



## Socios comerciales y crecimiento en América Latina: Un enfoque SVAR dinámico

DIEGO WINKELRIED Y MIGUEL ÁNGEL SALDARRIAGA\*

*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, estima, evalúa y simula un modelo VAR estructural bastante parsimonioso, identificado a través de vínculos de comercio bilateral. 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.*

**Palabras Clave** : América Latina, China, vínculos comerciales, VAR variante en el tiempo.

**Clasificación JEL** : C32, C50, E32, F44, O54.

Se ha discutido ampliamente que durante las últimas dos décadas un nuevo contexto global ha surgido como el 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 del 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, brindando 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 1990, Estados Unidos era el principal socio

\* Winkelried: Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú, Teléfono: +511 613-2000 (emails: [diego.winkelried@bcrp.gob.pe](mailto:diego.winkelried@bcrp.gob.pe), [diegowq@cantab.net](mailto:diegowq@cantab.net)). Saldarriaga: Departamento de Estadísticas Monetarias, BCRP (email: [miguel.saldarriaga@bcrp.gob.pe](mailto:miguel.saldarriaga@bcrp.gob.pe)).

Este estudio obtuvo el *Premio de Banca Central Rodrigo Gómez 2012* otorgado por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA). Expresamos nuestra gratitud al CEMLA por concedernos el permiso para la publicación de este artículo en la *Revista Estudios Económicos*.

Por otro lado, agradecemos a Eduardo Morón, Paul Castillo y a los participantes de seminarios en el BCRP por sus valiosos comentarios. También agradecemos a Donita Rodríguez por su ayuda con la base de datos usada en nuestras estimaciones. Las opiniones aquí vertidas son propias de los autores y no reflejan necesariamente el punto de vista del BCRP o del CEMLA.

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 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 a través 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 1.9 por ciento en 1991 a 9.0 por ciento en 2010, mientras que en las exportaciones alemanas se incrementó de 0.9 a 8.2 por ciento 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 a través de 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 implicancias 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 la década del 2000 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 sobre la región efectos similares 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), estimamos 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

**CUADRO 1.** Participación en las exportaciones de América Latina (AL) y países seleccionados

	Estados Unidos	Alemania	Brasil	China	Resto de Europa	Resto de AL	Resto de Asia	Otros
<b>1991</b>								
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
<i>Promedio AL</i>	<i>40.5</i>	<i>7.2</i>	<i>7.4</i>	<i>2.0</i>	<i>18.7</i>	<i>12.9</i>	<i>10.1</i>	<i>1.9</i>
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
<b>2010</b>								
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 AL</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

**NOTAS:** La 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 2.1. La lista es exhaustiva pero excluye África, Centroamérica, Medio Oriente y Europa Oriental. Las participaciones suman 100 para cada fila.

**FUENTE:** Direction of Trade Statistics (FMI).

estudios incluyen a Norrbin y Schlagenhauf (1996), Elliott y Fatas (1996), y más recientemente a Abeysinghe 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 y otros (2004) y extendido en Dees y otros (2007). Recientemente, Cesa-Bianchi y otros (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 PBI). Aún cuando esto nos impide clasificar los choques más adecuadamente (por ejemplo, choques de oferta versus choques de demanda), nos permite evaluar la hipótesis de agregación que se toma como cierta

en la literatura 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 impulso-respuesta 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. Así, 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 y otros (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 resaltan asimismo la importancia de efectos indirectos del crecimiento de China para explicar el auspicioso crecimiento en la región.

La sección 1 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 2 describe los datos, presenta funciones impulso-respuesta 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 3 presenta conclusiones y sugerencias para investigaciones futuras.

## 1 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 las últimas dos décadas. 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 significación. 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 y otros (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 impulso-respuesta variantes en el tiempo.

### 1.1 HIPÓTESIS DE AGREGACIÓN

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

$$y_t = \sum_{r=1}^p A_r y_{t-r} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde  $y_t$  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  $t$ ,  $A_r$  ( $r = 1, 2, \dots, p$ ) son matrices de coeficientes y  $\varepsilon_t$  es el vector de innovaciones estadísticas *iid* mutuamente correlacionadas. La matriz de covarianzas de  $\varepsilon_t$  es una matriz  $n \times n$  definida positiva  $\Omega_\varepsilon$ .

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 la estimación 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. Éste 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  $y_{i,t}$ ,

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

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 estimados 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  $\varepsilon_t$ .

Tomemos la  $i$ -ésima ecuación en el VAR no restringido (1)

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

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

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

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

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

Las restricciones de agregación implican que los elementos de la  $i$ -ésima fila de  $A_r$  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  $y_t$ . Esto equivale a  $pn$  coeficientes por ecuación y a  $pn^2$  coeficientes en todo el VAR. Por otro lado, 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 estimar 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 ésta es la base para el contraste de hipótesis. Luego de algunas manipulaciones simples, la ecuación original (3) puede ser reescrita como

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

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 estimar la ecuación extendida (6) mediante 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  $y_{i,t}$ .

## 1.2 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

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

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

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

Las implicancias 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 del SVAR tradicional 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)  $p(n-2) \geq 1$ .<sup>1</sup> Es importante notar que la identificación se desprende del hecho que  $\mathbf{W}_t$  es predeterminada.

Otra característica interesante de (8) es que es un VAR cambiante en el tiempo. Como tal, tiene la flexibilidad de estabilizar las estimaciones de los coeficientes invariantes en el tiempo ( $\mathbf{B}_r$  y  $\mathbf{\Phi}_r$ )

<sup>1</sup> Este conteo no incluye los parámetros en las matrices de covarianzas de las innovaciones  $\varepsilon_t$  y los choques estructurales  $u_t$ . En ambos casos, estos son parámetros no restringidos por lo que la condición de orden arriba mencionada no se altera.

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  $W_t$  evolucione de manera suave, también lo harán los coeficientes en (8), un resultado que normalmente se obtiene al imponer que los coeficientes evolucionen como paseos 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  $W_t$ , el tratamiento de sus propiedades estocásticas se simplifica enormemente (ver, por ejemplo, la sección 1.4).

### 1.3 ANÁLISIS DE IMPULSO-RESPUESTA

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  $t$ . Ésta es una propiedad interesante del modelo y nos permite investigar cómo diferentes configuraciones de las matrices  $W_t$  (diferentes estructuras comerciales) afectan las respuestas dinámicas del sistema.

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

$$y_t = \Theta_0 u_t + \Theta_1 u_{t-1} + \Theta_2 u_{t-2} + \Theta_3 u_{t-3} + \dots \quad (9)$$

Las matrices  $\Theta_h$  satisfacen la recursión

$$\Theta_h = C_1 \Theta_{h-1} + C_2 \Theta_{h-2} + \dots + C_p \Theta_{h-p}, \quad (10)$$

con  $\Theta_0 = C_0$  y  $\Theta_h = \mathbf{0}$  para  $h < 0$  como condiciones iniciales, y  $C_0 = (I_n - B_0 W)^{-1}$  y  $C_r = C_0(\Phi_r + B_r W)$  (la dependencia de  $W$  se deja implícita para aliviar la notación). Las respuestas a un choque estructural luego de  $h$  periodos están dadas por los elementos de  $\Theta_h$ . La respuestas acumuladas se recogen en  $\Psi_h = \Theta_0 + \Theta_1 + \dots + \Theta_h$ .

Siguiendo a Winkelried (2013), 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  $u_t$ . Sea  $e_i$  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  $u_t$  ( $u_0 = e_i$ ), 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

$$\rho_{ij}(h) = \frac{e_j' \Psi_h e_i}{e_i' \Psi_h e_i}. \quad (11)$$

Luego de  $h$  periodos, el choque estructural tiene un efecto acumulado de  $e_i' \Psi_h e_i$  sobre el crecimiento del país  $i$ . Por tanto, dada la linealidad de (9), fijar  $u_0 = e_i / (e_i' \Psi_h e_i)$  representa un choque que produce un incremento en la  $i$ -ésima tasa de crecimiento de exactamente 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 pasa a través 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 a 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” (véase Enders y Souki, 2008, para una discusión más detallada).

#### 1.4 ESTIMACIÓN

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

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

una formulación similar al GVAR de Pesaran y otros (2004). Esta representación es muy útil para la estimación de  $\mathbf{B}_0$ ,  $\mathbf{B}_r$ ,  $\mathbf{\Phi}_r$  y  $\mathbf{\Omega}_u$ , 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 ello, 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  $3 \times 3$

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

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  $\mathbb{E}(\mathbf{y}_t \mathbf{y}_{t-1}') \neq \mathbf{0}$ . 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 independientes incluso si no hay variación temporal en  $\mathbf{w}_t$ . Por ello,  $\text{rango}(\mathbf{Q}) = 3$  se cumplirá bajo condiciones generales y, así,  $\mathbf{y}_{t-1}$  constituirá un vector adecuado de instrumentos que cumpla la condición de rango para su identificación.<sup>2</sup>

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 estimar (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  $K = 4$ .

<sup>2</sup> 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.

## 2 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. El SVAR es estimado y la evolución de sus funciones impulso respuesta es analizada. 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.

### 2.1 DATOS

Se dispone de una base de datos exhaustiva de las tasas de crecimiento del producto bruto interno real (PBI) con frecuencia trimestral, desde 1989T1 a 2011T2, para  $n = 29$  países: 9 de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú, Uruguay y Venezuela), 2 de Norteamérica (Canadá y Estados Unidos), 8 de Europa (Alemania, España, Francia, Italia, Holanda, Reino Unido, Suecia y Suiza), 8 de Asia (China, Corea del Sur, Hong Kong, India, Japón, Malasia, Singapur y Tailandia), y 2 de Oceanía (Australia y Nueva Zelanda). 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 por ciento de la producción mundial y más del 80 por ciento del comercio mundial.

La principal fuente de información es la *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 del 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 Abeysinghe y Gulasekaran (2004), disponibles en la página web de Tilak Abeysinghe. 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 *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 4 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  $w_{ii} = 0$ ).<sup>3</sup>

### 2.2 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 1.1 para todos los socios comerciales disponibles ( $n - 1 = 28$ ). Sin embargo, una inspección informal de los datos revela que

<sup>3</sup> 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 8 trimestres en las estimaciones de los pesos trimestrales.

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*
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**
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**
Francia	5	73	1	3	4.956	0.175
España	4	73	2	4	9.064	0.060*
Holanda	4	76	1	2	9.318	0.009***
Italia	5	73	1	3	2.205	0.531
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***
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*
Singapur	6	72	1	4	9.333	0.053*
Tailandia	6	72	4	16	12.310	0.722
Australia	6	70	1	4	13.066	0.011**
Nueva Zelanda	5	71	1	3	6.444	0.092*

NOTA: Resultados para  $H_0 : \delta_{ij}(r) = 0$  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  $x$ ;  $\sum w$  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,  $p(n-2)$ . (\*\*)[\* \*\*] representa el rechazo a un nivel de significación de 10(5)[1] por ciento.

para un país típico una participación significativa de su comercio se concentra 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 (a través del tiempo) es al menos 70 por ciento 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 5 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,  $AIC_c$  atiende la crítica común que 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  $AIC_c$  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  $p = 4$ .

Bajo 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  $\chi^2$  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 por ciento de nivel de significación. Más aún, en 8 de los casos restantes el rechazo de la hipótesis no es particularmente fuerte, ya que  $H_0$  no puede ser rechazada a niveles de significación de 5 por ciento (5 casos) o de 1 por ciento (3 casos). Sólo en 2 casos (Holanda y Hong Kong) la hipótesis de agregación se rechaza al 1 por ciento de significación. 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.

### 2.3 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 1990 hasta finales de los 2000, llevamos a cabo análisis de impulso-respuesta condicionados a diferentes configuraciones del comercio mundial (es decir, diferentes matrices  $W_t$ ). Entre los posibles 29 choques del sistema, 4 son de particular interés. Estados Unidos y países de la Eurozona han sido tradicionalmente los principales destinos de las exportaciones de América Latina; 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. El Gráfico 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 de 1991 a 2011: a pesar de que las estimaciones puntuales son menores en 2011 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 norteamericano 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, de acuerdo con Cesa-Bianchi y otros (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 la muestra que aparte de 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.

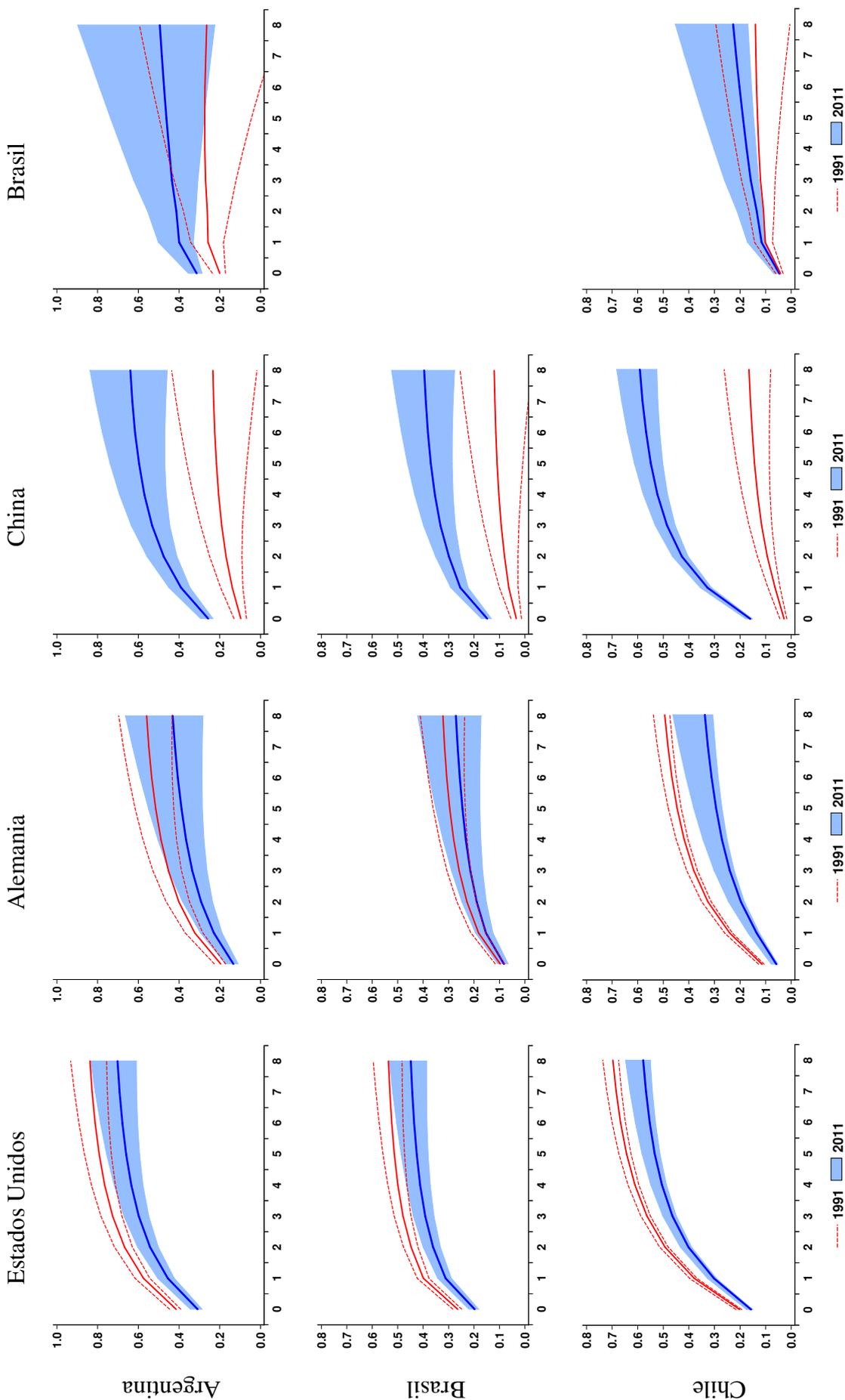
En un segundo ejercicio calculamos los efectos relativos para todos los trimestres en la muestra, con el fin de investigar si los cambios observados en la influencia de varios choques sobre el crecimiento de América Latina han evolucionado suavemente y monotónicamente. El Gráfico 2 muestra los perfiles 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 de la década del 2000, 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 de la década del 2000, 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. Ésta 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 el mundo (ver Abeysinghe y Forbes, 2005).

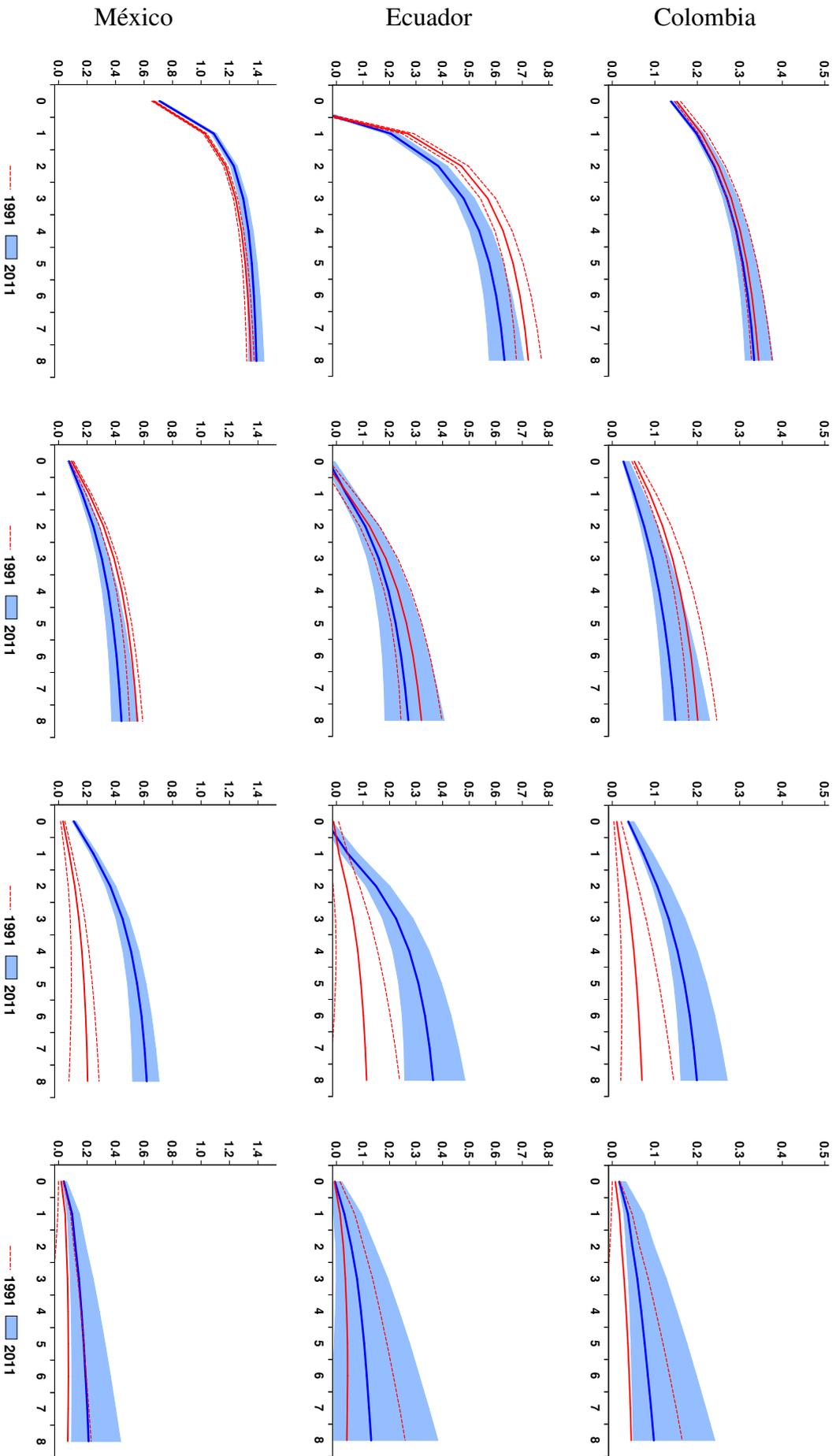
- Por su parte, en el caso de un choque norteamericano, los efectos relativos tanto directos como indirectos han permanecido casi sin cambios. Sin embargo, las respuestas de Argentina, Chile, Perú y Uruguay luego de la crisis financiera de 2008 reflejan no sólo una contracción moderada en la participación de comercio de los Estados Unidos, sino más importante, un efecto indirecto más débil. Tal como se concluyó en el análisis del Gráfico 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, éste 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 1990 y mediados de los 2000, la cual es pronunciada para países miembros del Mercosur pero

GRÁFICO 1. Efectos relativos de choques externos en América Latina: 1991 vs. 2011



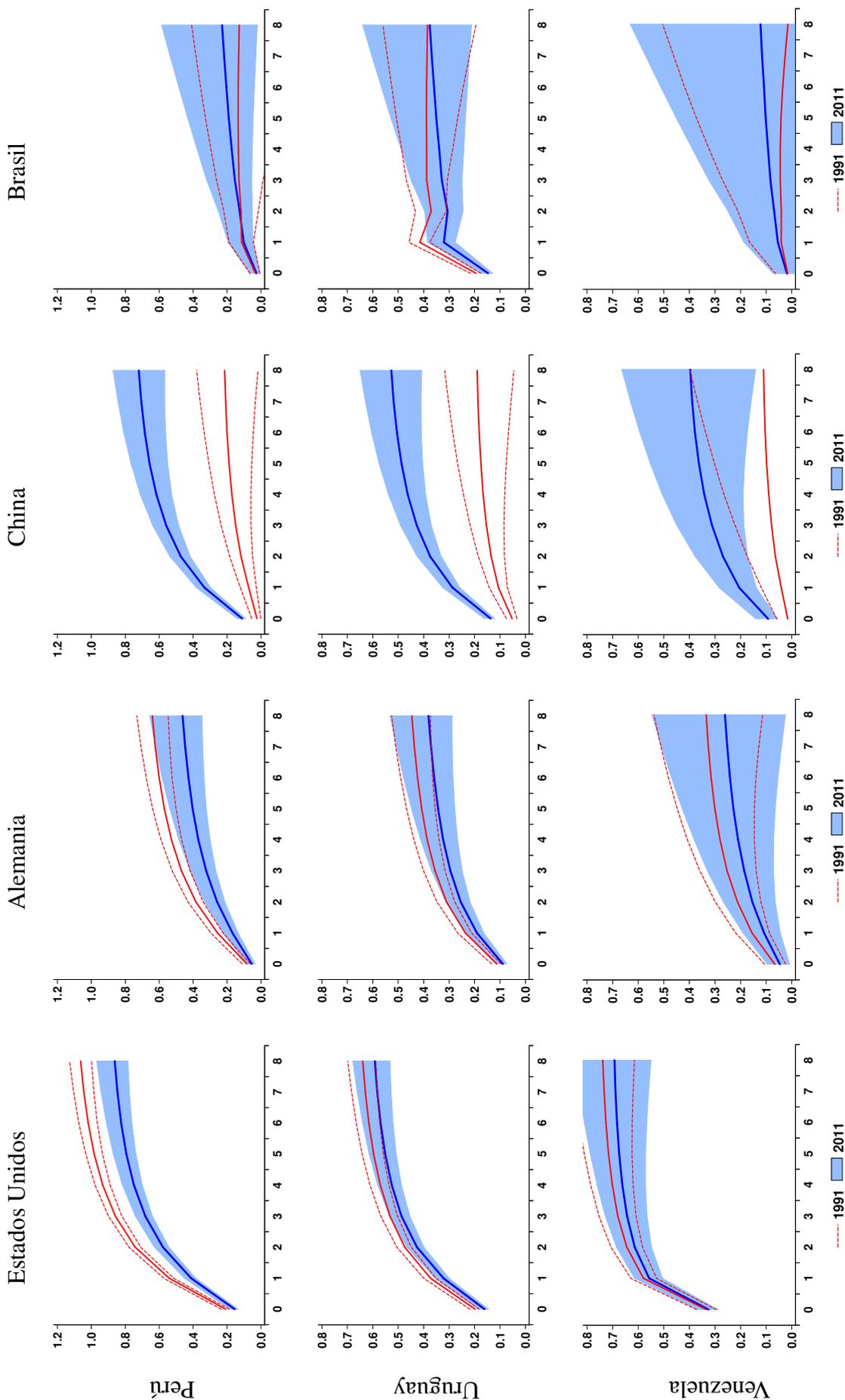
NOTAS: Cada gráfico muestra el efecto relativo de un choque en el país  $i$  (columna) sobre el país  $j$  (filas), como una función de  $h$  (eje horizontal) y para dos configuraciones de la matriz de comercio  $W_t$ . Ver ecuación (11). Los intervalos de confianza *bootstrap* al 90 por ciento se muestran como áreas sombreadas para 2011, y los límites del intervalo de confianza al 90 por ciento como líneas discontinuas para 1991. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

GRÁFICO 1 (CONTINUACIÓN). Efectos relativos de choques externos en América Latina: 1991 vs. 2011  
 Estados Unidos      Alemania      China      Brasil



NOTAS: Cada gráfico 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 ecuación (11). Los intervalos de confianza *bootstrap* al 90 por ciento se muestran como áreas sombreadas para 2011, y los límites del intervalo de confianza al 90 por ciento como líneas discontinuas para 1991. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

GRÁFICO 1 (CONTINUACIÓN). Efectos relativos de choques externos en América Latina: 1991 vs. 2011



NOTAS: Cada gráfico 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 ecuación (11). Los intervalos de confianza *bootstrap* al 90 por ciento se muestran como áreas sombreadas para 2011, y los límites del intervalo de confianza al 90 por ciento como líneas discontinuas para 1991. La escala del eje vertical puede variar entre filas.

es menor para el resto de países de Latinoamérica (en particular Chile, que mantiene importantes vínculos comerciales con economías de 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.

#### 2.4 EFECTOS DIRECTOS VS. 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 2000 han constituido una fuente relevante de crecimiento en la región.

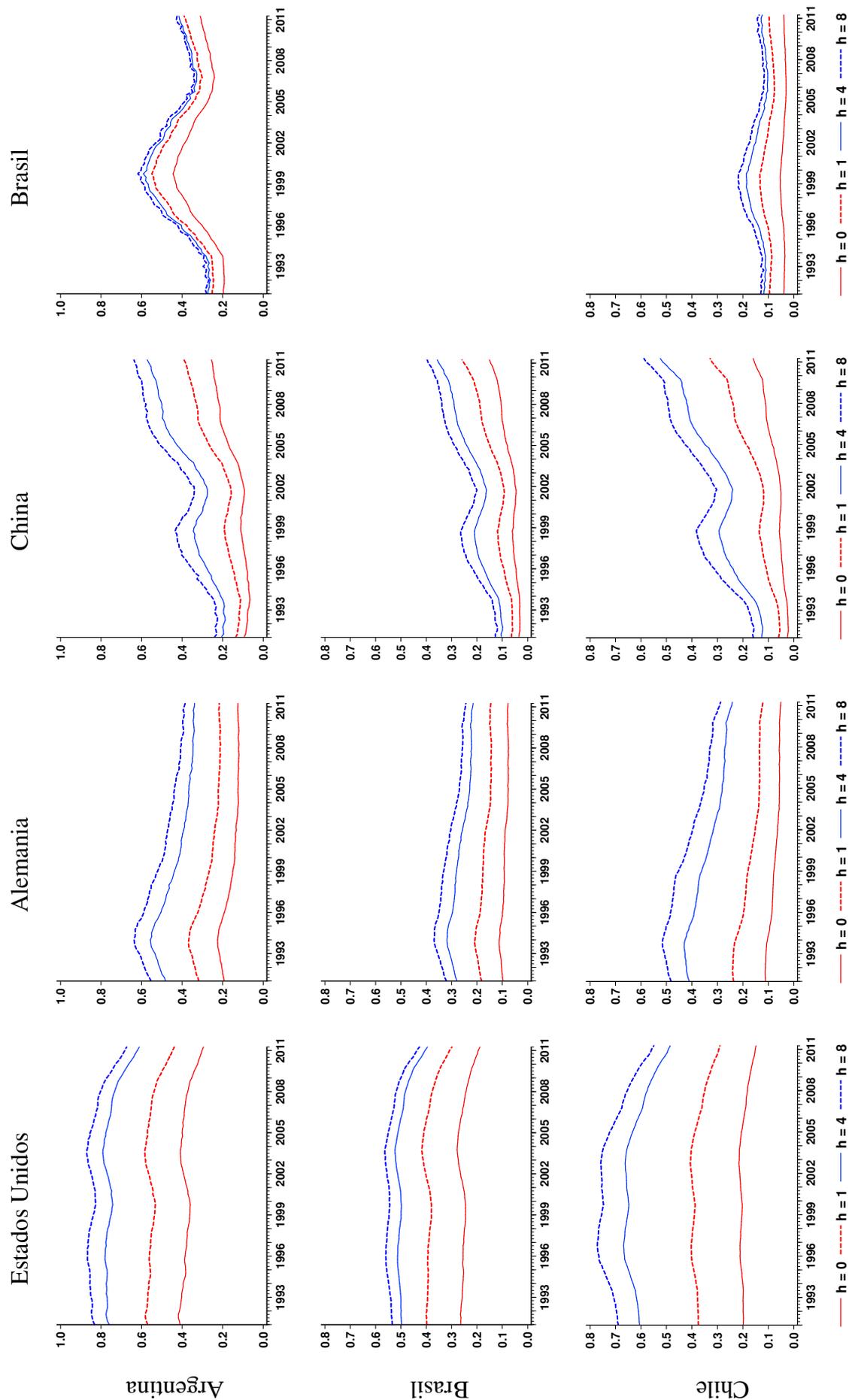
Desafortunadamente, con la excepción de los efectos relativos (11) directos ( $h = 0$ ), para  $h > 0$  el análisis hasta el momento no separa el efecto directo de cambiar la estructura comercial de los efectos indirectos. A continuación, realizamos simulaciones contrafactuales con el fin de comprender 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) bajo diferentes supuestos sobre la estructura de comercio mundial, ver (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 de 5.51 por ciento frente a 4.94 por ciento. 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 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 por ciento, casi la mitad del crecimiento obtenido en el escenario base. La diferencia entre escenarios (2.57 por ciento) 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.

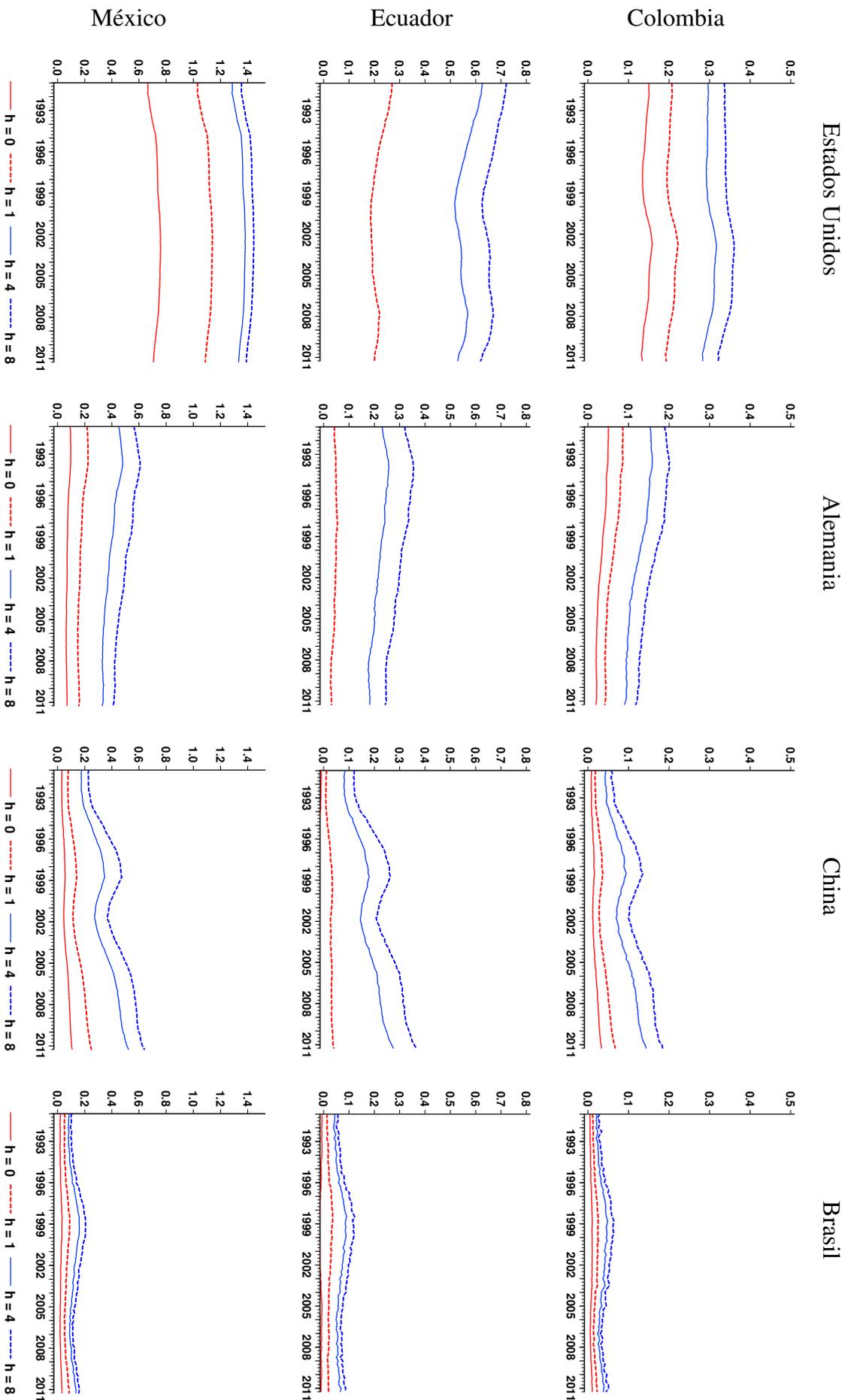
Las simulaciones en el Cuadro 3 muestran que, en promedio, del efecto sobre el crecimiento de 2.57 por ciento que puede ser atribuido a diferencias entre estructuras de comercio, sólo un modesto 0.45

GRÁFICO 2. Perfil temporal de los efectos relativos de choques externos en América Latina: 1991 a 2011



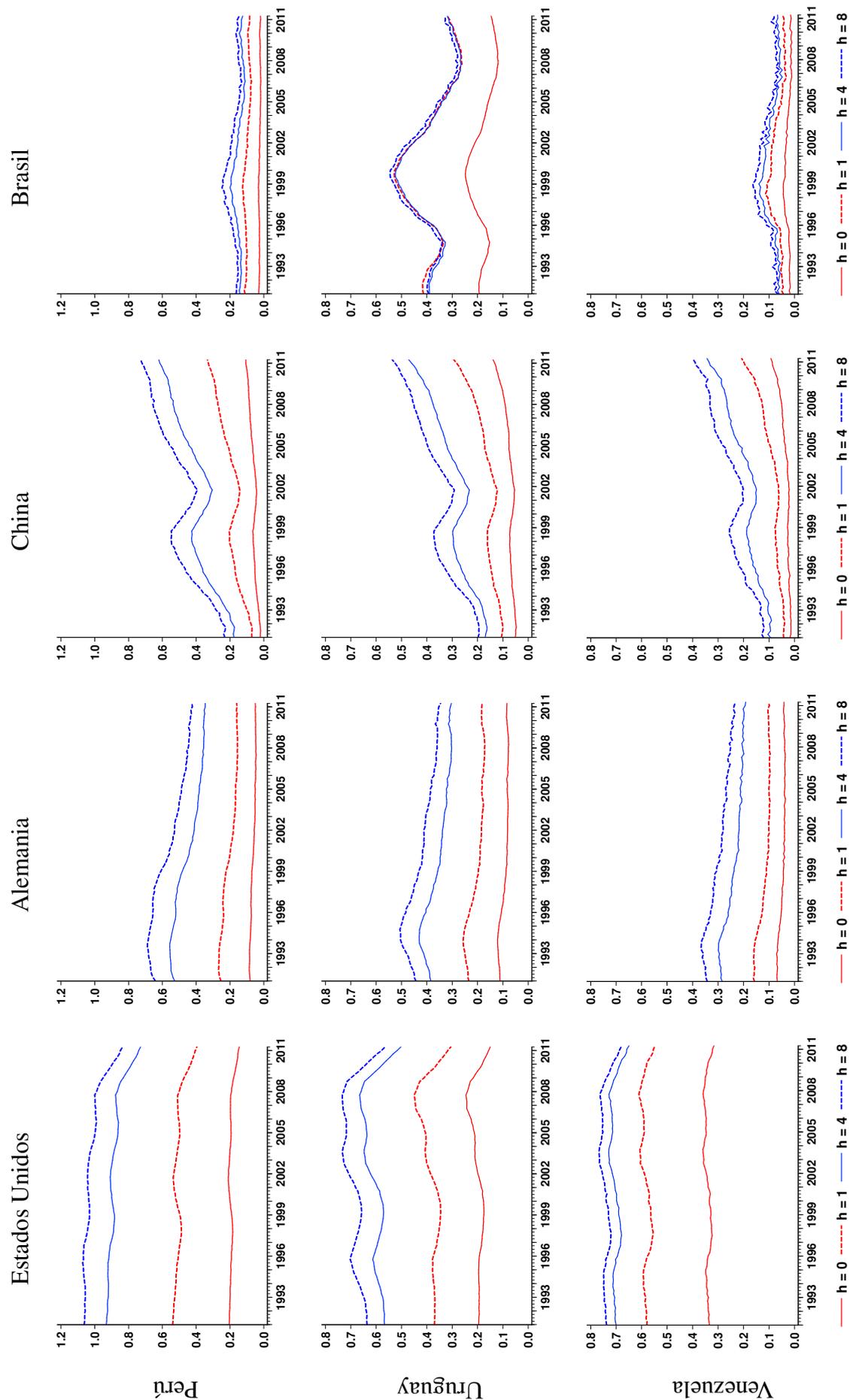
NOTAS: Cada gráfico muestra el efecto de un choque en el país  $i$  (columna) sobre el país  $j$  (filas), permitiendo que la matriz de comercio  $W_t$  varíe en el tiempo, y para distintos valores de  $h$ . Ver ecuación (11). La escala del eje vertical puede variar entre filas.

GRÁFICO 2 (CONTINUACIÓN). Perfil temporal de los efectos relativos de choques externos en América Latina: 1991 a 2011



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

GRÁFICO 2 (CONTINUACIÓN). Perfil temporal de los efectos relativos de choques externos en América Latina: 1991 a 2011



NOTAS: Cada gráfico 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 ecuación (11). La escala del eje vertical puede variar entre filas.

**CUADRO 3.** Simulaciones contrafactuales, 2006 - 2011 (tasas de crecimiento promedio anualizadas)

	Observado	Contrafactual				
		Pesos 1995-2000	Efecto directo	Efecto indirecto	Efecto total	Pesos 2006-2011
		$W_1$	$W_3 - W_1$	$W_2 - W_3$	$W_2 - W_1$	$W_2$
Argentina	7.22	4.46	0.70	2.61	3.30	7.76
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

por ciento procede de reorientar el comercio hacia economías de rápido crecimiento. La mayor parte del efecto, un notable 2.12 por ciento, 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 a nivel de 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 la década pasada: 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 de la década de 1990 (-0.58 por ciento) 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 americana, los cuales son amplificados en México (como se muestra en los Gráficos 1 y 2, las elasticidades de mediano plazo de un choque americano 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.

### 3 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 impulso respuesta 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 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 implicancias profundas de política. Consideramos que parte del efecto directo puede ser consecuencia de políticas comerciales adecuadas, por ejemplo, elegir como socios comerciales (a través 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 de (como máximo) 0.5 por ciento 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 *commodities*, como la mayoría de países de América Latina (ver, por ejemplo, Abeysinghe, 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.

## REFERENCIAS

- Abeysinghe, T. (2001), “Estimation of direct and indirect impact of oil price on growth”, *Economics Letters*, 73(2), 147-153.
- Abeysinghe, T. y K. Forbes (2005), “Trade linkages and output-multiplier effects: A structural VAR approach with a focus on Asia”, *Review of International Economics*, 13(2), 356-375.

- Abeysinghe, T. y R. Gulasekaran (2004), “Quarterly real GDP estimates for China and ASEAN4 with a forecast evaluation”, *Journal of Forecasting*, 23(6), 431-447.
- Canova, F. (2005), “The transmission of US shocks to Latin America”, *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229-251.
- Canova F. y M. Ciccarelli (2009), “Estimating multicountry VAR models”, *International Economic Review*, 50(3), 929-959.
- Calderón, C. (2009), “Trade, specialization, and cycle synchronization: Explaining output comovement between Latin America, China, and India”, en Lederman, D., M. Olarreaga y G. E. Perry (eds.), *China's and India's challenge to Latin America: Opportunity or threat?*, Banco Mundial, cap. 2, 39-100.
- 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 IDB-WP-266.
- De la Torre, A. (2011), “LAC succes put to the test”, discurso pronunciado en el Banco Central de Reserva del Perú, 15 de agosto, 2011. Disponible en <http://www.bcrp.gob.pe>
- 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*, 22(1), 1-38.
- Elliott, G. y A. Fatas (1996), “International business cycles and the dynamics of the current account”, *European Economic Review*, 40(2), 361-387.
- Enders, W. y K. Souki (2008), “Assesing the importance of global shocks versus country-specific shocks”, *Journal of International Money and Finance*, 27(8), 1420-1429.
- Hurvich, C. M. y C. Tsai (1989), “Regression and time series model selection in small samples”, *Biometrika*, 76(2), 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 Izquierdo, A. 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, 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 multi-country study”, *Journal of International Economics*, 40(1-2), 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*, 22(2), 129-162.
- Primiceri, G. (2005), “Time varying structural vector autoregressions and monetary policy”, *Review of Economic Studies*, 72, 821-852.
- Winkelried, D. (2013), “Exchange rate pass through and inflation targeting in Peru”, *Empirical Economics*, en prensa.