. Como argumenta Calderón (2009), los vínculos indirectos, es decir los efectos por medio de terceros países que también son socios comerciales importantes, pueden ser incluso más fuertes. El cuadro 1 muestra que China se ha convertido en un destino importante también para las exportaciones de grandes economías industrializadas: la participación china en las exportaciones de Estados Unidos creció de un 1.9% en 1991 a un 9.0% en 2010, mientras que en las exportaciones alemanas aumentó de un 0.9% a un 8.2% en el mismo periodo. Estas cifras sugieren que en la nueva configuración mundial de comercio la influencia de China sobre América Latina no sólo se manifestaría mediante vínculos comerciales directos más fuertes, sino además por efectos indirectos dada su importancia creciente para los socios comerciales tradicionales de la región.

El objetivo de este trabajo es investigar las implicaciones de este nuevo escenario global, donde los mercados emergentes (particularmente China) son más prominentes en la economía mundial, en el crecimiento de América Latina. En particular, pretendemos responder a las siguientes preguntas:

- ¿Cómo ha respondido el crecimiento de América Latina a choques en socios comerciales tradicionales como Estados Unidos y, en menor medida, Alemania? ¿Han cambiado estas respuestas por el surgimiento de China como un actor global?
- ¿Son las tasas de crecimiento observadas en América Latina durante el primer decenio del siglo XXI un producto del gigante chino? De ser así, ¿se deben a una relación bilateral más cercana con China o a efectos de segunda vuelta originados por la demanda vigorosa de este país?
- A pesar de que la economía china es el caso más emblemático de una economía emergente grande de rápido crecimiento, no es el único. Por ejemplo, recientemente Brasil superó al Reino

Unido como la sexta economía mundial. Pero, ¿un choque en Brasil produce efectos similares sobre la región a los de un choque en China? En otras palabras, ¿un choque brasileño genera impactos globales?

Para responder a estas preguntas, siguiendo a Abeyasinghe y Forbes (2005), calculamos y simulamos un modelo VAR estructural (SVAR) para las tasas de crecimiento de 29 países alrededor del mundo durante las últimas dos décadas. Para conseguir una especificación parsimoniosa restringimos los efectos de retroalimentación hacia la tasa de crecimiento de un país, al considerar un agregado “resto del mundo” en lugar de cada socio comercial individualmente. En la agregación se utilizan pesos de comercio bilateral que varían en el tiempo, lo que nos permite explorar cómo las interacciones complejas entre las tasas de crecimiento de los 29 países en la muestra han evolucionado a lo largo del tiempo. El modelo SVAR captura no sólo los efectos directos de comercio sino también los efectos indirectos, de tal forma que un choque sobre un país puede generar efectos grandes sobre otros incluso si son socios comerciales menores.

El aumento de la globalización durante los últimos 20 años ha resaltado la importancia de los vínculos internacionales en la economía global, y la importancia de capturarlos en modelos econométricos. Así, una gran literatura en el campo de la economía internacional explota estas interrelaciones. Los primeros estudios incluyen a Norrbin y Schlagenhauf (1996), Elliott y Fatas (1996), y más recientemente a Abeyasinghe y Forbes (2005), Canova (2005), Enders y Souki (2008), y Canova y Ciccarelli (2009). El enfoque más popular está relacionado con el llamado VAR global (GVAR), presentado en Pesaran *et al.* (2004), y extendido en Dees *et al.* (2007). Recientemente, Cesa-Bianchi *et al.* (2011) han utilizado este enfoque para responder preguntas similares a las formuladas líneas arriba.

Aunque nuestro enfoque está relacionado con el GVAR, existen algunas diferencias metodológicas importantes. Primero, nuestro modelo es más pequeño pues incluye una variable por país (crecimiento del PIB). Aún cuando esto nos impide clasificar los choques más adecuadamente (por ejemplo, choques de oferta contra choques de demanda), nos permite evaluar la hipótesis de agregación

que se toma como cierta en la literatura acerca del GVAR. Segundo, nuestra estrategia de identificación difiere ya que usamos las mismas restricciones de agregación para identificar choques específicos de cada país. Tercero, proponemos una función de respuesta al impulso estandarizada que puede ser interpretada como una elasticidad, y de esta manera podemos tratar con las diferentes varianzas de los choques entre países en el modelo. Finalmente, utilizamos las restricciones de agregación para explorar las condiciones de rango y orden para realizar una estimación con variables instrumentales. De esta manera, no necesitamos supuestos de exogeneidad débil, como que cada país en el mundo –con excepción de Estados Unidos– sea tratado como una pequeña economía abierta, los cuales son comunes en el enfoque GVAR.

Encontramos evidencia que apunta a efectos crecientes del crecimiento chino sobre América Latina, en línea con Cesa-Bianchi *et al.* (2011). Además encontramos evidencia débil pero indicativa de efectos decrecientes de Estados Unidos y Alemania. Por otro lado, nuestros resultados señalan que los choques brasileños son cualitativamente diferentes a los chinos, ya que sus efectos de segunda vuelta son importantes sólo para algunos de sus países vecinos. Los resultados además resaltan la importancia de efectos indirectos del crecimiento de China para explicar el auspicioso crecimiento en la región.

La sección 2 discute aspectos metodológicos y desarrolla un SVAR que permite retroalimentación compleja de manera parsimoniosa. Más aún, se propone una prueba de hipótesis formal sobre las restricciones de agregación integradas en el SVAR. La sección 3 describe los datos, presenta funciones de respuesta al impulso variantes en el tiempo y analiza la evolución en los efectos de un choque originado en Estados Unidos, China, Alemania y Brasil. Además, se realizan simulaciones para cuantificar y distinguir las ganancias para los países de América Latina de la nueva estructura de comercio mundial. La sección 4 presenta conclusiones y sugerencias para investigaciones futuras.



2

Metodología

Esta sección discute el marco econométrico utilizado para investigar cómo la retroalimentación entre las tasas de crecimiento de n países alrededor del mundo ha evolucionado en los últimos dos decenios. Dos elementos importantes son considerados. Primero, se imponen restricciones de agregación sobre la forma reducida estándar y potencialmente grande de un VAR de tasas de crecimiento, y evaluamos formalmente su significancia. Estas restricciones no sólo promueven la parsimonia del modelo, sino que además sirven para identificar una forma estructural y sugerir instrumentos válidos y relevantes para la estimación. Segundo, tal como en Abeyasinghe y Forbes (2005), y Cesa-Bianchi *et al.* (2011), permitimos que los pesos bilaterales de comercio evolucionen a lo largo del tiempo, capturando de esta manera la dinámica compleja reflejada en la dirección cambiante del comercio latinoamericano hacia mercados emergentes. Esta característica nos permiten obtener funciones de respuesta al impulso variantes en el tiempo.

2.1 Hipótesis de agregación

Nuestro punto de partida es la forma reducida de un modelo VAR(p):

$$\mathbf{1} \quad \mathbf{y}_t = \sum_{r=1}^p \mathbf{A}_r \mathbf{y}_{t-r} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

donde \mathbf{y}_t es un vector $n \times 1$ de variables endógenas cuyo i -ésimo elemento corresponde a la tasa de crecimiento del país i en el periodo t , \mathbf{A}_r ($r = 1, 2, \dots, p$) son matrices de coeficientes y $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ es el vector de

innovaciones estadísticas *iid* mutuamente correlacionadas. La matriz de covarianzas de ε_t es una matriz $n \times n$ definida positiva Ω_ε .

Es bien sabido que la utilidad de un modelo dinámico como 1 puede ser limitada en muestras finitas debido a la proliferación de parámetros que precisan ser estimados. Así, cada rezago adicional implica el cómputo de n^2 coeficientes, que podrían presentar muy malas propiedades dados los tamaños de muestra encontrados usualmente en aplicaciones. Por lo tanto, alcanzar la parsimonia imponiendo restricciones razonables sobre las matrices A_r mejoraría la calidad de los procedimientos de inferencia en el sistema VAR. Este es el propósito de las restricciones de agregación, donde pesos dados son utilizados en la construcción de variables agregadas, sin sacrificar los efectos de retroalimentación entre países.

Considere un agregado compuesto por las $(n - 1)$ variables en y_t con excepción de $y_{i,t}$:

$$2 \quad x_{i,t} = \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{j,t} \quad \text{donde} \quad \sum_{j=1}^n w_{ij} = 1 \quad \text{y} \quad w_{ii} = 0.$$

La definición del agregado $x_{i,t}$ es general. Las ponderaciones w_{ij} pueden ser cambiantes en el tiempo, pero para evitar recargar la notación dejamos implícita esta dependencia (relajamos esta formulación líneas abajo). Además, los pesos w_{ij} no deben ser calculados conjuntamente con A_r , pues de otra manera la linealidad del modelo var se pierde con la agregación. Esta situación corresponde tanto a pesos no aleatorios como a pesos estocásticos predeterminados, es decir, su determinación (y por lo tanto su estimación) es independiente de ε_t .

Tomemos la i -ésima ecuación en el VAR no restringido 1:

$$3 \quad y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r) y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p \sum_{j \neq i}^n a_{ij}(r) y_{j,t-r} + \varepsilon_{i,t},$$

donde $y_{i,t}$ es el i -ésimo elemento de y_t , $\varepsilon_{i,t}$ es el i -ésimo elemento de ε_t , y $a_{ij}(r)$ denota el (i, j) -ésimo elemento de A_r . En un modelo alternativo y restringido toda la retroalimentación dinámica hacia $y_{i,t}$ viene de sus propios rezagos y los rezagos del agregado:

4

$$y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r)y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p c_i(r)x_{i,t-r} + \bar{\varepsilon}_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r)y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p \sum_{j \neq i}^n c_i(r)w_{ij}y_{j,t-r} + \bar{\varepsilon}_{i,t}.$$

Si $a_{ij}(r) = c_i(r)w_{ij}$, luego el modelo restringido 4 es equivalente al modelo sin restricciones 3. Estas $p(n - 1)$ igualdades implican un total de $p(n - 1) - p = p(n - 2)$ restricciones que toman la forma:

$$5 \quad a_{ij}(r) - \left[\frac{w_{ij}}{w_{ik}} \right] a_{ik}(r) = 0 \quad \text{para } j \neq k, k \neq i \text{ y } r = 1, 2, \dots, p.$$

Las restricciones de agregación implican que los elementos de la i -ésima fila de \mathbf{A}_r son proporcionales entre sí, y que el factor de proporcionalidad viene dado por la razón w_{ij}/w_{ik} . En otras palabras, $y_{j,t}$ y $y_{k,t}$ afectan valores futuros de $y_{i,t}$ proporcionalmente a sus contribuciones al agregado 2.

El modelo no restringido corresponde a la regresión de $y_{i,t}$ sobre los p rezagos de \mathbf{y}_t . Esto equivale a pn coeficientes por ecuación y a pn^2 coeficientes en todo el VAR. Por otro lado, en el modelo restringido corresponde a la regresión de $y_{i,t}$ sobre sus p rezagos y los p rezagos del agregado $x_{i,t}$. Aquí, cada ecuación tiene $2p$ coeficientes y el VAR restringido tiene $2pn$ coeficientes. Por lo tanto, las restricciones de agregación pueden reducir el número de coeficientes por calcular de manera sustancial, incluso para valores moderados de n . Por ejemplo, si $p = 2$ y $n = 10$ entonces tendremos $pn^2 = 200$ coeficientes en el modelo no restringido y sólo $2pn = 40$ en el restringido, y un total de $np(n - 2) = 160$ restricciones.

Las restricciones de agregación pueden ser convenientemente reinterpretadas como restricciones de exclusión, y esta es la base para el contraste de hipótesis. Luego de algunas manipulaciones simples, la ecuación original 3 puede ser reescrita como:

$$6 \quad y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r)y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p c_i(r)x_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p \sum_{j \neq i}^n \delta_{ij}(r)y_{j,t-r} + \varepsilon_{i,t},$$

donde $\delta_{ij}(r) = a_{ij}(r) - c_i(r)w_{ij}$, para $r = 1, \dots, p$, $j = 1, 2, \dots, n$ y $j \neq i$. Por tanto, en el modelo restringido se cumple que $\delta_{ij}(r) = 0$ para todo r y $j \neq i$. Por ende, evaluar la hipótesis de agregación equivale a calcular

la ecuación extendida (6) mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y contrastar $H_0: \delta_{ij}(r) = 0$ utilizando un estadístico de Wald estándar. Nótese que H_0 tiene la interesante interpretación que una vez que se controla por $x_{i,t}$, sus constituyentes $y_{j,t}$ no tienen poder predictivo sobre $y_{i,t}$.

2.2 Modelo estructural

A pesar de que la forma reducida es usada para investigar si un modelo que incorpora restricciones de agregación sirve como una caracterización válida de los datos, el objeto de interés final es un modelo que permita retroalimentación contemporánea de $x_{i,t}$ a $y_{i,t}$. En jerga econométrica, buscamos una forma estructural (SVAR) asociada con la forma reducida 1, luego de imponer las restricciones de agregación. La i -ésima ecuación de dicho modelo estructural es:

$$7 \quad y_{i,t} = \sum_{r=1}^p \phi_i(r) y_{i,t-r} + \sum_{r=0}^p \beta_i(r) x_{i,t-r} + u_{i,t},$$

donde $u_{i,t}$ es un choque estructural a la tasa de crecimiento del país i . Para expresar este sistema en forma matricial, definamos $\mathbf{B}_r = \text{diag}(\beta_1(r), \beta_2(r), \dots, \beta_n(r))$ y $\mathbf{\Phi}_r = \text{diag}(\phi_1(r), \phi_2(r), \dots, \phi_n(r))$ como las matrices diagonales $n \times n$ que contienen los coeficientes asociados a los efectos del rezago r . Definamos además \mathbf{W}_t como la matriz $n \times n$ cuyo elemento (i, j) es $w_{ij,t}$, y recordemos que $w_{ii,t} = 0$ para todo t . Luego, al concatenar las n ecuaciones de la forma 7, obtenemos:

$$8 \quad (\mathbf{I}_n - \mathbf{B}_0 \mathbf{W}_t) \mathbf{y}_t = \sum_{r=1}^p (\mathbf{\Phi}_r + \mathbf{B}_r \mathbf{W}_{t-r}) \mathbf{y}_{t-r} + \mathbf{u}_t.$$

Las implicaciones de las restricciones de agregación pueden ser claramente apreciadas en 8: la matriz $n \times n$ de retroalimentación $\mathbf{\Phi}_r + \mathbf{B}_r \mathbf{W}_{t-r}$ contiene sólo $2n$ parámetros desconocidos, y la matriz $n \times n$ de efectos contemporáneos $\mathbf{I}_n - \mathbf{B}_0 \mathbf{W}_t$, similar a la utilizada en Elliott y Fatas (1996), contiene sólo n parámetros libres. Por tanto, a diferencia de la tradición SVAR donde la forma estructural, en particular sus efectos contemporáneos y la matriz de covarianza de los choques estructurales, necesita ser restringida para alcanzar la identificación, las restricciones de agregación ya identifican al

modelo: la forma reducida contiene pn^2 parámetros libres, y la forma estructural tiene sólo $n(2p + 1)$, de forma que la identificación es alcanzada bajo la condición (trivial) $p(n - 2) \geq 1$.¹ Es importante notar que la identificación se desprende del hecho que \mathbf{W}_t es predeterminada, es decir, su cálculo es independiente del que se hace del SVAR.

Otra característica interesante de 8 es que es un VAR cambiante en el tiempo. Como tal, tiene la flexibilidad de estabiliza las estimaciones de los coeficientes invariantes en el tiempo (\mathbf{B}_r y $\mathbf{\Phi}_r$) ante la presencia de choques importantes, como crisis internacionales. Por construcción, cambios en las estructuras de comercio bilaterales históricas a través del tiempo se verán reflejados en todas las relaciones involucradas en el SVAR, ya sean directas o indirectas, contemporáneas o rezagadas. Más aún, dado que es probable que \mathbf{W}_t evolucione de manera suave, también lo harán los coeficientes en 8, un resultado que normalmente se obtiene al imponer que los coeficientes evolucionen como caminos aleatorios correlacionados (cf. Primiceri, 2005). Sin embargo, dado que la naturaleza cambiante de los parámetros del modelo está relacionada con la evolución de pesos predeterminados \mathbf{W}_t , el tratamiento de sus propiedades estocásticas se simplifica enormemente (ver, por ejemplo, la sección 2.4).

2.3 Análisis de las respuestas al impulso

La naturaleza cambiante en el tiempo de las matrices de coeficientes en 8 implica que las funciones de estas matrices, tales como las funciones de impulso respuesta, también dependen de t . Esta es una propiedad interesante del modelo y nos permite investigar cómo diferentes configuraciones de las matrices \mathbf{W}_t (diferentes estructuras comerciales) afectan a las respuestas dinámicas del sistema.

Condicionado a una configuración particular de comercio $\mathbf{W}_t = \mathbf{W}$ para todo t , el SVAR se vuelve invariante en el tiempo y puede ser representado mediante un proceso de medias móviles:

¹ Este conteo no incluye los parámetros en las matrices de covarianzas de las innovaciones $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ y los choques estructurales \mathbf{u}_t . En ambos casos, estos son parámetros no restringidos por lo que la condición de orden arriba mencionada no se altera.

9

$$y_t = \Theta_0 \mathbf{u}_t + \Theta_1 \mathbf{u}_{t-1} + \Theta_2 \mathbf{u}_{t-2} + \Theta_3 \mathbf{u}_{t-3} + \dots$$

Las matrices Θ_h satisfacen la recursión:

10

$$\Theta_h = \mathbf{C}_1 \Theta_{h-1} + \mathbf{C}_2 \Theta_{h-2} + \dots + \mathbf{C}_p \Theta_{h-p},$$

con $\Theta_0 = \mathbf{C}_0$ y $\Theta_h = \mathbf{0}$ para $h < 0$ como condiciones iniciales, y $\mathbf{C}_0 = (\mathbf{I}_n - \mathbf{B}_0 \mathbf{W})^{-1}$ y $\mathbf{C}_r = \mathbf{C}_0 (\Phi_r + \mathbf{B}_r \mathbf{W})$ (la dependencia de \mathbf{W} se deja implícita para aliviar la notación). Las respuestas a un choque estructural luego de h periodos están dadas por los elementos de Φ_h . La respuestas acumuladas se recogen en $\Psi_h = \Theta_0 + \Theta_1 + \dots + \Theta_h$.

Seguindo a Winkelried (2011), para comparar los efectos de choques de diferentes tamaños entre países consideramos una respuesta estandarizada que toma en cuenta la variabilidad relativa de los diferentes choques en \mathbf{u}_t . Sea \mathbf{e}_i un vector de selección $n \times 1$ con la unidad como su i -ésimo elemento y ceros en el resto. Supongamos que perturbamos el i -ésimo elemento de \mathbf{u}_t ($\mathbf{u}_0 = \mathbf{e}_i$), un choque que es interpretado como una perturbación estructural sobre la tasa de crecimiento del país i . El efecto relativo de un choque i sobre el país j luego de h periodos viene dado por:

11

$$\rho_{ij}(h) = \frac{\mathbf{e}_j' \Psi_h \mathbf{e}_i}{\mathbf{e}_i' \Psi_h \mathbf{e}_i},$$

Luego de h periodos, el choque estructural tiene un efecto acumulado de $\mathbf{e}_i' \Psi_h \mathbf{e}_i$ sobre el crecimiento del país i . Por tanto, dada la linealidad de Ψ , fijar $\mathbf{u}_0 = \mathbf{e}_i / (\mathbf{e}_i' \Psi_h \mathbf{e}_i)$ representa un choque que produce un incremento en la i -ésima tasa de crecimiento de exactamente un uno por ciento luego de h periodos. La definición de 11 es simplemente la respuesta acumulada de la tasa de crecimiento del país j a dicho choque, es decir, cuánto del choque a la i -ésima perturbación se traslada a la j -ésima tasa de crecimiento.

Los efectos relativos resumen la dinámica compleja en el SVAR. Los efectos de impacto $\rho_{ij}(0)$ pueden ser considerados como una respuesta directa, transmitida inmediatamente, y que depende en gran medida de la relación bilateral entre los países i y j , en concreto del peso w_{ji} . Por su parte, $\rho_{ij}(h)$ para $h > 0$ incluye los efectos de la propagación del choque a otras economías en el sistema. Así,

para $h > 0$ los efectos relativos son *multiplicadores indirectos*. Debido a estos multiplicadores, un choque a un país puede tener grandes efectos sobre otros incluso si son socios comerciales menores.

Cabe mencionar que nuestro modelo permite la identificación del *origen* de un choque (por ejemplo, el país i), pero no aporta mucho en explicaciones más profundas relacionadas con su naturaleza (por ejemplo, si es un choque de demanda o de oferta). Por lo tanto, no tratamos de darle al choque otra interpretación que “la economía que golpea primero” [ver Enders y Souki (2008), para una discusión más detallada].

2.4 Estimación del modelo

Sea $\mathbf{x}_t = \mathbf{W}_t \mathbf{y}_t$ el vector $n \times 1$ de agregados: el i -ésimo elemento de \mathbf{x}_t es $x_{i,t}$. Luego, 8 equivale a:

$$12 \quad \mathbf{y}_t = \sum_{r=1}^p \Phi_r \mathbf{y}_{t-r} + \mathbf{B}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{r=1}^p \mathbf{B}_r \mathbf{x}_{t-r} + \mathbf{u}_t,$$

una formulación similar al GVAR de Pesaran et al. (2004). Esta representación es muy útil para la estimación de \mathbf{B}_0 , \mathbf{B}_r , Φ_r y Ω_u , la matriz de covarianza de \mathbf{u}_t . La ecuación 12 corresponde a un sistema estándar de ecuaciones simultáneas donde, dada la definición de \mathbf{x}_t y las posibles correlaciones entre los elementos de \mathbf{u}_t , \mathbf{x}_t puede ser considerada como endógena. Las restricciones de agregación no sólo ayudan a identificar el modelo SVAR, sino que además sugieren el uso de las tasas de crecimiento rezagadas como variables instrumentales. Con ello, evitamos invocar los supuestos habituales de endogeneidad débil sobre \mathbf{x}_t que han sido cuestionados en Mutl (2009).

Como se mencionó, resulta que los rezagos de \mathbf{y}_t son variables instrumentales válidas y relevantes para la estimación de 12. Esto es una consecuencia de que cada elemento de \mathbf{x}_t sea definido como una combinación lineal particular de \mathbf{y}_t , y por lo tanto, la información contenida en \mathbf{y}_t que se encuentra fuera del espacio generado por las columnas de \mathbf{W}_t puede ser utilizada para identificar el modelo. Con el fin de ilustrar la relevancia de \mathbf{y}_{t-1} como un vector de instrumentos, consideremos la primera ecuación estructural para

el caso $n = 3$ y $p = 1$, y que \mathbf{w}_t designe a la primera fila de \mathbf{W}_t . Luego, los regresores son $(y_{1,t-1}, x_{1,t}, x_{1,t-1})' \equiv (\mathbf{e}'_1 \mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{w}_t \mathbf{y}_t, \mathbf{w}_{t-1} \mathbf{y}_{t-1})'$, por lo que el valor esperado del producto exterior de los vectores de variables explicativas e instrumentos es la matriz 3×3 :

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_1' \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t-1} \mathbf{y}_{t-1}') \\ \mathbf{w}_t \mathbb{E}(\mathbf{y}_t \mathbf{y}_{t-1}') \\ \mathbf{w}_{t-1} \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t-1} \mathbf{y}_{t-1}') \end{bmatrix}.$$

Dado que $\mathbf{w}_t \mathbf{e}_1 = 0$ por construcción para todo t , la primera fila de \mathbf{Q} es linealmente independiente de la segunda y la tercera siempre que $\mathbb{E}(\mathbf{y}_t \mathbf{y}_{t-1}') \neq 0$. Por otro lado, si $\mathbb{E}(\mathbf{y}_t \mathbf{y}_{t-1}') \neq \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t-1} \mathbf{y}_{t-1}')$, entonces la segunda y tercera filas también son independiente incluso si no hay variación temporal en \mathbf{w}_t . Por ello, $\text{rango}(\mathbf{Q}) = 3$ se cumplirá con condiciones generales y, así, \mathbf{y}_{t-1} constituirá un vector adecuado de instrumentos que cumpla la condición de rango para su identificación. Rezagos adicionales de \mathbf{y}_t sobreidentifican el modelo.²

Por lo tanto, un procedimiento de MCO en dos etapas estándar, ecuación por ecuación, que utilice los rezagos $\mathbf{y}_{t-1}, \dots, \mathbf{y}_{t-K}$ como instrumentos es usado para calcular la ecuación 12. Los resultados son robustos a la elección de $K \geq p$ y al uso de métodos alternativos de estimación como el de MCO en tres etapas. Tomando en cuenta los resultados sobre p en el cuadro 2 en la siguiente sección establecemos que $K = 4$.

² Las regresiones de primera etapa sugieren que los instrumentos son de calidad aceptable. El R^2 ajustado en regresiones de $x_{i,t}$ sobre \mathbf{y}_{t-1} varía de 0.19 a 0.54, con un promedio de 0.42. Estas cifras pueden ser mejoradas añadiendo rezagos adicionales de \mathbf{y}_t como variables explicativas: el R^2 ajustado de las regresiones de $x_{i,t}$ sobre \mathbf{y}_{t-1} y \mathbf{y}_{t-2} va de 0.23 a 0.59.



3

Resultados

A continuación presentamos los principales resultados de nuestro análisis. Primero, se describen los datos y las fuentes de información. Luego, encontramos evidencia que apoya la hipótesis de agregación. Se calcula el SVAR y se analiza la evolución de sus funciones de respuesta al impulso. Encontramos que la influencia de la economía china sobre los países de América Latina, con excepción de Venezuela, se ha incrementado significativamente. Esta mayor influencia refleja una relación bilateral más cercana con China y, más importante, las consecuencias sobre el mundo de un crecimiento chino más alto. Más aún, los resultados señalan que la influencia de socios comerciales tradicionales, como Estados Unidos y Europa (exactamente Alemania) ha decrecido en el mismo periodo. Sin embargo, la evidencia que apoya este fenómeno es aún débil y debemos tomar los resultados como indicativos en lugar de categóricos.

3.1 Datos

Se dispone de una base de datos exhaustiva de las tasas de crecimiento del producto interno bruto real (PIB) con frecuencia trimestral, desde 1989T1 a 2011T2, para $n = 29$ países: nueve de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú, Uruguay y Venezuela), dos de Norteamérica (Canadá y Estados Unidos), ocho de Europa (Alemania, España, Francia, Italia, Países Bajos, Reino Unido, Suecia y Suiza), ocho de Asia (China, Corea del Sur, Hong Kong, India, Japón, Malasia, Singapur y Tailandia), y dos

Cuadro 2**CONTRASTES DE AGREGACIÓN**

	n	$\sum w$	p	GL	$Estad. \chi^2$	p -value
Argentina	7	71	1	5	2.888	0.717
Brasil	8	71	1	6	7.012	0.320
Chile	9	74	1	7	11.722	0.110
Colombia	4	71	1	2	0.842	0.656
Ecuador	4	70	4	8	15.261	0.054 ^a
México	3	91	2	2	4.037	0.133
Perú	8	70	4	24	30.816	0.159
Uruguay	7	73	1	5	12.126	0.033 ^b
Venezuela	3	77	1	1	0.666	0.414
Canadá	3	91	1	1	0.998	0.318
Estados Unidos	7	70	2	10	13.391	0.203
Alemania	6	72	4	16	26.643	0.046 ^b
España	4	73	2	4	9.064	0.060 ^a
Francia	5	73	1	3	4.956	0.175
Italia	5	73	1	3	2.205	0.531
Países Bajos	4	76	1	2	9.318	0.009 ^c
Reino Unido	6	75	1	4	6.783	0.148
Suecia	6	73	1	4	6.262	0.180
Suiza	5	70	1	3	6.174	0.103
China	4	71	3	6	8.024	0.236
Corea del Sur	5	70	1	3	3.829	0.280
Hong Kong	4	77	1	2	9.482	0.009 ^c
India	7	71	1	5	5.079	0.406
Japón	6	71	1	4	2.183	0.702
Malasia	6	74	1	4	9.217	0.056 ^a
Singapur	6	72	1	4	9.333	0.053 ^a
Tailandia	6	72	4	16	12.310	0.722
Australia	6	70	1	4	13.066	0.011 ^b
Nueva Zelanda	5	71	1	3	6.444	0.092 ^a

Notas: Resultados para $H_0: \delta_j(r) = 0$ en la ecuación 6, para todo $i = 1, \dots, n, j \neq i$ y $r = 1, \dots, p$. n es el número de socios comerciales utilizado para construir el agregado χ ; $\sum w$ es la participación de comercio de cada país con sus n socios principales; p es el tamaño de rezago escogido por el criterio modificado de Akaike; GL es el número de restricciones, $p(n - 2)$. ^{a, b y c} representan el rechazo a un nivel de significancia del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

de Oceanía (Australia y Nueva Zelandia). El principal criterio para incluir un país en la base de datos es la disponibilidad de los datos. Para el periodo de la muestra estos países representan más del 80% de la producción mundial y más del 80% del comercio mundial.

La principal fuente de información es la base de datos *International Financial Statistics* (IFS, FMI), que contiene información para la mayoría de los países. Para algunos países latinoamericanos (Argentina, Brasil, Colombia, Ecuador y Uruguay) la información de la IFS es incompleta y datos de los respectivos bancos centrales se utilizan para los periodos faltantes, mientras que para Venezuela toda la serie viene de su banco central. En el caso de Tailandia y China los datos se han completado con las estimaciones de Abeyasinghe y Gulasekaran (2004), disponibles en la página web de Tilak Abeyasinghe. Los datos del IFS para Norteamérica, Europa y Oceanía están desestacionalizados. Las series que no estaban ajustadas estacionalmente se ajustaron utilizando TRAMO-SEATS.

La información de comercio proviene de la base *Direction of Trade Statistics* (DOTS, FMI), de 1989 a 2010. Las exportaciones son reportadas en dólares FOB (*free on board*). Para cada año, el peso de exportación w_{ij} es calculado como la razón de las exportaciones del país i al país j sobre la suma de las exportaciones del país i a los 29 países en la muestra. Luego, las cifras se convierten en trimestrales mediante un promedio móvil de 12 trimestres de las series escalonadas obtenidas al repetir las cifras anuales en cada trimestre del año correspondiente. Finalmente, para asegurar que los pesos sean predeterminados, los rezagamos cuatro periodos; por ejemplo, los pesos de 2011T1 corresponden a la estructura de comercio de 2010T1. En total, el conjunto de datos tiene $n(n - 1) = 812$ series de pesos de exportaciones (recordar que $w_{ii} = 0$).³

³ Los resultados al utilizar pesos de comercio (exportaciones e importaciones) fueron similares a los reportados abajo. Además, las conclusiones se mantienen si usamos un promedio móvil de ocho trimestres en las estimaciones de los pesos trimestrales.

3.2 Hipótesis de agregación

Debido a la cantidad limitada de datos, alrededor de 85 observaciones luego de ajustar por las condiciones iniciales, no podemos evaluar la hipótesis de agregación discutida en la sección 2.1 para todos los socios comerciales disponibles ($n - 1 = 28$). Sin embargo, una inspección informal de los datos revela que para un país típico una participación significativa de su comercio es concentrada en un número pequeño de socios. Por ello, fijamos n como el mínimo valor tal que la participación promedio de los principales n socios comerciales (en el tiempo) es al menos un 70% del comercio con los 29 países en la muestra. Para que la prueba de agregación tenga sentido se requiere que $n > 2$. El cuadro 2 muestra que un promedio de cinco socios comerciales es considerado, con México, Canadá y Venezuela en un extremo ($n = 3$), y Brasil, Chile y Perú en el otro ($n \geq 8$).

Un problema práctico de importancia es la determinación del rezago p , la cual se hace ecuación por ecuación. Para cada país escogemos el valor de $p = \{1, 2, \dots, 6\}$ que minimiza el criterio de información modificado de Akaike (AIC_c). Para una muestra de T observaciones y una ecuación con K regresores, este criterio se define como $AIC_c = AIC + 2K(K + 1)/(T - K - 1)$, donde AIC es el criterio usual de información de Akaike (ver Hurvich y Tsai, 1989). AIC_c incorpora una corrección de segundo orden al sesgo de AIC al añadir un término de penalización que puede ser importante en aplicaciones como la nuestra. Así, el AIC_c atiende la crítica común de que el AIC tiende a favorecer modelos sobreparametrizados en muestras pequeñas, mientras mantiene sus propiedades deseables como mecanismo de selección de modelos. En efecto, observamos en el cuadro 2 que el AIC_c selecciona especificaciones parsimoniosas: en la mayoría de las ecuaciones, $p = 1$; México, Estados Unidos y España tienen $p = 2$; China tiene $p = 3$; y Ecuador, Perú, Alemania y Tailandia $p = 4$.

Con la hipótesis nula de agregación ($\delta_{ij}(r) = 0$ en la ecuación 6 para todo $i = 1, \dots, n$, $j \neq i$ y $r = 1, \dots, p$), el estadístico de Wald se distribuye asintóticamente como una χ^2 con $p(n - 2)$ grados de libertad (GL). El cuadro 2 muestra que la hipótesis de agregación no puede ser rechazada en la mayoría de los casos (19 de 29) al 10% de nivel

de significancia. Más aún, en ocho de los casos restantes el rechazo de la hipótesis no es particularmente fuerte, ya que H_0 no puede ser rechazada para niveles de significancia del 5% (cinco casos) o del 1% (tres casos). Sólo en dos casos (Holanda y Hong Kong) la hipótesis de agregación se rechaza al 1% de significancia. Tomamos estos resultados como evidencia que apoya que el modelo que usa agregados ponderados por pesos de comercio para resumir efectos de retroalimentación del resto del mundo, es capaz de capturar las principales propiedades de los datos. El siguiente paso, por lo tanto, es investigar la dinámica del modelo global restringido.

3.3 Efectos variantes en el tiempo de choques alrededor del mundo

Con el fin de cuantificar la transmisión de choques externos a países de América Latina, y cómo ha cambiado desde inicios de los años noventa hasta finales del primer decenio del siglo XXI, llevamos a cabo análisis de respuestas a impulsos condicionados a diferentes configuraciones del comercio mundial (es decir, diferentes matrices W). Entre los posibles 29 choques del sistema, cuatro son de particular interés. Estados Unidos y países de la zona del euro han sido tradicionalmente los principales destinos de las exportaciones de América Latina, y por ende es natural considerar un choque en Estados Unidos y un choque en Alemania, como representativo de Europa. Por otro lado, uno de los principales objetivos de nuestra exploración empírica es evaluar el choque en el nuevo protagonista en la escena mundial: China. Finalmente, también es de interés averiguar si un choque a la mayor economía latinoamericana, Brasil, puede tener impactos globales.

En un primer ejercicio, calculamos los efectos relativos $\rho_{ij}(h)$ de un choque en los países mencionados en los extremos de la muestra: 1991 y 2011. La gráfica 1 muestra los efectos relativos como una función de h para ambos periodos, con intervalos de confianza. Hay algunos resultados por destacar:

- Tal como se espera, choques a Estados Unidos y, en menor medida, a Alemania, inducen fuertes respuestas significativas en todos los países latinoamericanos. Además, dichos efectos han

cambiado poco entre 1991 y 2011: a pesar de que las estimaciones puntuales son menores en 2011 con respecto a 1991, a menudo los intervalos de confianza se superponen para ambos periodos, lo que sugiere que la diferencia no es estadísticamente significativa. Sin embargo, el efecto de un choque estadounidense parece haber disminuido significativamente en el caso de Chile, Ecuador y Perú, mientras que el efecto de un choque alemán es más débil en el caso de Chile.

- Nuestras estimaciones señalan un incremento claro y significativo de la influencia de un choque chino sobre la región, en línea con Cesa-Bianchi *et al.* (2011). En todos los países, con excepción de Venezuela, y para todo h , el perfil de los efectos relativos de un choque chino es significativamente mayor en 2011 que en 1991. El efecto directo ($h = 0$), que captura los cambios en el comercio en las últimas dos décadas, se ha duplicado, mientras que los efectos multiplicadores ($h > 0$), que incluye los efectos de segunda vuelta de China como un actor global, casi se han triplicado. Más aún, los resultados indican que en 1991 los efectos de un choque en China sobre América Latina se debían exclusivamente a sus relaciones comerciales (la respuesta ante el impacto no es estadísticamente diferente de la respuesta luego de h trimestres), mientras que en 2011 tanto la respuesta directa como los efectos de segunda vuelta se incrementaron de forma inequívoca.

Se puede apreciar que en 1991 los efectos de un choque alemán eran estadísticamente más altos que los originados por un choque chino. Dos décadas después, en 2011, el efecto relativo del choque chino es de una magnitud comparable al alemán. Además, las estimaciones puntuales del primero son mayores que las del segundo, aunque las diferencias no son aún estadísticamente significativas.

- El choque brasileño ejerce una influencia importante sobre Argentina y Uruguay, los dos países en nuestra muestra que como Brasil son miembros de Mercosur. Sin embargo, en el resto de países de latinoamérica los efectos del choque son limitados: el efecto directo ($h = 0$) no se ve diferente a los efectos multiplicadores ($h > 0$), lo que sugiere que el choque en Brasil, a diferencia

del choque chino, no tiene impactos globales. Estos resultados no han cambiado entre 1991 y 2011.

En un segundo ejercicio calculamos los efectos relativos para todos los trimestres en la muestra, con el fin de investigar si los cambios observados en la influencia de varios choques sobre el crecimiento de América Latina han evolucionado de forma suave y monótonicamente. La gráfica 2 muestra los perfiles de tiempo para valores seleccionados de $h = \{0,1,4,8\}$. Recordemos que el efecto directo de un choque es el impacto, la primera línea sólida $h = 0$, y conforme nos movemos a través de las líneas que representan valores más altos de h las respuestas se ven afectadas por los efectos globales generados por el choque.

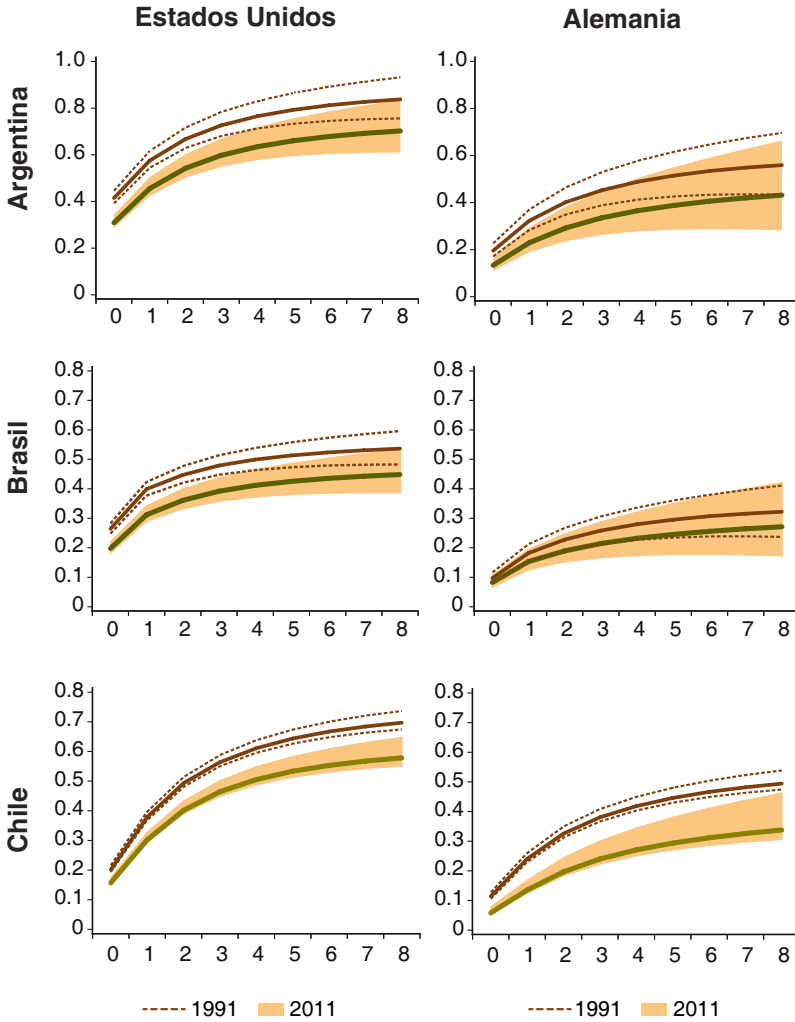
- Los resultados sobre el impacto de China merecen ser comentados. El efecto directo ha mostrado una tendencia sostenida al alza desde mediados del decenio del dos mil, lo que refleja el incremento en el comercio bilateral con China para cada país en el cuadro 1. Más interesante es que sus efectos de segunda vuelta ($h > 0$) muestran un incremento más pronunciado desde inicios del decenio del dos mil, capturando de esta manera la importancia de un choque chino en todo el mundo. Una conclusión tentativa es que, a pesar de que China se ha convertido en uno de los principales socios comerciales para los países latinoamericanos, es el efecto indirecto de una expansión en China lo que más afecta al crecimiento de América Latina.

El perfil temporal de los efectos relativos nos permite descubrir dinámicas interesantes en la respuesta a un choque en China. Para $h > 0$, su influencia declina de 1998 a 2002, en tanto que el efecto directo en $h = 0$ permanece estable. Esta combinación es consecuencia de la crisis asiática de 1997. Esta apenas alteró las relaciones bilaterales de los países latinoamericanos con China, pero golpeó fuertemente a muchos de los principales socios comerciales de China. Por tanto, el comercio entre economías asiáticas se contrajo y este fenómeno debilitó el canal por el cual choques sobre el crecimiento de esta economía son propagados alrededor del mundo (ver Abeysinghe y Forbes, 2005).

- Por su parte, en el caso de un choque estadounidense, los efectos relativos tanto directos como indirectos han permanecido casi

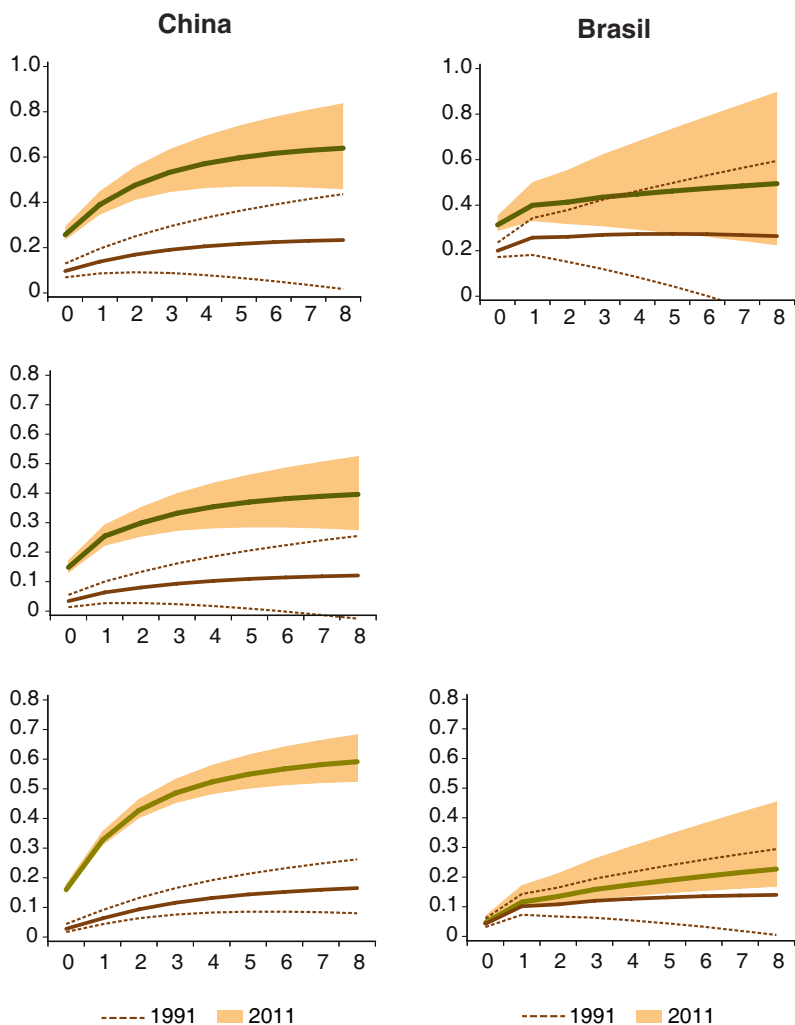
Gráfica 1

EFFECTOS RELATIVOS DE LOS CHOQUES EXTERNOS EN AMÉRICA LATINA: 1991 VERSUS 2011



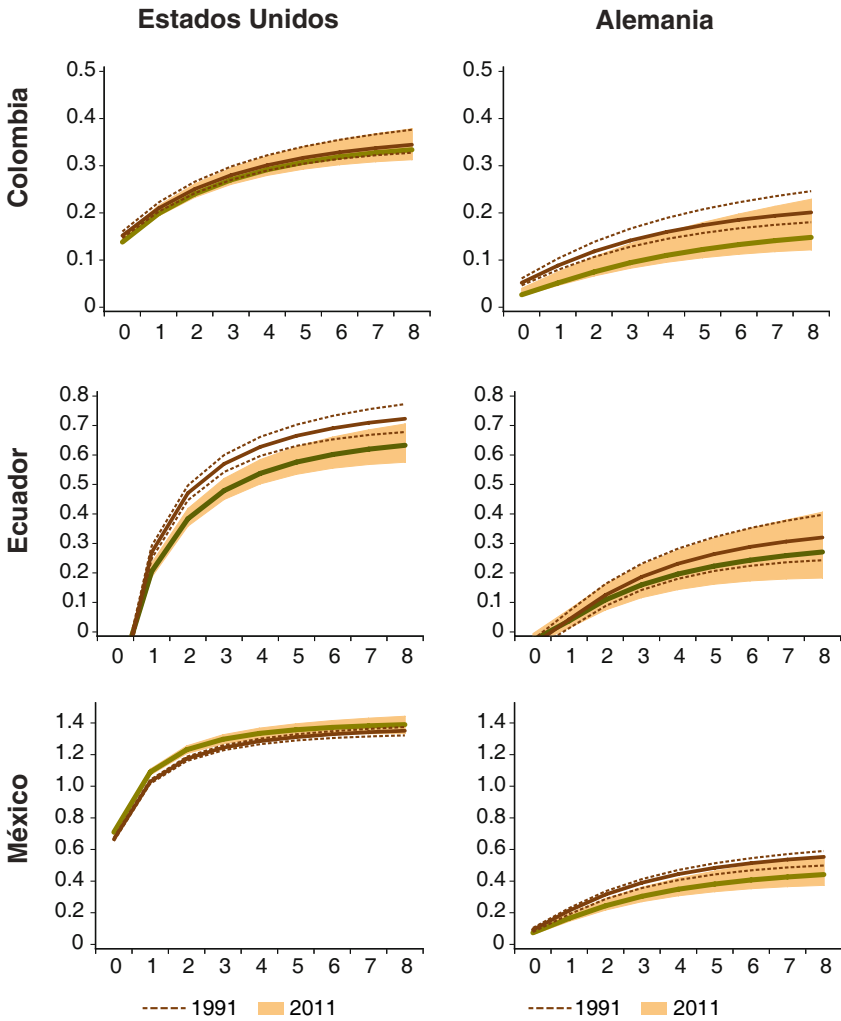
Cada gráfica muestra el efecto relativo de un choque en el país j (columna) sobre el país i (filas), como una función de h (eje horizontal) y para dos configuraciones de la matriz de comercio W_t . Ver la ecuación 11. Los intervalos de confianza *bootstrap*

Gráfica 1
(CONTINUACIÓN)



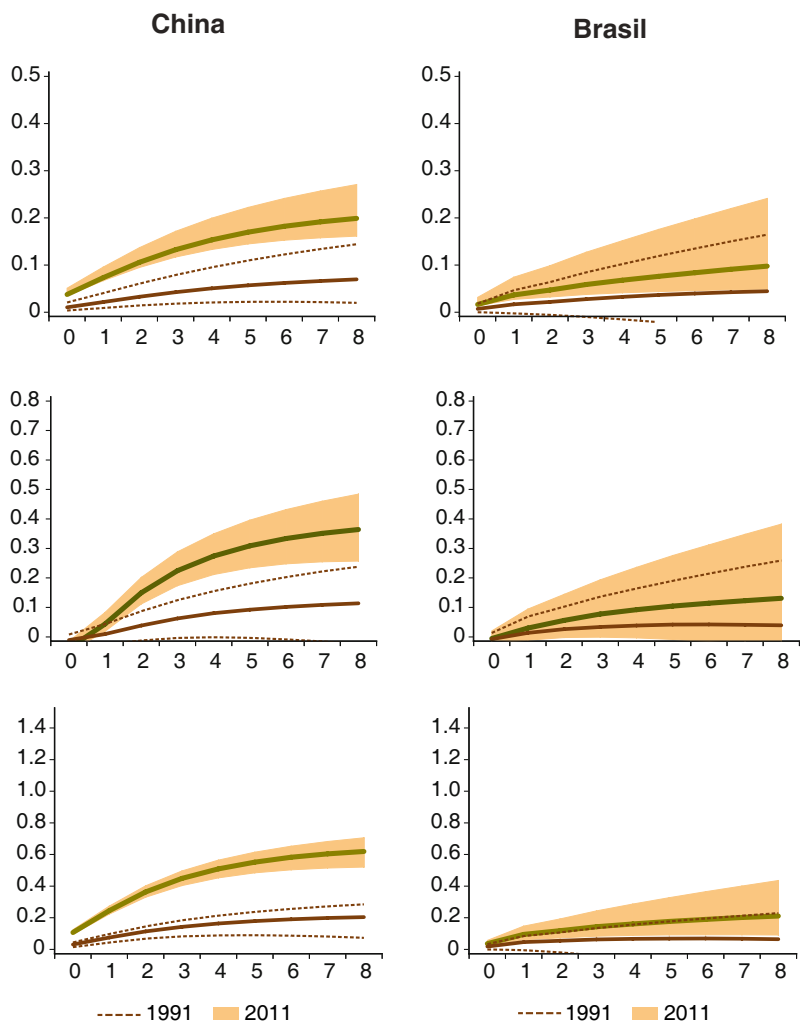
al 90 por ciento se muestran como áreas sombreadas para 2011, y los límites del intervalo de confianza al 90 por ciento como líneas punteadas para 1991. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

Gráfica 1
(CONTINUACIÓN)



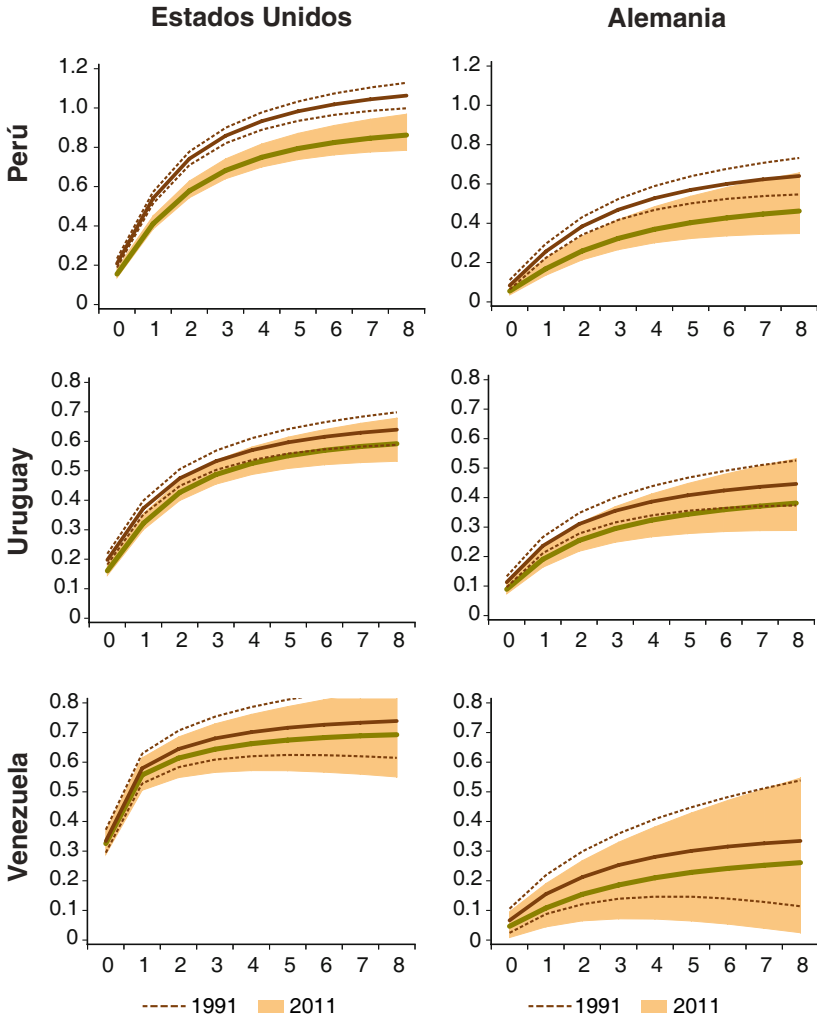
Cada gráfica muestra el efecto relativo de un choque en el país j (columna) sobre el país i (filas), como una función de h (eje horizontal) y para dos configuraciones de la matriz de comercio W_t . Ver la ecuación 11. Los intervalos de confianza *bootstrap*

Gráfica 1
(CONTINUACIÓN)



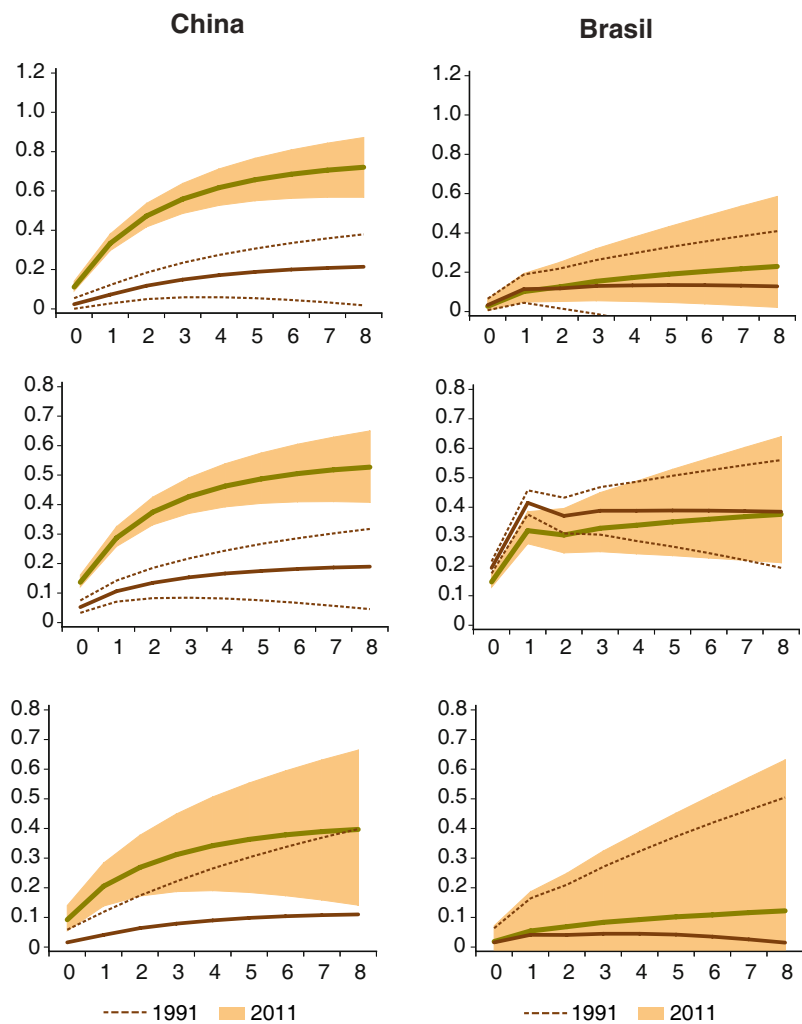
al 90 por ciento se muestran como áreas sombreadas para 2011, y los límites del intervalo de confianza al 90 por ciento como líneas punteadas para 1991. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

Gráfica 1
(CONTINUACIÓN)



Cada gráfica muestra el efecto relativo de un choque en el país i (columna) sobre el país j (filas), como una función de h (eje horizontal) y para dos configuraciones de la matriz de comercio W_t . Ver la ecuación 11. Los intervalos de confianza *bootstrap*

Gráfica 1
(CONCLUYE)



al 90 por ciento se muestran como áreas sombreadas para 2011, y los límites del intervalo de confianza al 90 por ciento se muestran como líneas punteadas para 1991. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

sin cambios. Sin embargo, las respuestas de Argentina, Chile, Perú y Uruguay luego de la crisis financiera de 2008 reflejan no sólo una contracción moderada en la participación de comercio de los Estados Unidos, sino más importante, un efecto de segunda ronda más débil. Tal como se concluyó en el análisis de la gráfica 1, muchos de estos cambios no son estadísticamente significativos; sin embargo, si los movimientos observados al final de la muestra marcan el inicio de una tendencia decreciente, no tomará mucho tiempo hasta que se reporte una reducción significativa en la importancia de un choque estadounidense. De hecho, este es el caso de las respuestas ante un choque alemán, cuya influencia ha mostrado una reducción constante (aunque modesta) desde mediados de los 1990 para todos los países de América Latina en la muestra.

- Finalmente, los efectos relativos de un choque brasileño muestran una *joroba* entre mediados de los años noventa y mediados de los dos mil, la cual es pronunciada para países miembros del Mercosur pero es menor para el resto de países de América Latina (en particular Chile, que mantiene importantes vínculos comerciales con economías del Mercosur). Sin embargo, fuera de este bloque los efectos relativos de una perturbación brasileña se reflejan básicamente en los impactos directos sobre el comercio, pues sus efectos de segunda vuelta se ven insignificantes y muy estables en el tiempo.

3.4 Efectos directos contra indirectos: simulaciones contrafactuales

Nuestros resultados previos apuntan a dos conclusiones importantes. Primero, la estructura comercial cambiante de los países de América Latina ha promovido el crecimiento en tanto estuvo orientada hacia economías de rápido crecimiento, como China. Segundo, efectos de segunda vuelta del notable crecimiento de emergentes en los años dos mil han constituido una fuente relevante de crecimiento en la región.

Desafortunadamente, con la excepción de los efectos relativos 11 directos ($h=0$), para $h>0$ el análisis hasta el momento no separa

el efecto directo de cambiar la estructura comercial de los efectos indirectos. A continuación, realizamos simulaciones contrafactuales con el fin de comprender mejor la importancia relativa de estos efectos. En particular, usando los valores observados de los choques estructurales u_t , el SVAR es simulado para el periodo 2006 a 2011 (la crisis financiera del 2008 ocurrió en el medio de esta ventana) con diferentes supuestos sobre la estructura de comercio mundial, ver la ecuación 9:

- Primero, para todo t en la ventana de simulación, la matriz W_t es igual a su valor promedio durante ese periodo (W_2). El resultado es un conjunto de tasas de crecimiento cercanas, aunque mayores, a los valores observados. Comparemos la primera y sexta columnas del cuadro 3: un promedio del 5.51% frente al 4.94%. La razón de esta discrepancia es que, en las simulaciones, a pesar de que los pesos de exportaciones con tendencia creciente de los países latinoamericanos con mercados emergentes en auge son reemplazados por mayores participaciones al comienzo de

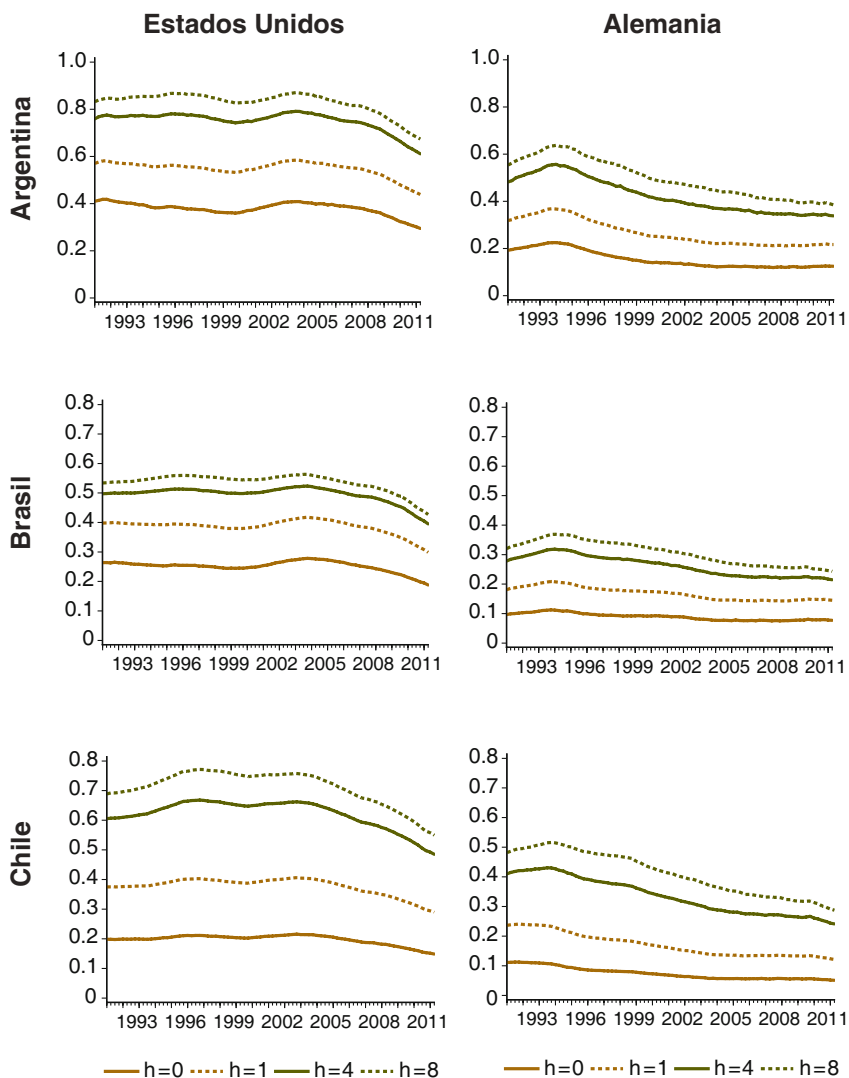
Cuadro 3

SIMULACIONES CONTRAFACUALES, 2006-2011 (TASAS DE CRECIMIENTO PROMEDIO ANUALIZADAS)

	<i>Observado</i>	<i>Contrafactual</i>				<i>Pesos 2006-2011</i> W_2
		<i>Pesos 1995-2000</i> W_1	<i>Efecto directo</i> $W_3 - W_1$	<i>Efecto indirecto</i> $W_2 - W_3$	<i>Efecto total</i> $W_2 - W_1$	
		Argentina	7.22	4.46	0.70	
Brasil	4.31	2.61	0.53	1.68	2.21	4.82
Chile	3.55	0.79	0.92	2.47	3.39	4.18
Colombia	4.51	3.71	0.13	0.89	1.02	4.73
Ecuador	4.06	2.66	0.06	1.66	1.72	4.38
México	2.10	-0.58	0.36	3.02	3.38	2.80
Perú	7.31	3.94	0.89	3.32	4.21	8.15
Uruguay	6.48	5.10	0.15	2.08	2.22	7.32
Venezuela	4.91	3.77	0.33	1.34	1.67	5.45
Promedio	4.94	2.94	0.45	2.12	2.57	5.51

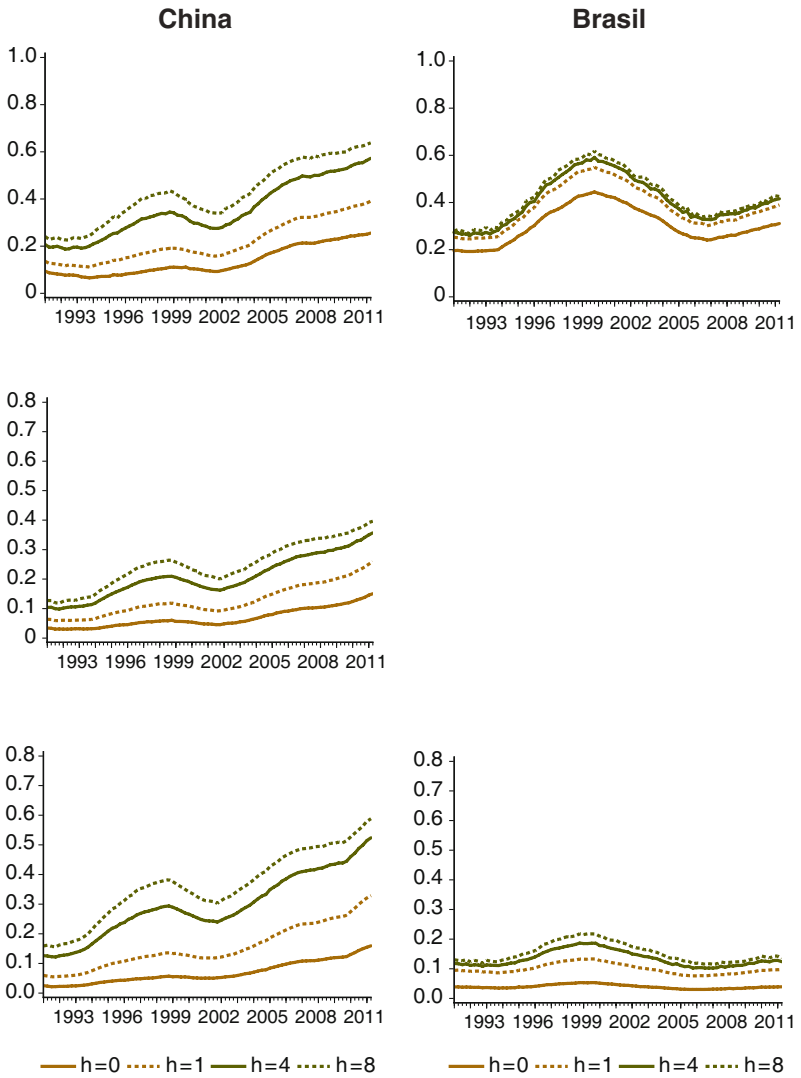
Gráfica 2

PERFIL TEMPORAL DE LOS EFECTOS RELATIVOS DE LOS CHOQUES EXTERNOS EN AMÉRICA LATINA: 1991 A 2011

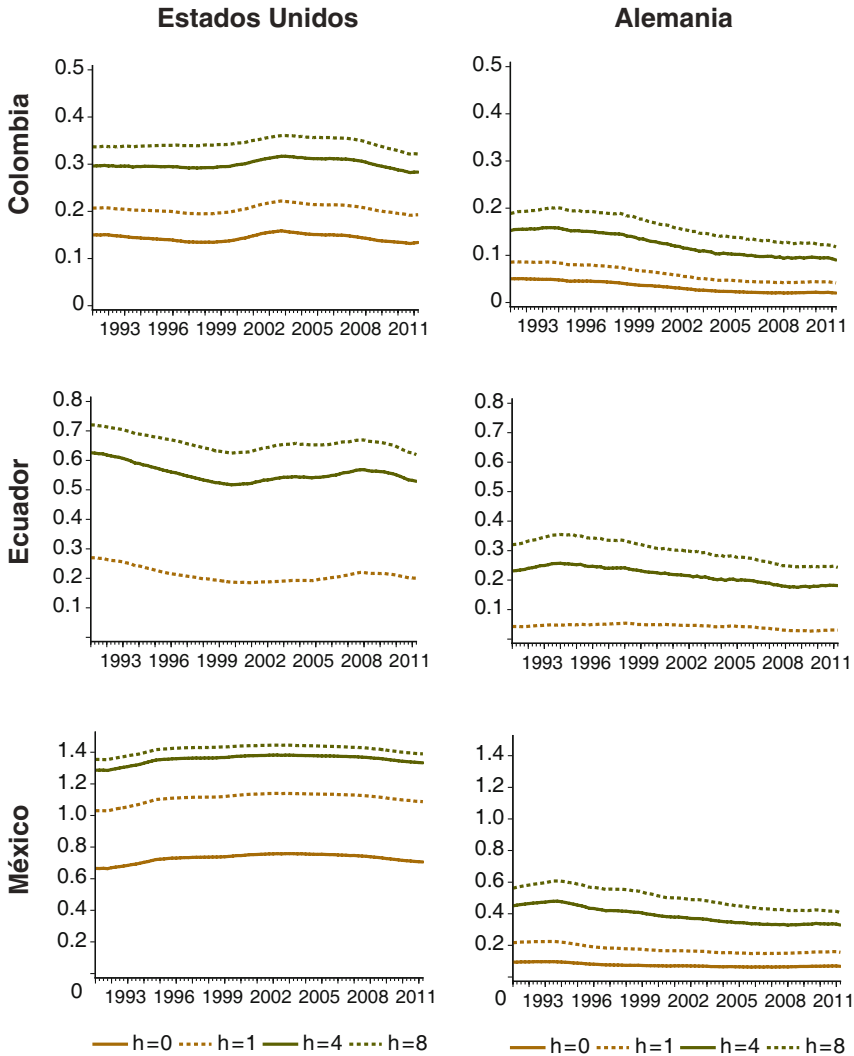


Cada gráfica muestra el efecto de un choque en el país i (columna) sobre el país j (filas), permitiendo que la matriz de comercio W_t varíe en el tiempo, y para distintos valores de h . Ver la ecuación 11. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

Gráfica 2
(CONTINUACIÓN)

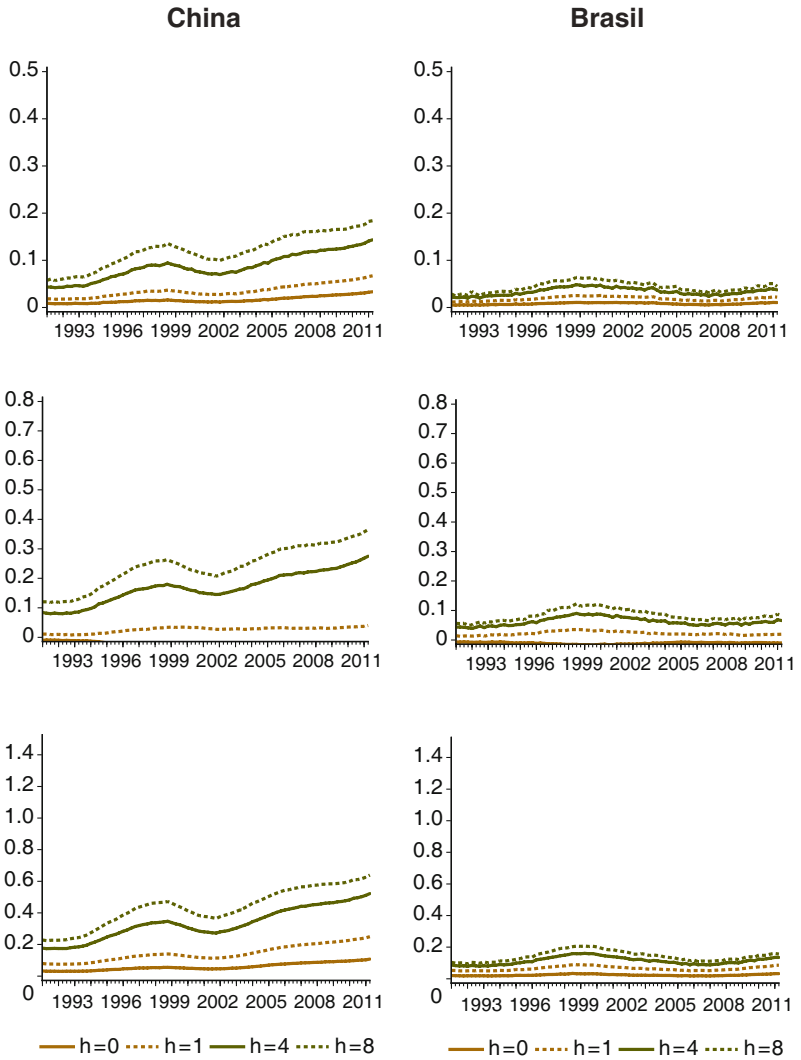


Gráfica 2
(CONTINUACIÓN)

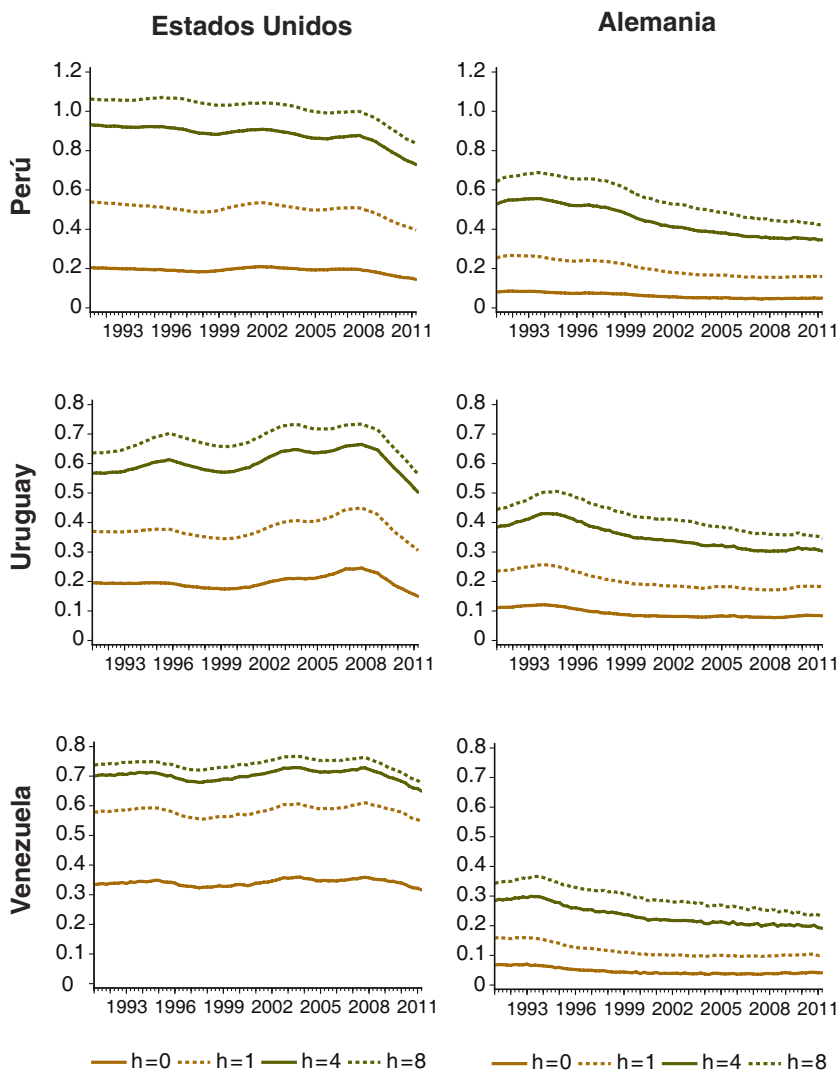


Cada gráfica muestra el efecto de un choque en el país i (columna) sobre el país j (filas), permitiendo que la matriz de comercio W_t varíe en el tiempo, y para distintos valores de h . Ver la ecuación 11. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

Gráfica 2
(CONTINUACIÓN)

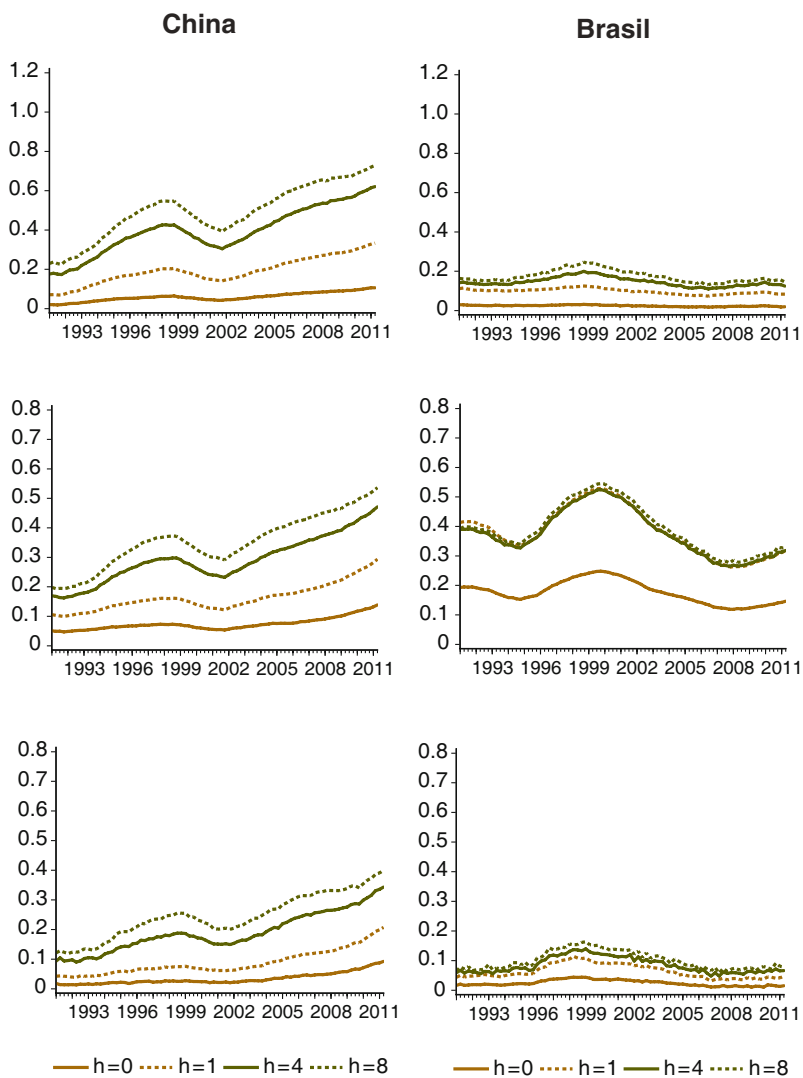


Gráfica 2
(CONTINUACIÓN)



Cada gráfica muestra el efecto de un choque en el país i (columna) sobre el país j (filas), permitiendo que la matriz de comercio W_t varíe en el tiempo, y para distintos valores de h . Ver la ecuación 11. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

Gráfica 2
(CONCLUYE)



la simulación y con menores pesos al final, los efectos sobre el crecimiento no son compensados debido a condiciones iniciales más favorables. Por lo tanto, el conjunto contrafactual, es decir, la sexta columna del cuadro 3, se usa como escenario base para fines de comparación.

- Segundo, la matriz de comercio W_t es reemplazada por su valor promedio en el periodo 1994 a 2000 (W_1). Esta situación corresponde a la estructura comercial antes del surgimiento de China como un actor global, y los resultados se muestran en la segunda columna del cuadro 3. En promedio, el crecimiento de América Latina es un modesto 2.94%, casi la mitad del crecimiento obtenido en el escenario base. La diferencia entre escenarios (2.57%) representa el efecto total del cambio de estructura comercial sobre el crecimiento (quinta columna del cuadro 3).
- Finalmente, se considera una configuración intermedia con el fin de evaluar los efectos directos de la nueva estructura de comercio sobre el crecimiento (W_3). La idea es dejar que la estructura de comercio de América Latina evolucione, manteniendo fija en niveles históricos la estructura comercial del resto del mundo. De manera mecánica, las filas de W_t para países que no pertenezcan a América Latina se fijan en sus promedios del periodo 1994-2000 (W_1), mientras que aquellas correspondientes a economías latinoamericanas se fijan en sus promedios del periodo 2006-2011 (W_2). El efecto directo es, luego, la diferencia entre las tasas de crecimiento obtenidas con la simulación usando W_3 respecto a los resultados de la simulación usando W_1 , la cual se reporta en la tercera columna del cuadro 3. La cuarta columna del cuadro 3 muestra los efectos residuales de esta simulación con respecto a la simulación usando W_2 , y estas cifras pueden ser consideradas como los efectos indirectos de la nueva estructura de comercio.

Las simulaciones en el cuadro 3 muestran que, en promedio, del efecto sobre el crecimiento del 2.57% que puede ser atribuido a diferencias entre estructuras de comercio, sólo un modesto 0.45% procede de reorientar el comercio hacia economías de rápido crecimiento. La mayor parte del efecto, un notable 2.12%, corresponde a los efectos indirectos que pueden ser interpretados como los

multiplicadores originados por el gigante chino durante el periodo de 2006 a 2011.

Algunos resultados en el cuadro 3 por país son ilustrativos sobre el funcionamiento del modelo SVAR. En primer lugar, los efectos directos más fuertes (por encima del promedio) ocurrieron en países que son exportadores de materias primas por las cuales China ha mostrado un apetito particular en el decenio pasado: cobre de Chile; minerales y harina de pescado de Perú; soya de Argentina; y soya y hierro de Brasil. Así, un fuerte efecto directo ayuda a explicar los efectos indirectos por encima del promedio reportados para Argentina, Chile y Perú. Este efecto refleja la participación de China en las exportaciones de cada país (ver cuadro 1), que puede haber sido inflada por los precios en auge de las materias primas.

En segundo lugar, el caso mexicano ilustra cómo debido a efectos multiplicadores un choque en un país puede tener grandes impactos sobre otros que son socios comerciales relativamente menores. Los resultados de México parecen inusuales: la combinación de un efecto directo por debajo del promedio y de efectos indirectos muy fuertes. Tal como se aprecia en el cuadro 1, Estados Unidos permanece de lejos como el principal socio comercial mexicano, a pesar del incremento en la participación de China. La tasa de crecimiento extremadamente baja que se obtiene utilizando pesos de comercio del decenio de los noventa (-0.58%) es consecuencia directa de la exposición de esta economía a la economía estadounidense, la cual experimentó una recesión luego de la crisis de 2008. En la nueva estructura de comercio, la participación de los Estados Unidos es marginalmente menor, de manera que un efecto directo relativamente modesto no debería sorprendernos. El gran efecto indirecto se debe a los efectos que la nueva configuración de comercio ha tenido sobre la economía estadounidense, los cuales son amplificados en México (como se muestra en las gráficas 1 y 2, las elasticidades de mediano plazo de un choque estadounidense son mayores que la unidad). Por lo tanto, en nuestras simulaciones Estados Unidos, así como otras economías industrializadas, se está beneficiando implícitamente de la nueva estructura de comercio.



4

Conclusiones

En este documento hemos desarrollado un modelo SVAR con retroalimentación compleja, directa e indirecta, para 29 economías de todo el mundo. Las restricciones de agregación sobre los pesos de comercio son evaluadas formalmente y luego utilizadas para lograr un sistema parsimonioso y a la vez para identificar la forma estructural. Dado que los pesos de comercio cambian en el tiempo, también lo hacen las funciones de respuesta al impulso del SVAR, lo que nos permite analizar los cambios por los que han pasado los efectos sobre el crecimiento de América Latina originados por choques en Estados Unidos, China, Alemania y Brasil.

Los resultados señalan efectos relativamente estables originados por choques en Estados Unidos, a pesar de que parecen haber disminuido hacia el final de la muestra. En contraste, los efectos indirectos de un choque alemán se han reducido de manera sostenida durante la última década, de alguna manera desplazados por los efectos indirectos particularmente fuertes de un choque chino. Estos resultados respaldan la idea que la mayor presencia de China en la escena económica mundial ha tenido impactos potencialmente grandes sobre terceros países, incluso si son socios comerciales menores.

Las simulaciones contrafactuales muestran que una proporción considerable del vigoroso crecimiento latinoamericano experimentado en el periodo 2006-2011 puede ser atribuido a efectos de segunda vuelta, mientras que sólo una fracción modesta es originada por la orientación cambiante del comercio hacia economías emergentes de rápido crecimiento. Estos resultados tienen implicaciones

profundas de política. Consideramos que parte del efecto directo puede ser consecuencia de políticas comerciales adecuadas, por ejemplo, elegir como socios comerciales (por medio de la firma de tratados comerciales) a aquellos países que pueden sostener la demanda por los productos en los cuales un país tiene ventajas comparativas. Sin embargo, estimamos que estas políticas hubiesen asegurado a los países de América Latina un incremento (como máximo) del 0.5% en sus tasas de crecimiento. Este es un resultado significativo pero puede no ser suficiente para moverse hacia una senda sostenida de alto crecimiento.

Por otro lado, la mayoría de países de América Latina siguen siendo pequeñas economías abiertas, simples espectadores de la escena económica mundial. Nuestros resultados indican que incluso Brasil, a pesar de su tamaño, no es aún capaz de influir sobre la dinámica de las economías más allá de la región. Como un todo, América Latina aún se ve vulnerable ante choques externos, de manera que el fuerte efecto indirecto positivo sobre la región que reportamos podría ser visto como *buena suerte* (una realización de choques particularmente favorable). Por lo tanto, es un reto de política para cada país latinoamericano aprovechar tales condiciones externas favorables, que aunque persistentes son probablemente temporales, con el fin de promover políticas orientadas a reducir su vulnerabilidad ante choques externos.

Hay varias maneras en las que China puede haber afectado a América Latina: comercial, financiera y sosteniendo los precios altos de materias primas en los mercados internacionales. A pesar que se le ha dado algo de énfasis al canal comercial, no hemos intentado hacer una distinción entre estos canales y consideramos que hacerlo es una idea interesante para investigaciones futuras. En particular, cuantificar de forma explícita los efectos de la demanda china sobre los términos de intercambio de los exportadores de productos básicos, como la mayoría de países de América Latina (ver, por ejemplo, Abeyasinghe, 2001). Otra extensión interesante es evaluar los efectos de choques globales (por ejemplo, considerando la presencia de factores comunes en las perturbaciones estructurales), para investigar si la redirección del comercio hacia mercados emergentes ha generado las ganancias de diversificación que la teoría predice.



Bibliografía

- Abeyasinghe, T. (2001), "Estimation of direct and indirect impact of oil price on growth", *Economics Letters*, vol. 73, núm. 2, pp. 147-153.
- Abeyasinghe, T., y K. Forbes (2005), "Trade linkages and output-multiplier effects: A structural VAR approach with a focus on Asia", *Review of International Economics*, vol. 13, núm. 2, pp. 356-375.
- Abeyasinghe, T., y R. Gulasekaran (2004), "Quarterly real GDP estimates for China and ASEAN4 with a forecast evaluation", *Journal of Forecasting*, vol. 23, núm. 6, pp. 431-447.
- Calderón, C. (2009) "Trade, specialization, and cycle synchronization: Explaining output comovement between Latin America, China, and India", en D. Lederman, M. Olarreaga y G. E. Perry (eds.), *China's and India's challenge to Latin America: Opportunity or threat?*, Banco Mundial, cap. 2, pp. 39-100.
- Canova, F. (2005), "The transmission of US shocks to Latin America", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 2, pp. 229-251.
- Canova F., y M. Ciccarelli (2009), "Estimating multicountry VAR models", *International Economic Review*, vol. 50, núm. 3, pp. 929-959.
- Cesa-Bianchi, A., M. H. Pesaran, A. Rebucci y T. Xu (2011), "China's emergence in the world economy and business cycles in Latin America", Banco Interamericano de Desarrollo, Documento de trabajo, núm. 266.
- Dees, S., F. di Mauro, H. M. Pesaran y L. V. Smith (2007), "Exploring the international linkages of the Euro area: A global VAR analysis", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, núm. 1, pp. 1-38.
- De la Torre, A. (2011), "LAC success put to the test", discurso pronunciado en el Banco Central de Reserva del Perú, 15 de agosto; disponible en <<http://www.bcrp.gob.pe>>.

- Elliott, G., y A. Fatas (1996), "International business cycles and the dynamics of the current account", *European Economic Review*, vol. 40, núm. 2, pp. 361-387.
- Enders, W., y K. Souki (2008), "Assesing the importance of global shocks versus country-specific shocks", *Journal of International Money and Finance*, vol. 27, núm. 8, pp. 1420-1429.
- Forbes, K., y M. Chinn (2004), "A decomposition of global linkages in financial markets over time", *Review of Economics and Statistics*, vol. 86, núm. 3, pp. 705-722.
- Glick, R., y K. Rogoff (1995), "Global versus country-specific productivity shocks and the current account", *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, núm. 1, pp. 159-192.
- Hurvich, C. M., y C. Tsai (1989), "Regression and time series model selection in small samples", *Biometrika*, vol. 76, núm. 2, pp. 297-307.
- Izquierdo, A., y E. Talvi (2011), "What's next? Latin America and the Caribbean's insertion into the post-financial crisis new global economic order", en A. Izquierdo y E. Talvi (eds.), *One Region, Two Speeds? Challenges of the New Economic Order for Latin America and the Caribbean*, Banco Interamericano de Desarrollo, cap. 2, pp. 15-29.
- Mutl, J. (2009), "Consistent estimation of global VAR models", Institute for Advanced Studies (Vienna), Economics Series 234.
- Norrbin, S. C., y D. E. Schlagenhauf (1996), "The role of international factors in the business cycle: A multicountry study", *Journal of International Economics*, vol. 40, núms. 1-2, pp. 85-104.
- Pesaran, M. H., T. Schuermann y S. M. Weiner (2004), "Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 22, núm. 2, pp. 129-162.
- Primiceri, G. (2005), "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy", *Review of Economic Studies*, vol. 72, núm. 3, pp. 821-852.
- Winkelried, D. (2011), "Exchange rate pass through and inflation targeting in Peru", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo, núm. 12.



Latin American Growth Partners



Diego Winkelried
Miguel Ángel Saldarriaga

Latin American
Growth Partners

CENTRAL BANK AWARD RODRIGO GÓMEZ, 2012

CENTER FOR LATIN AMERICAN MONETARY STUDIES

2013



Table of Contents

Abstract	63
About the Authors	64
1 Introduction	65
2 Methodological Issues.....	73
2.1 The Aggregation Hypothesis	75
2.2 The Structural Model	78
2.3 Impulse Response Analysis	79
2.4 Estimation	81
3 Results	83
3.1 Data	85
3.2 The Aggregation Hypothesis	86
3.3 Time Varying Effects of Shocks around the Globe	89
3.4 Direct vs. Indirect Effects: Counterfactual Simulations	104
4 Concluding Remarks	107
References	111

ABSTRACT

This paper examines how shocks originated in large economies around the globe have transmitted to the growth rates of Latin American countries. For this purpose, a highly parsimonious structural VAR model –identified through bilateral trade linkages– is proposed, tested, estimated and simulated. Since trade weights evolve through time, the effect of shocks are time-varying. Thus, we are able to quantify how growth in the region has been affected by tighter trading linkages with fast-growing emerging economies, and how it has responded to a new world trade structure, featuring China as a major player. It is found that about half of the vigorous growth reported in Latin American countries by the end of the 2000s can be attributed to (direct and especially indirect) multiplier effects induced by the spectacular growth of the Chinese economy over the same period.

ABOUT THE AUTHORS

Diego Winkelried got his PhD in Economics from University of Cambridge (2010) and a Master degree in Economics from the same university; also he got a Bachelor degree in Economics from Universidad del Pacífico (2011). Diego works at Banco Central de Reserva del Perú since 2000, after had completed the Extensión Universitaria Course at BCRP. He is editor of the Estudios Económicos journal and is head of the Macroeconomic Models Department. He also is lecturer at Universidad del Pacífico.

Miguel Ángel Saldarriaga got a Bachelor degree from Universidad de Piura (2009) and a Master in Economics from Universidad del Pacífico (2012). Miguel works at the BCRP since 2009, after had finished successfully the Extensión Universitaria Course in that year. Currently works as specialist at Monetary Statistics Department. In addition, he teaches Economics in several Peruvian universities.

The authors thank Eduardo Morón and Paul Castillo, as well as the participants in the Seminario de Investigación Económica of the BCRP for its valuable comments. They are also grateful to Donita Rodriguez for her help in assembling the dataset used in their estimations. All remaining errors are of the authors. The opinions herein are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central de Reserva del Perú or CEMLA.



1

Introduction

It has been widely discussed that during the last two decades a new global context has emerged as the result of a deeper integration between countries and regions and because of the high growth of emerging countries, whose contribution to the world growth has been increasing. As reported by Izquierdo and Talvi (2011), the main traits of this new global economic order, which became evident after the 2008 financial crisis, are the reallocation of world output and demand from industrial countries to emerging markets, and the redirection of world savings providing abundant and inexpensive international resources to emerging economies.

The reallocation of world output and demand came in tandem with dramatic changes in trade patterns. For Latin American countries, there has been a substantial shift in its trade towards emerging markets. At the beginning of the 1990s, the United States was Latin America's main trade partner, followed by European countries, while the only Asian country among the top trade partners was Japan. In contrast, by the end of the last decade, China has become the main trade partner for Brazil, Chile and Peru, and advanced the ranking in the remaining Latin American countries. Also, whereas the United States remains among the top trade partners, many European countries had been displaced by Asian or other Latin American economies (see Table 1).

This redirection of trade mirrors a higher degree of business cycle synchronization among emerging economies. De la Torre (2011) stresses that whereas business cycles in Latin America countries and China have become increasingly correlated, they seem to have

Table 1

EXPORT SHARES FOR LATIN AMERICAN AND SELECTED COUNTRIES, 1991 AND 2010

	1991							
	United States	Germany	Brazil	China	Rest of Europe	Rest of Latin America	Rest of Asia	Others
Argentina	13.6	8.0	16.3	2.7	31.7	17.4	8.8	1.4
Brazil	26.0	8.8	-	0.9	26.3	17.1	17.9	2.9
Chile	21.2	9.4	5.9	1.1	25.8	8.5	27.1	1.1
Colombia	48.0	9.3	0.9	0.3	18.1	17.4	4.5	1.5
Ecuador	62.8	6.2	0.8	0.0	10.9	15.5	2.9	0.9
Mexico	83.8	1.3	0.5	0.0	6.1	1.9	3.6	2.9
Peru	26.8	6.6	3.9	5.7	23.6	14.4	16.5	2.5
Uruguay	11.8	10.1	28.3	7.4	18.2	17.5	5.1	1.6
Venezuela	70.7	5.2	2.9	0.0	8.0	6.4	4.2	2.5
Latin America average	40.5	7.2	7.4	2.0	18.7	12.9	10.1	1.9
United States	-	6.3	1.8	1.9	21.8	13.5	26.7	28.0
Germany	9.5	-	0.7	0.9	76.7	1.9	8.2	2.0
China	10.0	3.8	0.1	-	6.5	0.5	77.2	1.9

2010

Argentina	7.0	3.5	27.6	11.1	16.4	22.3	8.7	3.3
Brazil	13.2	5.5	-	20.9	19.4	25.2	13.7	2.0
Chile	11.4	1.5	7.0	28.3	14.6	10.4	23.3	3.6
Colombia	50.9	0.8	3.1	5.9	13.9	18.2	5.5	1.7
Ecuador	45.9	2.4	0.4	2.5	11.8	31.6	4.6	0.6
Mexico	83.1	1.2	1.3	1.5	3.4	3.8	1.8	4.0
Peru	15.8	4.4	2.9	18.0	23.9	12.3	10.7	12.0
Uruguay	3.7	8.3	25.9	17.2	15.6	23.9	4.4	1.1
Venezuela	57.8	1.3	1.0	11.1	4.2	4.2	19.5	1.0
<i>Latin America average</i>	<i>32.1</i>	<i>3.2</i>	<i>8.7</i>	<i>12.9</i>	<i>13.7</i>	<i>16.9</i>	<i>10.2</i>	<i>3.3</i>
United States	-	4.7	3.5	9.0	15.7	21.2	19.3	26.6
Germany	9.2	-	1.7	8.2	68.0	2.5	8.3	2.1
China	24.2	5.8	2.1	-	14.9	3.9	44.7	4.5

Source: Direction of Trade Statistics (IMF).

Notes: The export share for country *i* is computed as the ratio of exports from country *i* (row) to region or country *j* (column), to the sum of exports from country *i* to the 29 countries listed in section 3.1. The list is comprehensive but excludes Africa, Central America, the Middle East and Eastern Europe. The shares sum to 100 across rows.

decoupled from the rich countries' cycles, a process that was particularly notorious with the unexpectedly fast recovery after the financial crisis of 2008. Nevertheless, direct trade linkages are not the only channel through which growth can be affected. As argued by Calderón (2009), indirect linkages, the effects through third countries that are also important trade partners, may be even stronger. Table 1 shows that China has become an important destination to Latin American exports as well as to exports of large industrialized economies: the Chinese share of American exports rose from 1.9% in 1991 to 9.0% in 2010, whereas the share of German exports increased from 0.9 to 8.2%. These figures hint that, in the new world trade configuration, the influence of the Chinese economy on Latin America is likely to be manifested not only by stronger direct trade links, but also by indirect effects through its increasing importance for the region's traditional main trade partners.

The purpose of this paper is to investigate the implications of this new global scenario, where emerging markets—particularly China—are more prominent in the world economy, for Latin American growth. In particular, we aim to answer the following questions:

- How has Latin American growth responded to shocks to traditional trade partners like the United States and, to a lower extent, Germany? Have these responses changed by the emergence of China as a global actor?
- Are the healthy growth rates observed in Latin American during the 2000s a byproduct of the Chinese juggernaut? If so, were they due to a closer bilateral relationship with China or to second-round effects of China's boosting demand?
- Even though the Chinese economy is the most emblematic and sounding case of a large fast-growing emerging economy, the new global order has witnessed the emergence of others as well. For instance, Latin America is celebrating that Brazil has recently overtaken the United Kingdom as the world's sixth largest economy. But, does a shock to the Brazilian economy exert similar effects across the region than a shock to China? In other words, does a Brazilian shock have global impacts?

In order to answer these questions, following Abeyesinghe and Forbes (2005), we estimate and simulate a structural VAR (SVAR)

model for the growth rates of 29 countries around the globe, for the last two decades. To achieve a parsimonious yet dynamically rich specification, we constrained the feedback effects from a country's trade partners to its own growth rates by consider a *rest of the world* aggregate rather than each trade partner individually. Time-varying bilateral trade weights are used in the aggregation, and this enables us to explore how the complex interactions across the growth rates of the 29 countries in our sample have evolved through time. In particular, the SVAR model capture not only the direct effects of trade, but also indirect effects such that a shock to one country can have large effects on others, even if they are minor trading partners.

The increase in globalization over the last 20 years has highlighted the importance and pervasiveness of international linkages in the world economy, and the importance of capturing those linkages in empirical macroeconomic models. Thus, there is a large literature in international economics exploiting such interrelationships. Early studies include Norrbin and Schlagenhauf (1996), Elliott and Fatas (1996), and more recently Abeysinghe and Forbes (2005), Canova (2005), Enders and Souki (2008), and Canova and Ciccarelli (2009). The most popular thread is related to the so-called global VAR (GVAR) advanced in Pesaran et al. (2004) and extended in Dees et al. (2007). Recently, Cesa-Bianchi et al. (2011) have used the GVAR approach to answer questions similar to those formulated above.

Even though our modeling approach is related to the GVAR, there are some important methodological differences. Firstly, our model is smaller as it includes one variable per country (GDP growth). Even though this prevents us to label shocks more adequately (for instance, supply versus demand shocks), it allows us to formally test the aggregation hypothesis that is taken for granted in the GVAR literature. Secondly, our identification strategy differs in that we also use the aggregation restrictions to identify country specific structural shocks. Thirdly, we propose a standardized impulse response function that can be interpreted as an elasticity, in order to deal with the different variances of shocks across countries in the model. Finally, we exploit the aggregation restrictions further to explore order and rank conditions for instrumental variable estimation. In this way, we do not need to rely on weak exogeneity assumptions, that every single

country in the world –but the United States– is treated as a small open economy, that are ubiquitous in the traditional GVAR approach.

We find strong evidence that supports the increasing effects of China over Latin America's growth, in agreement with Cesa-Bianchi et al. (2011). We also find weak but indicative evidence of diminishing effects of the United States and Germany. On the other hand, our results indicate that Brazilian shocks are qualitatively different to the Chinese ones, because its second-round effects are only important in a few neighboring countries. The results also point out to indirect effects of China's growth to explain the accelerating growth of most Latin America countries.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 discusses methodological issues and develops an SVAR that allows for rich feedbacks parsimoniously. Furthermore, a formal hypothesis test on the aggregation restrictions, embedded in the SVAR, is proposed. Section 3 describes the data, presents time-varying impulse response functions, and analyzes the shifts in the effects of a shock originated in the United States, China, Germany and Brazil. Counterfactual simulations are also performed to quantify and disentangle the gains for Latin American countries of the new trade structure. Section 4 gives closing remarks and avenues for further research.



2

Methodological Issues

This section discusses the econometric framework used to investigate how the feedbacks amongst the growth rates of n countries around the globe have evolved in the last two decades. Two major points are considered. Firstly, aggregation restrictions are imposed into a standard, potentially large reduced form VAR of growth rates, and we formally test their significance. These restrictions not only promote parsimony but also identify a structural form and suggest valid and relevant instruments for estimation. Secondly, as in Abeyasinghe and Forbes (2005), and Cesa-Bianchi et al. (2011), we allow the bilateral trade weights to evolve through time, thereby capturing rich dynamics reflected in a changing direction in Latin American trade towards emerging markets. This feature allows us to compute time-varying impulse response functions.

2.1 The Aggregation Hypothesis

Our starting point is the reduced form VAR(p) model

$$\mathbf{1} \quad \mathbf{y}_t = \sum_{r=1}^p \mathbf{A}_r \mathbf{y}_{t-r} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

where \mathbf{y}_t is an $n \times 1$ vector of endogenous variables whose i -th element corresponds to the growth rate of country i in period t , \mathbf{A}_r ($r = 1, 2, \dots, p$) are coefficient matrices and $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ is the vector of mutually correlated *iid* statistical innovations. The covariance matrix of $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ is an $n \times n$ positive definite matrix $\boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}}$.

It is well-documented that the usefulness of a dynamic model like 1 may be limited in finite samples due to the proliferation of parameters that need to be estimated. Indeed, each additional lag implies the estimation of n^2 coefficients, and these may be poorly estimated with the sample sizes typically encountered in applications. Thus, promoting parsimony by imposing meaningful restrictions on matrices \mathbf{A}_r is likely to improve the inferential content of testing procedures based on the VAR system. This is the purpose of aggregation restrictions, where given weights are used in the construction of aggregated variables that maintain feedback effects across countries.

Consider an aggregate composed by the $(n - 1)$ variables in \mathbf{y}_t other than $y_{i,t}$

$$2 \quad x_{i,t} = \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{j,t} \quad \text{where} \quad \sum_{j=1}^n w_{ij} = 1 \quad \text{and} \quad w_{ii} = 0.$$

The definition of the aggregate $x_{i,t}$ is general. The weights w_{ij} may be time-varying, but to avoid cluttering the notation we leave this time dependence implicit (we relax this formulation below). Also, the weights w_{ij} are constrained not to be estimated jointly with \mathbf{A}_r , otherwise the linearity in the VAR model may be lost with aggregation. This situation corresponds to either non-random weights or stochastic weights that are predetermined, i.e. its determination (and so its estimation) is independent from ε_t .

Take the i -th equation in the unrestricted VAR (1)

$$3 \quad y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r) y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p \sum_{j \neq i}^n a_{ij}(r) y_{j,t-r} + \varepsilon_{i,t},$$

where $y_{i,t}$ is the i -th element of \mathbf{y}_t , $\varepsilon_{i,t}$ is the i -th element of ε_t , and $a_{ij}(r)$ denotes the (i, j) -th element of \mathbf{A}_r . In an alternative and restricted model all dynamic feedback to $y_{i,t}$ come from its own lags and lags of the aggregate,

$$4 \quad y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r) y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p c_i(r) x_{i,t-r} + \bar{\varepsilon}_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r) y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p \sum_{j \neq i}^n c_i(r) w_{ij} y_{j,t-r} + \bar{\varepsilon}_{i,t}.$$

If $a_{ij}(r) = c_i(r)w_{ij}$, then the restricted model 4 is equivalent to the model without restrictions 3. These $p(n - 1)$ equalities imply a total of $p(n - 1) - p = p(n - 2)$ restrictions that take the form

$$\text{5} \quad a_{ij}(r) - \left[\frac{w_{ij}}{w_{ik}} \right] a_{ik}(r) = 0 \quad \text{for } j \neq k, k \neq i \quad \text{and } r = 1, 2, \dots, p.$$

Thus, the aggregation restrictions imply that the non-diagonal elements of the i -th row of \mathbf{A}_r are proportional to each other, and the proportionality factor is given by the ratio w_{ij}/w_{ik} . In other words, $y_{j,t}$ and $y_{k,t}$ affect the expected value of future realizations of $y_{i,t}$ proportionally to their contributions to the aggregate 2.

The unrestricted model is obtained by regressing $y_{i,t}$ on the p lags of \mathbf{y}_r . This amounts to pn coefficients per equation and pn^2 in the entire VAR. On the other hand, in the restricted model $y_{i,t}$ is regressed on its p lags and the p lags of the aggregate $x_{i,t}$. Here, each equation has $2p$ coefficients and the restricted VAR has $2pn$ coefficients. Thus, the aggregation restrictions can reduce the number of coefficients to be estimated substantially, even for moderate values of n . For instance, if $p = 2$ and $n = 10$ then we have $pn^2 = 200$ coefficients in the unrestricted model, and only $2pn = 40$ in the restricted, a total of $np(n - 2) = 160$ restrictions.

The aggregation restrictions can be conveniently reinterpreted as exclusion restrictions, and this is the basis for hypothesis testing. After simple manipulations, the original equation 3 can be rewritten as

$$\text{6} \quad y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r)y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p c_i(r)x_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p \sum_{j \neq i}^n \delta_{ij}(r)y_{j,t-r} + \varepsilon_{i,t},$$

where $\delta_{ij}(r) = a_{ij}(r) - c_i(r)w_{ij}$ for $r = 1, \dots, p, j = 1, 2, \dots, n$ and $j \neq i$. Therefore, the restricted model has $\delta_{ij}(r) = 0$ for all r and $j \neq i$. Thus, testing the aggregation hypothesis amounts to estimate the extended equation 6 via ordinary least squares (OLS) and testing $H_0: \delta_{ij}(r) = 0$ using a standard Wald statistic. Note that H_0 has the appealing interpretation that once $x_{i,t}$ is controlled for, its constituents $y_{j,t}$ have no predictive power on $y_{i,t}$.

2.2 The Structural Model

Even though the reduced form is used to investigate whether a constrained model based on aggregation restrictions serves as a valid characterization of the data, the ultimate object of interest is a model that allows a contemporaneous feedback from $x_{i,t}$ to $y_{i,t}$. In econometric jargon, we seek a structural form (SVAR) associated to the reduced form 1, after imposing the aggregation restrictions. The i -th equation of such structural model is

$$7 \quad y_{i,t} = \sum_{r=1}^p \phi_i(r) y_{i,t-r} + \sum_{r=0}^p \beta_i(r) x_{i,t-r} + u_{i,t},$$

where $u_{i,t}$ is a structural shock to the i -th county growth rate. To express the system in matrix form, define $\mathbf{B}_r = \text{diag}(\beta_1(r), \beta_2(r), \dots, \beta_n(r))$ and $\Phi_r = \text{diag}(\phi_1(r), \phi_2(r), \dots, \phi_n(r))$ as the $n \times n$ diagonal matrices that collect the coefficients associated to the r -th lag effects. Define also \mathbf{W}_t as the $n \times n$ matrix whose (i, j) element is $w_{i,j,t}$, and recall that $w_{i,t} = 0$ for all t . Then, upon stacking all n equations of the form 7, we obtain

$$8 \quad (\mathbf{I}_n - \mathbf{B}_0 \mathbf{W}_t) \mathbf{y}_t = \sum_{r=1}^p (\Phi_r + \mathbf{B}_r \mathbf{W}_{t-r}) \mathbf{y}_{t-r} + \mathbf{u}_t.$$

The consequences of imposing aggregation restrictions can be clearly appreciated in the SVAR 8, where the $n \times n$ feedback matrix $\Phi_r + \mathbf{B}_r \mathbf{W}_{t-r}$ contains only $2n$ unknown parameters, and the $n \times n$ matrix of contemporaneous effects $\mathbf{I}_n - \mathbf{B}_0 \mathbf{W}_t$, which is similar to that in Elliott and Fatas (1996), contains only n free parameters. Therefore, unlike the SVAR tradition where the structural form—especially its contemporaneous effects and the covariance matrix of the structural shocks—needs to be restricted in order to achieve identification, the aggregation restrictions solely identify the model: whereas the reduced form contains pn^2 free parameters, the structural has only $n(2p + 1)$, so that identification is achieved under the mild condition that $p(n - 2) \geq 1$.¹ Importantly, identification follows from the fact

¹ This count does not include the parameters in the covariance matrices of the innovations ε_t and structural shocks \mathbf{u}_t . In both cases, these are unconstrained parameters so the above order condition is not altered.

that \mathbf{W}_t is predetermined, i.e. its estimation is independent from the estimation of the SVAR.

Another interesting feature of 8 is that it is a time-varying SVAR. As such, it has the flexibility of stabilizing the estimates of the time invariant coefficients (\mathbf{B}_r and Φ_r) in the presence of major shocks, such as international crises. By construction, changes in the historical bilateral trade structures through time will be reflected in all relationships involved in the SVAR, either indirect and direct, contemporaneous or lagged. Moreover, since \mathbf{W}_t is likely to evolve smoothly, so will the coefficients in 8, a result that is usually enforced by letting them follow correlated random walks, a favorite specification in time-varying VARs (cf. Primiceri, 2005). Nevertheless, since the changing nature of the model parameters is linked to the evolution of the predetermined weights \mathbf{W}_t , the treatment of their stochastic properties is greatly simplified (see, for instance, section 2.4).

2.3 Impulse Response Analysis

The time-varying nature of the coefficient matrices in 8 imply that functions of these matrices, such as the impulse response function, also depend on t . This is an interesting property of the model and allows us to investigate how different configurations of the \mathbf{W}_t matrices (different trade structures) affect the dynamic responses of the system.

Conditional on a particular trade configuration $\mathbf{W}_t = \mathbf{W}$ for all t , the SVAR becomes time invariant and can be given the moving average representation

$$9 \quad y_t = \Theta_0 \mathbf{u}_t + \Theta_1 \mathbf{u}_{t-1} + \Theta_2 \mathbf{u}_{t-2} + \Theta_3 \mathbf{u}_{t-3} + \dots$$

The matrices Θ_h satisfy the recursion

$$10 \quad \Theta_h = \mathbf{C}_1 \Theta_{h-1} + \mathbf{C}_2 \Theta_{h-2} + \dots + \mathbf{C}_p \Theta_{h-p},$$

with $\Theta_0 = \mathbf{C}_0$ and $\Theta_h = \mathbf{0}$ for $h < 0$ as initial conditions, and $\mathbf{C}_0 = (\mathbf{I}_n - \mathbf{B}_0 \mathbf{W})_{-1}$ and $\mathbf{C}_r = \mathbf{C}_0 (\Phi_r + \mathbf{B}_r \mathbf{W})$ (the dependence on \mathbf{W} is left implicit

to alleviate the notation). The responses to a structural shock after h periods are given by the elements of Θ_h . The accumulated responses are collected in $\Psi_h = \Theta_0 + \Theta_1 + \dots + \Theta_h$.

Following Winkelried (2011), to compare the effects of shocks of different sizes amongst countries, we entertain a standardized response that takes into account the relative variability of the different shocks in \mathbf{u}_t . Let \mathbf{e}_i be a $n \times 1$ selection vector with unity as its i -th element and zeros elsewhere. Suppose we perturb the i -th element of \mathbf{u}_t ($\mathbf{u}_0 = \mathbf{e}_i$), a shock that is interpreted as a structural perturbation to the i -th country's growth rate. The *relative effect of shock i on country j after h periods* is given by

$$11 \quad \rho_{ij}(h) = \frac{\mathbf{e}_j' \Psi_h \mathbf{e}_i}{\mathbf{e}_i' \Psi_h \mathbf{e}_i},$$

After h periods, the structural shock has an accumulated effect of $\mathbf{e}_i' \Psi_h \mathbf{e}_i$ on the i -th country's growth rate. Thus, given the linearity of 9, setting $\mathbf{u}_0 = \mathbf{e}_i / (\mathbf{e}_i' \Psi_h \mathbf{e}_i)$ renders a shock that produces an increase in the i -th growth rate of exactly one percent after h periods. The definition in equation 11 is simply the cumulative response of the growth rate of country j to such a shock, i.e. how much of the shock to the i -th perturbation passes through the j -th growth rate.

The relative effects summarize complicated dynamics in the SVAR. The impact effects $\rho_{ij}(0)$ can be regarded as a *direct response* to the shock, transmitted immediately, and depends heavily on the bilateral relationship between countries i and j , in particular on the weight w_{ji} . On the other hand, further effects $\rho_{ij}(h)$ for $h > 0$ include the influence of the shock being propagated to other economies in the system. Thus, for $h > 0$ the relative effects are *indirect multipliers*. Due to these multipliers, a shock to one country can have large effects on others even if they are minor trading partners.

Finally, it is worth mentioning that whereas our model permits the identification of the *origin* of the shock (i.e., country i), it is essentially silent on deeper explanations related to its source (i.e., whether it is a demand or supply shock). Hence, we do not attempt to give the shock an interpretation other than the economy it hits first (see Enders and Souki, 2008, for further discussion).

2.4 Estimation

Let $\mathbf{x}_t = \mathbf{W}_t \mathbf{y}_t$ be the $n \times 1$ vector of aggregates: the i -th element of \mathbf{x}_t is $x_{i,t}$. Then, equation 8 can be written as

$$12 \quad \mathbf{y}_t = \sum_{r=1}^p \Phi_r \mathbf{y}_{t-r} + \mathbf{B}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{r=1}^p \mathbf{B}_r \mathbf{x}_{t-r} + \mathbf{u}_t,$$

which resembles the GVAR formulation of Pesaran et al. (2004). This representation suits nicely the estimation of \mathbf{B}_0 , \mathbf{B}_r , Φ_r and Ω_u , the covariance matrix of \mathbf{u}_t . System 12 corresponds to a standard simultaneous equations system where, given the definition of \mathbf{x}_t and the possible correlations among the elements of \mathbf{u}_t , \mathbf{x}_t can be regarded as endogenous. The aggregation restrictions not only help identifying the SVAR model, but also suggest the use of lagged growth rates as instrumental variables. With this, we avoid invoking usual weak exogeneity assumptions on \mathbf{x}_t that have been questioned in Mutl (2009).

As mentioned, it turns out that the lags of \mathbf{y}_t provide valid and relevant instrumental variables for the estimation of 12. This is a consequence of each element of \mathbf{x}_t being defined as a particular linear combination of \mathbf{y}_t , hence the information contained in \mathbf{y}_t that lie outside the span of \mathbf{W}_t can be used to identify the model. To illustrate the relevance of \mathbf{y}_{t-1} as a vector of instruments, consider the first structural equation in the case where $n=3$ and $p=1$, and let \mathbf{w}_t designate the first row of \mathbf{W}_t . Then, the regressors are $(y_{1,t-1}, x_{1,t}, x_{1,t-1})' \equiv (\mathbf{e}'_1 \mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{w}_t \mathbf{y}_t, \mathbf{w}_{t-1} \mathbf{y}_{t-1})'$, so the expected value of the outer product of the vectors of regressors and instruments is the 3×3 matrix

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_1' \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t-1} \mathbf{y}_{t-1}') \\ \mathbf{w}_t \mathbb{E}(\mathbf{y}_t \mathbf{y}_{t-1}') \\ \mathbf{w}_{t-1} \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t-1} \mathbf{y}_{t-1}') \end{bmatrix}.$$

Since $\mathbf{w}_t \mathbf{e}_1 = 0$ by construction for all t , the first row of \mathbf{Q} is linearly independent from the second and the third ones as long as $\mathbb{E}(\mathbf{y}_t \mathbf{y}_{t-1}') \neq \mathbf{0}$. On the other hand, if $\mathbb{E}(\mathbf{y}_t \mathbf{y}_{t-1}') \neq \mathbb{E}(\mathbf{y}_{t-1} \mathbf{y}_{t-1}')$, then the second and third rows are also independent even if there is not time-variation in \mathbf{w}_t . Thus, $\text{rank}(\mathbf{Q}) = 3$ under very mild conditions and so \mathbf{y}_{t-1} constitutes a vector of relevant instruments satisfying the rank condition for

identification. Further lags of \mathbf{y}_t overidentify the model.²

Then, a standard equation-by-equation two stage least squares procedure featuring lags $\mathbf{y}_{t-1}, \dots, \mathbf{y}_{t-K}$ as instruments for every equation is used to estimate system 12. The results were robust to the choice of $K \geq p$, and also to the usage of alternative estimation methods such as system-wise three stage least squares. Given the results on p in Table 2 below, we set $K = 4$.

² *First stage regressions* suggest that the instruments are of acceptable quality. The adjusted R^2 of the regressions of $x_{i,t}$ on \mathbf{y}_{t-1} ranges from 0.19 to 0.54 with mean and median values of around 0.42. These figures may be further improved by including additional lags of \mathbf{y}_t as regressors. For instance, the adjusted R^2 of the regressions of $x_{i,t}$ on \mathbf{y}_{t-1} and \mathbf{y}_{t-2} ranges from 0.23 to 0.59.



3

Results

Next we present the main results of our empirical analysis. First, the data and sources of information are described. Then, we find supporting evidence of the aggregation hypothesis. The structural model is then estimated and the evolution of its impulse response function is analyzed. It is found that the influence of the Chinese economy on Latin American countries, except Venezuela, has significantly increased. The higher influence reflects both a closer bilateral relationship with China, and more importantly, the consequences of a higher Chinese growth worldwide. Furthermore, the results also point out that the influence of the traditionally important trade partners, such as the United States and Europe (precisely, Germany), has decreased in the same period. However, the evidence for the last phenomenon is weak and we take the results as indicative rather than categorical.

3.1 Data

We have assembled a comprehensive database of quarterly real gross domestic product (GDP) growth rates, from 1989Q1 to 2011Q2, which consists of $n = 29$ series: nine from Latin America (Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Ecuador, Mexico, Peru, Uruguay and Venezuela), two from North America (Canada and United States), eight from Europe (France, Germany, Italy, Netherlands, Spain, Sweden, Switzerland and United Kingdom), eight from Asia (Hong Kong, India, Japan, Mainland China, Malaysia, Singapore, South Korea and

Thailand), and two from Oceania (Australia and New Zealand). The main criterion for including a country in the database is data availability. For the sample period, these countries represent more than 80% of world production, and more than 80% of global trade.

Our main source of information is the International Financial Statistics (IFS) database, which contains information for most of the countries for all the sample period. For many Latin American countries (Argentina, Brazil, Colombia, Ecuador and Uruguay) the IFS record is incomplete and data from each country's central bank is used for the missing periods, whereas for Venezuela the entire series come from its central bank. In the case of Thailand and Mainland China, the data are completed with computations from Abeyasinghe and Gulasekaran (2004), available at Tilak Abeyasinghe's website. The IFS data for the North American, European and Oceanian countries are seasonally adjusted. Unadjusted series were seasonally adjusted using an automatic TRAMO-SEATS procedure.

Trade data were obtained from the Direction of Trade Statistics (DOTS) database from 1989 to 2010. Exports are reported as freight-on-board (FOB) in US dollars. For each year, the export weight w_{ij} is computed as the ratio of exports from country i to country j , to the sum of exports from country i to the 29 countries in the sample. Then, we arrive at quarterly figures by taking a 12 quarter moving average to the step-like series obtained by repeating annual figures in every quarter of the corresponding year. Finally, in order to ensure these weights to be predetermined, they are lagged four quarters, i.e. the weights of 2011Q1 correspond to the trade structure of 2010Q1. All in all, the dataset consists of $n(n - 1) = 812$ export weight series (recall that $w_{ii} = 0$).³

3.2 The Aggregation Hypothesis

Given the limited amount of data, about 85 observations after adjusting for initial conditions, we are not able to test the aggregation

³ It is worth mentioning that the results using trade weights (exports plus imports) were similar to those reported below. In addition, the conclusions are unaltered when using eight quarter moving averages of yearly figures as estimates of the quarterly weights data.

hypothesis discussed in section 2.1 for all available trade partners ($n - 1 = 28$). However, a casual inspection of the data reveals that for a typical country a significant share of trade is concentrated in a considerably smaller number of partners. Thus, we set n as the minimum value such that the average share of the main n trade partners (through time) is at least 70% of the trade with the 29 countries in the sample. For the aggregation test to make sense, $n > 2$ is required. Table 2 shows that an average of five trade partners are considered with Mexico, Canada and Venezuela at one end ($n = 3$), and Brazil, Chile and Peru at the other ($n \geq 8$).

An important practical issue is the determination of the lag length p , which is made on an equation-by-equation basis. For each country, we choose the value of $p = \{1, 2, \dots, 6\}$ that minimizes a modified Akaike information criterion (AICc). For a sample size of T observations and an equation with K regressors, this criterion is defined as $AICc = AIC + 2K(K + 1)/(T - K - 1)$, where AIC is the usual Akaike information criterion (see Hurvich and Tsai, 1989). AICc provides a second-order bias correction to AIC by adding a penalty term that can be substantial in applications like ours. This way, AICc deals with the common critique that AIC tends to favor overparameterized models in small samples, while maintaining its desirable properties as a model selection device. Indeed, we observe in Table 2 that AICc selects rather parsimonious specifications: in most of the equations, $p = 1$; Mexico, United States and Spain have $p = 2$, China has $p = 3$, and Ecuador, Peru, Germany and Thailand have $p = 4$.

Under the null hypothesis of aggregation ($\delta_{ij}(r) = 0$ in equation 6 for all $i = 1, \dots, n$, $j \neq i$ and $r = 1, \dots, p$), the standard Wald statistic is asymptotically distributed as χ^2 with $p(n - 2)$ degrees of freedom. It can be seen in Table 2 that the aggregation hypothesis cannot be rejected in most of the cases (19 out of 29) at a 10% significance level. Moreover, in eight of the remaining cases the rejection of the null is not particularly strong, in the sense that H_0 cannot be rejected at a 5% (five cases) or at a 1% (three cases) significance level. Only in two cases (Hong Kong and the Netherlands), the aggregation hypothesis is rejected at a 1% significance level. We take these results as supporting evidence that the restricted model, which uses trade weighted aggregates to summarize feedback effects

Table 2

TESTING FOR AGGREGATION

	<i>n</i>	$\sum w$	<i>p</i>	<i>DF</i>	χ^2 statistic	<i>p-value</i>
Argentina	7	71	1	5	2.888	0.717
Brazil	8	71	1	6	7.012	0.320
Chile	9	74	1	7	11.722	0.110
Colombia	4	71	1	2	0.842	0.656
Ecuador	4	70	4	8	15.261	0.054 ^a
Mexico	3	91	2	2	4.037	0.133
Peru	8	70	4	24	30.816	0.159
Uruguay	7	73	1	5	12.126	0.033 ^b
Venezuela	3	77	1	1	0.666	0.414
Canada	3	91	1	1	0.998	0.318
United States	7	70	2	10	13.391	0.203
France	5	73	1	3	4.956	0.175
Germany	6	72	4	16	26.643	0.046 ^b
Italy	5	73	1	3	2.205	0.531
Netherlands	4	76	1	2	9.318	0.009 ^c
Spain	4	73	2	4	9.064	0.060 ^a
Sweden	6	73	1	4	6.262	0.180
Switzerland	5	70	1	3	6.174	0.103
United Kingdom	6	75	1	4	6.783	0.148
Hong Kong	4	77	1	2	9.482	0.009 ^c
India	7	71	1	5	5.079	0.406
Japan	6	71	1	4	2.183	0.702
Mainland China	4	71	3	6	8.024	0.236
Malaysia	6	74	1	4	9.217	0.056 ^a
Singapore	6	72	1	4	9.333	0.053 ^a
South Korea	5	70	1	3	3.829	0.280
Thailand	6	72	4	16	12.310	0.722
Australia	6	70	1	4	13.066	0.011 ^b
New Zealand	5	71	1	3	6.444	0.092 ^a

Notes: Results for $H_0: \delta_{ij}(r) = 0$ in equation 6, for all $i = 1, \dots, n, j \neq i$ and $r = 1, \dots, p$. *n* is the number of trade partners used to construct the aggregate *x*; *w* is the share of trade with of each country with its *n* main partners; *p* is the lag length chosen by a Modified Akaike criterion; *DF* is the number of restrictions, $p(n - 2)$. ^a, ^b, ^c Denotes rejection at a 10%, 5% and 1% percent significance level.

from the rest of world, is capable to capture the main features of the data. The next step, thus, is to investigate the dynamics of the restricted global model.

3.3 Time Varying Effects of Shocks around the Globe

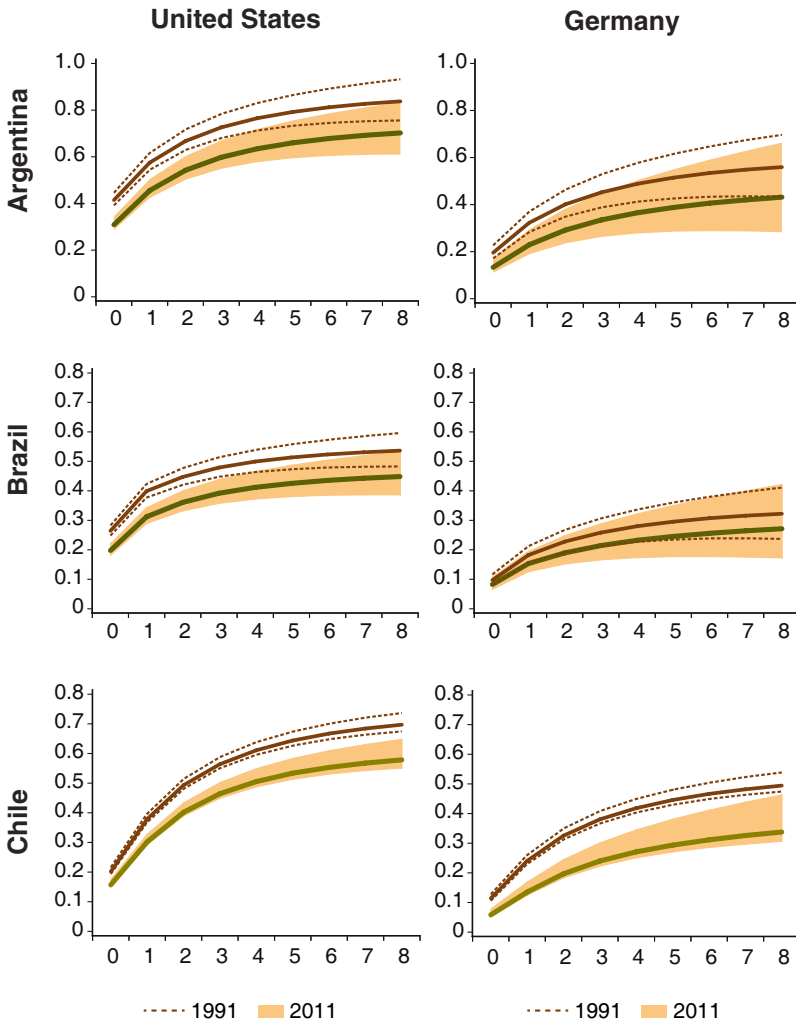
In order to quantify the transmission of external shocks to Latin American countries, and how it has changed from the beginning of the 1990s to the late 2000s, we conduct impulse response analyses conditional on different configurations of world trade (i.e., different matrices W_t). Amongst the 29 possible shocks of the system, four are of particular interest. The United States and countries of the Eurozone have been traditionally the main destinations of Latin American exports, and thus it is natural to consider a shock in the United States and a shock in Germany, as a representative of the Eurozone. On the other hand, one of the main focus of our empirical exploration is a shock to the new starring actor on the world trade scene: China. Finally, it is also of interest to enquiry whether a shock to the largest Latin American economy, Brazil, may have potential global impacts.

In a first exercise we compute the relative effects $\rho_{ij}(h)$ of a shock on the aforementioned countries at both ends of our sample: 1991 and 2011. Figure 1 depicts the relative effects as a function of h for both periods, with confidence intervals constructed using a parametric bootstrap. There are some results to highlight:

- As expected, shocks to the United States and, to a lower extent, to Germany induce significant strong responses in all Latin American countries. Also, these effects have changed little from 1991 to 2011: even though point estimates are smaller in 2011 than in 1991, often the confidence intervals at the two different periods overlap, thus suggesting that the difference is not statistically significant. However, the effect of an American shock appears to be diminished significantly in the case of Chile, Ecuador and Peru, whereas the effect of a German shock is weaker in the case of Chile.
- Our estimations point out to a clear, significant increase in the influence of the Chinese shock in the region, in agreement with Cesa-Bianchi et al. (2011). In all countries, but Venezuela, and

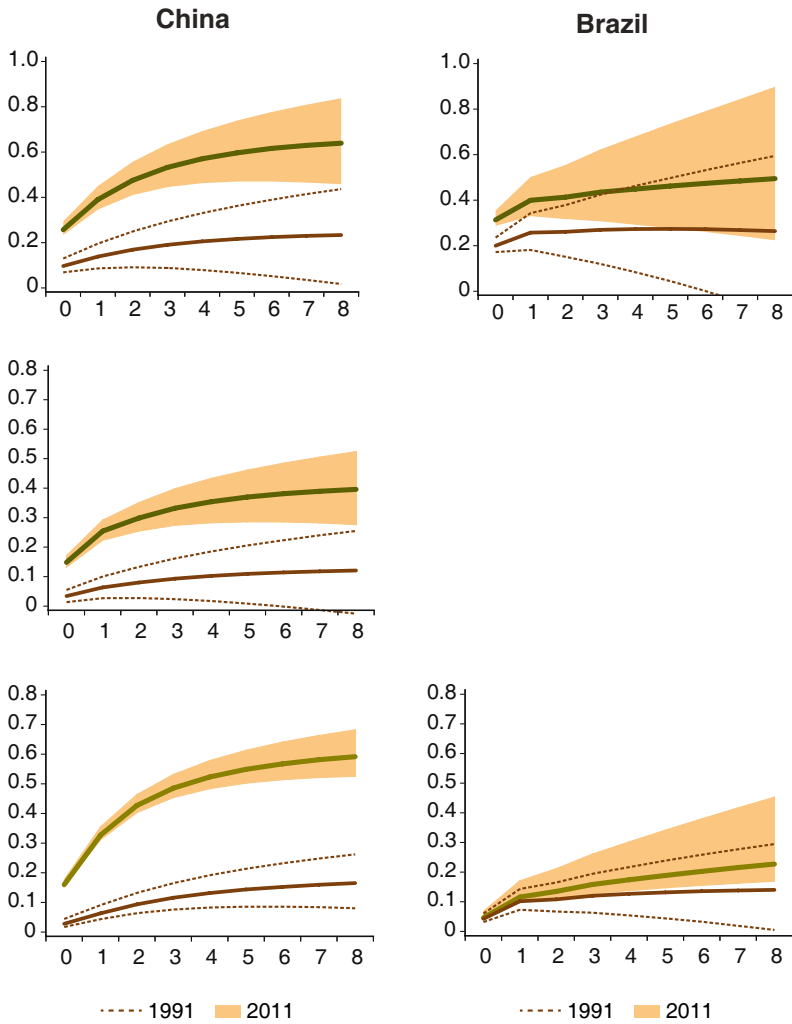
Figure 1

**RELATIVE EFFECTS OF FOREIGN SHOCKS IN LATIN AMERICA:
1991 vs. 2011**



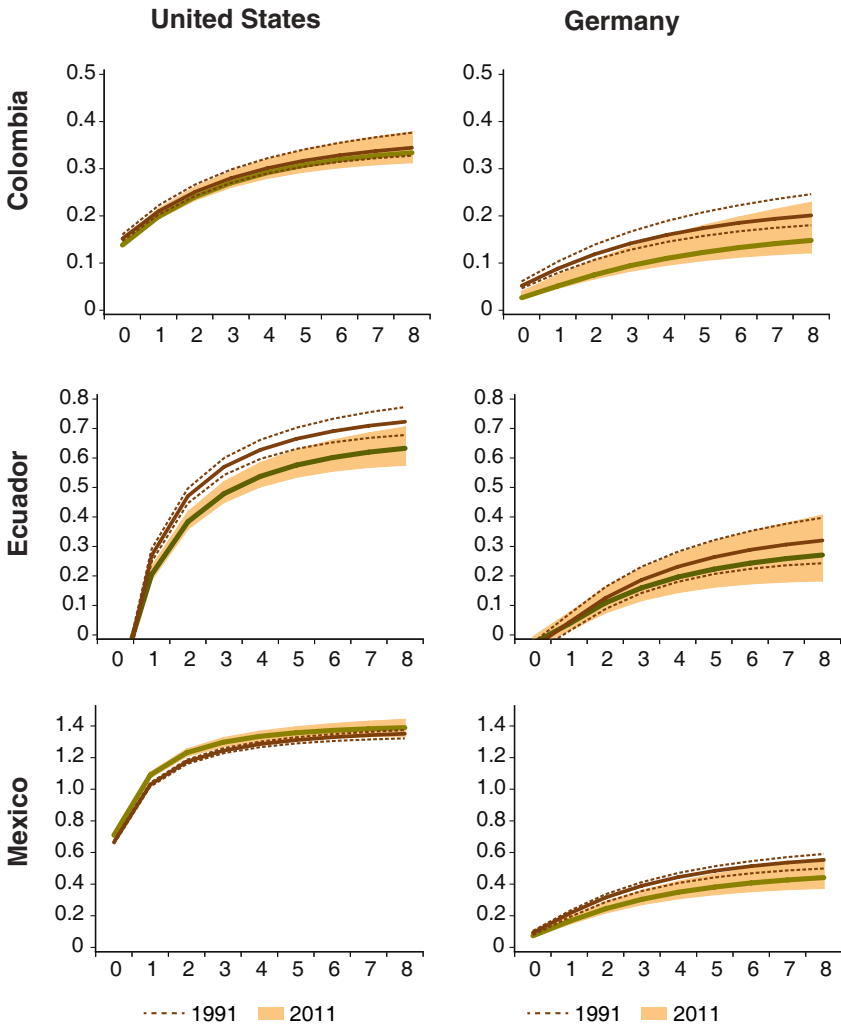
Each graph shows the relative effect of a shock in country i (column) on country j (rows), as a function of h (horizontal axis) and for two configurations of the trade matrix W_t . See equation 11. Bootstrap 90 percent confidence intervals are shown

Figure 1
(CONTINUES)



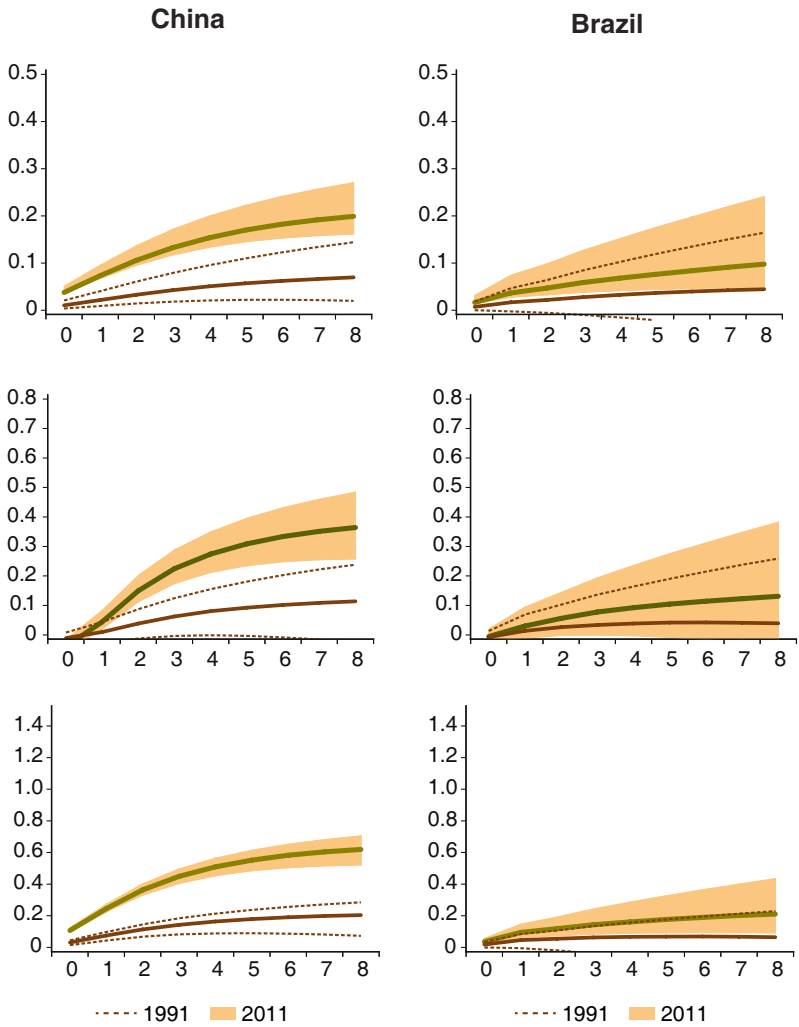
as shaded areas for 2011, and 90 percent confidence bounds are shown as dashed lines for 1991. The scale of the vertical axis may vary across rows.

Figure 1
(CONTINUES)



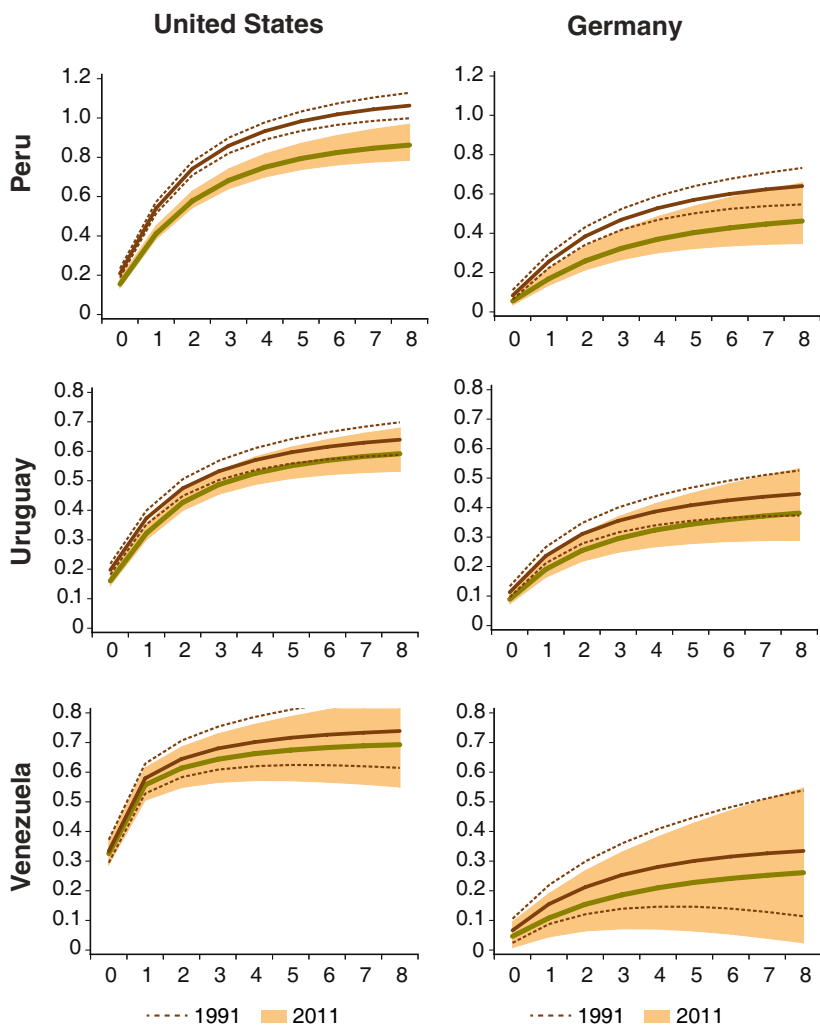
Each graph shows the relative effect of a shock in country i (column) on country j (rows), as a function of h (horizontal axis) and for two configurations of the trade matrix W_t . See equation 11. Bootstrap 90 percent confidence intervals are shown

Figure 1
(CONTINUES)



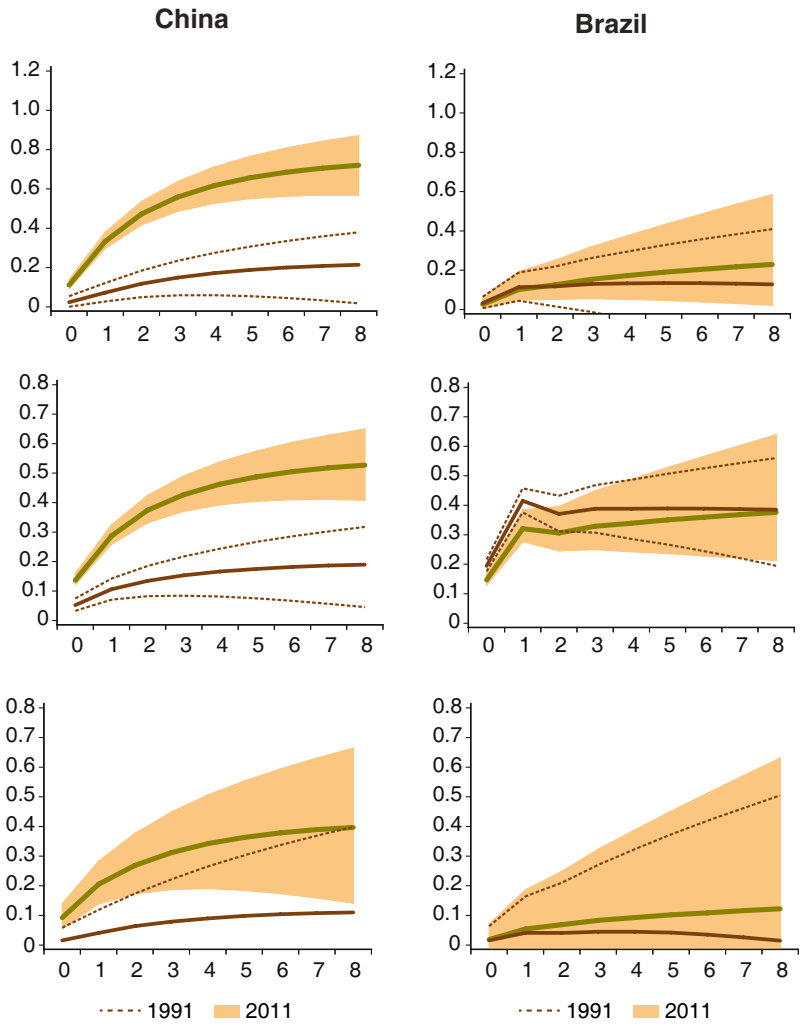
as shaded areas for 2011, and 90 percent confidence bounds are shown as dashed lines for 1991. The scale of the vertical axis may vary across rows.

Figure 1
(CONTINUES)



Each graph shows the relative effect of a shock in country i (column) on country j (rows), as a function of h (horizontal axis) and for two configurations of the trade matrix W_t . See equation 11. Bootstrap 90 percent confidence intervals are shown

Figure 1
(ENDS)



as shaded areas for 2011, and 90 percent confidence bounds are shown as dashed lines for 1991. The scale of the vertical axis may vary across rows.

for all h , the profile of the relative effects of the Chinese shock is significantly greater in 2011 than in 1991. The effect on impact ($h = 0$), which captures the changes in trade in the last two decades, has doubled, whereas the multiplier effects ($h > 0$) which include second-round effects of China as a global actor, has almost tripled. Furthermore, the results indicate that in 1991 the effects of a shock in China on Latin American were due exclusively to their trading links (the response on impact is not statistically different from the response after h quarters), whereas in 2011 both the response on impact and the second-round effects increased unambiguously.

- It can be appreciated that in 1991 the effects of the German shock had been statistically higher than that of the Chinese shock. Two decades later, in 2011, the relative effect of the Chinese shock is of comparable magnitude to that of the German shock. Moreover, the point estimates of the former appear to be higher than the latter, even though the differences are not yet statistically significant.
- The Brazilian shock exerts an important influence on Argentina and Uruguay, the two countries in our sample that apart from Brazil are members of the Mercosur trading bloc. In the rest of Latin American countries, however, the effects of the Brazilian shock is comparably limited. In particular, the effect on impact ($h = 0$) does not seem different from the multiplier effects ($h > 0$), which suggest that the Brazilian shock, as opposed to the Chinese one, does not have global impacts. These results have not changed between 1991 and 2011.

In a second exercise we compute the relative effects for all quarters in the sample, to enquire whether the documented changes in the influences of various shock on Latin American growth have evolved smoothly and monotonically. Figure 2 shows the resulting time profiles for selected values of $h = \{0, 1, 4, 8\}$. Recall that the direct effect of the shock is on impact, the first solid line $h = 0$, and as we move through the lines representing higher values of h the responses are also influenced by the global effects generated by the shock.

- The results on the Chinese shock are again worth commenting on. The effect on impact has shown a sustained upward trend

since the mid 2000s, which mirrors the increase in bilateral trade with China for each country in Table 1. More interestingly, it is the second-round effects ($h > 0$) that display a steeper increase since the beginning of the 2000s, thereby capturing the importance of the Chinese shock worldwide. A tentative conclusion is that, even though China has become one of the main trade partners of Latin American countries, it is the indirect effect of an expansion in China what affects Latin American growth the most. The time profile of the relative effects also uncovers interesting dynamics in the responses to the Chinese shock. For $h > 0$, its influence declines from 1998 to 2002, whereas the direct effect in $h = 0$ remains stable. This combination seems to be a consequence of the 1997 Asian financial crisis. Whereas it barely changed the bilateral relationships of Latin American countries with China, it hit hardly many of China's main trade partners. Hence, the trade amongst Asian economies shrunk and this phenomenon weakened the channel whereby shocks in China's growth were propagated around the globe (see Abeyasinghe and Forbes, 2005).

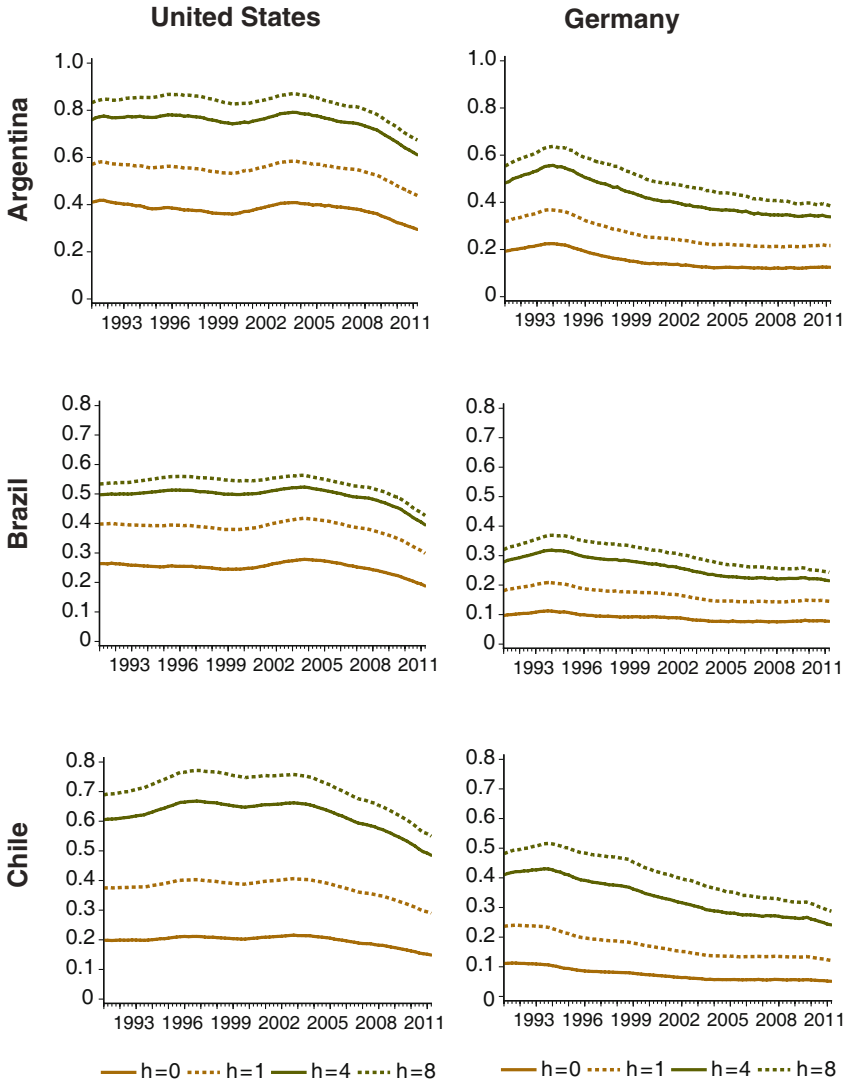
- On the other hand, we observe that in the case of the American shock, the relative effects both on impact and indirect have remained mostly unchanged. However, the responses of Argentina, Chile, Peru and Uruguay after the 2008 financial crisis, reflect not only a modest shrinkage in the trade share of the United States, but more importantly somehow weaker second-round effects of an American shock.

As concluded in the analysis of Figure 1, many of these changes are not statistically significant; nonetheless, if the movements observed by the end of the sample are an indication of a downward trend developing, it will not be long until a significant reduction in the importance of the American shock can be reported. In fact, this is the case of the responses to the German shock whose influence has shown a steady (albeit modest) decline since the mid 1990s, and for all the Latin American countries in the sample.

- Finally, the relative effects of a Brazilian shock display a hump between the mid 1990s to the mid 2000s, which is very pronounced for Mercosur members but is buffered for the remaining Latin American countries (notably Chile, that have important direct

Figure 2

**TIME PROFILE OF RELATIVE EFFECTS OF FOREIGN SHOCKS
IN LATIN AMERICA: 1991 A 2011**



Each graph shows the relative effect of a shock in country i (column) on country j (rows), letting the trade matrix W_t vary through time, and for various values of h . See equation 11. The scale of the vertical axis may vary across rows.

Figure 2
(CONTINUES)

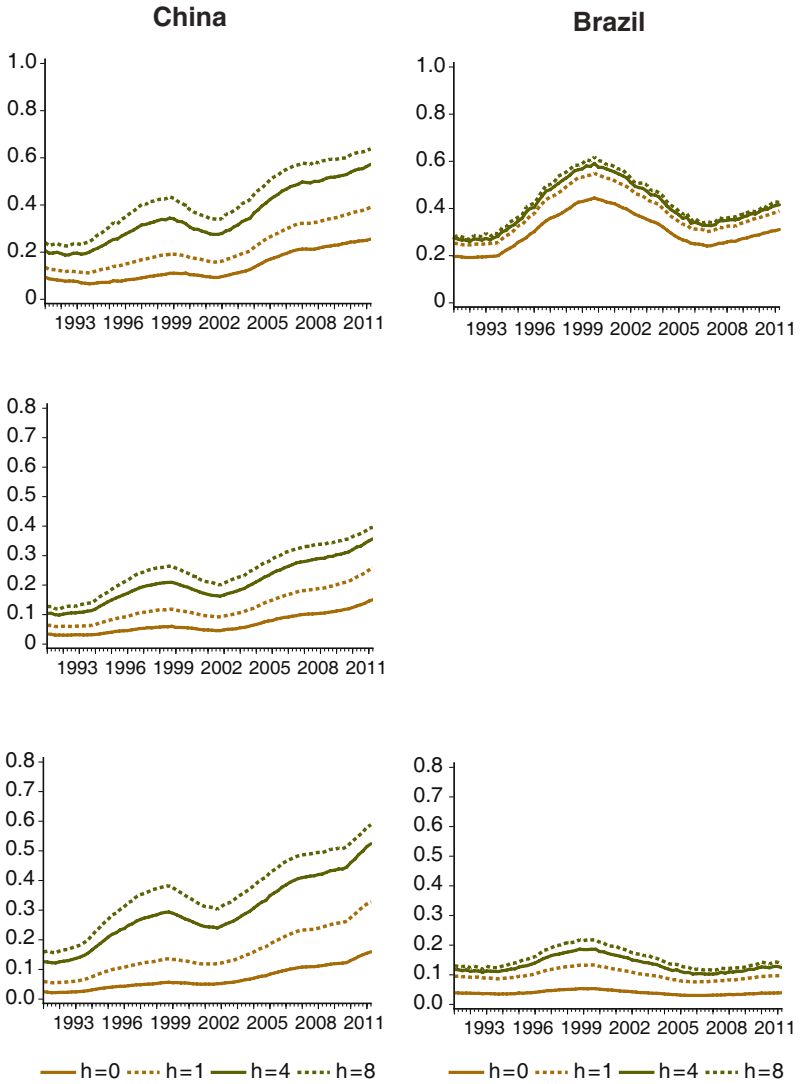
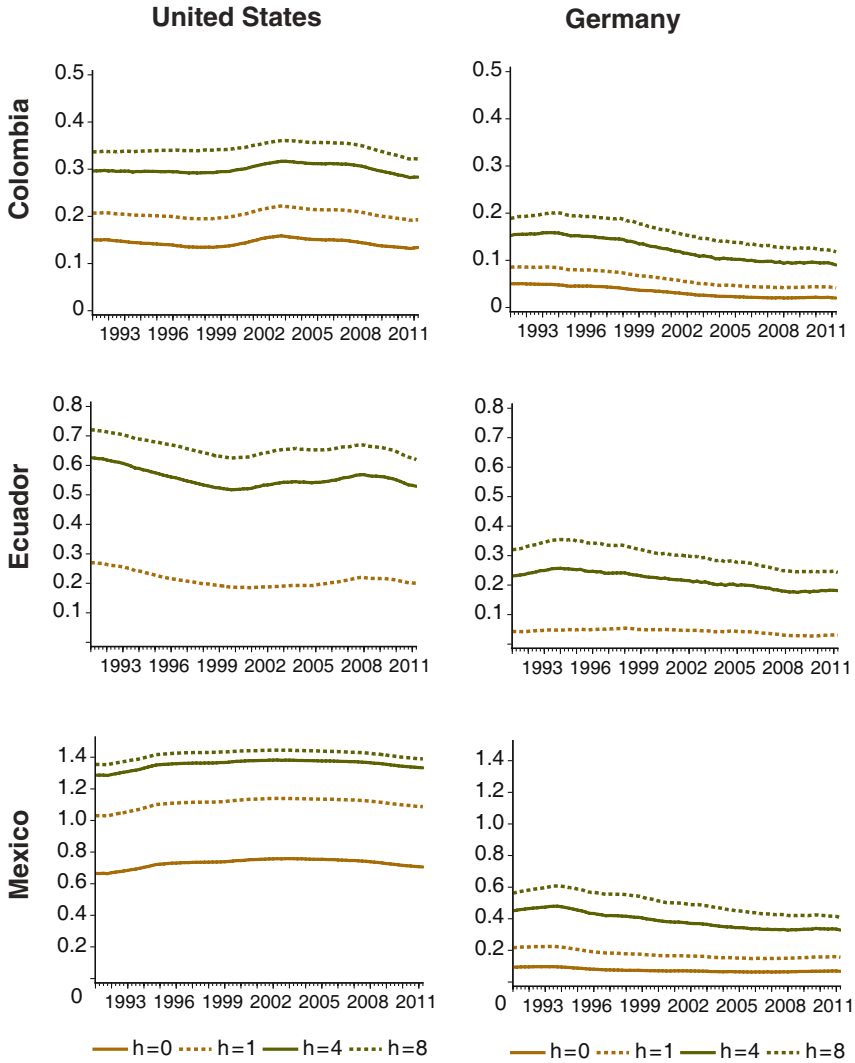


Figure 2
(CONTINUES)



Each graph shows the relative effect of a shock in country i (column) on country j (rows), letting the trade matrix W_t vary through time, and for various values of h . See equation 11. The scale of the vertical axis may vary across rows.

Figure 2
(CONTINUES)

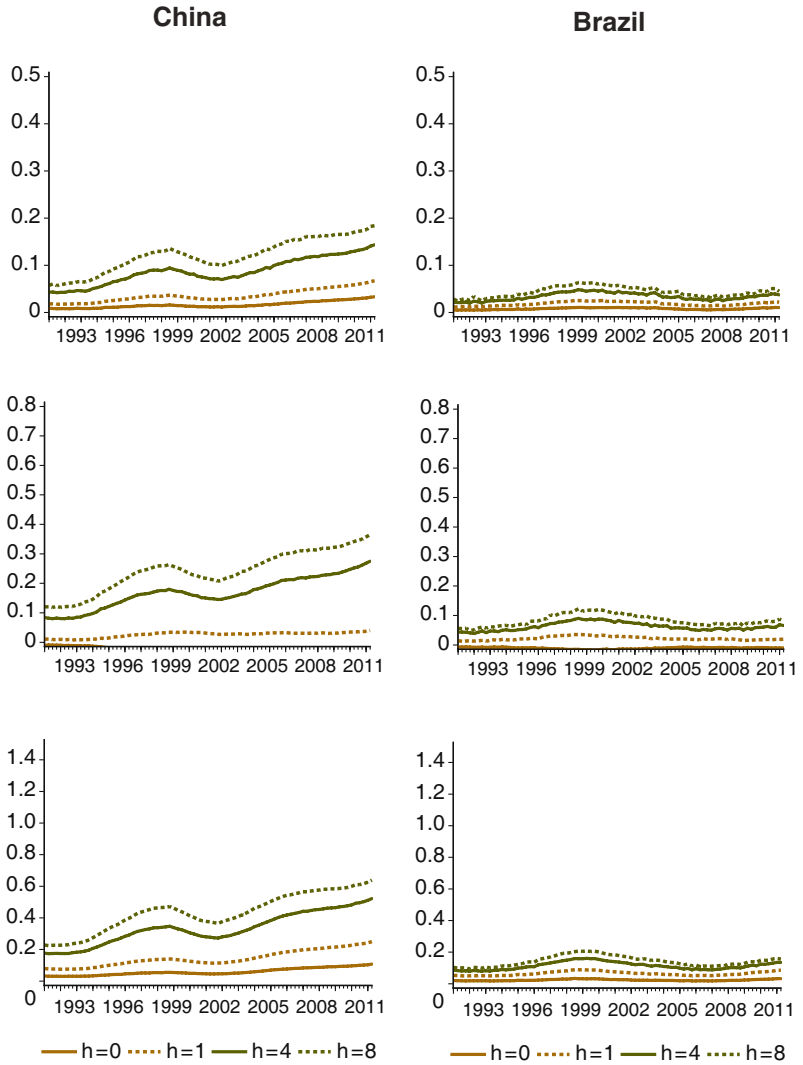
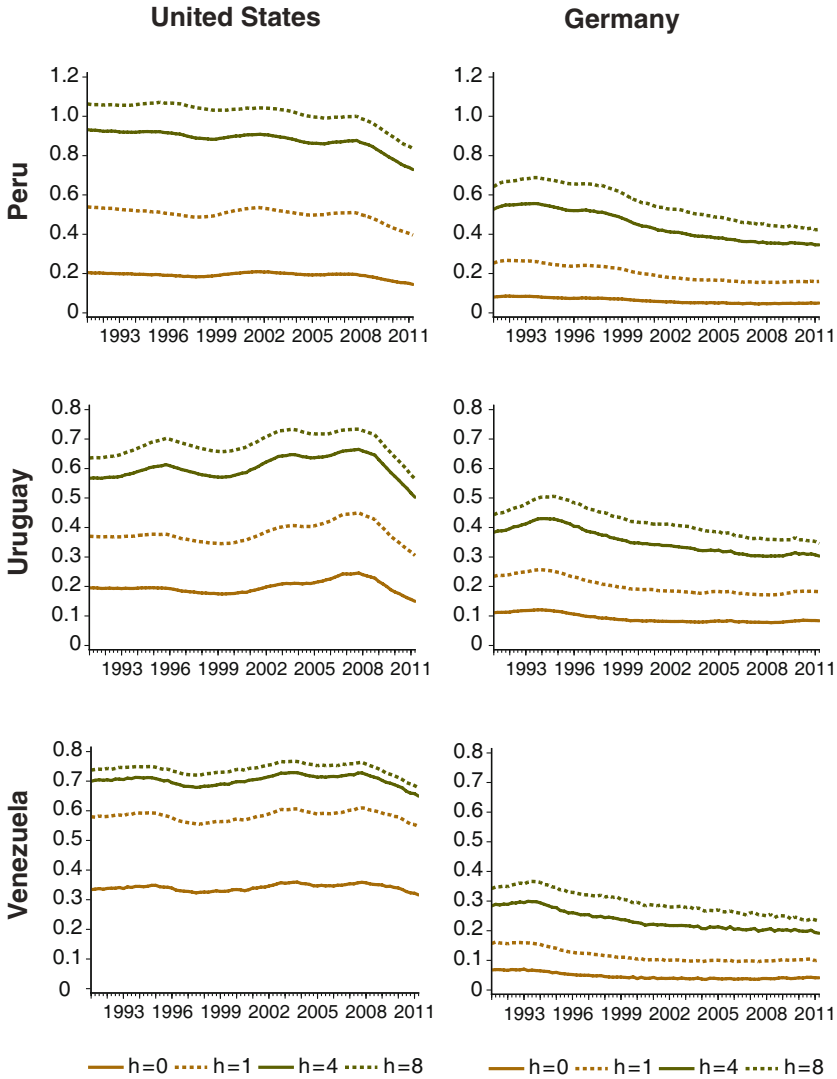
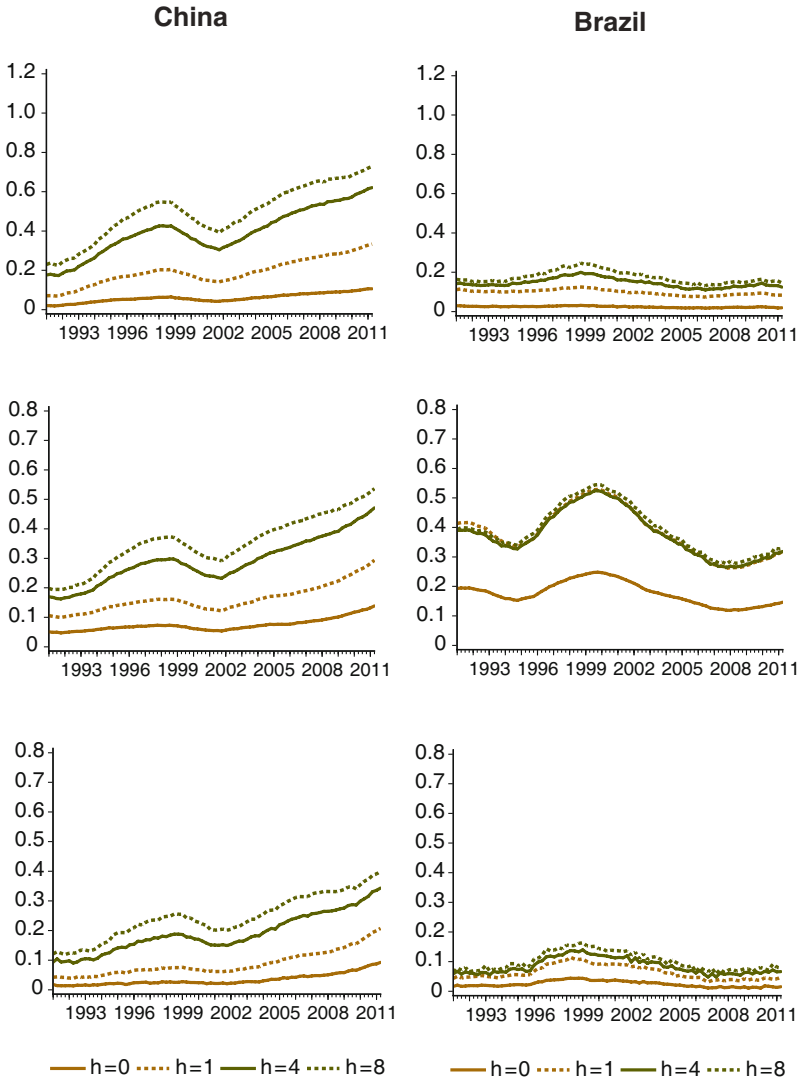


Figure 2
(CONTINUES)



Each graph shows the relative effect of a shock in country i (column) on country j (rows), letting the trade matrix W_t vary through time, and for various values of h . See equation 11. The scale of the vertical axis may vary across rows.

Figure 2
(ENDS)



trade linkages with Mercosur economies). Outside Mercosur, however, the relative effects of a Brazilian perturbation are basically reflected by the direct impacts on trade, their second-round effects seem insignificant and very stable through time.

3.4 Direct vs. Indirect Effects: Counterfactual Simulations

Our previous results point out to two important conclusions. Firstly, the changing trading structure of Latin American countries has promoted growth as it was oriented towards fast-growing economies, remarkably China. Secondly, second-round effects of the outstanding Chinese growth in the 2000s has constituted a relevant source of growth in the region.

Unfortunately, with the exception of the relative effects 11 on impact ($h = 0$), for $h > 0$ the analysis so far does not disentangle the direct effect of changing the trade structure from the indirect ones. Next, we perform counterfactual simulations in order to have a better grasp of the relative importance of these effects. In particular, using the actual estimated structural shocks \mathbf{u}_t , the SVAR is simulated for the period 2006 to 2011 (the 2008 financial crisis occurred in the middle of this window), under different assumptions regarding the world trade structure, see equation 9:

- First, for all t in the simulation window, the matrix \mathbf{W}_t is set equal to its average value over that period (\mathbf{W}_2). The result is a set of growth rates that are close, but greater than the actual values. Compare the first and sixth columns of Table 3: an average of 5.51% versus and 4.94%. The reason for this discrepancy is that, in the simulations, although the upward trending export weights of Latin American countries with booming emerging markets are replaced with greater shares at the beginning of the simulation and with smaller shares by the end, the effects on growth are not compensated because of more favorable initial conditions. Therefore, the counterfactual set, i.e. the sixth column of Table 3, is used as a baseline scenario for comparative purposes.
- Second, the trade matrix \mathbf{W}_t is replaced by its average value over 1994 to 2000 (\mathbf{W}_1). This situation corresponds to a trade structure

Table 3

COUNTERFACTUAL SIMULATIONS FOR THE PERIOD 2006 -2011
(AVERAGE ANNUALIZED GROWTH RATES)

	<i>Counterfactual</i>					
		<i>Export weights</i> 1995-2000	<i>Direct effect</i>	<i>Indirect effect</i>	<i>Overall effect</i>	<i>Export weights</i> 2006-2011
	<i>Actual</i>	W_1	$W_3 - W_1$	$W_2 - W_3$	$W_2 - W_1$	W_2
Argentina	7.22	4.46	0.70	2.61	3.30	7.76
Brazil	4.31	2.61	0.53	1.68	2.21	4.82
Chile	3.55	0.79	0.92	2.47	3.39	4.18
Colombia	4.51	3.71	0.13	0.89	1.02	4.73
Ecuador	4.06	2.66	0.06	1.66	1.72	4.38
Mexico	2.10	-0.58	0.36	3.02	3.38	2.80
Peru	7.31	3.94	0.89	3.32	4.21	8.15
Uruguay	6.48	5.10	0.15	2.08	2.22	7.32
Venezuela	4.91	3.77	0.33	1.34	1.67	5.45
Average	4.94	2.94	0.45	2.12	2.57	5.51

before China's emergence as a global actor, and the results are given in the second column of Table 3. On average, Latin American growth amounts to a modest 2.94%, almost half of the growth obtained in the baseline scenario. The difference between scenarios (2.57%) gives the overall effect of the changing trade structure on growth, and is reported in the fifth column of Table 3.

- Finally, an intermediate configuration is considered in order to assess the direct effects of the new trade structure on growth (W_3). The idea is to let Latin American's trade structure evolve, while keeping the trade structure in the rest of the world fixed at historical levels. Mechanically, the rows of W_t for non-Latin American countries are set to their 1994-2000 averages (W_1), whereas those corresponding to Latin American economies are set to their 2006-2011 averages (W_2).

The direct effect therefore is the difference between the growth rates obtained from the W_3 run with respect to the results of the W_1 run, which are reported in the third column of Table 3. The fourth

column of Table 3 shows the residual effects of this simulation with respect to the W_2 run, and these figures can be regarded as the indirect effects of the new trade structure.

The simulations in Table 3 show that, on average, out of the 2.57% effect on growth that can be attributed to the differences between trade structures, only a moderate 0.45% comes from redirecting trade towards fast-growing economies. Most of the effect, a remarkable 2.12%, corresponds to indirect effects that can be thought of the multipliers induced by the Chinese juggernaut during the 2006-2011 period.

Some of the findings in Table 3 at a country level are also illustrative on the workings of the SVAR model. Firstly, the strongest (above average) direct effects occurred to countries that are large exporters of commodities for which China has shown a particular appetite in the 2000s: Chilean copper, Peruvian copper, zinc, lead and fishmeal, Argentinean soybeans and Brazil iron ore and soybeans. Thus a large effect of impact help explain the above average indirect effects reported for Argentina, Chile and Peru. This effect mirrors the Chinese export share for each country (see Table 1), which may have been inflated by booming commodity prices.

Secondly, the Mexican case illustrates how due to multiplier effects, a shock to a country can have a large impact on others that are relatively minor bilateral trading partners. The results on Mexico are seemingly unusual: the combination of a well-below average direct effect and very strong indirect effects. As it can be seen in Table 1, the United States remains by far the main Mexican trade partner, despite the increase in the Chinese share. The extremely low growth rate of Mexico using trade shares from the 1990s (-0.58%) is a direct consequence of the exposition of this economy to the American economy, which experienced a recession after the 2008 crisis. In the new trade structure, the United States share is marginally smaller, so a relatively modest direct effect in the Mexican case should not be surprising. The large indirect effect is due to the effects the new trade structure has had on the American economy, which are magnified in Mexico (as revealed in Figures 1 and 2, the medium-term elasticities of a American shock are greater than one). Thus, in our simulations the United States, as well as many other industrialized economies, is implicitly benefiting for the new trade configuration.



4

Concluding Remarks

In this paper we have developed a SVAR model with rich feedbacks, direct and indirect, for 29 economies worldwide. Aggregation restrictions using trade shares are formally tested and then imposed to achieve both a rather parsimonious system and the identification of a structural form. As the trade shares are time-varying, so are the impulse-response function of the SVAR, which enables us to analyze the changes that the effects on Latin American growth of shocks in the United States, China, Germany and Brazil, have undergone.

Our results point out to relatively stable effects on Latin American growth of shocks in the United States, although they seem to have diminished by the end of our sample. In contrast, the indirect effects of a German shock have reduced steadily during the last decade, somehow displaced by particularly strong indirect effects of a Chinese shock. These findings support the idea that the more prominent presence of China in the world economic scene have had a potentially large impact on third countries, even if they are minor trade partners.

Counterfactual simulations show that a remarkable proportion of the vigorous Latin American growth experienced in the period 2006-2011 can be attributed to second-round effects, while only a modest fraction is due to changing trade orientation towards fast-growing emerging economies. These findings have profound policy implications. We reckon that part of the direct effect may be the outcome of well-suited trade policies, i.e. selecting as trade partners (for instance, through the enactment of formal trade agreements) those

economies that can sustain the demand for the products for which a country has comparative advantages. Yet, we estimate that these policies would have granted Latin American countries an increase of (at most) 0.5% in its growth rate. This is a significant result but may not be enough to move towards a sustainable high growth path.

On the other hand, most Latin American counties remain rather small open economies, simply spectators of the world economic scene. Our results point out that even Brazil, despite its size, is still unavailable of influencing the dynamics of economies beyond the region. As a whole, Latin America still seems vulnerable to external shocks, so that the strong positive indirect effect on growth reported above, can be regarded as sheer *good luck* (a particularly good realization of shocks). It is, therefore, a core policy challenge for each Latin American country to seize on such favorable external conditions, which albeit persistent are likely to be temporary, to promote policies aimed to reduce its vulnerability to foreign shocks.

There are several ways in which China may have affected Latin America: commercial, financial and by sustaining high commodities prices in international markets. Even though some emphasis was given to the commercial channel, we have not truly attempted to make a distinction among these channels and we reckon do it so constitutes an interesting avenue for future research. In particular, to explicitly model and quantify the effects of Chinese demand on the terms of trade of commodity exporters, such as most Latin American countries (see, for instance, Abeysinghe, 2001). Another interesting extension is to assess the effects of global shocks (for instance, by considering the presence of common factors in the structural perturbations), and especially to enquire whether the redirection of trade towards emerging markets has delivered the diversification gains that theory predicts.



References

- Abeyasinghe, T. (2001), "Estimation of direct and indirect impact of oil price on growth", *Economics Letters*, Vol. 73, No. 2, pp. 147-153.
- Abeyasinghe, T., and K. Forbes (2005), "Trade linkages and output-multiplier effects: A structural VAR approach with a focus on Asia", *Review of International Economics*, Vol. 13, No. 2, pp. 356-375.
- Abeyasinghe, T., and R. Gulasekaran (2004), "Quarterly real GDP estimates for China and ASEAN4 with a forecast evaluation", *Journal of Forecasting*, Vol. 23, No. 6, pp. 431-447.
- Calderón, C. (2009) "Trade, specialization, and cycle synchronization: Explaining output comovement between Latin America, China, and India", in D. Lederman, M. Olarreaga and G. E. Perry (eds.), *China's and India's challenge to Latin America: Opportunity or threat?*, The World Bank, Ch. 2, pp. 39-100.
- Canova, F. (2005), "The transmission of US shocks to Latin America", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 2, pp. 229-251.
- Canova F., and M. Ciccarelli (2009), "Estimating multicountry VAR models", *International Economic Review*, Vol. 50, No. 3, pp. 929-959.
- Cesa-Bianchi, A., M. H. Pesaran, A. Rebucci and T. Xu (2011), "China's emergence in the world economy and business cycles in Latin America", Inter-American Development Bank Working Paper, No. 266.
- Dees, S., F. di Mauro, H. M. Pesaran and L. V. Smith (2007), "Exploring the international linkages of the Euro area: A global VAR analysis", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, No. 1, pp. 1-38.
- De la Torre, A. (2011), "LAC success put to the test", speech delivered at the Central Reserve Bank of Peru, August 15, 2011. Available at <<http://www.bcrp.gob.pe>>
- Elliott, G., and A. Fatas (1996), "International business cycles and the dynamics of the current account", *European Economic Review*, Vol. 40, No. 2, pp. 361-387.

- Enders, W., and K. Souki (2008), "Assesing the importance of global shocks versus country-specific shocks", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 27, No. 8, pp. 1420-1429.
- Forbes, K., and M. Chinn (2004), "A decomposition of global linkages in financial markets over time", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 3, pp. 705-722.
- Glick, R., and K. Rogoff (1995), "Global versus country-specific productivity shocks and the current account", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, No. 1, pp. 159-192.
- Hurvich, C. M., and C. Tsai (1989), "Regression and time series model selection in small samples", *Biometrika*, Vol. 76, No. 2, pp. 297-307.
- Izquierdo, A., and E. Talvi (2011), "What's next? Latin America and the Caribbean's insertion into the post-financial crisis new global economic order", in A. Izquierdo and E. Talvi (eds.), *One Region, Two Speeds? Challenges of the New Economic Order for Latin America and the Caribbean*, Inter-American Development Bank, Ch. 2, pp. 15-29.
- Mutl, J. (2009), "Consistent estimation of global VAR models", Institute for Advanced Studies (Vienna), Economics Series 234.
- Norrbin, S. C., and D. E. Schlagenhauf (1996), "The role of international factors in the business cycle: A multicountry study", *Journal of International Economics*, Vol. 40, Nos. 1-2, pp. 85-104.
- Pesaran, M. H., T. Schuermann and S. M. Weiner (2004), "Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macro-econometric model", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, No. 2, pp. 129-162.
- Primiceri, G. (2005), "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy", *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, pp. 821-852.
- Winkelried, D. (2011), "Exchange rate pass through and inflation targeting in Peru", Central Reserve Bank of Peru, Documento de Trabajo, No. 12.

Se terminó de imprimir durante mayo de 2013,
en los talleres de Offset Universal, S. A.,
Calle Dos, núm. 113-2, colonia Granjas
San Antonio, 09070 México D. F.
400 ejemplares.

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

ISBN: 978-607-7734-45-1



9 786077 734451