

## 2. LOS DETERMINANTES DINÁMICOS DEL LLAMADO MIEDO A FLOTAR: EVIDENCIA PARA LATINOAMÉRICA\*

---

Jonathan Malagón  
Camila Orbeago

### 1. INTRODUCCIÓN

Desde el colapso de Bretton Woods a inicios de los años setenta, la escogencia de un régimen óptimo de tipo de cambio ha sido una pieza fundamental en el diseño de la política económica. Si bien inicialmente la elección se hizo entre tipo de cambio fijo o flexible, después de 1973 los países avanzaron hacia una gama más diversificada de opciones con alternativas intermedias como el *crawling peg* (devaluaciones o apreciaciones graduales), las bandas cambiarias y los llamados *hard pegs* (juntas monetarias, dolarización y uniones monetarias).

Aunque es posible identificar un consenso reciente acerca de los beneficios de la flexibilidad del tipo de cambio durante los ajustes macroeconómicos, particularmente en economías emergentes que enfrentan choques externos, la evidencia empírica sugiere que en la mayoría de los casos los bancos centrales intervienen en el mercado cambiario a pesar del anuncio de mantener una flotación libre (Calvo y Reinhart, 2000). El miedo a flotar se refiere a la situación en la cual existe un divorcio entre el régimen del tipo de cambio flexible proclamado *de jure* y un régimen de flotación administrada *de facto*.

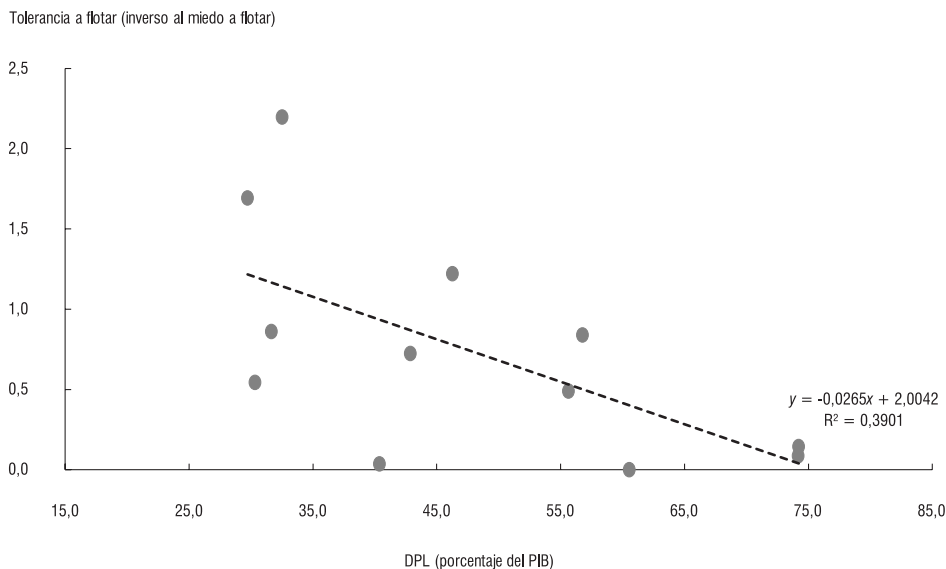
La literatura concuerda en que la razón principal para el miedo a flotar en las economías emergentes durante la década de los noventa fue la excesiva dolarización de pasivos, tanto en el sector público como en el privado, lo que derivó en intervenciones de los bancos centrales sobre la tasa de cambio (Berkmen y Cavallo, 2009; Bebczuk *et al.*, 2006; Calvo *et al.*, 2004; Cook, 2002 y Calvo, 2000). El propósito principal de estas intervenciones era la de prevenir los efectos negativos de la hoja de balance, originados por fuertes depreciaciones de la moneda, como está documentado en el artículo seminal de

\* Esta capítulo resume los principales resultados de los trabajos de Malagón (2017), Orbeago (2016) y Malagón y Orbeago (2019).

Calvo y Reinhart (2002). De hecho, la evidencia sostiene que las depreciaciones en países con altos niveles de riesgo cambiario inducen efectos contractivos en el producto y están asociados con desafíos en la sostenibilidad fiscal y la estabilidad financiera.

Latinoamérica ciertamente encaja en esta descripción. En efecto, los pasivos denominados en moneda extranjera en las economías más grandes de la región (de aquí en adelante referido como dolarización de pasivos locales, o DPL) eran alrededor del 65% del producto interno bruto (PIB) en promedio en las últimas dos décadas del siglo XX, y casi alcanzaba el 100% a mediados de la década de los ochenta. Como era esperado, existe una fuerte relación entre el indicador de miedo a flotar<sup>1</sup> de Calvo y Reinhart (2002) y los DPL, que indica que a mayor deuda en moneda extranjera, menor tolerancia a flotar, como se observa en el Gráfico 1.

**Gráfico 1**  
**Relación entre el miedo a flotar y la DPL en las economías de Latinoamérica (1991-2004)**



Fuentes: Cepal, Banco Mundial y FMI; cálculos de los autores.

Sin embargo, la vulnerabilidad externa en Latinoamérica se ha ido reduciendo desde inicios del nuevo siglo. En efecto, el Gráfico 2, panel A, ilustra cómo los pasivos dolarizados se han reducido significativamente entre 2004 y 2016. Además, algunos países han fortalecido sus colaterales, desde encontrar un prestamista de última instancia, como es el caso de México y Colombia (la línea de crédito flexible con el FMI), hasta aumentar decididamente sus reservas internacionales, como fue el caso de todas las grandes economías

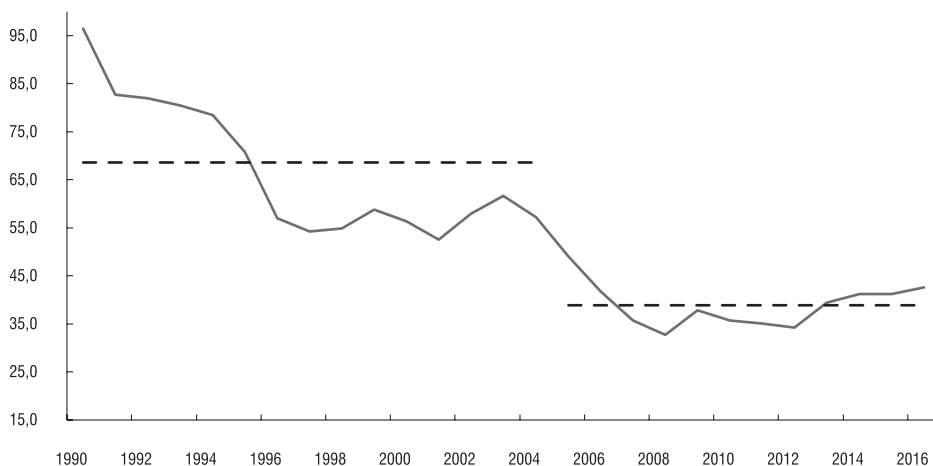
<sup>1</sup> Este indicador funciona como un índice de flexibilidad del tipo de cambio o de la tolerancia a flotar. Será descrito con mayor profundidad en la sección 3.1.

de la región, como se observa en el Gráfico 2, panel B. Por consiguiente, de acuerdo con el indicador de flexibilidad del tipo de cambio, la tolerancia promedio a flotar en Latinoamérica se ha triplicado desde el período de 1989-2004 (0,7) al período de 2005-2016 (2,1).

## Gráfico 2

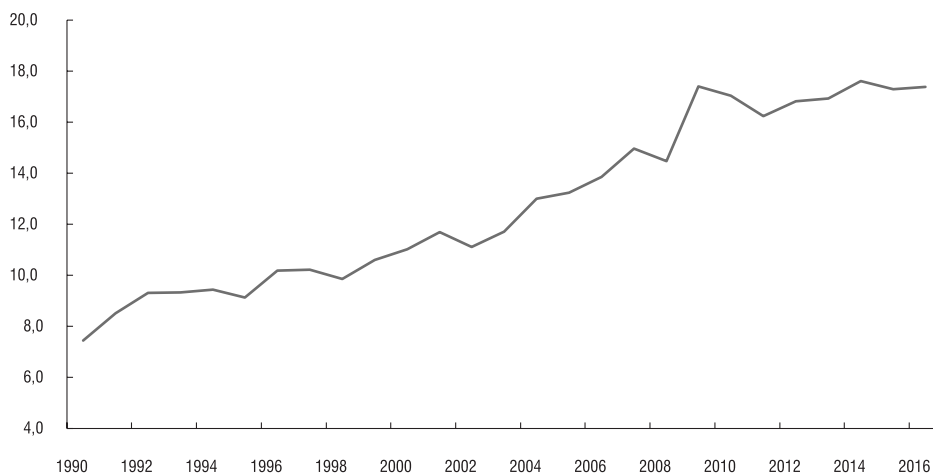
### A. DPL promedio en las economías latinoamericanas (1990-2016)

(porcentaje del PIB)



### B. Promedio de las reservas internacionales en las economías latinoamericanas (1990-2016)

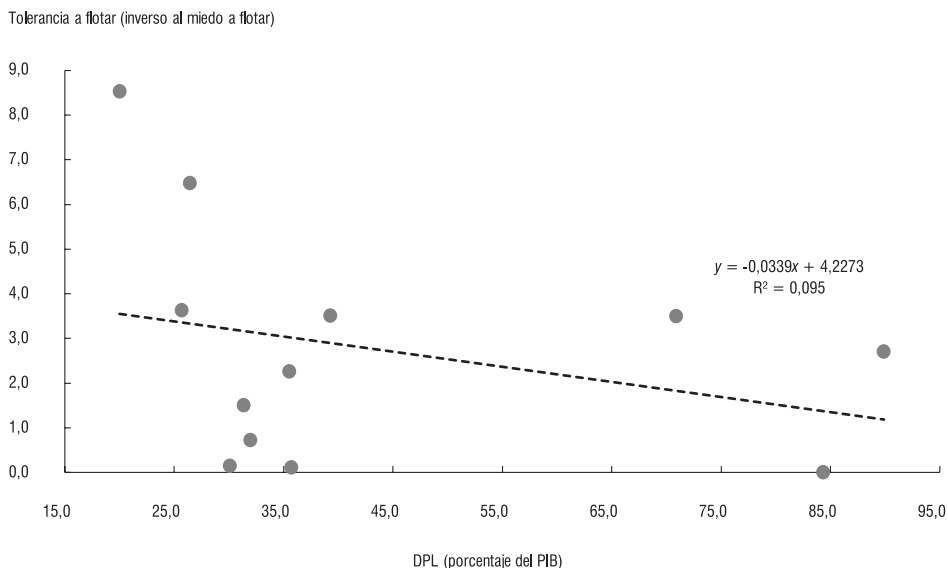
(porcentaje del PIB)



Fuente: Banco Mundial; cálculos de los autores.

A pesar de la menor vulnerabilidad externa y la mayor tolerancia a flotar en Latinoamérica, los países de la región optaron por regímenes con intervenciones discrecionales, pese a haber anunciado flexibilidad cambiaria. Sin embargo, los nuevos niveles de miedo a flotar parecen estar débilmente relacionados con la dolarización de pasivos. De hecho, el Gráfico 3 muestra que la relación entre la DPL y el miedo a flotar es débil en el período 2005-2016, hasta el punto de que el  $R^2$  en una regresión univariada entre la tolerancia a flotar y el DPL se vuelve cercana a cero.

**Gráfico 3**  
**Relación entre el miedo a flotar y las DPL en las economías más grandes de Latinoamérica (2005-2016)**



Fuentes: Banco Mundial, FMI y Bloomberg; cálculos de los autores.

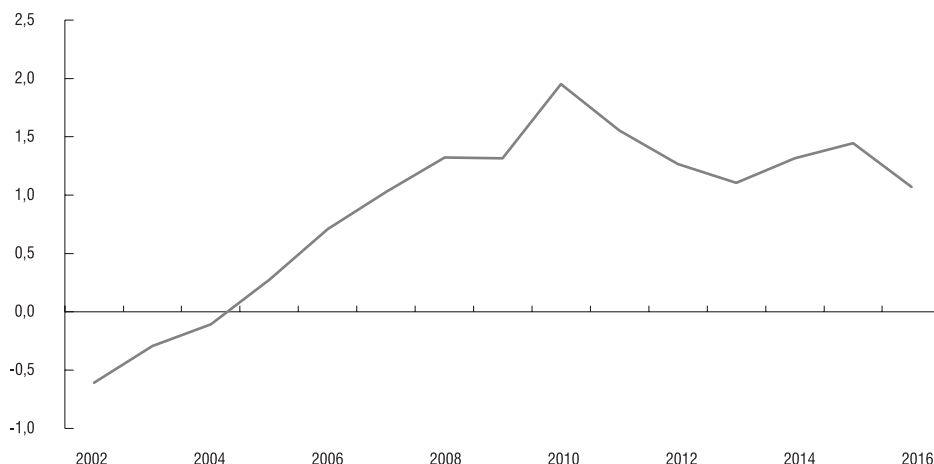
En este punto surge una pregunta: ¿si la DPL es menor ahora, por qué los países latinoamericanos todavía tienen miedo a flotar? Una hipótesis alternativa, que se prueba en este capítulo, es que los bancos centrales han intervenido en el mercado cambiario durante el reciente auge de precios de los *commodities* para prevenir una excesiva apreciación de la moneda, y tratar de evitar una enfermedad holandesa (Ocampo, 2011a; Levy-Yeyati y Sturzenegger, 2001).

Desde 2002 a 2013 muchos artículos han documentado la evidencia de una enfermedad holandesa en la mayoría de las economías latinoamericanas (Mulder, 2007; Martínez y Ocampo, 2011; Lartey *et al.*, 2012; entre otros). Un posible indicador para medir la intensidad de dicha enfermedad holandesa es la diferencia entre el crecimiento del PIB

real y el crecimiento real de los sectores transables tradicionales: agricultura e industria<sup>2</sup>. A este indicador se le va a llamar a partir de ahora “brecha transable”<sup>3</sup> y, como se evidencia en el Gráfico 4, ha sido positivo desde el inicio de la bonanza en los precios de los *commodities*.

#### Gráfico 4

#### Brecha transable en Latinoamérica: crecimiento del PIB real versus crecimiento real del PIB de agricultura e industria (2002-2016)



Fuentes: Banco Mundial y Cepal; cálculos de los autores.

Un primer acercamiento a la relación entre el miedo a flotar y el riesgo de una enfermedad holandesa está dado por el diagrama de dispersión de la brecha transable y la tolerancia a flotar. Como fue indicado en la hipótesis, el Gráfico 5 revela una fuerte correlación (negativa) entre la flexibilidad del tipo de cambio y la brecha transable en el período del auge, que indica que cuanto mayor sea el nivel de enfermedad holandesa, menor será la tolerancia a flotar.

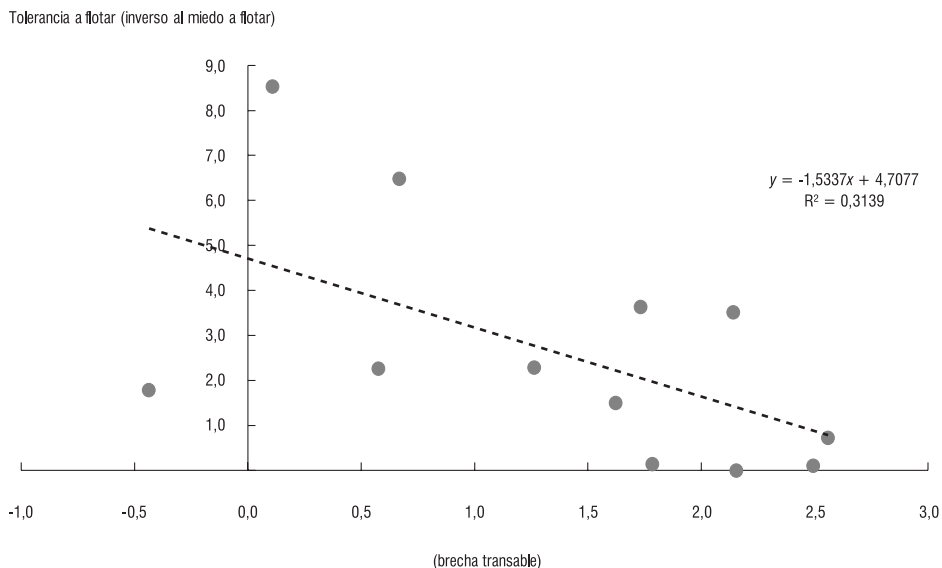
Este artículo busca encontrar soporte empírico con respecto al cambio en la motivación del miedo a flotar en las economías latinoamericanas entre dos períodos: 1991-2004

<sup>2</sup> Los enfoques empíricos de la enfermedad holandesa, que se centran en las medidas de desindustrialización, basan su análisis en dos tipos de medición. En la primera, los autores han medido el fenómeno como el valor de las exportaciones de manufacturas o de recursos naturales como porcentaje del PIB (Sachs *et al.*, 1995; Stijns, 2003). Otros autores han abordado la cuestión utilizando la producción relativa de otros sectores transables frente a la producción total (Spatafora y Warner, 1999; Kamas, 1986; Roca, 1999). Este enfoque es similar al que se adopta en este estudio, pero incorporando en el indicador de brecha transable el efecto de la apreciación sobre la producción agrícola.

<sup>3</sup> Un indicador alternativo es la participación promedio de ambos sectores en el PIB. Sin embargo, este presenta una menor varianza en periodos cortos. Un segundo indicador alternativo es la brecha promedio entre la tasa de crecimiento de estos sectores y sus propias tendencias, calculada por el filtro de Hodrick y Prescott.

y 2005-2016. La hipótesis principal es que, en el primer período, la razón central para anunciar la libre flotación *de jure* y adoptar la flotación administrada *de facto* fue la dolarización de los pasivos locales, como es documentado en la literatura; pero en un período subsecuente las economías de la región experimentaron miedo a flotar por el riesgo de una enfermedad holandesa, en especial si su sector transable tradicional se rezagaba debido a la apreciación de sus monedas. Para esto, se estimó un panel de datos con trece países latinoamericanos y, posteriormente, se profundizó en el caso de las cinco economías más grandes por medio de un *rolling VAR*, para profundizar en la forma como ocurrió la transición entre las motivaciones del miedo a flotar. El capítulo está organizado de la siguiente manera: la primera sección provee la introducción y la motivación para este trabajo; la segunda hace una revisión de la literatura; en la tercera se presenta una aproximación al problema mediante datos de panel; la cuarta sección contiene los resultados del *rolling VAR*, y la quinta presenta las principales conclusiones.

**Gráfico 5**  
**Relación entre el miedo a flotar y la brecha transable en las economías más grandes de América Latina, (2005-2016)**



## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Las hipótesis en torno a lo que motiva el miedo a flotar tiene su fundamento teórico en argumentos utilizados a lo largo de los últimos cuarenta años durante la discusión de la

elección óptima del régimen cambiario. Debido a la fuerte relación existente entre el tipo de cambio, la estabilidad macroeconómica y el crecimiento, esta ha sido consistentemente una decisión clave de política macroeconómica, especialmente en el caso de las economías emergentes. Siguiendo a Guzmán *et al.* (2017), las tasas de cambio pueden desempeñar un papel central en facilitar o dificultar la diversificación económica, afectando la rentabilidad de los sectores transables e inhibiendo la capacidad de beneficiarse del *spillover* de aprendizaje. Además, junto con el manejo de la cuenta de capitales, la política cambiaria puede ayudar a sortear adecuadamente el componente cíclico del financiamiento externo y las fluctuaciones de los términos de intercambio, que constantemente afectan a los países exportadores de *commodities*.

Por lo tanto, la revisión de la literatura del miedo a flotar debería comenzar desde el debate del régimen de tipo de cambio óptimo, lo cual se realiza en dos partes: primero, una breve descripción de los principales puntos de vista sobre la elección de un régimen de tipo de cambio y, segundo, los artículos clave de las motivaciones del miedo a flotar.

En la vasta literatura de elección de régimen de tipo de cambio es posible clasificar los argumentos en tres grupos diferentes, de acuerdo con su enfoque: real (relacionado con el crecimiento de la economía), institucional (con la credibilidad) y financiero (con la movilidad de capitales).

La aproximación real proviene del modelo Mundell-Fleming estándar para una economía abierta donde, bajo rigideces nominales, es importante hacer una distinción con respecto a la naturaleza de los choques (Fleming 1962; Friedman, 1953; Mundell, 1963). De acuerdo con esta distinción, no será apropiado mantener el mismo esquema de tipo de cambio para enfrentar choques nominales y choques reales. Para los primeros, con un ajuste en la demanda del dinero, una tasa de cambio fija ayuda a minimizar las fluctuaciones del producto porque permite la corrección de la oferta de dinero. Por el contrario, una tasa de cambio flexible tiene una mayor efectividad cuando una economía experimenta choques reales, tales como ajustes en la demanda de exportaciones o en los términos de intercambio. Otra consideración desde este enfoque es que los beneficios del tipo de cambio fijo aumentan con el grado de integración de los países. En particular, pequeñas economías con un alto grado de apertura van a tener incentivos para fijar su tipo de cambio a otra moneda (Mundell, 1961).

Mientras tanto, el enfoque institucional destaca el papel de la credibilidad de la política fiscal y monetaria como un factor decisivo para escoger el régimen de tipo de cambio óptimo (Barro y Gordon, 1983; Dornbusch, 2001; Levy-Yeyati *et al.*, 2010). En un contexto de déficits fiscales grandes y persistentes y altas tasas de inflación, como experimentaron algunos países en Latinoamérica a finales de la década de los setenta y comienzos de los ochenta, el tipo de cambio fijo compensaría la falta del poder político, reduciendo la posibilidad de dominancia fiscal sobre la política monetaria e importando la credibilidad concerniente a una baja tasa de inflación desde un banco central extranjero. En este caso, la tasa de cambio es utilizada como un ancla nominal. Sin embargo, siguiendo a Larraín y Velasco (2001), en el caso de la política monetaria, la independencia del banco central lograría resolver este problema de inconsistencia dinámica, brindando credibilidad a la política monetaria sin necesidad de renunciar a la flotación cambiaria.

Desde un punto de vista financiero, existen dos tipos de argumentos en este debate que se han vuelto cada vez más relevantes en un contexto de mercados financieros globalizados:

el concepto tradicional de *trinidad imposible* (o *trilema*) y el efecto de los pasivos locales en dólares, en respuesta a choques externos.

En primer lugar, dado que el modelo Mundell-Fleming supone movilidad perfecta de capitales y arbitraje internacional de tasas (en la forma de paridad de interés no cubierta), se encuentra que no es posible suavizar los ciclos del producto ocasionados por choques reales y mantener una tasa de cambio estable por medio de la política monetaria. Aquí entra lo que se conoce como trinidad imposible (o trilema), lo cual implica que se pueden elegir máximo dos logros de política económica entre: permitir la movilidad de capitales, mantener una tasa de cambio fija o manejar autónomamente la política monetaria. Desde este concepto, los países han escogido lo que la literatura ha llamado visiones *unipolares* y *bipolares* de regímenes de tipo de cambio. La visión unipolar, adoptada en la mayoría de las economías latinoamericanas, recomienda enfocarse en una combinación de flexibilidad cambiaria y el esquema de inflación objetivo (Larraín y Velasco, 2001). Por otro lado, la creencia de que regímenes intermedios (como las bandas cambiarias y los *crawling pegs*) son insostenibles, es conocida como la visión bipolar. De acuerdo con esta última, debido a la vulnerabilidad de los regímenes intermedios a ataques especulativos y a salidas de capitales, las economías se deberían mover hacia soluciones de esquina, adoptando el tipo de cambio fijo o regímenes de flotación libre (Obstfeld y Rogoff, 1995; Fischer, 2001).

Una segunda discusión desde el punto de vista financiero es cómo tratar los desajustes de este tipo, tanto en el sector público como en el privado, cuando los pasivos de la economía están denominados en moneda extranjera. En este caso las depreciaciones tienen grandes efectos contractivos en el sector real y pueden afectar tanto la estabilidad financiera como la sostenibilidad fiscal. En este contexto la autoridad tiene una preferencia a fijar la tasa de cambio, a pesar del anuncio de permitir una libre flotación. Así es como surge el concepto de *miedo a flotar* en este debate. Es importante mencionar que, a pesar de que el concepto ha sido popularizado por Calvo y Reinhart (2002), otros estudios han explorado previamente, desde una perspectiva teórica, diferentes razones para intervenir las tasas de cambio en regímenes flexibles.

Es posible establecer cinco diferentes razones que explican el fenómeno del miedo a flotar: 1) devaluaciones contractivas, 2) limitaciones de los mercados internacionales y señalización, 3) control de la inflación, 4) efectos sobre el mercado laboral, y 5) la asignación de recursos.

Inicialmente, la literatura se ha centrado en la importancia de la tasa de cambio desde el punto de vista de la sostenibilidad fiscal, donde el tipo de cambio desempeña un papel decisivo en la capacidad de una economía abierta para asumir su endeudamiento externo (Tornell y Velasco, 1995). El problema no es exclusivo de los gobiernos, sino también de las empresas. Bacchetta (2000) y Aghion *et al.* (1999) señalaban el hecho de que ante una circunstancia de alto nivel de DPL, la política monetaria se vuelve más compleja, al punto de que una reducción de la tasa de intervención lleva a una expansión del crédito, pero genera una depreciación contractiva en las firmas, lo cual podría afectar la estabilidad financiera. Por lo tanto, Calvo *et al.* (2003) sostienen que, en los mercados emergentes, caracterizados por un nivel alto de DPL, las depreciaciones tienen amplios efectos contractivos. En estas circunstancias la depreciación de la moneda lleva a mayores costos de capital y contracciones en la inversión, afectando



directamente la actividad real. Adicionalmente, una depreciación puede hacer más difícil para las firmas pagar los préstamos, lo que desencadena incertidumbre acerca de la solvencia del sistema bancario, aumenta la prima de riesgo, lleva a corridas bancarias y causa interrupciones en las transacciones y en la producción (Calvo *et al.*, 2004).

Es importante anotar que este enfoque va en contra de la visión tradicional de una devaluación real expansiva. Desde este punto de vista, mientras se satisfaga la condición Marshall-Lerner, una depreciación aumenta la oferta de exportaciones y hace caer la demanda agregada por importaciones. No obstante, esto asume que el efecto positivo sobre los ingresos para las industrias transables supera los efectos negativos del sector no transable. Como evidenció Bebczuk *et al.* (2006), a medida que aumenta la dolarización en los países emergentes, el efecto expansivo de las devaluaciones se reduce.

El segundo enfoque está relacionado con las limitaciones de los mercados internacionales y la señalización. Hausmann *et al.* (2000) plantean que la capacidad de un país de endeudarse internacionalmente en su propia moneda es uno de los determinantes de la flexibilidad del tipo de cambio. Cuando los países enfrentan limitaciones para hacerlo, financiar su déficit está asociado con un mayor riesgo cambiario y con una menor tolerancia a flotar. Este argumento se vuelve más relevante cuando las economías enfrentan un *sudden stop* en los mercados financieros internacionales (Alesina y Wagner, 2006; Calvo y Reinhart, 2002 y 2000)<sup>4</sup>. En los temas de señalización, Barajas *et al.* (2008) muestran que los mercados de capitales internacionales premian a los países clasificados en el sistema de tipo de cambio flexible, pero parece que no existe un castigo por intervenir en el mercado cambiario posteriormente. Debido a esto, los bancos centrales tienen incentivos para anunciar flexibilidad *de jure*, pero intervienen el mercado cambiario *de facto*. De forma similar, Gengerb y Swoboda (2005) sugieren que los países que usan sus instrumentos de política activamente para estabilizar el tipo de cambio pueden escoger no anunciar un tipo de cambio fijo por el miedo de enfrentarse a ataques especulativos.

El tercer enfoque se deriva de los artículos de Ball (1998) y Mishkin y Savastano (2001), que plantean una conexión entre la inflación y el miedo a flotar. Según los autores, el *pass-through* del tipo de cambio a la inflación en economías emergentes abiertas es cuatro veces mayor que en los países desarrollados. En estas economías la política monetaria no se puede enfocar en la inflación objetivo sin tener algún control sobre el tipo de cambio.

Un cuarto enfoque se centra en el mercado laboral. Los países que han anunciado la flotación libre pueden tener incentivos para intervenir en el mercado cambiario para prevenir alteraciones en el desempleo. De acuerdo con Lahiri y Vegh (2002), bajo rigideces en los salarios nominales, los ajustes en la tasa de cambio llevan a variaciones en los salarios reales, lo que genera desempleo voluntario cuando el salario real queda por debajo del de equilibrio, y desempleo involuntario cuando este está arriba del salario de equilibrio. En ese modelo, tanto la apreciación como la depreciación crean ineficiencias en el mercado laboral. Además, Levy-Yeyati *et al.* (2013) muestran que una tasa

<sup>4</sup> Caballero y Krishnamurthy (2001) enfatizan la importancia de hacer una distinción entre liquidez local y liquidez internacional cuando se analiza una economía durante un *sudden stop*. Si durante tal episodio se intenta extender la oferta local de liquidez para reemplazar la internacional, ocurrirá una mayor depreciación, lo cual intensificaría los efectos contractivos.

de cambio depreciada induce a la acumulación de capital y al ahorro local, al tiempo que reduce los salarios reales, lo cual desata una redistribución del ingreso desde los trabajadores hacia los dueños del capital que benefician el crecimiento. Esta es la razón por la que se alude a la existencia del “miedo a la apreciación”.

Finalmente, el quinto enfoque se deriva de dos consideraciones relacionadas con el sector real. La primera es la composición sectorial de la economía. Ocampo (2011a) sugiere que es importante controlar una apreciación excesiva de la moneda en los auges, porque puede tener un efecto negativo en la asignación de la inversión sectorial. En particular, la apreciación y la volatilidad del tipo de cambio genera incentivos inestables para invertir en bienes y servicios transables, distintos del sector del auge de recursos naturales, lo cual es contraproducente para la diversificación de las exportaciones y el crecimiento sostenible (Hausmann e Hidalgo, 2013). La segunda consideración se refiere a la ciclicidad de los flujos de capitales. Debido a la integración financiera y a la persistente expansión de los mercados globales, los países emergentes se están enfrentando a una condición conocida como *dominancia de la balanza de pagos*, en la cual los factores externos determinan la dinámica macroeconómica de corto plazo (Ocampo, 2011b). En esta situación, hay apreciaciones fuertes en los auges y fuertes depreciaciones en períodos de crisis, que crean impactos procíclicos en el gasto privado y en el balance. En este sentido, los países que pretenden estabilizar el ciclo podrían intervenir el mercado cambiario, a pesar de haber declarado la libre flotación.

### 3. METODOLOGÍA

#### 3.1. Un indicador dinámico de la tolerancia a flotar (TaF)

Se realizarán dos ejercicios econométricos para probar la hipótesis propuesta. En ambos, la variable principal será la tolerancia a flotar, el indicador inverso del miedo a flotar utilizado en los gráficos 1, 3 y 5 de la introducción. El indicador, creado por Calvo y Reinhart (2002)<sup>5</sup>, busca capturar la variabilidad relativa del tipo de cambio comparado con los instrumentos monetarios usados para intervenir en el mercado cambiario. Los autores tienen en cuenta dos instrumentos comúnmente utilizados: la tasa de intervención de política monetaria<sup>6</sup> y las reservas internacionales, a partir de la siguiente ecuación<sup>7</sup>:

$$TaF = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{(\sigma_i^2 + \sigma_R^2)}$$

<sup>5</sup> Recientemente, Ilzetzki *et al.* (2017) crearon un nuevo algoritmo de clasificación para regímenes *de facto*, enfatizando en el análisis del país, más que en el de la moneda, y considerando variables complementarias para establecer un ancla para cada una de las tasas de cambio.

<sup>6</sup> Las tasas de interés se incluyen debido a que muchos países, particularmente en años recientes, usan rutinariamente la política de tasa de interés para suavizar las fluctuaciones del tipo de cambio en un esquema de inflación objetivo.

<sup>7</sup> Los indicadores desarrollados posteriormente en la literatura también son construidos por dos o más de estas variables. Véase Levy-Yeyati y Sturzenegger (2013); Hausmann *et al.* (2000) y Baig (2001).

En el numerador de la razón se ubica la varianza de la tasa de depreciación ( $\epsilon$ ), en el denominador, la suma de las varianzas del cambio porcentual en las reservas internacionales ( $R$ ) y el cambio absoluto en la tasa de intervención de política monetaria ( $i$ )<sup>8</sup>. El resultado es un índice de flexibilidad del tipo de cambio o la tolerancia a flotar ( $TaF$ ). Valores mayores indican que la tasa de cambio es más volátil que los instrumentos de intervención, reflejando un menor miedo a flotar.

Este indicador tiene dos limitantes. El primero, consiste en no considerar la acumulación de reservas por motivo precautelativo. El segundo, que se tiene como resultado una única observación por país y período, haciendo difícil su uso para ejercicios econométricos. Para resolver este último problema, se ha transformado la fórmula inicial en un indicador dinámico del miedo a flotar. La intuición es la misma que en el caso del indicador de Calvo, pero se utilizan varianzas móviles.

Para datos mensuales, el indicador dinámico de  $TaF$  está definido de la siguiente forma, donde los meses se definen como  $t = 1, 2, \dots, n - 11$ :

$$TaF_t = \frac{\frac{\sum_{i=t}^{11+t} \left( \epsilon_i - \left( \frac{\sum_{j=t}^{11+t} \epsilon_j}{12} \right) \right)^2}{12}}{\frac{\sum_{i=t}^{11+t} \left( i_i - \left( \frac{\sum_{j=t}^{11+t} i_j}{12} \right) \right)^2}{12} + \frac{\sum_{i=t}^{11+t} \left( R_i - \left( \frac{\sum_{j=t}^{11+t} R_j}{12} \right) \right)^2}{12}}$$

Otras medidas *de facto* de la flexibilidad del tipo de cambio se centran en la volatilidad relativa de cada instrumento frente a la tasa de cambio de manera separada (Hausmann *et al.*, 2000) o ignoran la variabilidad de las tasas de interés, a pesar de reconocer su relevancia (Baig, 2001). Levy-Yeyati y Sturzenegger (2001) construyen una clasificación *de facto* agrupando las observaciones año-país de las mismas variables e incluye el indicador de Calvo y Reinhart (2002), lo cual resulta en una única observación. En un artículo reciente, Levy-Yeyati *et al.* (2013) crean una nueva medida de intervención con el promedio del cambio relativo de las reservas internacionales a la base monetaria como una variable *proxy* de la intervención, con la capacidad de identificar su dirección. Sin embargo, los autores no incluyen las intervenciones mediante la tasa de interés y su medida no es relativa a la variabilidad del tipo de cambio, lo cual hace difícil asociar los movimientos de las reservas internacionales con una menor volatilidad del régimen del tipo de cambio.

### 3.2 El caso de Latinoamérica: una aproximación por datos panel

Para evaluar las motivaciones de las intervenciones en el tipo de cambio por parte de los bancos centrales de Latinoamérica, se propone un modelo de datos panel para el período

<sup>8</sup> Todas las varianzas están calculadas sobre las variables en porcentajes.

1991-2016 (frecuencia anual). Las estimaciones se realizan con una muestra de trece países de Centro y Suramérica: Argentina, Bolivia, Chile, Brasil, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Guatemala, Honduras, México, Perú, Paraguay y Venezuela. La muestra se divide en dos subperíodos: 1991-2004 y 2005-2016. La selección de la división temporal concuerda con el año en el cual la brecha transable se vuelve positiva, como se muestra en el Gráfico 4.

La variable dependiente es el índice dinámico de la TaF, y las principales variables independientes son los pasivos domésticos dolarizados, medidos como porcentaje del PIB (DPL), y la brecha transable (BT), definidas anteriormente. No obstante, el segundo rezago de los DPL y el primer rezago de la BT son incluidos para poder observar los posibles efectos rezagados de estas variables en las decisiones de los bancos centrales. La selección de estos rezagos fue dada por el análisis de las correlaciones en períodos diferentes. Para controlar otras variables que pueden aumentar o disminuir la vulnerabilidad del país a choques en el tipo de cambio, se incluye la inflación, teniendo en cuenta el efecto de *pass through* de la depreciación en los objetivos de inflación de los bancos centrales. La tasa de apertura (TA) y los activos de reserva como proporción del PIB son también variables independientes, ya que controlan por el grado de exposición externa de la economía. Igualmente, se incluyó la razón entre inversión extranjera directa (IED) y la inversión extranjera en portafolio (IEP), así como la acumulación de reservas. Las dos últimas variables de control buscan capturar la habilidad del banco central de intervenir en el mercado cambiario, dado el tamaño de flujos de inversión externa hacia la economía. Si el total de los flujos de inversión extranjera aumenta significativamente frente al valor de las reservas internacionales acumuladas, los bancos centrales ya no podrán controlar el tipo de cambio y optarán por dejarlo flotar.

Finalmente, en las estimaciones del segundo período se incluyen dos variables *dummy* para aislar el efecto de la crisis financiera (2009-2010) y la caída del precio de los *commodities* (2015-2016), que generaron fuertes depreciaciones en algunas monedas latinoamericanas. Es importante notar que los bancos centrales han decidido absorber y no controlar estos choques, posiblemente para aliviar situaciones positivas de la brecha transable, que serían síntomas de una enfermedad holandesa. Esto crea una distorsión sobre el indicador de TaF para el segundo período que la *dummy* puede controlar.

Se estima la siguiente ecuación para el primer período:

$$TaF_{i,t} = C + \beta_1 DPL_{i,t} + \beta_2 BT_{i,t} + \beta_3 DPL_{i,t-2} + \beta_4 BT_{i,t-1} + \beta_5 Inflación_{i,t} + \beta_6 TA_{i,t} + \beta_7 Reservas_{i,t} + \beta_8 IED_{i,t} + \beta_9 IEP_{i,t} + (\alpha_i + \mu_{i,t})$$

Donde:

$i = 1, 2, \dots, N$

$t = 1, 2, \dots, T$

TaF = indicador de tolerancia a flotar

DPL = dolarización local de pasivos

BT = brecha transable

IED = inversión extranjera directa

IEP = inversión extranjera de portafolio

$TA$  = tasa de apertura

$Reservas$  = activos de reserva (porcentaje del PIB)

$u$  = término de error

El modelo para el segundo período es similar, pero incluye las variables *dummy*:

$$TaF_{i,t} = C + \beta_1 DPL_{i,t} + \beta_2 BT_{i,t} + \beta_3 DPL_{i,t-2} + \beta_4 BT_{i,t-1} + \beta_5 Inflación_{i,t} + \beta_6 TA_{i,t} + \beta_7 Reservas_{i,t} + \beta_8 IED_{i,t} + \beta_9 IEP_{i,t} + \beta_{10} D1_{i,t} + \beta_{11} D2_{i,t} + (\alpha_i + \mu_{i,t})$$

Donde:

$i = 1, 2, \dots, N$

$t = 1, 2, \dots, T$

$D_1$  = *dummy* que toma el valor de 1 si los datos corresponden al período 2009 y 2010

$D_2$  = *dummy* que toma el valor de 1 si los datos corresponden al período 2015 y 2016

$u$  = término de error

La metodología de datos panel ayuda a capturar las variaciones a lo largo del tiempo, incorporando los efectos individuales ( $\alpha_i$ ) que se refieren a las características inobservables de los países. En otras palabras, factores idiosincrásicos que pueden variar en el tiempo o según individuos, dependiendo de la relación que tengan con las variables independientes y los términos de error. La prueba de Breusch Pagan muestra si el panel puede ser estimado por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) o no. Si no es posible, los efectos individuales pueden ser tratados como aleatorios o fijos, dependiendo de la relación que tengan con las variables explicativas. La prueba de Hausmann ayuda a decidir entre ambas opciones. En este caso, este test sugiere que es apropiado hacer la estimación con efectos aleatorios, asumiendo que los efectos individuales no se correlacionan con las variables explicativas del modelo y con el término de error.

Preliminarmente, es importante anticipar los resultados esperados de los coeficientes  $\beta_1$  y  $\beta_3$ , los cuales deberían ser significativos y negativos para el primer período, indicando que un aumento en los pasivos en dólares reduce la tolerancia a flotar. De la misma forma,  $\beta_2$  y  $\beta_4$  deberían ser significativos y negativos para el segundo período, indicando que una mayor brecha transable reduce la flotación cambiaria. Mientras tanto, se espera que el coeficiente de la inflación sea positivo cuando el banco central intenta mantener los precios relativos entre los bienes transables, no transables y servicios. Una tasa de apertura más alta está asociada con una mayor exposición externa, por lo que se esperaría que se relacione negativamente con la variable dependiente. Por último,  $\beta_8$  y  $\beta_9$  deberían tener un coeficiente positivo siguiendo la intuición económica expuesta en esta sección.

### 3.3 Análisis para cada país

En el primer ejercicio econométrico se busca analizar el efecto de la dolarización de pasivos y de la brecha transable sobre la tolerancia a flotar y su cambio en el tiempo, bajo el supuesto de una ruptura de la muestra en 2004. Si bien los hallazgos soportan la hipótesis formulada en este capítulo, como se mostrará más adelante, es probable que

el cambio en las motivaciones del miedo a flotar esté asociado con un proceso gradual en el tiempo, pero no con un año en particular. De esta forma, el principal objetivo del segundo ejercicio es el de determinar cómo estas motivaciones han cambiado a lo largo de los años, evaluando el caso de las cinco economías más grandes de Latinoamérica con flexibilidad cambiaria *de jure*: Perú, Brasil, Colombia, Chile y México, con un análisis VAR.

Para todas las variables se construyeron series trimestrales por un período de diecinueve años (1996-2014). Pese a que lo ideal era probar la hipótesis de la incidencia de DPL sobre el miedo a flotar desde 1980, no fue posible construir el indicador de miedo a flotar para dicha década. Adicionalmente, la periodicidad de los datos no es homogénea por países: Brasil (junio de 1995 a diciembre de 2014), 79 observaciones; Chile (marzo de 1997 a diciembre de 2014), 71 observaciones; Perú (marzo de 1994 a diciembre de 2014), 84 observaciones; México (junio de 1997 a diciembre de 2014), 71 observaciones, y Colombia (septiembre de 1996 a junio de 2015), 76 observaciones.

En los modelos VAR todas las variables son tratadas como endógenas y dependientes de forma estadística y dinámica. Escogimos esta metodología ya que las variables analizadas son endógenas y tienen un alto grado de simultaneidad. Debido a esto, cada variable depende de sus propios rezagos y de los rezagos de las demás. Con el fin de realizar este análisis, se estima un impulso-respuesta móvil sobre el indicador de TaF ante un choque sobre el total de pasivos dolarizados y la brecha transable, usando una ventana móvil de cuatro años. De esta forma, no es necesaria la elección de un año específico de quiebre, sino que se evalúa el cambio motivacional entre subperíodos móviles. Sin embargo, un efecto negativo de dividir la muestra es que no se cumplen los requisitos del total de observaciones que garantizan la distribución supuesta de los errores. Debido a esto, la estimación puede estar sesgada. Para evitar este problema, se utiliza un VAR bayesiano que provee mayor flexibilidad en lo relacionado con los supuestos de tamaño de muestra.

La econometría bayesiana asume que los coeficientes en el modelo tienen distribuciones *a priori*. Esta es la distribución de probabilidad que expresa la intuición previa sobre los datos, antes de tener en cuenta la evidencia. Por lo tanto, esta metodología combina la información que se obtiene directamente de la externa, provista por el investigador, con lo cual los requerimientos mínimos de muestra se simplifican. Debido a esto, la elección del *prior* es una parte fundamental de esta metodología.

Toda ecuación VAR tiene la siguiente forma:

$$y_{i,t} = m_i + \sum_{s=1}^p \sum_{j=1}^k \phi_{i,j}^s y_{j,t-s} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde  $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$  y  $\phi_{i,j}^s$  son los coeficientes correspondientes de los rezagos  $s$  de la variable  $j$ -ésima en la ecuación  $i$ -ésima. En el modelo se incluyen cinco variables con un rezago: TaF, brecha transable, inflación, DPL (como porcentaje del PIB) y flujo de capital de portafolio (como porcentaje de activos en reserva), siguiendo el primer análisis econométrico descrito. Cabe aclarar que el orden de las variables es importante al estimar el modelo: se ordenaron de forma ascendente, de la más endógena a la más exógena.

Todas son incluidas en niveles, salvo por el índice TaF y las DPL, lo que asegura que todas las variables son estacionarias en el VAR para el caso general<sup>9</sup>. Finalmente, se debe seleccionar el *prior* del modelo VAR bayesiano.

El *prior* más frecuentemente utilizado en los estudios macroeconómicos, que permite una estimación sencilla cuando no hay un conocimiento previo de la distribución, es el *prior* de Jeffrey<sup>10</sup>. Ejemplos de su aplicación en modelos macroeconómicos se puede encontrar en DeJong *et al.* (1996, 2000), Geweke (1999), Min y Zellner (1993) y Otok y Whiteman (1998). Sin embargo, un *prior* alternativo es utilizado por Doan *et al.* (1984) y Litterman (1986). Los autores encuentran que muchas series macroeconómicas de tiempo siguen procesos de caminata aleatoria, y desarrollaron una especificación conocida como el *prior* de Minnesota o el *prior* de Litterman que reflejan ese patrón. En efecto, este último engloba dos supuestos: los rezagos recientes proveen más información que los distantes, y los rezagos propios explican más que los de otras variables. Este es el que será utilizado en la segunda parte del ejercicio metodológico.

Habiendo establecido las variables, el orden y el *prior*, se hace la estimación del modelo VAR bayesiano para cada país de manera independiente.

## **4. RESULTADOS**

### **4.1 Un indicador dinámico de la tolerancia a flotar (TaF)**

Como se mencionó, el indicador tradicional de tolerancia a flotar da como resultado un valor único por período, cuya estimación se utilizó en los gráficos 1, 3 y 5. En contraste, la nueva especificación propuesta en la sección 3.1 se puede ver como una serie dinámica de tolerancia a flotar con datos anuales, como muestra el Gráfico 6. Esta serie es el insumo principal para los ejercicios econométricos realizados en las secciones 3.2 y 3.3. En cuanto a lo evidenciado por el indicador dinámico de tolerancia a flotar estimado, es importante resaltar:

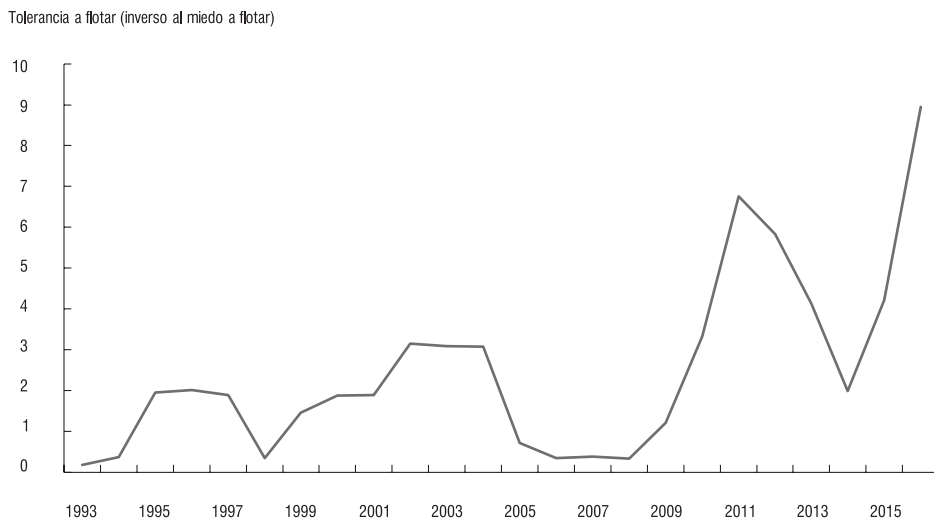
- El miedo a flotar se redujo del primer período (1993-2003) al segundo período (2004-2016), acorde con los gráficos 1 y 5.
- De 2006 a 2008 el nivel de miedo a flotar fue similar al de finales de los años noventa.
- Durante la crisis financiera de 2008-2009 los países latinoamericanos parecieran haber tenido una mayor tolerancia a flotar. Sin embargo, probablemente el indicador está capturando fuertes depreciaciones como respuesta al choque externo, con lo cual los bancos centrales habrían permitido este movimiento de sus monedas (sin intervención), buscando mejorar la competitividad de las exportaciones tradicionales y reducir así su creciente brecha transable.

<sup>9</sup> Las pruebas de raíz unitaria se incluyen en el Anexo. En algunos casos, la especificación varía de acuerdo con la prueba de raíz unitaria, estableciendo una especificación diferente para el VAR.

<sup>10</sup> Este es un *prior* no informativo que es proporcional a la raíz cuadrada del determinante de la matriz de información de Fisher.

- Una vez superada la crisis financiera internacional, la tolerancia a flotar se redujo. Sin embargo, en 2015 y 2016 la apreciación global del dólar y la crisis de los precios de los *commodities* afectaron las monedas latinoamericanas con fuertes depreciaciones, en su mayoría sobre economías productoras de estos productos, incrementando la volatilidad en este período.

**Gráfico 6**  
**Indicador dinámico de miedo a flotar, media móvil de tres años en Latinoamérica (datos anuales)**



Fuentes: Banco Mundial y Cepal; cálculos de los autores.

## 4.2 El caso de América latina: una aproximación de datos de panel

Como se muestra en el Cuadro 1, la estimación de datos de panel en el primer período (1991-2004) muestra que la dolarización de pasivos locales (DPL) tiene un efecto positivo no significativo contemporáneo, pero un coeficiente negativo y significativo para la variable rezagada con un nivel de significancia del 10%. Estos resultados indican que los bancos centrales reaccionan con un rezago de dos años al incremento de la DPL con una menor tolerancia a la flotación de su moneda. La brecha transable, tanto presente como rezagada, es no significativa para este período, como era esperado. Además, se encuentra que la tasa de apertura, la inversión de portafolio y la IED tienen un efecto no significativo sobre la tolerancia a flotar. Es importante resaltar que estos resultados corresponden a la ecuación (1), pero son robustos a diferentes modelos donde se excluyen algunas variables de control, como se evidencia en las estimaciones presentadas en las demás columnas del cuadro.



**Cuadro 1**  
**Resultado de datos panel (1991-2004)**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TaF	TaF	TaF	TaF	TaF
DPL (porcentaje del PIB)	0,0265 (0,0188)	0,0275 (0,0201)	0,0259 (0,0183)	0,0276 (0,0192)	0,0263 (0,0191)
Brecha transable (BT)	-0,137 (0,0845)	-0,133 (0,0831)	-0,137 (0,0852)	-0,133 (0,0832)	-0,129 (0,0820)
[DPL] $_t - 2$	-0,0348* (0,0184)	-0,0317* (0,0174)	-0,0348* (0,0183)	-0,0316* (0,0170)	-0,0344* (0,0187)
[BT] $_t - 1$	0,0140 (0,117)	0,0217 (0,116)	0,0135 (0,117)	0,0219 (0,116)	0,0204 (0,112)
Inflación	0,000200 (0,000780)	0,000348 (0,000745)	0,000257 (0,000742)	0,000348 (0,000742)	6,14e-05 (0,000853)
Tasa de apertura	-0,0105 (0,00999)		-0,0111 (0,0104)		-0,00701 (0,00880)
Reservas (porcentaje del PIB)	0,00979 (0,0132)	0,000350 (0,00769)	0,0103 (0,0131)		0,00360 (0,0114)
IED (porcentaje de reservas)	0,0109 (0,00808)	0,00963 (0,00741)	0,0110 (0,00824)	0,00961 (0,00744)	
IEP (porcentaje de reservas)	0,00799 (0,0260)	0,0147 (0,0283)		0,0147 (0,0282)	0,0134 (0,0233)
Constante	1,345* (0,771)	0,745 (0,500)	1,409* (0,769)	0,741* (0,442)	1,620* (0,871)
Observaciones	149	149	149	149	149
Número de Id	13	13	13	13	13

Nota: \* significancia al 90%; \*\* al 95%; \*\*\* al 99%.

Fuente: cálculos de los autores.

El Cuadro 2 muestra los resultados obtenidos en el segundo período. En este caso, la variable DPL rezagada dos períodos pierde significancia, aunque su signo negativo persiste. Este resultado soporta la hipótesis de que la DPL ha perdido significancia en su capacidad de explicar el miedo de los bancos centrales de Latinoamérica a la libre flotación cambiaria.

Por el contrario, la brecha transable rezagada un año cambia de signo frente al período anterior y es ahora significativa con un nivel de confianza del 90%. Este resultado muestra que esta variable no era significativa durante 1991-2004, pero su capacidad explicativa de la tolerancia a flotar en el período 2005-2016 es significativa. El signo negativo indica que cuando los sectores transables tradicionales se rezagan frente al crecimiento del sector en auge, los bancos centrales tienden a intervenir en el mercado cambiario. Adicionalmente, el coeficiente de la inflación es nuevamente positivo y significativo, siendo este un resultado robusto ante las estimaciones complementarias presentadas.

**Cuadro 2**  
**Resultados del panel de datos (2005-2016)**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TaF	TaF	TaF	TaF	TaF
DPL (porcentaje del PIB)	0,151 (0,321)	0,0691 (0,237)	0,123 (0,360)	0,0773 (0,238)	0,115 (0,300)
Brecha transable (BT)	-0,733 (0,570)	-0,637 (0,526)	-0,755 (0,528)	-0,656 (0,524)	-0,637 (0,483)
$[DPL]_{t-2}$	-0,132 (0,180)	-0,135 (0,169)	-0,0858 (0,187)	-0,142 (0,170)	-0,140 (0,176)
$[BT]_{t-1}$	-0,915* (0,499)	-0,884* (0,512)	-0,941* (0,510)	-0,894* (0,502)	-0,847* (0,482)
Inflación	0,878*** (0,240)	0,884*** (0,232)	0,969*** (0,238)	0,909*** (0,227)	0,838*** (0,225)
Tasa de apertura	-0,105 (0,129)		-0,0977 (0,109)		-0,0729 (0,0973)
Reservas (porcentaje del PIB)	0,0652 (0,153)	-0,0809 (0,0669)	0,0860 (0,154)		-0,0221 (0,0882)
IED (porcentaje de reservas)	0,0801 (0,113)	0,0190 (0,0698)	0,0820 (0,0843)	0,0382 (0,0710)	
IEP (porcentaje de reservas)	-0,0792 (0,480)	0,0707 (0,324)		0,101 (0,302)	-0,00603 (0,416)
<i>Dummy</i> crisis financiera	14,87 (9,871)	14,97 (9,879)	15,48 (9,930)	15,08 (9,806)	14,19 (9,671)
<i>Dummy</i> choque de commodities	12,71 (8,569)	13,58 (9,337)	13,04 (8,859)	13,50 (9,266)	12,46 (8,319)
Constante	-1,080 (4,428)	-1,094 (4,007)	-3,645 (4,448)	-3,314 (3,220)	2,278 (5,874)
Observaciones	145	145	145	145	145
Número de Id	13	13	13	13	13

Nota: \* significancia al 90%; \*\* al 95%; \*\*\* al 99%.

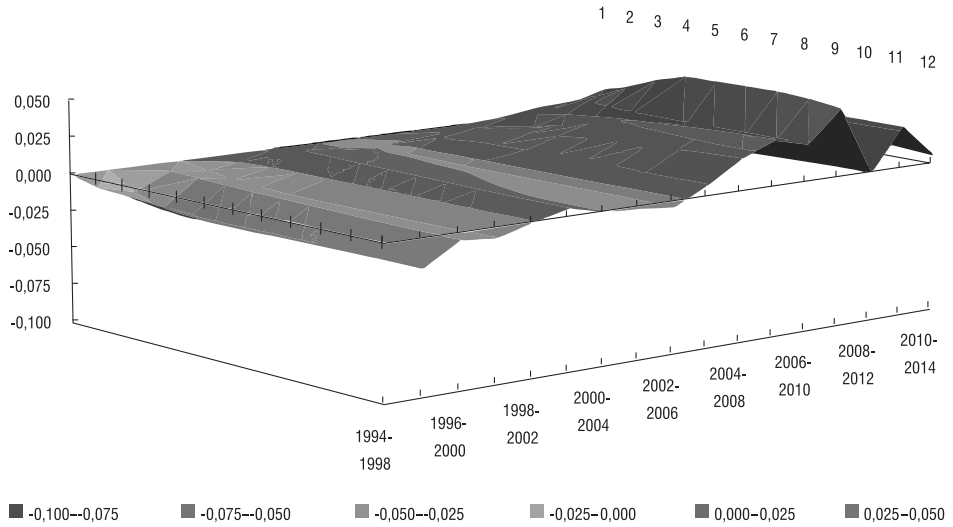
Fuente: cálculos de los autores.

### 4.3 Análisis para cada país

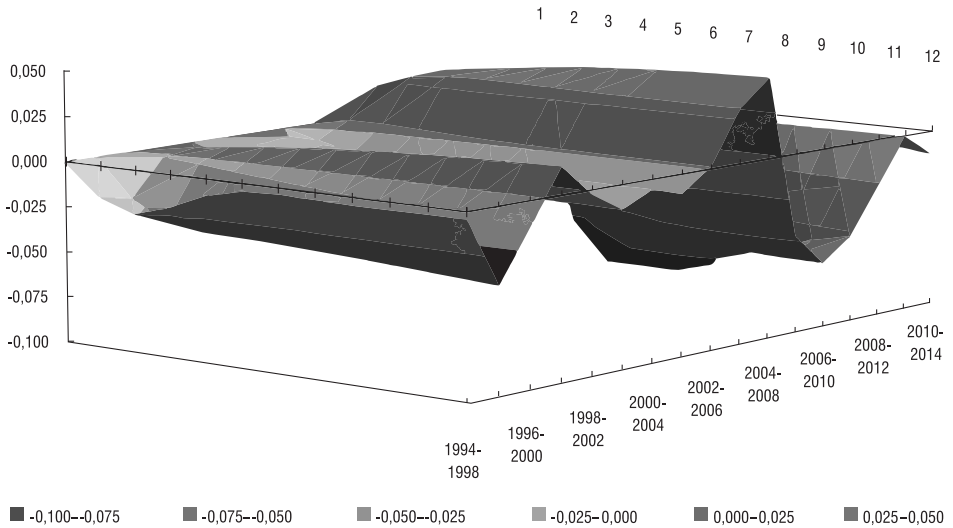
La segunda parte del ejercicio metodológico nos permite analizar los resultados por país a lo largo del tiempo. El Gráfico 7 muestra que, en el caso de Perú, la dolarización de pasivos tiene solo un efecto negativo moderado sobre la tolerancia a flotar desde mediados hasta finales de los años noventa (1994-1999). Después de esos años, la respuesta de la tolerancia a flotar del sol peruano es positiva ante dicha variable. Esto soporta la hipótesis de una menor respuesta del banco central de Perú ante el total de pasivos dolarizados después de los años noventa. En el caso de la brecha transable, se encuentra un efecto

**Gráfico 7**  
**Respuesta acumulativa del índice TaF a un choque de una desviación estándar de diferentes variables para Perú**

A. Choque sobre la dolarización de pasivos



B. Choque sobre la brecha transable



Fuente: cálculos de los autores.

negativo importante sobre la tolerancia a flotar entre 2005 y 2012, que puede ser relacionado con el momento de expansión de las exportaciones de cobre y su efecto sobre otros sectores transables en la economía, y un caso menor durante 1995-2000, como se observa en el panel B del Gráfico 7.

Pese al moderado efecto de la dolarización de pasivos sobre la flexibilidad cambiaria en Perú, el panel A del Gráfico 8 evidencia que en el caso de Brasil esta variable es neutra la mayoría del período de análisis, y su efecto se hace levemente negativo en la última mitad del período de la muestra, aproximadamente desde 2005 hasta 2014. No obstante, un choque de una desviación estándar sobre la brecha transable de Brasil tuvo una importante respuesta negativa en su tolerancia a flotar también desde 2005, pero es particularmente relevante entre 2006 y 2011, acorde con el período de apreciación del real brasileño, siendo esto evidencia de un posible miedo a una enfermedad holandesa en este lapso.

En el análisis del impulso-respuesta acumulado para Colombia se encuentra que un choque de una desviación estándar en el total de pasivos dolarizados tiene un impacto negativo pequeño sobre la tolerancia a flotar en el período de la crisis financiera internacional, acorde con el enfoque de control mediante variables *dummy* en el ejercicio de panel, y algunos años antes, como se observa en el panel A del Gráfico 9. Este resultado puede estar señalando un pequeño período de aumento en el endeudamiento en dólares en años recientes, asociado con el fenómeno de depreciación del dólar frente al peso colombiano, que impulsó el endeudamiento del sector privado en moneda extranjera en esos años.

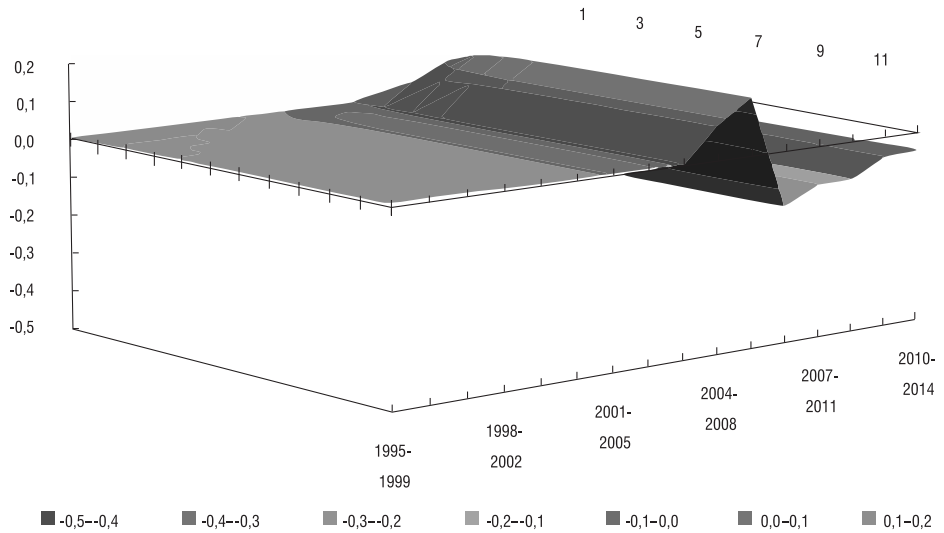
Por otra parte, el panel B, del Gráfico 9 muestra que el efecto de un choque positivo de una desviación estándar sobre la brecha transable tiene una respuesta negativa de la flexibilidad cambiaria desde 2005 hasta el final de la muestra, el mismo punto de inflexión que se definió en el ejercicio de panel. Es importante mencionar que este efecto es mayor que el encontrado para un choque sobre la variable DPL para algunos años en este período. Una vez más esto soporta la hipótesis del cambio en las motivaciones del miedo a flotar, en este caso para Colombia.

Por otra parte, el panel A del Gráfico 10 presenta las respuestas acumuladas después de doce trimestres de un choque de una desviación estándar de DPL sobre el indicador de tolerancia a flotar de México. En contraste con los resultados encontrados para Perú, Brasil y Colombia, la respuesta negativa a este choque entre 2006-2014 señala un nuevo episodio de miedo a flotar por dolarización de pasivos para ese país. Por otro lado, un choque de brecha transable no tuvo un efecto negativo sobre la tolerancia a flotar en años recientes. Este resultado puede estar relacionado con la fortaleza de su sector manufacturero, que está más integrado al comercio internacional, especialmente con los Estados Unidos y Canadá. También, hay que considerar que el auge de los *commodities* fue menor para México debido a su estructura pública en dichos años.

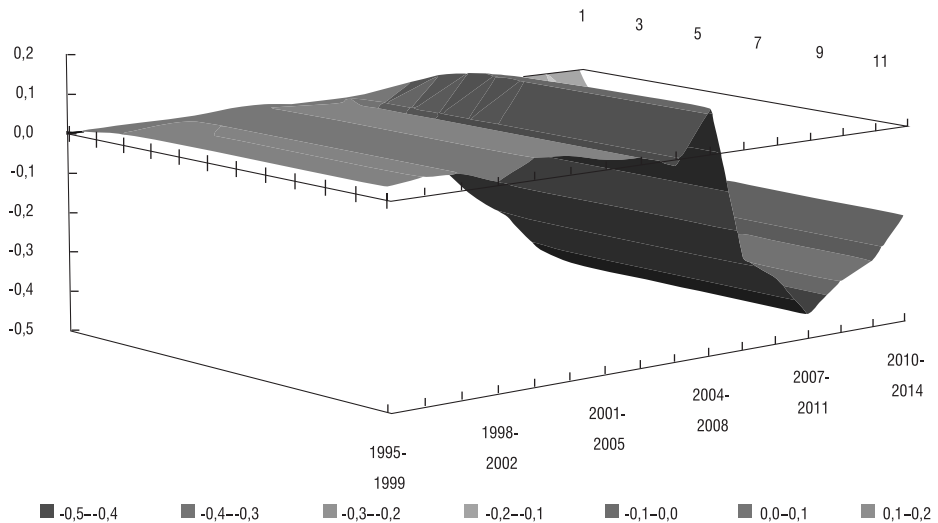
Por último, el Gráfico 11 presenta los resultados acumulados de respuesta para Chile después de un choque de una desviación estándar sobre la variable DPL y la brecha transable. De acuerdo con nuestra evaluación inicial, el nivel de pasivos dolarizados de la economía chilena no tiene efecto sobre la tolerancia a flotar en el período de la muestra. Sin embargo, un choque sobre la brecha transable tiene un efecto positivo para los años 1998-2008. Contrario a los resultados encontrados para Perú, Colombia y Brasil, la brecha de transables pareciera no ser una variable que limite la flexibilidad cambiaria permitida por su banco central en el período analizado.

**Gráfico 8**  
**Respuesta acumulativa del índice TaF a un choque de una desviación estándar de diferentes variables para Brasil**

A. Choque sobre la dolarización de pasivos



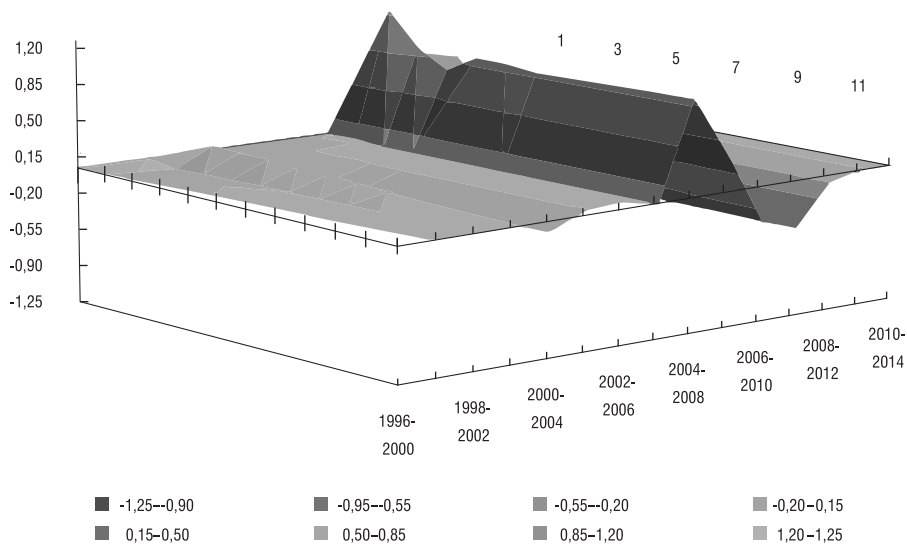
B. Choque sobre la brecha transable



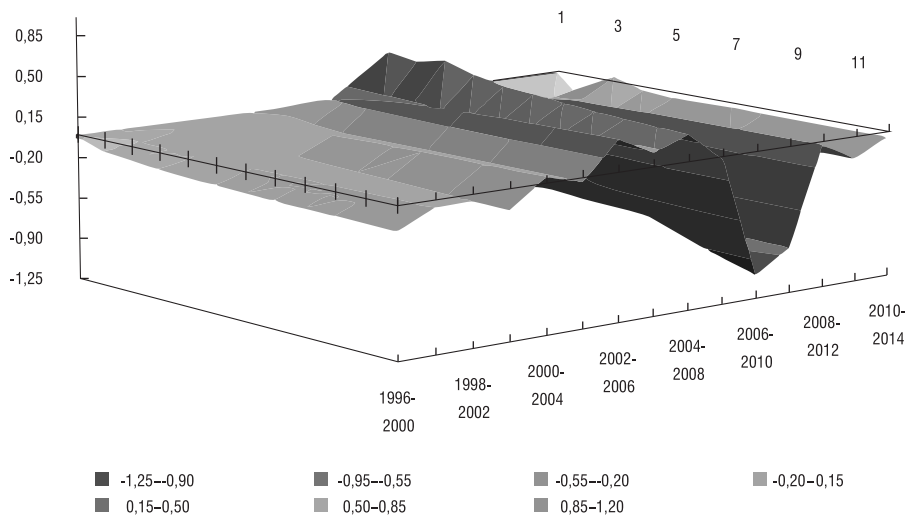
Fuente: cálculos de los autores.

**Gráfico 9**  
**Respuesta acumulativa del índice TaF a un choque de una desviación estándar de diferentes variables para Colombia**

A. Choque sobre la dolarización de pasivos



B. Choque sobre la brecha transable

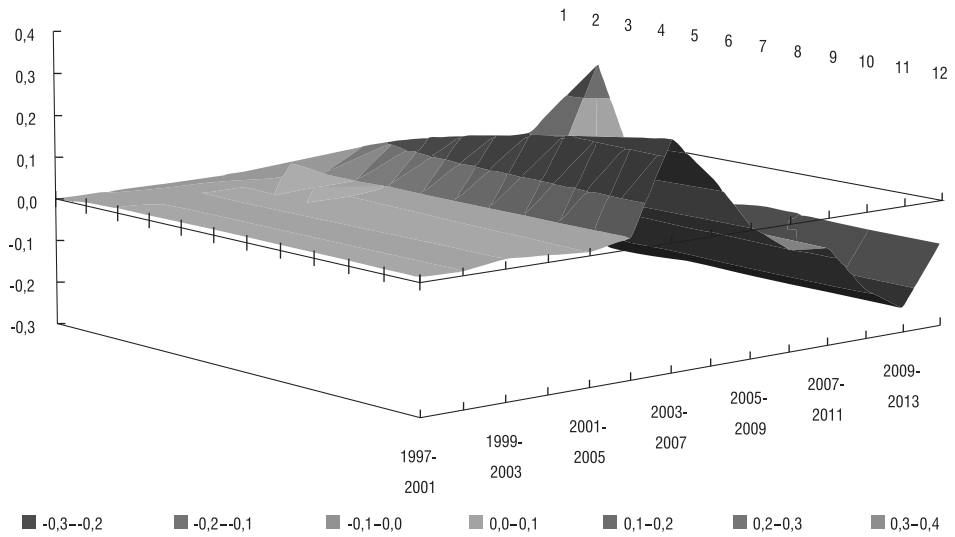


Fuente: cálculos de los autores.

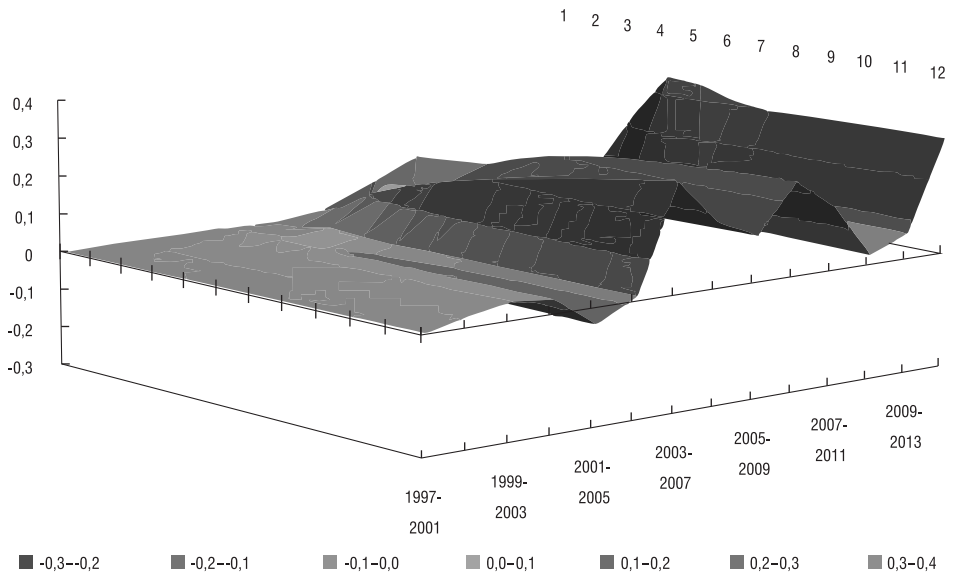
**Gráfico 10**

**Respuesta acumulativa del índice TaF a un choque de una desviación estándar de diferentes variables para México**

**A. Choque sobre la dolarización de pasivos**



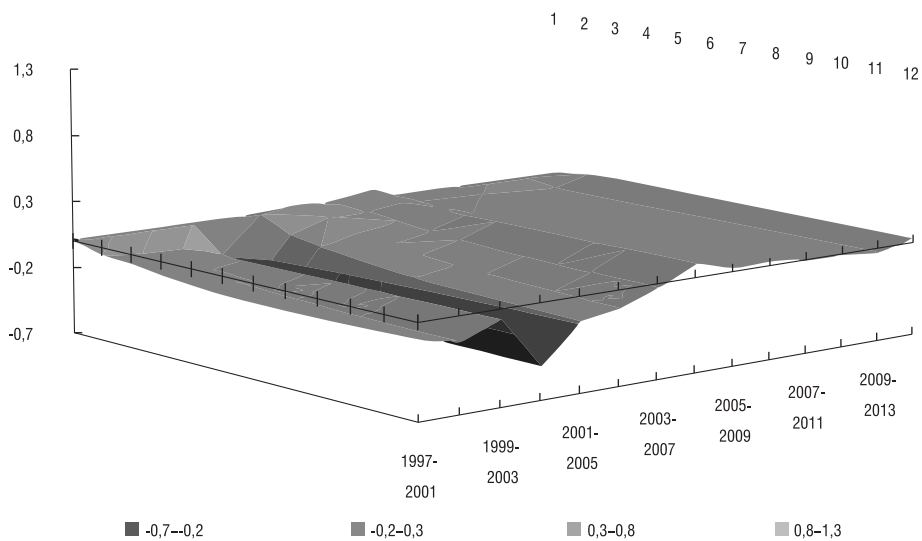
**B. Choque sobre la brecha transable**



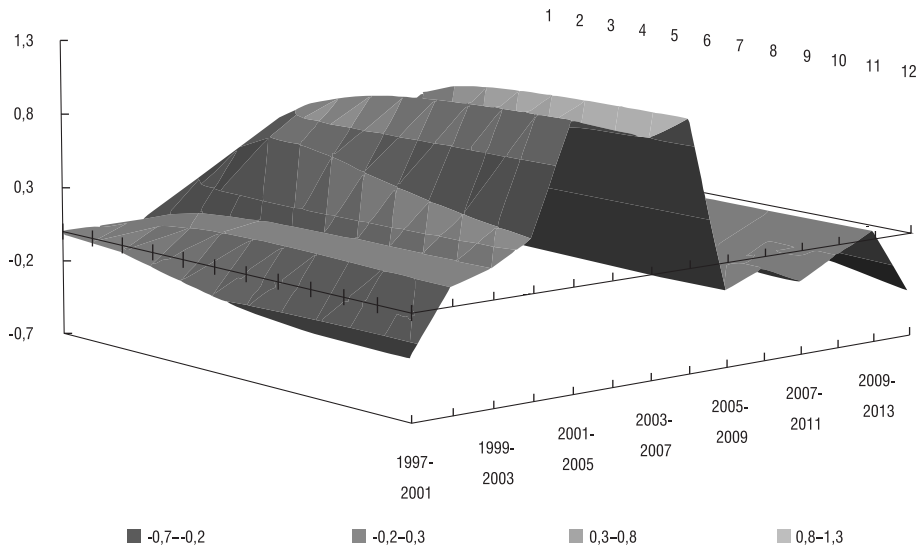
Fuente: cálculos de los autores.

**Gráfico 11**  
**Respuesta acumulativa del índice TaF a un choque de una desviación estándar de diferentes variables para Chile**

A. Choque sobre la dolarización de pasivos



B. Choque sobre la brecha transable



Fuente: cálculos de los autores.



## **5. CONCLUSIONES**

Los resultados en este capítulo proveen evidencia del cambio de motivación del miedo a flotar en las última dos décadas en Latinoamérica.

Como está documentado en la literatura, dos ejercicios econométricos diferentes confirman que durante finales de los años ochenta y todos los noventa las economías latinoamericanas experimentaron los niveles más altos de pasivos locales dolarizados y eran usuales las intervenciones en el mercado cambiario, a pesar del anuncio de libre flotación, con el fin de proteger la estabilidad financiera y la sostenibilidad fiscal. En contraste, para el segundo período de análisis (la década del auge de las materias primas), esta variable no logra explicar el miedo a flotar, pues se erigió un nuevo miedo: la enfermedad holandesa, medida como la brecha entre el crecimiento del PIB real y el crecimiento real de los sectores agrícola e industrial. Los bancos centrales parecen reaccionar ante la contracción relativa de la agricultura y la industria en el total de la economía.

Este capítulo también contribuye al debate académico con un indicador dinámico de miedo a flotar, tanto anual como trimestral, que permitirá hacer ejercicios más sofisticados del tema.

Para ambos períodos los resultados obtenidos mediante datos de panel confirman la hipótesis planteada. Adicionalmente, el VAR móvil permite un análisis más detallado en el caso de las cinco economías más grandes de Latinoamérica (Perú, Brasil, Colombia, Chile y México) con regímenes flexibles de tipo de cambio, determinando cómo estas motivaciones del miedo a flotar han cambiado gradualmente a lo largo del tiempo, sin escoger un punto de quiebre específico.

Pese a que los resultados de la relación entre el miedo a flotar y los pasivos dolarizados parecieran ser similares para todos los países latinoamericanos en el primer período, la relación frente a la posibilidad de una enfermedad holandesa difiere por países en el período más reciente. En particular, Brasil, Colombia y Perú parecen responder más a la brecha transable, contrario a Chile y México. Esta heterogeneidad puede ser explicada por la incidencia de la independencia del banco central en la política cambiaria, la fortaleza y el desarrollo del sector manufacturero en cada caso, la importancia relativa del petróleo y otros *commodities* en estas economías, o el poder de negociación de los gremios de la agricultura y la industria, entre otras hipótesis. Ciertamente, estas preguntas de economía política constituyen una agenda para futuras investigaciones.

## **REFERENCIAS**

- Aghion, Philippe, Philippe Bacchetta y Abhijit Banerjee (1999). "Capital Markets and the Instability of Open Economies", Discussion Paper, núm. 2083, Centre for Economic Policy Research.
- Alesina, Alberto y Alexander F. Wagner (2006). "Choosing (and Reneging on) Exchange Rate Regimes", *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, núm. 4, pp. 770-799.
- Bacchetta, Philippe (2000). "Monetary Policy with Foreign Currency Debt" (mimeo), University of Lausanne.

- Baig, Taimur (2001). "Characterizing Exchange Rate Regimes in Post-crisis East Asia", Working Paper, núm. 152, International Monetary Fund.
- Ball, Laurence M. (1998). "Policy Rules for Open Economies", Working Paper, núm. 6760, National Bureau of Economic Research.
- Barajas, Adolfo; Lennart Erickson y Roberto Steiner (2008). "Fear of Declaring: Do Markets Care What Countries Say about Their Exchange Rate Policies?", IMF Staff Papers, 55(3), 445-480.
- Barro, Robert J. y David B. Gordon (1983). "Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 101-121.
- Bebczuk, Ricardo; Arturo Galindo y Ugo Panizza (2006). "An Evaluation of the Contractionary Devaluation Hypothesis", Working Paper, núm. 582, Inter-American Development Bank.
- Berkmen, Pelin S. y Eduardo A. Cavallo (2009). "Exchange Rate Policy and Liability Dollarization: What Do the Data Reveal about Causality?", Working Paper, núm. 733, International Monetary Fund.
- Caballero, Ricardo y Arvind Krishnamurthy (2001). "A 'Vertical' Analysis of Crises and Intervention: Fear of Floating and Ex Ante Problems", Working Paper, núm. 8428, National Bureau of Economic Research.
- Calvo, Guillermo A. y Carmen M. Reinhart (2000). "Fixing for Your Life", Working Paper, núm. 8006, National Bureau of Economic Research.
- Calvo, Guillermo A. (2000). "Capital Markets and the Exchange Rate: With Special Reference to the Dollarization Debate in Latin America", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 33, núm. 2, pp. 312-334.
- Calvo, Guillermo A. y Carmen M. Reinhart (2002). "Fear of Floating", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, núm. 2, pp. 379-408.
- Calvo, Guillermo A.; Alejandro Izquierdo y Ernesto Talvi (2003). "Sudden Stops, the Real Exchange Rate and Fiscal Sustainability: Argentina's Lessons", Working Paper, núm. 9828, National Bureau of Economic Research.
- Calvo, Guillermo A.; Alejandro Izquierdo y Luis-Fernando Mejía (2004). "On the Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance-Sheet Effects", Working Paper, núm. 10520, National Bureau of Economic Research.
- Cook, David (2002). "Monetary Policy in Emerging Markets: Can Liability Dollarization Explain Contractionary Devaluations?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, núm. 6, pp. 1155-1181.
- DeJong, David N.; Beth F. Ingram y Charles H. Whiteman (2000). "A Bayesian Approach to Dynamic Macroeconomics", *Journal of Econometrics*, vol. 15, pp. 311-320.
- Doan, Thomas; Robert Litterman y Christopher Sims (1984) "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions", *Econometric Reviews*, vol. 3, pp. 1-100.
- Dornbusch, Rudi (2001). "Fewer Monies, Better Monies", *American Economic Review*, vol. 91, núm. 2, pp. 238-242.
- Fischer, Stanley (2001). "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?" *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, núm 2, pp 3-24.
- Fleming, J. Marcus (1962). "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates", Staff Papers, núm. 9, pp. 369-379, FMI.

- Friedman, Milton (1953). "Choice, Chance, and the Personal Distribution of Income", *Journal of Political Economy*, vol. 61, núm. 4, pp. 277-290.
- Genberg, Hans y Alexander K. Swoboda (2005). "Exchange Rate Regimes: Does what Countries Say Matter?", Staff Papers, núm. 55 (Special Issue), pp. 129-141, FMI.
- Geweke, John (1999). "Computational Experiments and Reality", working paper, Department of Economics, University of Iowa.
- Guzmán, Martín; José Antonio Ocampo y Joseph Stiglitz (2017). "Real Exchange Rate Policies for Economic Development", Working Paper, núm. 23868, National Bureau of Economic Research.
- Hausmann, R. y Hidalgo, C. (2013). How will the Netherlands earn its income 20 years from now? A growth ventures analysis for The Netherlands Scientific Council for Government Policy (WRR).
- Hausmann, Ricardo; Ugo Panizza y Ernesto Stein (2000). "Why do Countries Float the Way They Float?", Working Paper, núm. 418, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Ilzetzki, Ethan; Carmen Reinhart y Kenneth Rogoff (2017). "Exchange Rate Arrangement Entering the 21.<sup>st</sup> Century: Which Anchor Will Hold?", Working Paper, núm. 23134, National Bureau of Economic Research.
- Kamas, L. (1986). "Dutch Disease Economics and the Colombian Export Boom", *World Development*, vol. 14, Issue 9, pp. 1177-1198.
- Lahiri, Amartya y Carlos A. Vegh (2002). "Living with the Fear of Floating: An Optimal Policy Perspective", en S. Edwards y J. Frankel (eds.), *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, pp. 663-703, Chicago: University of Chicago Press.
- Lartey, Emmanuel; Federico Mandelman y Pablo A. Acosta (2012). "Remittances, Exchange Rate Regimes and the Dutch Disease: A Panel Data Analysis", *Review of International Economics*, vol. 20, pp. 377-395.
- Larraín, Felipe y Andrés Velasco (2001). "Exchange Rate Policy in Emerging Market Economies: The Case for Floating", *Essays in International Finance*, vol. 224.
- Levy-Yeyati, Eduardo y Federico Sturzenegger (2001). "Exchange Rate Regimes and Economic Performance", Staff Papers, vol. 47 (Special Issue), pp. 62-98.
- Levy-Yeyati, Eduardo; Federico Sturzenegger y Pablo Guzmán (2013). "Fear of Appreciation", *Journal of Development Economics*, vol. 101, pp. 233-247.
- Levy-Yeyati, Eduardo; Federico Sturzenegger y Iliana Reggio (2010). "On the Endogeneity of Exchange Rate Regimes", *European Economic Review*, vol. 54, núm. 5, pp. 659-677.
- Litterman, Robert (1986). "Forecasting with Bayesian Vector Autoregression: Five Years of Experience", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 4, pp. 25-38.
- Malagón, Jonathan (2017). "Four Essays on Central Banking in Latin America Under Balance of Payments Dominance", Tilburg: Center for Economic Research (CentER).
- Malagón, Jonathan y María Camila Orbegozo (2019) "The New Drivers of Fear of Floating: evidence for Latin America". *Journal of Globalization and Development*.
- Martínez, Astrid y José Antonio Ocampo (2011). *Hacia una política industrial de nueva generación para Colombia*, Bogotá: Coalición para la Promoción de la Industria Colombiana.

- Min, Chung-ki y Arnold Zellner. (1993). "Bayesian and Non-bayesian Methods for Combining Models and Forecasts with Applications to Forecasting International Growth Rates", *Journal of Econometrics*, vol. 56, pp. 89-118.
- Mishkin, Frederic S. y Miguel A. Savastano (2001). "Monetary Policy Strategies form Emerging Market Countries: Lessons from Latin America", *Comparative Economic Studies*, vol. 64, núm. 2, pp. 45-83.
- Mulder, Nanno (2007). *Aprovechar el auge exportador de productos básicos evitando la enfermedad holandesa*, Santiago de Chile: Cepal y United Nations Publications, serie Comercio Internacional, vol. 80.
- Mundell, Robert A. (1961). "A Theory of Optimum Currency Areas", *American Economic Review*, vol. 51, núm. 4, pp. 657-665.
- Mundell, Robert A. (1963). "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", *Canadian Journal of Economic and Political Science*, vol. 51, núm. 4, pp. 421-431.
- Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1995). "The Mirage of Fixed Exchange Rates", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9 (otoño), pp. 73-96.
- Ocampo, José Antonio (2011a). "Macroeconomía para el desarrollo: políticas anticíclicas y transformación productiva", *Revista Cepal*, núm. 104, pp. 7-35.
- Ocampo, José Antonio (2011b). "Balance of Payments Dominance: its Implications for Macroeconomic Policy", conferencia: Development in Crisis: Changing the Rules in the Global World, Mount Holyoke College.
- Orbegozo, María Camila (2016) "El miedo a la flotación cambiaria en América Latina: un cambio de enfoque", Tesis de maestría no publicada, Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Colombia.
- Otrok, Christopher y Charles H. Whiteman (1998). "Bayesian Leader Indicators: Measuring and Predicting Economic Conditions in Iowa", *International Economic Review*, vol. 39, pp. 997-1014.
- Roca, A. M. (1999). "Dutch Disease and Banana Exports in the Colombian Caribbean, 1910-1950", documento presentado en la Latin American Cliometric Society Meeting (Laclio), Cartagena.
- Spatafora, Nikola y Andrew Warner (1999). "Macroeconomic and Sectoral Effects of Term-of-trade Shocks: The Experience of the Oil-exporting Developing Countries", Staff Paper, núm. 134/99, octubre, FMI.
- Sachs, Jeffrey, Andrew Warner (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth", Working Paper Series, núm. 5398, pp. 1-47, National Bureau of Economic Research.
- Stijinsm, Jean-Phillipe (2003). "An Empirical Test of the Dutch Disease Hypothesis using a Gravity Model of Trade" (mimeo), University of California, Department of Economics.
- Sullivan, Edgar J. (2001). "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?", *Finance & Development*, vol. 38, núm. 2.
- Pesaran, M. Hashem y Ron Smith (1995). "Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp. 79-113.
- Tornell, Aarón y Andrés Velasco (1995). "Fixed versus Flexible Exchange Rates: which Provides More Fiscal Discipline?", Working Paper, núm. 5108, National Bureau of Economic Research.

## **ANEXO**

### **Datos**

Este anexo provee una descripción más detallada de las fuentes de los datos y sus transformaciones, y tabula un resumen de las estadísticas de la muestra utilizada en este capítulo.

Tasa de cambio nominal: unidades de moneda nacional por dólar estadounidense. Fuentes: Cepal y FMI (estadística financiera internacional).

Tasa de intervención de política monetaria: tasa de interés de depósito, definida como la tasa pagada por los bancos comerciales o similares por demanda, tiempo o cuentas de ahorro. Fuentes: Banco Mundial y FMI (estadística financiera internacional).

Reservas internacionales: comprenden las tenencias en oro monetario, reservas de los países en poder del FMI, y tenencias de divisas en control de las autoridades monetarias. El componente de oro de estas reservas es valorado al final del año (31 de diciembre) a los precios transados en Londres. Los datos están en dólares estadounidenses corrientes. Fuentes: Cepal y FMI (estadística financiera internacional).

Brecha transable: definida como la diferencia entre el crecimiento real del PIB y el promedio del crecimiento real de los sectores transables tradicionales: agricultura e industria.

PIB total, industrial y agrícola: es el valor del flujo de bienes y servicios de un país a precios de mercado, durante un período de referencia, y está medido como la suma de la producción de todas las actividades que participan en la economía. Las cifras están en dólares estadounidenses, utilizando la tasa de cambio correspondiente al año 2010. Fuente: Cepal.

Dolarización de pasivos locales (DPL): se define como el acervo de deuda externa total en dólares estadounidenses corrientes como proporción del PIB nominal en dólares.

Acervo de deuda externa total (dólares estadounidenses corrientes): es la deuda con no residentes reembolsable en moneda, bienes o servicios. Es la suma de la deuda pública, con garantía pública, y deuda privada no garantizada de largo y corto plazos, además del uso del crédito del FMI. Datos en dólares estadounidenses corrientes. Fuentes: Banco Mundial y FMI (estadística financiera internacional).

PIB a precios corrientes: los valores se soportan en el PIB en moneda nacional convertido a dólares estadounidenses usando la tasa de cambio de mercado (promedio anual). Las proyecciones de tasa de cambio son provistas por economistas de los países para el grupo, otros mercados emergentes y países en desarrollo. Las tasas de cambio para las economías avanzadas son las establecidas en los supuestos del FMI (*World Economic Outlook*, WEO) para cada ejercicio. Fuente: FMI (WEO).

Inflación: se mide con el cambio porcentual anual del índice de precios al consumidor en el costo de adquisición de una canasta de bienes y servicios de un consumidor promedio que pueden estar fijos o cambiantes en intervalos específicos, como por ejemplo de manera anual. Generalmente se utiliza la fórmula de Laspeyres. Fuentes: Banco Mundial y FMI (estadística financiera internacional).

Índice de apertura: está definido como la suma de las exportaciones e importaciones como porcentaje del PIB.

Inversión extranjera directa: se refiere a los flujos de capital de inversión directa en la economía reportada. Es la suma del capital de inversión, reinversión de ganancias y otros capitales. Es una categoría de inversiones transnacionales asociadas con un residente de una economía que tiene control o un nivel significativo de influencia del manejo de una firma que es residente en otra economía. El criterio para determinar la existencia de una relación de inversión directa es la propiedad del 10% o más de las acciones, con derecho a votación. Datos en dólares estadounidenses corrientes. Fuentes: Banco Mundial (base de datos de la balanza de pagos) y FMI.

Inversión de portafolio: incluye las entradas netas en valores de renta variable diferentes a la inversión directa que incluye acciones, recibos de depósito (estadounidense o global), y compras directas de acciones en los mercados bursátiles locales por inversionistas extranjeros. Los datos están en dólares estadounidenses corrientes. Fuentes: Banco Mundial (base de datos de la balanza de pagos) y FMI.

**Cuadro A.1.1**  
**Resumen de las estadísticas de las variables de datos de panel**

Variable	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mín.	Máx.
DPL	334	40,07	19,95	3,9	136,4
Tolerancia a flotar	333	2,96	15,39	0,0	194,2
Brecha transable	325	0,79	3,00	-19,8	15,2
Inflación	336	28,89	164,65	-1,8	2.075,9
Tasa de apertura	336	59,04	26,64	13,8	136,5
Reservas/PIB	338	16,87	16,51	1,3	102,1
IED/reservas	338	30,65	30,09	-43,7	220,5
IEP/reservas	338	1,97	6,71	-40,9	63,4

Nota: para los datos trimestrales se utilizó la estadística oficial de los bancos centrales.

Fuente: cálculo de los autores.

**Cuadro A.1.2**

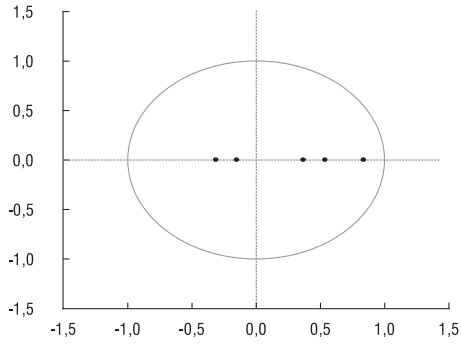
**Resumen de las estadísticas de las variables de datos de panel**

País	Variable		Estadístico t	Prob.*
Perú	DPL	1. <sup>ra</sup> diferencia	-10,366	0,000
	Brecha transable	Niveles	-4,981	0,000
	Ind_TaF	1. <sup>ra</sup> diferencia	-2,888	0,051
	Inflación	Niveles	-3,372	0,015
	IEP (porcentaje de reservas)	Niveles	-5,956	0,000
Brasil	DPL	1. <sup>ra</sup> diferencia	-7,467	0,000
	Brecha transable	Niveles	-6,665	0,000
	Ind_TaF	1. <sup>ra</sup> diferencia	-6,277	0,000
	Inflación	Niveles	-4,248	0,001
	IEP (porcentaje de reservas)	Niveles	-9,228	0,000
Colombia	DPL	2. <sup>da</sup> diferencia	-13,211	0,000
	Brecha transable	1. <sup>ra</sup> diferencia	-4,827	0,000
	Ind_TaF	1. <sup>ra</sup> diferencia	-4,450	0,001
	Inflación	Niveles	-2,826	0,060
	IEP (porcentaje de reservas)	1. <sup>ra</sup> diferencia	-7,359	0,000
México	DPL	1. <sup>ra</sup> diferencia	-7,770	0,000
	Brecha transable	Level	-4,170	0,001
	Ind_TaF	1. <sup>ra</sup> diferencia	-8,807	0,000
	Inflación	Niveles	-2,560	0,107
	IEP (porcentaje de reservas)	Niveles	-7,677	0,000
Chile	DPL	2. <sup>da</sup> diferencia	-13,704	0,000
	Brecha transable	Niveles	-2,833	0,059
	Ind_TaF	1. <sup>ra</sup> diferencia	-6,605	0,000
	Inflación	Niveles	-2,798	0,064
	IEP (porcentaje de reservas)	Niveles	-5,739	0,000

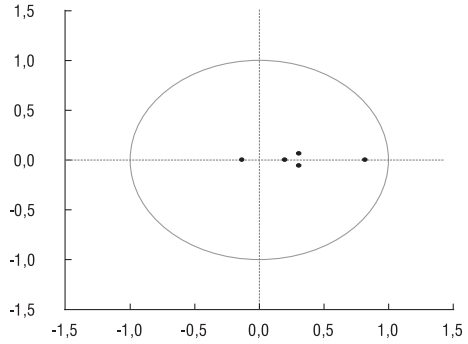
Fuente: cálculo de los autores.

**Gráfico A.1.1**  
**Raíces inversas del polinomio característico AR**

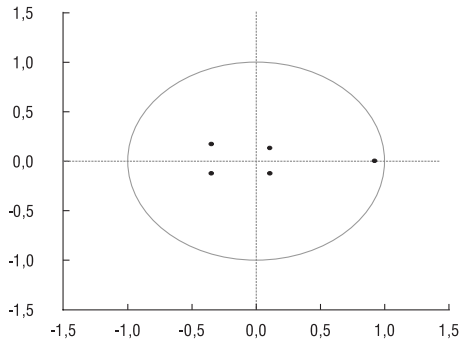
A. Perú



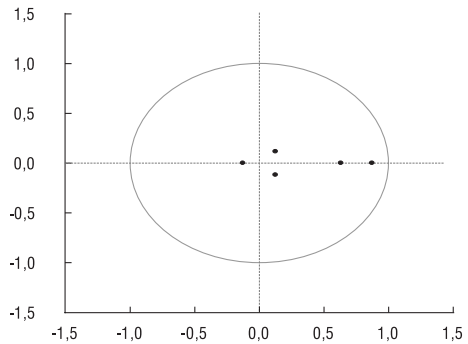
B. Brasil



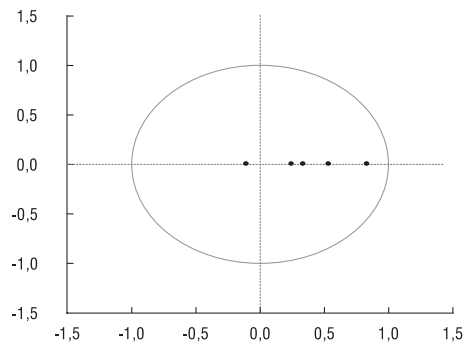
C. Colombia



D. México



E. Chile



Fuente: elaboración de los autores.