



## Fricciones financieras y el diferencial de tasas de interés en una economía dolarizada

HUGO VEGA\*

*En este trabajo se presenta una caracterización de equilibrio parcial del mercado de crédito en una economía parcialmente dolarizada. Se introducen fricciones financieras, que toman la forma de costos de verificación y regulación bancaria, y se estudia su impacto en las tasas de interés activas y pasivas denominadas en moneda nacional y extranjera. Se encuentra el efecto de los requerimientos de encaje se puede entender como un impuesto que lleva a los bancos a reducir las tasas pasivas, mientras que la brecha entre las tasas de interés activas en moneda extranjera y nacional es decreciente en la volatilidad del tipo de cambio y creciente en el grado de correlación entre los rendimientos de los empresarios y el tipo de cambio.*

**Palabras Clave** : Bancos, crédito, tasa de interés nominal, costos de verificación, dolarización financiera, requerimientos de encaje, política monetaria

**Clasificación JEL** : E43, E51, E52.

El objetivo del presente estudio es analizar el impacto de las fricciones financieras en el diferencial de tasas de interés activas y pasivas en una economía parcialmente dolarizada. Con este fin, se amplía el mecanismo del acelerador financiero de Bernanke y otros (1999) para incorporar dolarización financiera y restricciones de regulación bancaria en un modelo de equilibrio parcial. Dos tipos de fricciones financieras son incorporadas en el modelo: primero, los bancos que otorgan créditos afrontan costos de monitoreo al momento de liquidar a los empresarios que incumplen el pago de sus préstamos. Éste es el mecanismo de costos de verificación estándar de Townsend (1979), introducido en modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos por Carlstrom y Fuerst (1997) y Bernanke y otros (1999). El segundo tipo de fricción financiera consiste en requerimientos de encaje impuestos a los bancos. Los bancos son caracterizados como en Cohen-Cole y Martínez-García (2010) con algunas modificaciones. La dolarización financiera está presente en el sistema porque los bancos otorgan préstamos a los empresarios tanto en moneda nacional como extranjera, como consecuencia de que los propios bancos aceptan depósitos de los hogares en ambas monedas. El mercado de depósitos se asume competitivo.

Un objetivo secundario del estudio es desarrollar un modelo que incorpore fricciones financieras para explorar los efectos de la política monetaria sobre los diferenciales de tasas de interés. Este objetivo

\* Subgerencia de Investigación Económica, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (e-mail: [hugo.vega@bcrp.gob.pe](mailto:hugo.vega@bcrp.gob.pe)).

Agradezco a Francesco Caselli, César Carrera, Nikita Céspedes, Carlos Montoro, Adrián Armas, Marco Vega y a los participantes del Seminario de Investigación del Banco Central de Reserva del Perú por sus valiosos comentarios y sugerencias. Agradezco también a Ana Paola Gutiérrez por su asistencia en esta investigación. Todo error subsistente es sólo responsabilidad del autor.

es importante para una economía parcialmente dolarizada como la peruana donde se permite otorgar préstamos y hacer depósitos tanto en moneda nacional como en moneda extranjera, un hecho estilizado que podría distorsionar los mecanismos de transmisión convencionales.

El análisis arroja una serie de predicciones interesantes. Primero, los requerimientos de encaje sobre los depósitos en moneda nacional y extranjera actúan como un impuesto que lleva a los bancos a reducir las tasas pasivas. Esto parece explicar las muy bajas tasas pasivas en moneda extranjera que se observan en la economía peruana. Segundo, la brecha entre las tasas activas en moneda extranjera y nacional es decreciente en la volatilidad del tipo de cambio y creciente en el grado de correlación entre los retornos de los empresarios y el tipo de cambio. No debe sorprender que la volatilidad del tipo de cambio presione a la baja las tasas activas en moneda extranjera: una mayor volatilidad implica más riesgo cambiario asociado a los préstamos en moneda extranjera y esto debe ser compensado (en equilibrio) con el cobro de menores tasas de interés en los préstamos. Sin embargo, el análisis presentado indica que la volatilidad del tipo de cambio es tan sólo parte de la historia: el grado de correlación entre los retornos de los prestatarios y el tipo de cambio es también relevante.

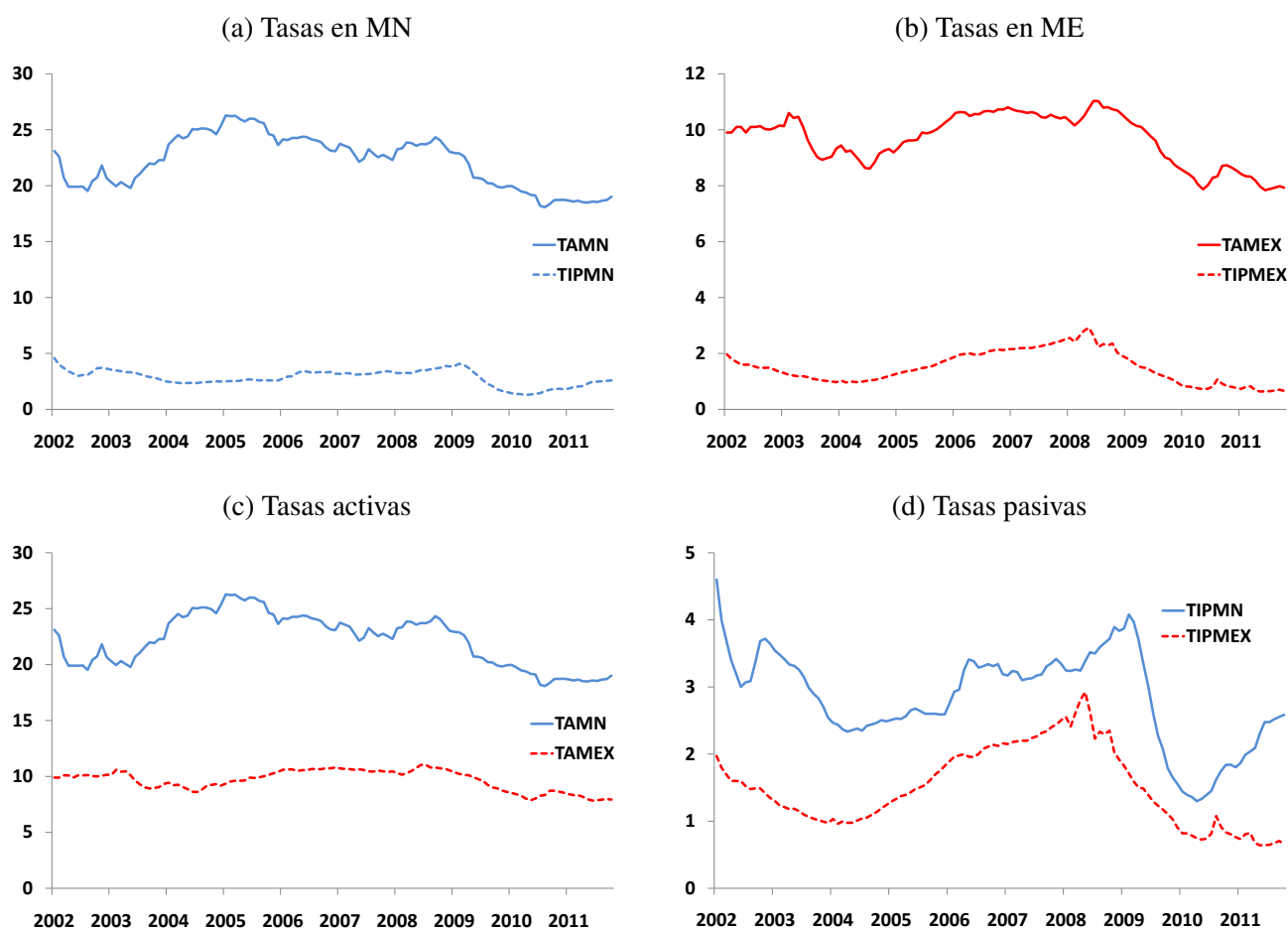
En un entorno competitivo sin fricciones, los bancos pueden evadir el riesgo cambiario calzando sus activos y pasivos por monedas, mientras que los prestatarios usualmente no pueden. Así, los bancos pueden ofrecer préstamos en diferentes monedas exigiendo la misma tasa de interés (siempre y cuando la depreciación esperada sea nula). Un prestatario que enfrenta esas tasas de interés no tendrá ningún incentivo para tomar un préstamo en moneda extranjera, exponiéndose al riesgo cambiario, a menos que la rentabilidad de sus activos tenga algún grado de correlación con el tipo de cambio. Ésta es la idea principal del análisis presentado en este estudio: una correlación más alta entre los retornos de los prestatarios y el tipo de cambio implica una mayor disposición a tomar préstamos en moneda extranjera, elevando así las tasas de interés de dichos préstamos. Así, el modelo predice que los sectores con una correlación más alta entre el rendimiento de sus activos y el tipo de cambio (por ejemplo, exportadores) enfrentarían un menor diferencial de tasas de interés activas (definido como la doméstica menos la extranjera) mientras los sectores con menor correlación enfrentarían mayores diferenciales.

Con el propósito de entender el comportamiento de las tasas de interés activas y pasivas en una economía dolarizada, la sección 1 presenta datos históricos sobre las tasas de interés y requerimientos de encaje en el Perú durante la última década. La sección 2 presenta la especificación del modelo; en particular, la sección 2.1 muestra las condiciones del contrato de préstamo óptimo y la sección 2.2 discute la solución del modelo. La sección 3 presenta los resultados y la sección 4 concluye.

## 1 DATOS

Para la economía peruana, son cuatro las tasas de interés relevantes (los datos están disponibles en el portal web del BCRP): TAMN (promedio ponderado de las tasas de interés activas en moneda nacional), TIPMN (promedio ponderado de las tasas de interés pasivas en moneda nacional), TAMEX (promedio ponderado de las tasas de interés activas en moneda extranjera) y TIPMEX (promedio ponderado de las tasas de interés pasivas en moneda extranjera).

El Gráfico 1 (p. 11) muestra el promedio mensual de cada tasa para el periodo de 2002 a 2010. Como era de esperarse, las tasas activas son más altas que las pasivas. En el panel (a), la diferencia entre las tasas activa y pasiva en moneda nacional es de 19 puntos porcentuales, en promedio; por su parte, en el panel (b), la diferencia promedia 8 puntos porcentuales para el caso de moneda extranjera. El panel (c) muestra las tasas activas en ambas monedas. En promedio, la diferencia entre la tasa activa doméstica y la extranjera es de 13 puntos porcentuales. Esto explica la mayor parte de la diferencia en los márgenes

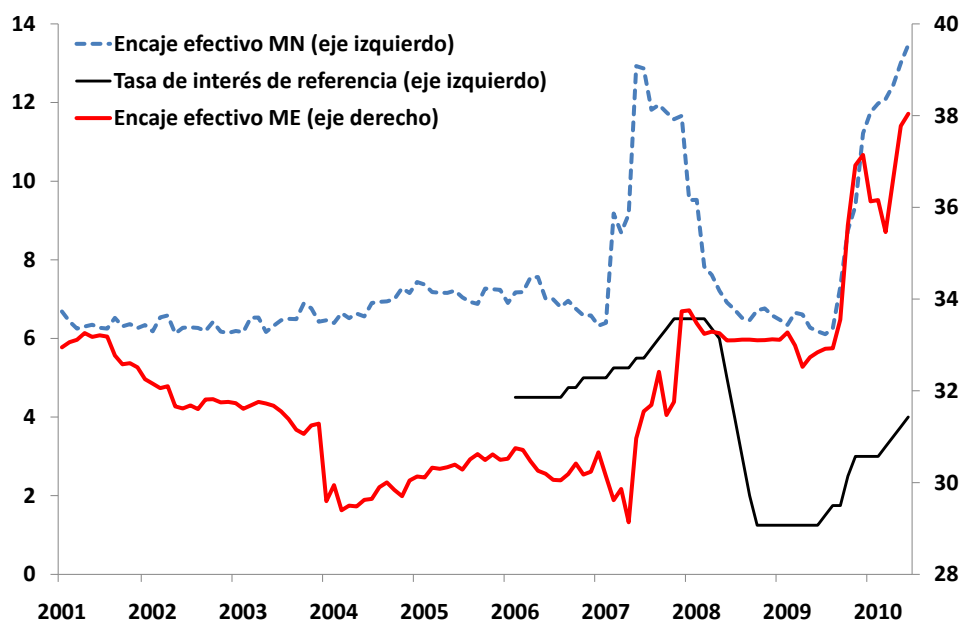
**GRÁFICO 1.** Tasas de interés activas y pasivas, en moneda nacional y extranjera

observados en los paneles (a) y (b) y sugeriría la exigencia de una prima más alta para los préstamos en moneda nacional, lo que a su vez podría ser consistente con firmas adversas al riesgo. En el Gráfico 1(d), la diferencia promedio entre las tasas pasivas doméstica y extranjera parece ser de tan sólo 2 puntos porcentuales. Dado que probablemente los hogares son adversos al riesgo, ¿por qué la tasa de interés pasiva en moneda extranjera no es (mucho) más alta que su contraparte en moneda nacional? Una posible explicación serían los más altos requerimientos de encaje para depósitos en moneda extranjera que existen en el Perú que hacen esta alternativa de fondeo muy costosa para los bancos, presionando a la baja las tasas de interés que están dispuestos a ofrecer por estos depósitos.

En lo concerniente a los requerimientos de encaje, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) impone encajes más altos para depósitos y obligaciones en moneda extranjera que en moneda nacional. El Gráfico 2 (p. 12) muestra la evolución de los encajes que los bancos efectivamente retienen con el fin de cumplir con los requerimientos legales por tipo de moneda (que se encuentran ligeramente por encima de las reservas obligatorias impuestas por el BCRP). La utilización de los requerimientos de encaje como un instrumento de política monetaria cobró más relevancia en los últimos tres años (como resultado de la crisis internacional de 2008) y ahora los requerimientos de encaje son utilizados frecuentemente como complemento a la tasa de referencia de política monetaria. El gráfico ilustra este fenómeno: los bancos son forzados a retener más reservas cuando aumenta la tasa de interés de referencia y vice versa.

Además del efecto que estos requerimientos de encaje tienen en la brecha entre las tasas pasivas, es importante resaltar que hay indicios de una relación negativa entre las tasas pasivas y los requerimientos de encaje, particularmente en los últimos tres años.

**GRÁFICO 2.** *Encajes efectivos en moneda nacional y extranjera y tasa de interés de referencia*



Teniendo en cuenta la información extraída de los datos presentados, una caracterización adecuada de los diferenciales de tasas de interés en una economía dolarizada como la peruana debería explicar: (i) la brecha entre las tasas activas en moneda nacional y extranjera y (ii) la relación entre las tasas pasivas en moneda nacional y extranjera, y su interacción con los requerimientos de encaje. La siguiente sección desarrolla un modelo estilizado que proporciona un marco conceptual para estudiar estas cuestiones.

## 2 EL MODELO

Esta sección analiza un modelo de equilibrio parcial donde un empresario interactúa con un banco. El empresario demanda préstamos al banco, los cuales están denominados en moneda nacional y extranjera. El banco obtiene fondos tomando depósitos de los hogares, también en moneda nacional y extranjera. Dado el contexto de equilibrio parcial, algunas características del empresario son consideradas exógenas. Particularmente, el retorno promedio sobre su capital y cuán correlacionado se encuentra con el tipo de cambio nominal. En el caso de los bancos, se asume que el mercado de depósitos es competitivo y así, las tasas pasivas se toman como dadas (el mercado de crédito también es competitivo pero las tasas activas *no* se consideran dadas). Se asume que los empresarios toman préstamos reales denominados en moneda nacional ( $L$ ) y extranjera ( $L^*$ ) con el fin de financiar la adquisición de capital físico  $K$ . El precio de mercado del capital físico está normalizado a la unidad y el banco cobra el factor de interés nominal  $R^L$  a los préstamos denominados en moneda doméstica y el factor de interés nominal  $R^{*L}$  a los préstamos denominados en moneda extranjera.

Siguiendo a Bernanke y otros (1999), el empresario enfrenta un choque idiosincrático  $\omega$  al retorno nominal (estocástico)  $R^E$  sobre sus activos  $K$ . Además, el empresario enfrenta incertidumbre con respecto al tipo de cambio nominal del próximo período  $S'$ , definido como el precio en moneda nacional de una unidad de moneda extranjera. Dado que los factores de interés son fijados antes de la realización de cualquier choque, si  $\omega$  resulta ser muy pequeño o  $S'$  muy alto, el empresario no podrá pagar su deuda (en moneda nacional y extranjera) y quiebra. En este escenario, el banco paga un costo de monitoreo para recuperar lo que queda del patrimonio del empresario. Así, el empresario se declarará en bancarrota

cuando:

$$\omega R^E K < R^L L + R^{*L} \left( \frac{S'}{S} \right) L^*, \quad (1)$$

donde  $S$  denota el tipo de cambio nominal corriente. Note que esto implica que no hay diferencia entre las tasas de incumplimiento (“*default*”) de préstamos en moneda nacional y extranjera: un empresario que cae en bancarrota incumple el pago de ambos tipos de préstamo. Puede definirse el umbral  $\bar{\omega}$  como el valor del choque idiosincrático que permite al empresario pagar su deuda sin ningún exceso de beneficios:

$$\bar{\omega} R^E K = R^L L + R^{*L} \left( \frac{S'}{S} \right) L^*. \quad (2)$$

Note que la incertidumbre con respecto al tipo de cambio nominal del siguiente periodo (a partir de ahora denotado simplemente como “tipo de cambio”, ya que el tipo de cambio real no juega ningún rol en este modelo) y el retorno del empresario (que podría depender del tipo de cambio), implica que el umbral es estocástico. Ésta es la primera modificación de importancia respecto a Bernanke y otros (1999): cuando el ingreso de los empresarios y los pasivos están denominados en la misma moneda, el umbral  $\bar{\omega}$  es fijo. En nuestro caso, el tipo de cambio vuelve estocástico a uno de los pasivos, lo que implica que habrá un umbral diferente para cada posible realización del tipo de cambio del próximo período.

Se asume que los empresarios poseen algún patrimonio,  $N$ , el cual es requerido como garantía para obtener préstamos de los bancos. La hoja de balance de los empresarios vincula su patrimonio y sus obligaciones al capital,  $K = L + L^* + N$ . Tenga en cuenta que los empresarios siempre destinan todos sus recursos disponibles a la adquisición de capital, ya que el retorno esperado del capital es siempre mayor al retorno de otros activos (como los depósitos bancarios).

Los bancos prestan a los empresarios y captan depósitos en ambas monedas. También participan en un mercado interbancario donde pueden obtener financiamiento adicional,  $IB$ . A pesar de que la inclusión de un mercado interbancario es innecesaria para responder a las preguntas de este estudio (los determinantes del diferencial de las tasas de interés activa y pasiva), proporciona una manera conveniente para analizar los efectos de la política monetaria sobre las diferentes tasas de interés.<sup>1</sup> La hoja de balance del banco iguala los préstamos concedidos a los empresarios con los pasivos del banco:

$$L + L^* = (1 - \varphi^*) D^* + (1 - \varphi) D + IB. \quad (3)$$

Aquí,  $\varphi$  y  $\varphi^*$  representan las fracciones de los depósitos en moneda nacional y extranjera requeridos como encaje por la agencia de regulación bancaria.

En esta especificación, los bancos nunca tendrán incentivos para mantener un exceso de encajes porque el interés pagado por ellos es muy bajo. Note también que las hojas de balance de los bancos no excluyen la posibilidad de un descalce de monedas:  $L^*$  no necesariamente es igual a  $(1 - \varphi^*) D^*$ . Así, se asume implícitamente que el banco tiene acceso a un mercado *spot* de divisas líquido y competitivo donde puede, por ejemplo, cambiar moneda extranjera obtenida vía depósitos ( $D^*$ ) por moneda nacional necesaria para otorgar préstamos en moneda nacional ( $L$ ).

<sup>1</sup> En realidad, la banca peruana también financia sus operaciones con líneas de crédito del exterior obtenidas de bancos extranjeros y/o entidades de inversión. A pesar de que este tipo de fondeo es empíricamente relevante, la especificación del modelo se abstrae de él dado que complicaría innecesariamente la exposición sin añadir resultados significativos.

El beneficio esperado del empresario luego del reembolso del préstamo es,

$$\Pi^E \equiv E \left[ \int_{\bar{\omega}}^{\infty} \left( \omega R^E K - R^L L - R^{*L} \left( \frac{S'}{S} \right) L^* \right) dF(\omega) \right], \quad (4)$$

donde la integral comprende el retorno estocástico sobre los activos y los otros términos son reembolsos de los préstamos a los bancos. Siguiendo a Bernanke y otros (1999), se asume que la función de densidad del choque idiosincrático,  $F'(\omega)$ , corresponde a una distribución log-normal con  $E[\omega] = 1$ ,  $\text{var}[\log(\omega)] = \sigma^2$  y  $E[\log(\omega)] = -\sigma^2/2$ . Utilizando (2), el beneficio esperado del empresario puede ser reescrito como

$$\Pi^E \equiv E \left[ \int_{\bar{\omega}}^{\infty} (\omega - \bar{\omega}) dF(\omega) R^E K \right] = E[f(\bar{\omega}) R^E K].$$

La función  $f(\bar{\omega})$  ha sido exhaustivamente analizada desde Carlstrom y Fuerst (1997): es la participación del empresario en los retornos de la inversión  $R^E K$ . El efecto marginal de  $\bar{\omega}$  en la participación del empresario es negativo y creciente.

Los préstamos bancarios se pagan cuando  $\omega > \bar{\omega}$ . De lo contrario, el banco ejecuta la hipoteca y el empresario paga una fracción  $\mu$  de sus activos restantes para cubrir los costos de monitoreo. El banco central ofrece alguna retribución sobre el encaje para compensar el hecho de que estos fondos no pueden ser prestados.

Además de maximizar ganancias, asumimos que el banco está interesado en minimizar su posición larga en moneda extranjera. Hay varias justificaciones para esto: la autoridad a cargo de la regulación considera el calce por monedas del balance de los bancos deseable o al banco podría no gustarle el riesgo cambiario en que incurre al encontrarse en una posición corta o larga. Por lo tanto, la función objetivo del banco sería,

$$\begin{aligned} \Pi^B &\equiv E \left[ \int_{\bar{\omega}}^{\infty} \left( R^L L + R^{*L} \left( \frac{S'}{S} \right) L^* \right) dF(\omega) + (1 - \mu) \int_0^{\bar{\omega}} \omega R^E K dF(\omega) \right] + \dots \\ &\dots + E \left[ R^R \varphi D - R^D D + R^{*R} \left( \frac{S'}{S} \right) \varphi^* D^* - R^{*D} \left( \frac{S'}{S} \right) D^* - R^{IB} IB - \frac{\chi}{2} \left( \frac{L^*}{L^* + L} - \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{L^* + L} \right)^2 \right] \\ &= E \left[ \left( \int_{\bar{\omega}}^{\infty} \bar{\omega} dF(\omega) + (1 - \mu) \int_0^{\bar{\omega}} \omega dF(\omega) \right) R^E K \right] - \dots \\ &\dots - E \left[ \left( R^D - \varphi R^R \right) D + \left( R^{*D} - \varphi^* R^{*R} \right) \left( \frac{S'}{S} \right) D^* + R^{IB} IB + \frac{\chi}{2} \left( d^L - \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{L^* + L} \right)^2 \right] \\ &= E \left[ g(\bar{\omega}) R^E QK - \left( 1 - \varphi \frac{R^R}{R^D} \right) R^D D - \left( 1 - \varphi^* \frac{R^{*R}}{R^{*D}} \right) R^{*D} \left( \frac{S'}{S} \right) D^* - R^{IB} IB - \frac{\chi}{2} \left( d^L - \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{L^* + L} \right)^2 \right], \end{aligned}$$

donde  $R^D$  y  $R^{*D}$  son los factores de interés nominal pagados a los depósitos en moneda doméstica y extranjera respectivamente,  $R^R$  y  $R^{*R}$  son los factores de interés nominal que el banco central paga sobre los encajes en moneda doméstica y extranjera, y  $R^{IB}$  es el factor de interés nominal que se paga por los préstamos interbancarios. Todas estas tasas de interés serán tomadas como dadas por el banco y, además,  $R^R$ ,  $R^{*R}$  y  $R^{IB}$  serán consideradas exógenas en el modelo. La función  $g(\bar{\omega})$  representa la participación del banco en los retornos a la inversión y el efecto marginal de  $\bar{\omega}$  sobre ésta es positivo y decreciente. El último término en la función objetivo del banco actúa como un costo de ajuste cuando la posición larga del banco en moneda extranjera se desvía de cero. La posición larga es calculada restando los pasivos denominados en moneda extranjera ( $D^*$ ) de los activos en moneda extranjera ( $L^* + \varphi^* D^*$ ) y se expresa como una fracción

del total de activos ( $L + L^*$ ). Luego de un poco de álgebra, una expresión de dolarización de préstamos  $d^L = L^*/(L^* + L)$  aparece en este último término.

Siguiendo a Bernanke y otros (1999), definimos el ratio de activos del empresario en relación al patrimonio neto (apalancamiento),  $p = K/N$ . Así, usando la hoja de balance del empresario y esta definición podemos reescribir el umbral como

$$\bar{\omega} = \frac{1}{R^E} \left( \frac{p-1}{p} \right) \left[ R^L (1 - d^L) + R^{*L} \left( \frac{S'}{S} \right) d^L \right] \quad (5)$$

y la hoja de balance del banco como

$$p - 1 = (1 - \varphi^*) \frac{D^*}{N} + (1 - \varphi) \frac{D}{N} + \frac{IB}{N} \quad (6)$$

De manera similar, y asumiendo que las remuneraciones al encaje son una fracción constante de las respectivas tasas pasivas ( $R^R = \theta^R R^D$  y  $R^{*R} = \theta^{*R} R^{*D}$ ), las funciones objetivo de los empresarios y el banco pueden ser reescritas como

$$\Pi^E \equiv E \left[ f(\bar{\omega}) R^E \right] pN, \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Pi^B \equiv & E \left[ g(\bar{\omega}) R^E p - (1 - \varphi \theta^R) R^D \frac{D}{N} \right] N - \dots \\ & \dots - E \left[ (1 - \varphi^* \theta^{*R}) R^{*D} \left( \frac{S'}{S} \right) \frac{D^*}{N} + R^{IB} \frac{IB}{N} + \frac{\chi}{2} \left( d^L - \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{p - 1} \frac{D^*}{N} \right)^2 \right] N. \end{aligned} \quad (8)$$

## 2.1 CONTRATO DE PRÉSTAMO ÓPTIMO

El contrato óptimo se puede obtener maximizando (7) sujeto a que (8) sea igual a cero. El supuesto implícito es que los bancos son competitivos y ofrecen el mejor contrato posible al empresario, a costa de reducir sus ganancias hasta cero. Reemplazando el umbral con la expresión mostrada en (5), las variables de elección del problema son  $p$ ,  $d^L$ ,  $D/N$ ,  $D^*/N$ ,  $IB/N$  y las tasas de interés activas. Las condiciones de primer orden del problema son:

$$\begin{aligned} p : 0 = & E \left[ \left( f(\bar{\omega}) + f'(\bar{\omega}) p \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial p} \right) R^E \right] + \dots \\ & \dots + \lambda E \left[ \left( g(\bar{\omega}) + g'(\bar{\omega}) p \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial p} \right) R^E \right] - \mu - \lambda \chi \left( d^L - \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{p - 1} \frac{D^*}{N} \right) \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{(p - 1)^2 N}, \end{aligned} \quad (9a)$$

$$d^L : 0 = E \left[ f'(\bar{\omega}) \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial d^L} R^E \right] + \lambda E \left[ g'(\bar{\omega}) \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial d^L} R^E \right] - \lambda \chi \left( d^L - \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{p - 1} \frac{D^*}{N} \right), \quad (9b)$$

$$\frac{D}{N} : 0 = -\lambda (1 - \varphi \theta^R) R^D + \mu (1 - \varphi), \quad (9c)$$

$$\frac{D^*}{N} : 0 = -\lambda (1 - \varphi^* \theta^{*R}) R^{*D} E \left[ \frac{S'}{S} \right] + \mu (1 - \varphi^*) + \lambda \chi \left( d^L - \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{p - 1} \frac{D^*}{N} \right) \frac{(1 - \varphi^*)}{p - 1}, \quad (9d)$$

$$\frac{IB}{N} : 0 = -\lambda R^{IB} + \mu, \quad (9e)$$

$$R^L : 0 = E \left[ f'(\bar{\omega}) \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial R^L} R^E \right] + \lambda E \left[ g'(\bar{\omega}) \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial R^L} R^E \right], \quad (9f)$$

$$R^{*L} : 0 = E \left[ f'(\bar{\omega}) \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial R^{*L}} R^E \right] + \lambda E \left[ g'(\bar{\omega}) \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial R^{*L}} R^E \right]. \quad (9g)$$

La condición (9f) es estándar en la literatura sobre el acelerador financiero y se simplifica a

$$E [f'(\bar{\omega})] + \lambda E [g'(\bar{\omega})] = 0, \quad (10)$$

e implica que el multiplicador de Langrange  $\lambda$  no es estocástico. Por su parte, la condición (9g) es nueva y se simplifica a

$$E \left[ f'(\bar{\omega}) \frac{S'}{S} \right] + \lambda E \left[ g'(\bar{\omega}) \frac{S'}{S} \right] = 0. \quad (11)$$

Esta condición definirá la relación entre los intereses cobrados en moneda nacional y extranjera. Teniendo en cuenta que el umbral es una función del tipo de cambio del siguiente periodo  $S'$ , éste no puede ser eliminado de la expresión.

La condición de primer orden con respecto a la variable de dolarización de los préstamos,  $d^L$ , junto con las condiciones de primer orden con respecto a  $R^L$  (10) y  $R^{*L}$  (11), determinan la dolarización de los préstamos:

$$d^L = \frac{(1 - \varphi^*) D^*}{p - 1 N} = \frac{(1 - \varphi^*) d^D}{(1 - \varphi^*) d^D + (1 - \varphi)(1 - d^D) + IB/(D^* + D)}, \quad (12)$$

donde  $d^D$  representa la dolarización de los depósitos  $D^*/(D^* + D)$ . El grado de dolarización de los depósitos será, en última instancia, decisión del hogar. El apéndice en Vega (2012) muestra cómo ello puede ser determinado en el contexto de un hogar que puede ahorrar tanto en depósitos en moneda nacional como extranjera. Por otro lado, el ratio de equilibrio entre los préstamos interbancarios y los depósitos totales  $IB/(D^* + D)$  tampoco es determinado en el modelo. Sin embargo, nótese que el total de préstamos interbancarios debe ser igual a la posición neta del banco central en el mercado interbancario y es, por lo tanto, exógeno. Sin un banco central, los préstamos interbancarios deberían cancelarse entre sí en el agregado: cada préstamo concedido por un banco debe ser dado por otro. Dado que todos los bancos son iguales, esto implicaría  $IB = 0$ .

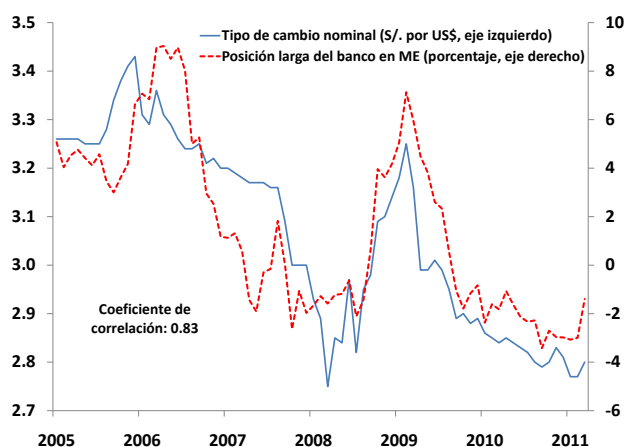
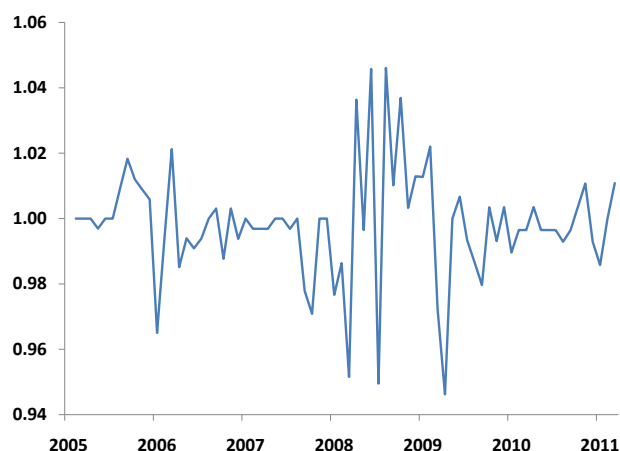
Simplificando más la expresión (12) se obtiene:

$$L^* = (1 - \varphi^*) D^*, \quad (13)$$

lo que implica que el costo de ajuste introducido en la función objetivo del banco garantiza que no habrán descalces monetarios en equilibrio. Por lo tanto, el banco nunca enfrenta riesgo cambiario: no se requiere una prima para otorgar préstamos en moneda extranjera. El panel (a) del Gráfico 3 (p. 17) muestra que la posición larga de los bancos peruanos en moneda extranjera sigue básicamente al tipo de cambio nominal. Si este efecto se eliminara, la posición larga se volvería prácticamente constante en algún nivel cercano a cero. Nótese que la regulación bancaria peruana cumple un rol en este asunto: los bancos no están autorizados a tomar posiciones muy largas o muy cortas en moneda extranjera en sus hojas de balance. El “costo de ajuste” introducido en los beneficios del banco captura esta situación de manera sencilla.

**GRÁFICO 3.** Posición larga de la banca peruana y tipo de cambio nominal

(a) Activos netos en dólares sobre total de activos y tipo de cambio nominal

(b) Depreciación mensual  $S'/S$ 

Las condiciones (9c), (9d) y (9e) pueden ser combinadas para mostrar que:

$$\frac{(1 - \varphi\theta^R)}{(1 - \varphi)} R^D = \frac{(1 - \varphi^*\theta^{*R})}{(1 - \varphi^*)} R^{*D} E \left[ \frac{S'}{S} \right] = R^{IB}, \quad (14)$$

lo que significa que para que ambos tipos de depósitos (en moneda nacional y extranjera) y los préstamos interbancarios coexistan, el costo de financiamiento neto de cada fuente debe ser igual. La demanda de los bancos por cada tipo de financiamiento es completamente elástica siempre que la condición (14) se cumpla (si uno de los términos de la igualdad fuese menor a los otros, todos los bancos preferirían ese tipo de financiamiento). Dado que  $\theta^R$ ,  $\theta^{*R}$  y la depreciación esperada  $E[S'/S]$  son considerados exógenos en el modelo, esta expresión determina las tasas de interés pasivas de equilibrio.

Nótese que (14) se asemeja a una versión modificada de la paridad descubierta de la tasa de interés (PDI) pero la intuición que está detrás es muy distinta. La teoría detrás de una relación estándar de PDI se basa en el supuesto de perfecta movilidad del capital, permitiendo oportunidades de arbitraje que darán lugar a rendimientos idénticos sobre los activos en diferentes monedas. Siempre que la rentabilidad de un activo denominado en moneda A sea mayor que el retorno de un activo similar en la moneda B, los inversionistas venden el activo asociado a B y compran moneda A con el fin de adquirir su activo. El resultado es una apreciación de la moneda A. Por lo tanto, la relación PDI determina el tipo de cambio *spot*, no las tasas de interés.

En el caso de la ecuación (14), las tasas pasivas están siendo determinadas porque no hay perfecta movilidad del capital. Los depósitos en moneda extranjera no son un activo sujeto a arbitraje desde el punto de vista de los hogares. Las familias no pueden obtener un activo extranjero con las mismas características que los depósitos en moneda extranjera ofrecidos por el banco doméstico. En particular, los activos extranjeros no pueden hacerse líquidos mediante un cajero automático o en ventanilla<sup>2</sup> y están sujetos a restricciones legales, de indivisibilidad y madurez.

El Gráfico 1(b) proporciona aún mayor sustento a este argumento. Durante la última década, el

<sup>2</sup> Éste es el caso en Perú. Las familias son libres de abrir cuentas de depósitos en moneda extranjera y estos funcionan exactamente igual que sus pares en moneda nacional. Este desarrollo institucional fue un resultado del episodio de hiperinflación que la economía sufrió a finales de los 80s y principios de los 90s.

promedio de las tasas pasivas en moneda extranjera ha fluctuado entre el 1 y 2 por ciento en el Perú. Dado que estas son tasas nominales y la inflación de Estados Unidos ha fluctuado entre 2 y 4 por ciento para el mismo período, las tasas reales pagadas por los depósitos en moneda extranjera han sido negativas. Si existiese, el arbitraje no permitiría esta situación.

Por lo tanto, el equilibrio en el mercado de depósitos requerirá que  $R^D$  y  $R^{*D}$  se ajusten en el largo plazo para garantizar que (14) se cumpla. Un mercado de depósitos competitivo con hogares que ofrecen depósitos tanto en moneda nacional y extranjera junto con un mercado interbancario competitivo son suficientes para garantizar el resultado. Si, por ejemplo,  $R^D$  fuese muy bajo para que la condición (14) se mantenga, todos los bancos demandarían depósitos en moneda nacional de los hogares y ninguno demandaría depósitos en moneda extranjera. En este escenario, el equilibrio de mercado presionará al alza la tasa pasiva en moneda nacional (alternativamente, la tasa pasiva en moneda extranjera puede caer) dado que los hogares generalmente prefieren diversificar su portafolio.<sup>3</sup>

Se asume que la oferta agregada de fondos interbancarios es controlada por el banco central. Dado que la condición (14) define una demanda perfectamente elástica de fondos interbancarios, el banco central fija la cantidad. Esto permite un grado de control sobre las tasas de financiamiento de los bancos en general: dado un nivel finito de patrimonio neto agregado en cualquier momento del tiempo, los préstamos totales otorgados a los empresarios estarán restringidos (hay un apalancamiento empresarial óptimo determinado por el contrato de préstamo óptimo), lo que implica un financiamiento finito requerido por los bancos. Si el banco central ofrece más fondos (a una menor tasa interbancaria  $R^{IB}$ ), esto desplazará a los depósitos, disminuyendo las tasas pasivas.

La condición de primer orden restante, con respecto a  $p$ , es estándar y se simplifica a:

$$E \left[ f(\bar{\omega}) \frac{R^E}{R^{IB}} \right] + \lambda \left( E \left[ g(\bar{\omega}) \frac{R^E}{R^{IB}} \right] - 1 \right) = 0, \quad (15)$$

Tenga en cuenta que la equiparación de los costos de financiamiento netos implica que  $R^{IB}$  es también el costo ponderado de financiamiento del banco.

La última condición necesaria para caracterizar el equilibrio (parcial) de este problema es que los beneficios esperados del banco deben ser cero, es decir, existe perfecta competencia en la banca. De la simplificación de esa condición se obtiene,

$$E \left[ g(\bar{\omega}) \frac{R^E}{R^{IB}} \right] p - (p - 1) = 0. \quad (16)$$

Esta condición también se asemeja a la que se encuentra en Bernanke y otros (1999).

## 2.2 ANÁLISIS DE LA SOLUCIÓN

Las ecuaciones (10), (11), (15) y (16) forman un sistema con cuatro incógnitas:  $R^L$ ,  $R^{*L}$ ,  $p$  y  $\lambda$ . Todos los vestigios del umbral  $\bar{\omega}$  pueden ser eliminados de éstas usando (5). Dadas las formas funcionales y los momentos presentes en el sistema de cuatro ecuaciones, se utilizarán aproximaciones de segundo orden. En particular, una aproximación de segundo orden de (10) y (11) calculada en la vecindad de  $E[\bar{\omega}]$  y  $E[S'/S]$  se utilizará para precisar la relación entre las tasas de interés activas.

<sup>3</sup> El apéndice en Vega (2012) presenta un ejemplo de un hogar como el que tenemos en mente.

Combinando las versiones aproximadas de (10) y (11) se puede demostrar que

$$\frac{f'(E[\bar{\omega}]) + \lambda g'(E[\bar{\omega}])}{f''(E[\bar{\omega}]) + \lambda g''(E[\bar{\omega}])} \left( E\left[\frac{S'}{S}\right] - 1 \right) = E[\bar{\omega}] E\left[\frac{S'}{S}\right] - E\left[\bar{\omega} \frac{S'}{S}\right]. \quad (17)$$

Esta condición dice que, salvo apreciación o depreciación esperada del tipo de cambio, el umbral y la depreciación *ex-ante* del tipo de cambio deben ser independientes.

Para continuar, inspirados en el comportamiento de  $S'/S$  mostrado en el Gráfico 3(b), se asume que hay un mercado competitivo y líquido de moneda extranjera que garantiza que

$$E\left[\frac{S'}{S}\right] = 1. \quad (18)$$

De esta forma, el tipo de cambio nominal sigue un proceso de paseo aleatorio. Reemplazando este último supuesto junto con la definición del umbral en la ecuación (17), y simplificando, se obtiene:

$$R^L E\left[\frac{1}{R^E} \left(\frac{S'}{S} - 1\right)\right] (1 - d^L) + R^{*L} E\left[\frac{1}{R^E} \frac{S'}{S} \left(\frac{S'}{S} - 1\right)\right] d^L = 0. \quad (19)$$

Esta expresión determina la relación entre ambas tasas de interés activas. Hay dos casos particulares que vale la pena mencionar para ganar algo de intuición sobre las implicancias de (19). Si asumimos que  $R^E$  no es estocástico (fijo) e igual a  $\bar{R}^E$ , (19) implica que  $R^{*L}$  debe ser igual a cero. El contrato óptimo requiere que no haya deuda denominada en moneda extranjera. Por otro lado, si  $R^E$  es igual a  $S'/S$  (lo que implicaría una correlación perfecta con el tipo de cambio), la ecuación (19) da como resultado que  $R^L$  es igual a cero y al empresario no se le ofrece deuda en moneda nacional. Este razonamiento lleva a la conclusión de que la correlación entre  $R^E$  y  $S'/S$  es fundamental. Esto tiene sentido: si una demanda bien definida para los préstamos ha de existir en ambas monedas, aquéllos denominados en moneda extranjera deben proporcionar algún beneficio adicional para el empresario, ya que se exponen al riesgo cambiario; cuando  $R^E$  y  $S'/S$  presentan algún grado de correlación, los pasivos en moneda extranjera actúan como una especie de seguro. Se deduce que la especificación de Bernanke y otros (1999) implica un cierto grado de aversión al riesgo, lo que puede atribuirse a la presencia del umbral en la probabilidad de incumplimiento.

Para simplificar aún más la relación entre las tasas de interés activas, se hace un supuesto sobre el proceso estocástico de  $R^E$ :

$$\frac{1}{R^E} = \gamma \frac{1}{\bar{R}^E} + (1 - \gamma) \frac{S}{S'}. \quad (20)$$

Note que este supuesto incorpora los casos particulares arriba mencionados cuando  $\gamma = 1$  (el retorno del empresario no es estocástico) y  $\gamma = 0$  (el retorno del empresario está perfectamente correlacionado con el tipo de cambio). En general,  $0 < \gamma < 1$  implica que existe algún grado de correlación entre el retorno estocástico del empresario y el tipo de cambio, que resulta ser una condición necesaria para que las tasas de interés activas estén bien definidas. Reemplazando (20) en (19),

$$R^{*L} = \bar{R}^E \left( \frac{1 - \gamma}{\gamma} \right) \frac{(E[S/S'] - 1)}{\text{var}(S'/S)} \left( \frac{1 - d^L}{d^L} \right) R^L. \quad (21)$$

En consecuencia, existe una relación positiva entre ambas tasas de interés activas.<sup>4</sup> Asimismo, la tasa de interés que se cobra por los préstamos en moneda extranjera es decreciente en la varianza del tipo de cambio y en el grado de dolarización del crédito, y creciente en el grado de correlación entre los rendimientos del empresario y el tipo de cambio. Estos resultados son bastante intuitivos: una mayor varianza del tipo de cambio implica un mayor riesgo cambiario para el empresario endeudado en moneda extranjera por lo que esta deuda deberá tener una tasa de interés más baja en compensación. Un mayor grado de dolarización de los préstamos implica también una mayor exposición al riesgo cambiario. Si el grado de correlación entre los retornos del empresario y del tipo de cambio es más alto, los préstamos denominados en moneda extranjera se convierten en un seguro contra el riesgo cambiario y el empresario estará dispuesto a pagar una tasa de interés más alta por los préstamos que ofrecen dicho seguro.

Este resultado también resalta el hecho de que el riesgo cambiario, al que se enfrenta el empresario al tomar el crédito en moneda extranjera, puede ser compensado a través de una menor tasa de interés activa en moneda extranjera,  $R^{*L}$ , o mediante un coeficiente de dolarización crediticia más bajo,  $d^L$ . Dado que ambos son sustitutos perfectos (en el sentido de que ambos pueden compensar perfectamente al empresario por el riesgo cambiario), el coeficiente de dolarización del crédito está vinculado a la dolarización de los depósitos en (12) y el empresario es compensado exclusivamente a través de  $R^{*L}$ . El que la dolarización de créditos esté atada a la dolarización de los depósitos es una simplificación necesaria que surge porque asumimos que todos los empresarios que toman préstamos del banco comparten el mismo  $\gamma$ . Una especificación más realista implicaría empresarios con diferentes valores de  $\gamma$  tomando préstamos del mismo banco. Teniendo en cuenta que el banco tendría que ofrecerles las mismas tasas de interés (o al menos, bastante similares), debería poder obtenerse un ratio de dolarización de créditos endógeno que dependa de la distribución de  $\gamma$ .

Las ecuaciones restantes, (10), (15) y (16) forman un sistema con tres variables muy similar al estudiado en Bernanke y otros (1999). Para facilitar la comparación, el sistema analizado por Bernanke y otros (1999) es reproducido a continuación:

$$0 = f'(\bar{\omega}) + \lambda g'(\bar{\omega}), \quad (22a)$$

$$0 = f(\bar{\omega}) \frac{R^E}{R} + \lambda \left( g(\bar{\omega}) \frac{R^E}{R} - 1 \right), \quad (22b)$$

$$0 = g(\bar{\omega}) \frac{R^E}{R} p - (p - 1). \quad (22c)$$

Todas las variables utilizadas tienen una interpretación similar a las introducidas anteriormente y  $R$  es una tasa libre de riesgo: Bernanke y otros (1999) asumen que los empresarios obtienen préstamos de un intermediario financiero quien se financia a su vez de los hogares a una tasa  $R$ . Dado que la formulación estudiada por Bernanke y otros (1999) tiene un umbral no estocástico, la solución del sistema es un vector fijo  $(\lambda, \bar{\omega}, p)$  que satisface (22a), (22b) y (22c) con  $R^E/R$ , la prima de financiamiento externa, siendo la única variable "exógena", junto con las formas funcionales  $f$  y  $g$ . Dada la no linealidad del sistema, la estrategia de Bernanke y otros (1999) consiste en usar (22a) para mostrar que  $\partial \lambda / \partial \bar{\omega}$  es positiva. Este resultado junto con la derivada total de (22b) da como resultado que  $\partial(R^E/R) / \partial \bar{\omega}$  es también positiva. Finalmente, un procedimiento similar en (22c) es usado para demostrar que  $\partial p / \partial \bar{\omega}$  debe también ser positiva. Así, debe darse el caso que  $\partial(R^E/R) / \partial p$  es positiva: la prima de financiamiento externa es creciente en el apalancamiento del empresario (el ratio activo sobre patrimonio neto).

<sup>4</sup> La desigualdad de Jensen establece que dada una función convexa  $g$ ,  $E[g(x)] > g(E[x])$ . Así,  $E[1/x] > 1/E[x]$  lo que implica  $E[S/S'] > 1/E[S'/S] = 1$ .

La estrategia descrita precisa ser ligeramente modificada para aplicarse en este problema. Primero, la naturaleza estocástica del umbral hace que el tomar derivadas con respecto a él sea incómodo. Segundo, el retorno del empresario  $R^E$  también es estocástico, entonces  $\partial(R^E/R^{IB})/\partial\bar{\omega}$  probablemente no esté bien definida. Por lo tanto, en lugar de usar el umbral como la variable de “enlace” entre la prima de financiamiento externo y  $p$ , será la tasa activa de los préstamos en moneda nacional,  $R^L$ , la que tome este rol.

Como primer paso, observe que (5) implica

$$\frac{\partial\bar{\omega}}{\partial R^L} = \frac{1}{R^E} \left( \frac{p-1}{p} \right) (1-d^L) > 0. \quad (23)$$

Para mostrar que  $\partial\lambda/\partial R^L$  es positiva, tenga en cuenta que de (10) se deduce que

$$\lambda^{-1} = -\frac{E[g'(\bar{\omega})]}{E[f'(\bar{\omega})]}. \quad (24)$$

Además,  $\partial\lambda^{-1}/\partial R^L = -\lambda^{-2}(\partial\lambda/\partial R^L)$  por lo que probar que  $\partial\lambda^{-1}/\partial R^L$  es negativa es suficiente para nuestros propósitos. Siguiendo las definiciones (implícitas) de  $f$  y  $g$ , (24) puede ser expresada como:

$$\lambda^{-1} = 1 - \mu \frac{E[\bar{\omega}F'(\bar{\omega})]}{E[1-F(\bar{\omega})]}. \quad (25)$$

En Bernanke y otros (1999), la expresión  $\bar{\omega}F'(\bar{\omega})/(1-F(\bar{\omega}))$  se asume creciente en  $\bar{\omega}$ . Un supuesto análogo sería suficiente para nuestro propósito pero dadas las características del problema, se proporcionará mayor detalle. En particular,

$$\frac{\partial\lambda^{-1}}{\partial R^L} = -\frac{\mu}{E[1-F(\bar{\omega})]} \left\{ E \left[ (F'(\bar{\omega}) + \bar{\omega}F''(\bar{\omega})) \frac{\partial\bar{\omega}}{\partial R^L} \right] + \frac{E[\bar{\omega}F'(\bar{\omega})]}{E[1-F(\bar{\omega})]} E \left[ F'(\bar{\omega}) \frac{\partial\bar{\omega}}{\partial R^L} \right] \right\}, \quad (26)$$

lo que implica que el término entre llaves debe ser positivo para garantizar nuestro resultado. Como se asume que  $\omega$  sigue una distribución log-normal, se puede mostrar que

$$F''(\bar{\omega}) = -\frac{1}{\bar{\omega}} \left( 1 + \frac{\log(\bar{\omega}) + \frac{1}{2}\sigma^2}{\sigma^2} \right) F'(\bar{\omega}), \quad (27)$$

lo que simplifica la condición buscada a

$$E \left[ \left( \frac{E[\bar{\omega}F'(\bar{\omega})]}{E[1-F(\bar{\omega})]} - \frac{\log(\bar{\omega}) + \frac{1}{2}\sigma^2}{\sigma^2} \right) F'(\bar{\omega}) \frac{\partial\bar{\omega}}{\partial R^L} \right] > 0. \quad (28)$$

Observe que hay tres términos que están siendo multiplicados en (28). Dado que los últimos dos términos,  $F'(\bar{\omega})$  y  $\partial\bar{\omega}/\partial R^L$ , son positivos, para mantener la condición el primero también deberá ser positivo. Un umbral promedio bajo será suficiente para garantizar este requerimiento.

El próximo paso requiere demostrar que  $\partial(R^E/R^{IB})/\partial R^L$  es positivo. La dificultad adicional proviene del hecho que  $R^E$  es estocástico. Al diferenciar totalmente la expresión (15) con respecto a  $R^L$  se obtiene:

$$E \left[ (f(\bar{\omega}) + \lambda g(\bar{\omega})) \frac{\partial(R^E/R^{IB})}{\partial R^L} + (f'(\bar{\omega}) + \lambda g'(\bar{\omega})) \frac{R^E}{R^{IB}} \frac{\partial \bar{\omega}}{\partial R^L} \right] = E \left[ 1 - g(\bar{\omega}) \frac{R^E}{R^{IB}} \right] \frac{\partial \lambda}{\partial R^L}.$$

Evaluando (10) y (23) en esta expresión y simplificando se obtiene

$$E \left[ (f(\bar{\omega}) + \lambda g(\bar{\omega})) \frac{\partial(R^E/R^{IB})}{\partial R^L} \right] = \frac{\partial \lambda}{\partial R^L} \frac{1}{p}. \quad (29)$$

Esta expresión se verificará si  $\partial(R^E/R^{IB})/\partial R^L$  es positivo dado que  $f(\bar{\omega}) + \lambda g(\bar{\omega})$  es positivo para cada posible realización de  $\bar{\omega}$ .

Finalmente, aplicando un procedimiento similar a la ecuación (16) se consigue:

$$\frac{\partial p}{\partial R^L} = E \left[ g(\bar{\omega}) \frac{\partial(R^E/R^{IB})}{\partial R^L} \right] p^2 + E [g'(\bar{\omega})] \frac{p(p-1)(1-d^L)}{R^{IB}}, \quad (30)$$

donde los resultados previos garantizan que el lado derecho debe ser positivo. Así, la conclusión es similar a Bernanke y otros (1999):  $\partial(R^E/R^{IB})/\partial p > 0$ , es decir, la prima de financiamiento externo deberá ser creciente en el apalancamiento del empresario.

### 3 DISCUSIÓN

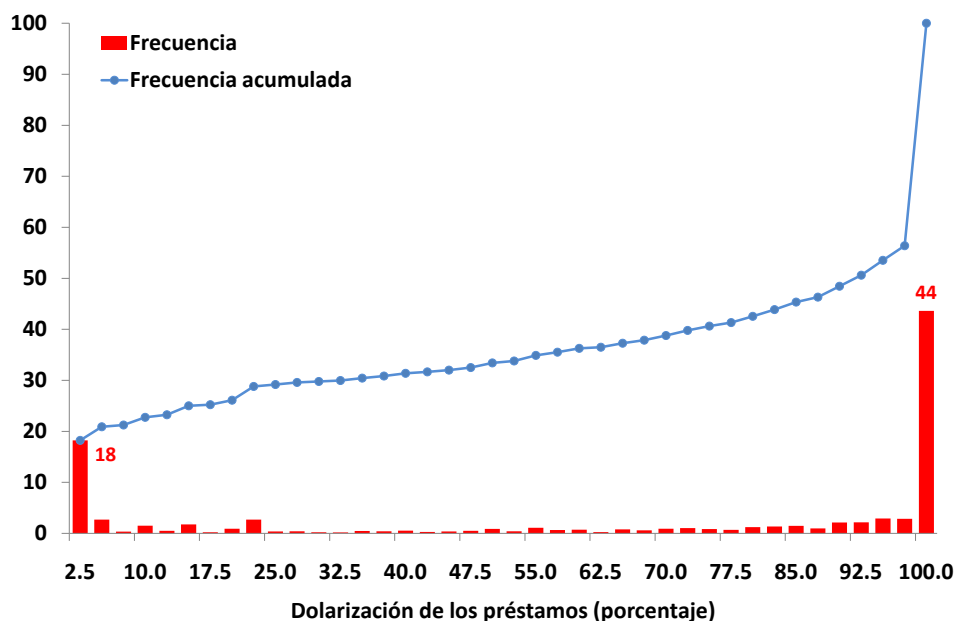
Los resultados (14) y (21) son las contribuciones principales del modelo desarrollado. El modelo predice una condición de paridad de tasas de interés modificada que determina las tasas pasivas y distintos factores que afectan a la brecha entre las tasas de interés activas en moneda nacional y extranjera.

El resultado (14) requiere un poco de elaboración. El contrato óptimo engloba no una sino dos decisiones de dolarización: la de préstamos y la de depósitos. La decisión de dolarización de los depósitos resulta en (14). De ello se deduce que la razón detrás de este resultado es el hecho de que los bancos son básicamente neutrales al riesgo cuando se trata de la decisión de financiamiento (la función objetivo del banco siempre es lineal en ambos tipos de depósitos).

En cuanto a las implicancias de (14), la relación inversa entre la tasa de interés pasiva y su encaje correspondiente es evidente. Si vamos un paso más allá y consideramos la tasa interbancaria en moneda nacional,  $R^{IB}$ , como el instrumento de política monetaria, entonces es claro que la política monetaria puede influir en las tasas pasivas en moneda nacional y extranjera, tanto de forma directa como mediante el uso de los encajes. Existe otra implicancia detrás de (14). Si abandonamos el supuesto (de largo plazo) de que  $E[S'/S] = 1$ , entonces las fluctuaciones de corto plazo en el tipo de cambio generan movimientos de corto plazo en las tasas pasivas de los bancos.

La dolarización de los depósitos parece quedar en el aire. Si bien esto es cierto en la especificación del modelo, añadir la decisión de ahorro de los hogares en la línea de Devereux y Sutherland (2007) identificaría esta variable, sin modificar los resultados presentados anteriormente.

El resultado (21) provee varios elementos para explicar la brecha entre las tasas de interés activas en moneda nacional y extranjera. El primer sospechoso es la varianza del tipo de cambio. Teniendo en cuenta que  $R^L$  y  $R^{*L}$  son ambos factores de interés, una pequeña varianza puede ser de gran ayuda para explicar la gran diferencia entre las tasas activas observadas en los datos. Además, una pequeña correlación entre los rendimientos del empresario y el tipo de cambio (alto  $\gamma$ ) también puede ayudar a explicar la diferencia.

**GRÁFICO 4.** Dolarización de los préstamos de 2300 firmas (Diciembre 2010)

Para evaluar estas afirmaciones se necesitaría un análisis empírico más formal, pero ello queda pendiente para futuras investigaciones.

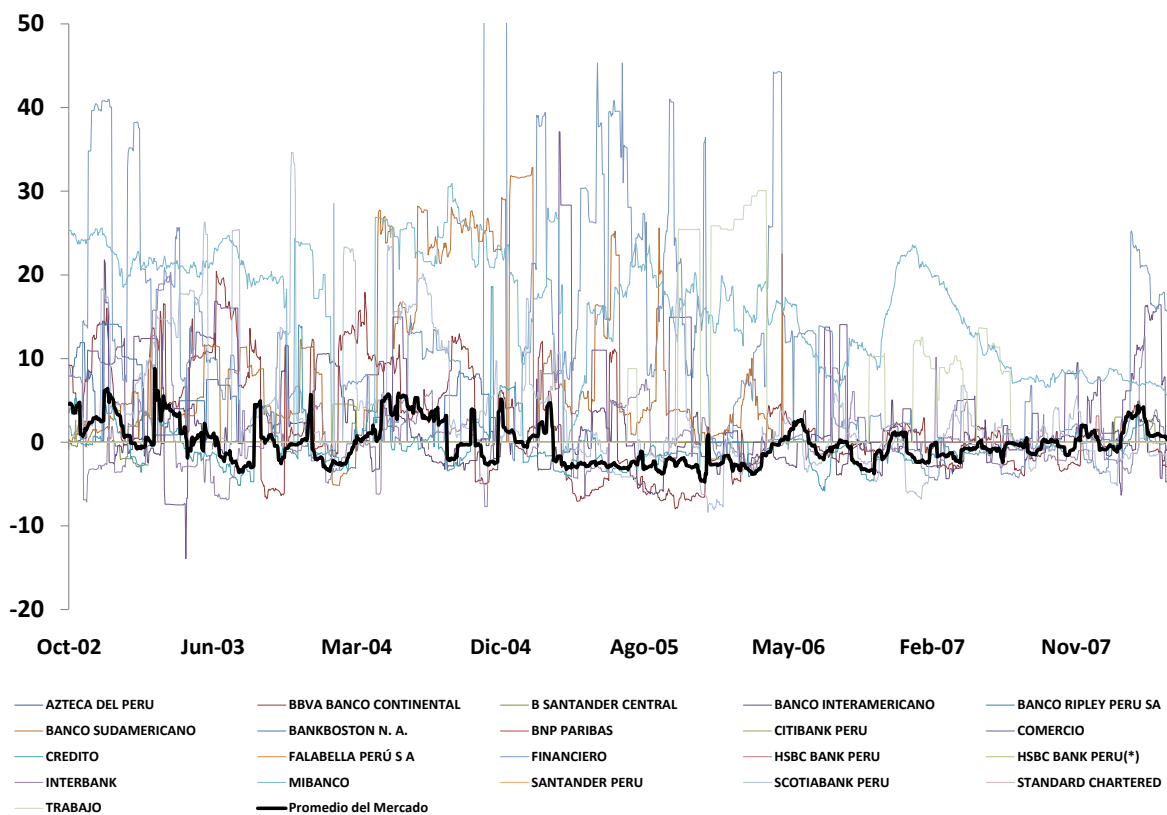
La brecha entre las tasas de interés activas en moneda nacional y extranjera puede ser explicada por otros factores. Algunas teorías alternativas son:

1. Las firmas que toman préstamos en moneda extranjera son más productivas, más grandes o menos riesgosas que las firmas que toman préstamos en moneda nacional.
2. Existe una prima de riesgo de inflación menor para la deuda en moneda extranjera.
3. Las firmas que toman préstamos en moneda extranjera tienen acceso al mercado de crédito internacional, donde pueden obtener préstamos más baratos. Los bancos nacionales se ven obligados a ofrecerles préstamos con bajo interés, pero gozan de un grado de poder monopólico ante las empresas que sólo pueden endeudarse a nivel nacional (éstas últimas terminan pagando altos intereses sobre los préstamos en moneda nacional).

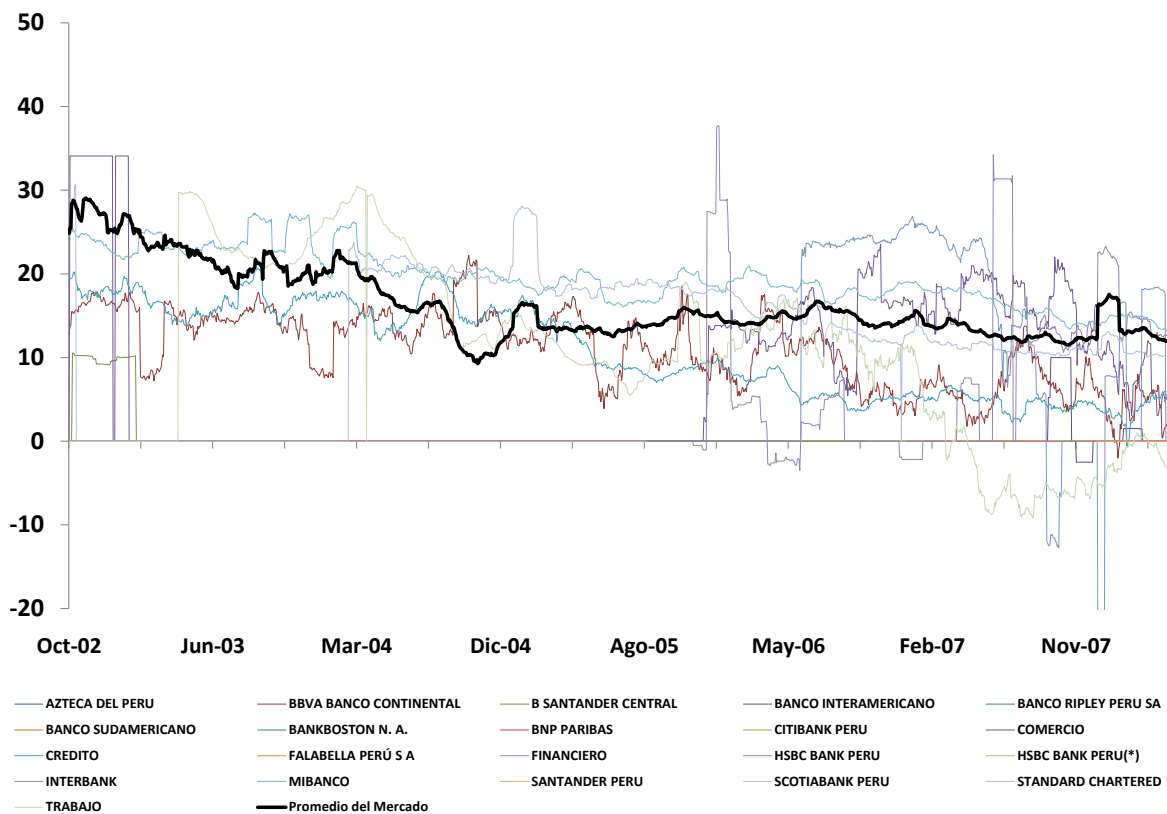
La primera teoría no se sostiene porque se pueden encontrar empresas de todo tipo que toman préstamos tanto en moneda nacional como extranjera. El Gráfico 4 muestra coeficientes de dolarización de los préstamos para una muestra aleatoria de 2300 firmas peruanas, obtenida de la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS). Sería un error pensar que las firmas que mayormente toman préstamos en moneda extranjera son “mejores” que las que toman préstamos en moneda nacional. Al hurgar en los datos se encuentra que las empresas que toman préstamos en moneda extranjera tienden a estar asociadas al sector exportador, mientras que aquéllas que toman préstamos en moneda nacional hacen negocios domésticamente. Sin embargo, hay empresas grandes en ambos extremos. Para ilustrar este punto, se puede señalar que la dolarización de microcréditos en la muestra es cercana a 30%, mientras que para las empresas grandes y medianas es de 83%. Así, se tiene una proporción significativa de empresas grandes y medianas que toman préstamos en moneda nacional así como microempresas que toman préstamos en moneda extranjera.

**GRÁFICO 5. Diferencial de tasas activas, moneda nacional menos moneda extranjera**

(a) Créditos comerciales



(b) Créditos a microempresas



Adicionalmente, comparando los diferenciales de tasas activas entre los microcréditos y el crédito comercial en Perú (Gráfico 5, p. 24), datos también obtenidos de la SBS, se obtiene una diferencia significativa. Si las firmas que toman crédito comercial (típicamente ofrecido a empresas grandes, medianas y pequeñas pero no a microempresas) son “mejores” que las microempresas, ¿cómo pueden ser distintos estos diferenciales? La calidad de la firma debería afectar el nivel de las tasas activas de la misma forma en ambas monedas.

La segunda teoría se puede rechazar a través de dos argumentos: en primer lugar, la inflación en el Perú ha sido baja durante el período indicado en estos gráficos (fluctuando en torno al 3.5%). Así, la inflación en el Perú y EE.UU. ha sido similar y las primas de riesgo asociadas no deberían ser diferentes. En segundo lugar, primas de riesgo de inflación diferentes darían como resultado un diferencial único entre las tasas activas en moneda nacional y extranjera, por lo que ello no puede explicar la diferencia en los márgenes mostrada en el Gráfico 5.

La tercera teoría es cuestionada por razones similares: si las microempresas no tienen acceso a los mercados de crédito del exterior, ¿por qué los bancos les ofrecerían préstamos más baratos en moneda extranjera? Este tipo de préstamos a las microempresas deberían tener el mismo margen de ganancia que los préstamos en moneda nacional.

La explicación que se propone en este estudio es que las empresas que toman préstamos comerciales tienen un alto grado de correlación entre la rentabilidad de sus activos y el tipo de cambio nominal. Así, los bancos no tienen necesidad de presionar a la baja la tasa activa en moneda extranjera para que estas empresas tomen préstamos en dicha moneda. Por otro lado, las microempresas enfrentan una muy baja correlación entre el retorno sobre sus activos y el tipo de cambio nominal. Los bancos tienen que ofrecerles préstamos en moneda extranjera mucho más baratos (en comparación con los de moneda nacional) para hacerlos atractivos.

Una caracterización más realista del grado de dolarización de los créditos,  $d^L$ , resulta problemática. La ecuación (21) muestra que el riesgo cambiario puede ser compensado a través del diferencial de tasas activas o cambiando el grado de dolarización crediticia. En un contexto más realista, se esperaría que el banco preste a una variedad de empresarios con distinto  $\gamma$ . Dado que el banco debe ofrecer el mismo diferencial de tasas de interés a todos ellos, se deduce que el grado de dolarización de los créditos dependerá de la distribución de  $\gamma$ .

La política monetaria puede influir en la varianza del tipo de cambio. En el extremo, un esquema de tipo de cambio fijo creíble debería borrar la diferencia entre las tasas activas en moneda nacional y extranjera de acuerdo con (21). En cuanto a la correlación entre los rendimientos del empresario y el tipo de cambio, no está claro si la política monetaria podría afectar la brecha entre las tasas de interés a través de este canal. Probablemente se requerirá un análisis de equilibrio general para responder a esa pregunta.

### *Choque de política monetaria*

¿Cuáles son las implicancias de un choque de política monetaria en este modelo de equilibrio parcial? Si tomamos la tasa interbancaria,  $R^{IB}$ , como el instrumento de política monetaria, el análisis desarrollado en este trabajo sugiere que ante un choque contractivo de política monetaria:

- *Las tasas pasivas en moneda extranjera y nacional deben aumentar.* Esto se deduce de (14). La brecha entre la tasa pasiva en moneda nacional o extranjera no varía.
- *Las tasas activas en moneda nacional deben incrementarse.* Un incremento en la tasa interbancaria nacional implica costos marginales de fondeo más altos para el banco. Esto incrementará el umbral de equilibrio  $\bar{\omega}$  (esto se puede verificar con una derivada total de (15) con respecto a  $R^{IB}$ ). Dada la

relación positiva entre el umbral y la tasa de interés activa en moneda nacional, esta última deberá aumentar también.

- *Las tasas activas en moneda extranjera deben incrementarse.* Esto se deduce de (21) y del hecho de que la tasa activa en moneda nacional debe incrementarse. Nuevamente, la brecha entre las tasas activas nacional y extranjera debería seguir siendo la misma.

## 4 CONCLUSIÓN

El modelo que presentamos ofrece algunas ideas interesantes sobre la relación entre las diferentes tasas de interés que surgen en una economía con dolarización financiera parcial como el Perú. Sin embargo, hay una gran cantidad de trabajo pendiente, con el fin de profundizar estas relaciones.

El primer punto es la necesidad de un análisis cuantitativo. Una prueba empírica de las proposiciones hechas y una evaluación de las magnitudes involucradas es crucial para seguir avanzando en este ámbito.

Otra cuestión importante es el hecho de que el equilibrio parcial no permite un análisis completo de las implicancias de este mecanismo para la política monetaria. La incorporación de esta especificación en un modelo de equilibrio general dinámico estocástico debería ser suficiente, con la ventaja de que éste es capaz de cuantificar algunas de las predicciones a través de una adecuada calibración.

En cuanto a la pertinencia del modelo, es importante señalar que a pesar de que la especificación está motivada por la dolarización financiera en general y las características del Perú en particular, el mecanismo desarrollado tiene otras aplicaciones. La primera, y más obvia, son los bancos internacionales que operan en varios países. Estas instituciones “prestan” en distintas monedas a los intermediarios financieros de todo el mundo. Estos intermediarios financieros locales pueden ser interpretados como nuestros “empresarios”, con bancos internacionales incurriendo en riesgo país dondequiera que presten. Obviamente, un paralelo similar puede hacerse para fondos globales de inversión y otras instituciones financieras que operan en todo el mundo. De hecho, la literatura internacional en macrofinanzas recientemente, y alentada por la crisis financiera mundial, ha tomado gran interés en este tema.

## REFERENCIAS

- Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1999), “The financial accelerator in a quantitative business cycle framework” en Taylor, J. B. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 1, cap. 21, 1341-1393.
- Carlstrom, C. y T. Fuerst (1997), “Agency costs, net worth, and business fluctuations: A computable general equilibrium analysis”, *American Economic Review*, 87(5), 893-910.
- Cohen-Cole, E. y E. Martínez-García (2010), “The balance sheet channel”, en Alfaro, R. (ed.), *Financial Stability, Monetary Policy, and Central Banking*, Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series, Banco Central de Chile, vol. 15, cap. 9, 255-297.
- Devereux, M. y A. Sutherland (2007), “Solving for country portfolios in open economy macro models”, IMF Working Paper 07/284.
- Townsend, R. (1979), “Optimal contracts and competitive markets with costly state verification”, *Journal of Economic Theory*, 21(2), 265-293.
- Vega, H. (2012), “Financial frictions and the interest-rate differential in a dollarized economy”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2012-002.



## Respuestas de política a la crisis financiera global: ¿Qué hicieron diferente las economías emergentes?

FRANCISCO CEBALLOS, TATIANA DIDIER, CONSTANTINO HEVIA Y  
SERGIO L. SCHMUKLER\*

*En contraste con el pasado, muchos países emergentes enfrentaron la crisis financiera mundial de 2008-2009 con la credibilidad y capacidad requerida para conducir políticas contracíclicas. Ello les permitió enfrentar mejor la caída mundial y así comportarse de manera similar a países desarrollados. Este estudio documenta las respuestas de política y discute otros factores que permitieron a estos países absorber parcialmente los choques externos negativos. En particular se caracterizan (i) las políticas monetarias y cambiarias, (ii) las políticas fiscales y (iii) las posiciones financieras domésticas y externas.*

**Palabras Clave** : Crisis financiera, ciclicidad de las políticas, políticas fiscal y monetaria.  
**Clasificación JEL** : E50, F30, G01, G15.

La crisis económica global que empezó en 2008 fue una de las más largas y profundas que el mundo ha experimentado desde la Gran Depresión. Aunque los países de todas las regiones y de todos los niveles de ingresos han sido afectados profundamente por la posterior recesión de 2008-2009, la percepción generalizada es que las economías emergentes han tenido una contracción mucho menor, en promedio, que las economías avanzadas (ver, por ejemplo, Eichengreen, 2010). Esta percepción está relacionada con los hallazgos de una asociación negativa entre algunos indicadores de desempeño económico durante la crisis y el nivel de PBI per cápita. Véase, por ejemplo, Claessens y otros (2010), Lane y Milesi-Ferretti (2011), Rose (2011), Rose y Spiegel (2010, 2011a, 2012) y Frankel y Saravelos (2012). Muchos de estos estudios se concentran, generalmente, en el cambio en el nivel de ingresos (es decir, en el crecimiento del

\* Los autores están afiliados al Banco Mundial, 1818 H Street, Northwest Washington, DC 20433, USA. Ceballos (e-mail: [fceballos1@worldbank.org](mailto:fceballos1@worldbank.org)). Didier (e-mail: [tdidier@worldbank.org](mailto:tdidier@worldbank.org)). Hevia (e-mail: [chevia@worldbank.org](mailto:chevia@worldbank.org)). Schmukler (e-mail: [sschmukler@worldbank.org](mailto:sschmukler@worldbank.org)).

Este documento complementa el análisis de Didier y otros (2012). Agradecemos a Shahrokh Fardoust, Brian Pinto, Luis Servén y a los participantes de las presentaciones hechas en el Banco de Corea (Seúl, Corea del Sur), en la reunión anual de LACEA-LAMES (Santiago, Chile), en el Ministerio de Economía de Sudáfrica (Johannesburgo, Sudáfrica), en el taller de Inestabilidad Económica e Impacto en el Bienestar (Hanoi, Vietnam), y en el Banco Mundial (Washington DC, Estados Unidos) por sus valiosos comentarios. También nos hemos beneficiado de las discusiones con el Fondo Monetario Internacional y el equipo del Banco Mundial, el Directorio del Banco Mundial y el Comité para el Desarrollo del FMI - BM. Por una excelente asistencia en la investigación, agradecemos a Leandro Brufman, Luciano Cohan, Ana Gazmuri, Lucas Núñez, Paula Pedro y Virginia Poggio, quienes ayudaron en las diferentes etapas del proyecto. Por el apoyo financiero, agradecemos al *World Bank Knowledge for Change Program*, la Vicepresidencia de Desarrollo Económico, y la oficina de los Economistas Principales de América latina y el Caribe. Los puntos de vista aquí expresados son los de los autores y no necesariamente representan la posición del Banco Mundial.

PBI) como indicador del desempeño económico. Sin embargo, este tipo de análisis ignora en gran medida consideraciones sobre convergencia: los países en desarrollo tienden a crecer más rápidamente que los países desarrollados.

Didier y otros (2012) se concentran, en cambio, en la diferencia de segundo orden del nivel de ingreso, o cambios en las tasas de crecimiento del PBI real. Dicho análisis permite evaluar los efectos de la crisis global sobre el ingreso real tomando en consideración las mayores tasas de crecimiento promedio de las economías emergentes (en relación a los países desarrollados). Este ejercicio arroja resultados interesantes. Aunque las economías emergentes tuvieron un mejor desempeño durante la crisis global en relación a los países avanzados (cuando se considera solamente tasas de crecimiento), estos dos grupos de economías en realidad mostraron contracciones similares cuando se consideran cambios en la tasa de crecimiento del PBI real. No obstante, Didier y otros encuentran que las economías emergentes se recuperaron fuertemente, regresando más rápidamente a altas tasas de crecimiento.

Asimismo, a pesar de que, en promedio, los países emergentes tuvieron un mejor desempeño en las fases expansivas de los ciclos económicos que las economías avanzadas, existe una considerable heterogeneidad entre ellos. Europa Oriental y Asia Central fueron más afectados que países con bajos ingresos, aparentemente más aislados de los choques globales. La heterogeneidad en el comportamiento después de la crisis de los países emergentes se puede asociar con cuatro factores. El primero, y más obvio, es que la raíz de los problemas estuvo en los mercados financieros de las economías avanzadas y que los países emergentes tienen una baja exposición a estos mercados con respecto a otros países desarrollados. Al mismo tiempo, el colapso financiero golpeó fuertemente a los consumidores apalancados en algunos países desarrollados, mientras que el consumo continuó creciendo a una tasa elevada en los países emergentes.

El segundo factor se relaciona con uno de los principales canales de transmisión de la crisis: el comercio internacional. Debido a que la economía de los Estados Unidos mostró un estancamiento en el cuarto trimestre de 2008, las empresas detuvieron sus pedidos internacionales anticipando una acumulación de inventarios (dado que los pedidos ya estaban siendo procesados y transportados). Esto generó un colapso inmediato de la producción en varias economías emergentes enfocadas en la provisión de manufacturas a la economía mundial. Cuando los inventarios empezaron a disminuir, y se vio más probable la estabilización de la demanda mundial y que la crisis no se transmitiría completamente a las economías emergentes, las empresas reactivaron el proceso productivo, mejorando la actividad económica en los mercados emergentes. Así, las economías emergentes fueron capaces de una recuperación más rápida que la de los países desarrollados (para quienes la manufactura representa una proporción menor de la actividad total).

El tercer factor se vincula con las fuerzas de convergencia económica. En la medida que las economías emergentes crecen a un ritmo más rápido que las economías avanzadas, y por lo tanto van en camino a convertirse en naciones más ricas, una recuperación de su trayectoria de crecimiento hizo que sus niveles de producción convergieran más pronto a los niveles anteriores a la crisis.

El cuarto factor para el sólido desempeño de las economías emergentes luego de la crisis, al menos respecto a su historial previo, es el cambio fundamental en la manera en que estas economías vienen conduciendo sus políticas públicas. De hecho, el comportamiento de las economías emergentes frente a la crisis global pudo haber sido una sorpresa para muchos, dadas las experiencias previas durante periodos de estrés cuando los choques externos solían terminar en crisis domésticas de grandes proporciones. Al contrario de lo observado en crisis previas, la resiliencia a la crisis de 2008-2009 podría atribuirse parcialmente a la combinación de una macroeconomía más sólida, marcos más claros de política financiera y un cambio hacia posiciones financieras más seguras, tanto nacionales como internacionales. Por

ejemplo, ciertos cambios en términos de políticas tuvieron lugar a finales de la década de los 2000 (Kose y Prasad, 2010; Gourinchas y Obstfeld, 2012). Además, un mayor número de políticas contracíclicas fueron puestas en marcha no sólo durante, sino también antes de la crisis global. Es así que la llegada de la crisis global encontró a muchas economías emergentes con mayor capacidad fiscal, mejores hojas de balance y la credibilidad necesaria para conducir políticas fiscales y monetarias expansivas. Basados en este argumento, en este trabajo se documenta el cambio en la respuesta de política de las economías emergentes ante la crisis financiera global.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección 1 describe la línea de base para el análisis, revisando algunas medidas globales de colapso y recuperación del crecimiento durante la crisis entre países de diferentes niveles de ingreso. La sección 2 presenta la discusión más importante sobre las respuestas de política de las economías emergentes a la crisis. En particular, se describen las políticas adoptadas por estas economías para volverse más resilientes a la crisis y cómo estas políticas han jugado un rol importante durante la crisis global. La sección 3 presenta nuestras conclusiones.

## 1 DESEMPEÑO DURANTE LA CRISIS DE 2008-2009

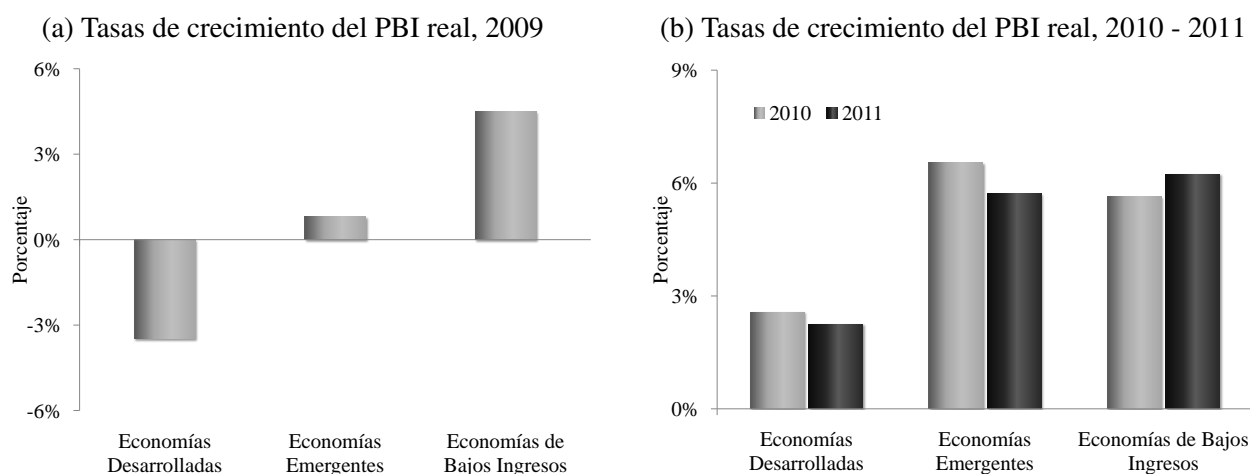
En este trabajo argumentamos que el cambio en las respuestas de política de las economías emergentes ha sido un factor importante detrás de las mejoras percibidas en su desempeño económico durante la crisis, tanto con respecto a su propio pasado como en relación a regiones más avanzadas. En esta sección motivamos el análisis de política de la sección 2, describiendo el desempeño de las economías avanzadas y emergentes durante la crisis. En particular, documentamos el alcance de la caída en el crecimiento de los países emergentes y su subsecuente recuperación, y proveemos evidencia gráfica basada en Didier y otros (2012). Primero, se analiza la afirmación de que el desempeño de los países emergentes fue mucho mejor que el de los países avanzados durante la fase recesiva de la crisis. Posteriormente se muestra que la recuperación luego de la crisis fue, en efecto, más fuerte y rápida en economías emergentes.

### *Desempeño durante la recesión*

Como se discutió anteriormente, investigaciones recientes sugieren que los países emergentes tuvieron un mejor desempeño económico que los países avanzados durante la fase recesiva de la crisis. La evidencia empírica muestra una asociación negativa entre el nivel del PBI per cápita y el crecimiento del PBI durante la crisis global (Claessens y otros, 2010; Rose y Spiegel, 2010, 2011a, 2012; Lane y Milesi-Ferretti, 2011; Frankel y Saravelos, 2012). Por ejemplo, como se aprecia en el Gráfico 1 (p. 30), durante el año 2009 los países emergentes y de bajos ingresos crecieron, en promedio, 0.8 por ciento y 4.5 por ciento, respectivamente, significativamente más que el -3.5 por ciento observado en los países desarrollados.<sup>1</sup>

Estas cifras, sin embargo, ocultan el grado de desaceleración del crecimiento durante la crisis. Observamos patrones distintos cuando medimos el desempeño de los países usando el cambio en la tasa de crecimiento, definido como el crecimiento del PBI real en 2007 menos el crecimiento del PBI real en 2009 medido en puntos porcentuales. El panel (a) del Gráfico 2 (p. 31) muestra que las caídas en crecimiento en

<sup>1</sup> En nuestro análisis, los niveles de ingresos promedio son ponderados por el PBI nominal en dólares de 2007 del *World Economic Outlook* (octubre 2010). Las economías avanzadas corresponden a la clasificación de “ingreso alto” del Banco Mundial de julio de 2010 (tanto países de la OECD como fuera de este grupo). En los gráficos 1, 2 y 9, las economías son clasificadas como emergentes si tienen acceso a financiamiento del IBRD, en tanto que las economías son clasificadas como de bajos ingresos si sólo tienen acceso a financiamiento del IDA. Por otro lado, en los gráficos restantes y en el Cuadro 1, los países que no son clasificados como desarrollados son asignados a las regiones de acuerdo con la clasificación del Banco Mundial de julio de 2010: “Medio Oriente y África” incluye “Medio Oriente y África del Norte” y “África Subsahariana”; “Asia” incluye “Asia del Este y el Pacífico” y “Asia del Sur”.

**GRÁFICO 1.** Crecimiento del PBI real en 2009 y proyecciones de crecimiento por niveles de ingreso

**FUENTE:** Los datos de 2009 se obtuvieron del *World Economic Outlook* del FMI (octubre 2010). Las proyecciones para los años 2010-2011 se obtuvieron del *Consensus Forecast* (enero 2011) y el *World Economic Outlook* (octubre 2010).

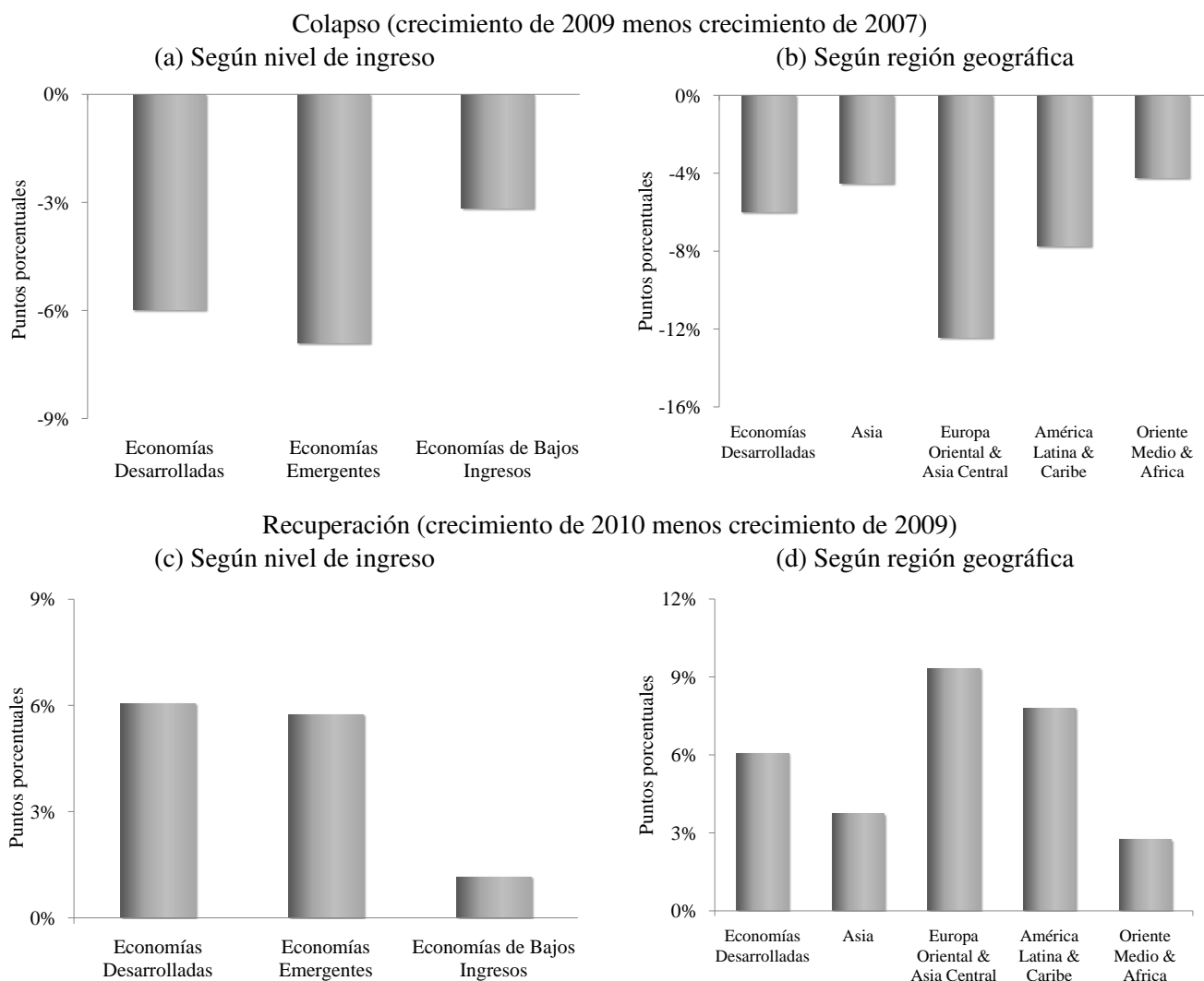
2009 fueron ligeramente mayores en las economías emergentes que en las desarrolladas (6.9 versus 6.0 por ciento, respectivamente).<sup>2</sup> Esta gran similitud entre países con distintos niveles de ingreso contrasta con la creencia de que las economías emergentes fueron menos afectadas por la recesión global en comparación con las economías desarrolladas. Sin embargo, las economías con bajos ingresos parecen haber salido en gran medida ilesas de la crisis, con una disminución del crecimiento del PBI de sólo 3.2 por ciento.

El Gráfico 2(b) muestra la caída de crecimiento en el PBI real entre 2007 y 2009 en términos geográficos. América Latina y el Caribe y Europa Oriental y Asia Central experimentaron mayores caídas del crecimiento que aquéllas observadas en países avanzados (-7.7 por ciento y -12.4 por ciento, respectivamente, en comparación con -6.0 por ciento). Aunque las caídas en el crecimiento del PBI real fueron algo menores en los países del Asia y en los países del Medio Oriente y África (-4.5 y -4.2 por ciento, respectivamente), estas diferencias implican aún una disminución significativa de las tasas de crecimiento. De nuevo, la mayoría de los relativamente pocos países con una tasa de crecimiento más alta en 2009, respecto a 2007, fueron países de bajos ingresos. En general, la desaceleración del crecimiento observada en 2009 fue bastante uniforme entre el amplio grupo de economías emergentes.

Didier y otros (2012) muestran, de hecho, una relación estadísticamente significativa en forma de “U” entre la caída de crecimiento y el ingreso per cápita. Este resultado sustenta la afirmación de que los mayores retrocesos de crecimiento ocurrieron entre los países más ricos. Efectivamente, una regresión lineal de la disminución en crecimiento contra el logaritmo del PBI per cápita para aquellos países con PBI per cápita mayor a US\$ 8,000, muestra un coeficiente ligeramente positivo, aunque estadísticamente poco significativo. Además, las regresiones de la caída de crecimiento contra variables binarias de ingreso muestran una diferencia no significativa entre economías avanzadas y emergentes, y además confirman que los países con menores ingresos sufrieron menores caídas. Estos hallazgos contrastan con el desempeño económico de muchos países durante las convulsiones anteriores, particularmente durante la crisis asiática y rusa de 1997-1998. Durante estas crisis, las economías emergentes y de bajos ingresos en todas las regiones geográficas sufrieron grandes caídas en su crecimiento, mientras que las economías avanzadas sufrieron sólo modestas desaceleraciones.

<sup>2</sup> Si en lugar de ello se utilizaran promedios simples, las economías avanzadas mostrarían un retroceso mayor. Sin embargo, la diferencia en la caída del crecimiento entre las economías avanzadas y emergentes no es estadísticamente significativa.

**GRÁFICO 2. Colapso y recuperación del crecimiento del PBI real**



**FUENTE:** Los datos de 2007 y 2009 se obtuvieron del *World Economic Outlook* del FMI (octubre 2010). Las proyecciones para el año 2010 se obtuvieron del *Consensus Forecast* (enero 2011) y del *World Economic Outlook* (octubre 2010).

Todo esto sugiere que, dentro del grupo de países financiera y comercialmente integrados, las dimensiones sistémicas y globales de la crisis dominaron las fortalezas específicas de cada país, dando lugar a una desaceleración en el crecimiento altamente sincronizada y homogénea. En efecto, una agrupación geográfica de los países sustenta este argumento, de manera tal que ninguna región emergente que estuviera financiera y comercialmente integrada resultó inmune a la crisis global. Por otro lado, el típico bajo grado de integración de los países de menores ingresos puede haber jugado un rol al aislar sus economías de los choques externos, dando como resultado menores caídas en su crecimiento.

### *Desempeño durante la recuperación*

La homogeneidad durante la fase recesiva de la crisis de 2008-2009 contrasta con una significativa heterogeneidad durante el proceso de recuperación de la misma. En la fase expansiva del ciclo económico, las economías emergentes efectivamente mostraron un repunte más sólido que las economías avanzadas. Quizá lo más notable de la recuperación global fue la fuerza con la que las economías emergentes

retomaron sus altas tasas de crecimiento. Además, la recuperación de la economía global no fue impulsada sólo por países ricos, como en episodios previos de turbulencia global. Se observa también heterogeneidad en el repunte económico entre las distintas regiones emergentes. De manera general, esta evidencia da sustento a la afirmación de que las fortalezas individuales de los países emergentes fueron relevantes en el proceso de recuperación una vez que los efectos sistémicos de la crisis se desvanecieron. En la sección 2 se desarrolla este argumento con más detalle.

En promedio, hubo un efecto rebote en la actividad económica: los países que sufrieron mayores caídas en su crecimiento fueron aquellos que gozaron de mayores recuperaciones. Los Gráficos 2(c) y 2(d) muestran nuestra medida de recuperación del crecimiento, definida como el crecimiento del PBI en 2010 menos el crecimiento del PBI en 2009. Un patrón similar al de un espejo surge al comparar los paneles superiores e inferiores del Gráfico 2.

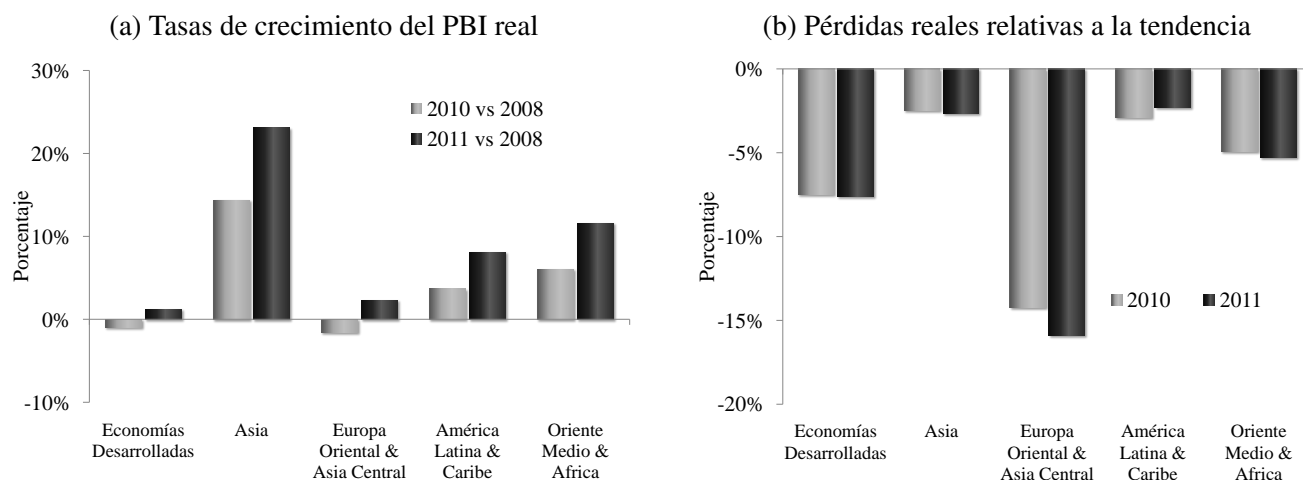
Es importante notar, además, que a pesar de que las tasas de crecimiento después del colapso mostraron una similar aceleración entre economías emergentes y avanzadas – Gráfico 2(c) –, las economías emergentes regresaron a tasas de crecimiento del PBI mayores que las de las economías avanzadas. Al analizar tasas simples de crecimiento luego del colapso – Gráfico 1(b) –, el PBI muestra una tasa de crecimiento promedio de más de 6.5 por ciento (5.7 por ciento) en 2010 (2011) para las economías emergentes, en contraste con tan solo 2.6 por ciento (2.2 por ciento) para los países avanzados. En el caso de las economías con bajos ingresos, si bien es cierto que muestran una leve mejoría, esto es debido a un pequeño retroceso durante la fase recesiva del ciclo, lo que implica que en general lograron mantener altas tasas de crecimiento en términos relativos.

A pesar de este efecto rebote, hubo bastante heterogeneidad en el proceso de recuperación, tal como se muestra en el Gráfico 2(d). Este gráfico muestra que no todos los países recuperaron, a 2010 ó 2011, todas las pérdidas derivadas de la crisis. Una forma de analizar esta hipótesis, aunque de manera imperfecta, es evaluar si los países se recuperaron lo suficiente como para alcanzar un nivel de referencia de la actividad económica. Con este fin, consideramos dos niveles de referencia del PBI: (i) el nivel de PBI en el año 2008 (el pico anterior a la crisis) y (ii) el nivel que se hubiera alcanzado en 2010-2011 de haberse mantenido las tasas promedio de crecimiento registradas durante el periodo 2000-2007. Este último nivel de referencia es una estimación del nivel de tendencia del PBI. Los resultados se muestran en el Gráfico 3 (p. 33).

Consideremos primero los niveles observados del PBI en 2010-2011 con respecto a los de 2008 – Gráfico 3(a). En 2010, los niveles promedio del PBI en países desarrollados y en Europa Oriental y Asia Central se encontraban por debajo de sus niveles de 2008 en  $-1.0$  y  $-1.6$  por ciento, respectivamente. En contraste, los niveles de PBI de 2010 en otras regiones en desarrollo excedían cómodamente aquellos de 2008. Para el año 2011, todas las regiones habían superado su nivel de PBI de 2008, aunque con gran heterogeneidad: en un extremo, el PBI de Asia en 2011 excedía en 23 por ciento al de 2008, mientras que, en el otro extremo, el PBI de los países desarrollados tan sólo superaba en 1.2 por ciento al de 2008.

Se observan patrones similares si la comparación se hace contra el nivel de PBI que podría haber sido alcanzado si no hubiera ocurrido la crisis y los países hubiesen continuado creciendo a las tasas promedio del periodo 2000-2007 – Gráfico 3(b). La diferencia entre el PBI observado y el contrafactual es una medida aproximada del costo de la crisis global. Por un gran margen, las regiones más afectadas por la crisis fueron Europa Oriental y Asia Central, cuyos niveles de PBI observados estuvieron entre 14 y 16 por ciento por debajo de los niveles contrafactuales para 2010 y 2011, respectivamente.

Finalmente, como complemento de los resultados anteriores, Didier y otros (2012) examinan datos mensuales de producción industrial que permiten evaluar con mucho más detalle la duración de la recesión (en comparación al análisis hecho con datos anuales). De este análisis surgen patrones similares a los reportados. La caída de las tasas de crecimiento de la producción industrial, en relación a los niveles

**GRÁFICO 3. Crecimiento del PBI real y pérdidas de la crisis**

**NOTA:** El gráfico muestra el PBI real de 2010 y 2011 en comparación con tendencias previas. El panel (a) muestra el PBI real proyectado en 2010 y 2011 como porcentaje del PBI real de 2008. El panel (b) muestra la proyección de las pérdidas reales de producción en relación a la tendencia del PBI real de 2010 y 2011, definida como la diferencia entre el PBI real proyectado para 2010 (2011) y el PBI real contrafactual de 2010 (2011), expresado como porcentaje del PBI real contrafactual de 2010 (2011). El PBI real proyectado es calculado en base al nivel del PBI real de 2009 y las proyecciones de crecimiento para 2010-2011 (y las cifras observadas de algunos países de 2010). El PBI real contrafactual es construido extrapolando las tasas de crecimiento promedio previas a las crisis durante el periodo 2008-2011 (es decir, como si no hubiese ocurrido la crisis).

**FUENTE:** Los datos para los años 2000-2009 se obtuvieron del *World Economic Outlook* del FMI (octubre 2010). Las proyecciones para 2010 se obtuvieron del *Consensus Forecast* (enero 2011) y del *World Economic Outlook* (octubre 2010).

previos a la crisis, fue similar en países emergentes y desarrollados, mientras que los países con bajos ingresos experimentaron desaceleraciones relativamente menores. Sin embargo, la producción industrial se recuperó más rápidamente en las economías emergentes que en las desarrolladas. De hecho, las economías emergentes registraron tasas de crecimiento de producción industrial que superaban incluso a las tasas anteriores a la crisis, permitiéndoles recuperar parte del terreno perdido. Más aún, las economías emergentes empezaron a recuperarse antes que las desarrolladas. Por ejemplo, la fase recesiva del ciclo económico duró en promedio 9 meses para las economías emergentes y 13 meses para las economías desarrolladas. Además, para noviembre de 2009, los países emergentes ya habían alcanzado los niveles de producción industrial previos a la crisis, mientras los países desarrollados permanecían por debajo de los niveles previos a la crisis incluso hasta diciembre de 2010.

## 2 RESILIENCIA Y RESPUESTAS DE POLÍTICA ANTE LA CRISIS

Como se mencionó anteriormente, los distintos patrones de crecimiento observados en economías emergentes durante la crisis global de 2008-2009 contrastan con aquellos observados en crisis anteriores. Estos patrones agregados indican que las regiones que sufrieron menores pérdidas de actividad económica, identificadas en la sección 1, fueron las que enfrentaron la crisis global con mejores posiciones macroeconómicas y aquéllas capaces de implementar políticas contracíclicas. En esta sección mostramos que políticas fiscales y monetarias robustas, así como sólidas posiciones financieras, permitieron que los países emergentes modificaran sus respuestas de política ante la crisis global, amortiguando los choques externos y mostrando un mejor desempeño en medio de la turbulencia global. Aquí documentamos este cambio en la respuesta de política, complementando la evidencia presentada en Didier y otros (2012). Se muestra que, durante y después de la crisis, las economías emergentes fueron capaces de

implementar políticas contracíclicas dirigidas a mitigar el impacto de los choques adversos, siguiendo así un comportamiento similar al de economías desarrolladas.

En las crisis anteriores, el país emergente típico solía tener grandes vulnerabilidades macroeconómicas y financieras que lo obligaban a responder de forma procíclica, incrementando las tasas de interés, recortando el gasto público o aumentando los impuestos, para contener – aunque no siempre de manera exitosa – la salida de capitales y presiones a la depreciación del tipo de cambio nominal.<sup>3</sup> En cambio, cuando estalló la crisis de 2008-2009, muchos países emergentes habían adquirido la credibilidad necesaria y el margen de maniobra suficiente para conducir políticas monetarias y fiscales contracíclicas, las cuales les permitieron al menos compensar parcialmente el choque adverso mundial. Muchos factores fueron importantes para crear amortiguadores entre las condiciones externas y la economía local a fines de 2008 y comienzos de 2009. En términos generales, estos factores incluyen progresos en: (i) políticas monetarias y cambiarias, (ii) política fiscal y (iii) situación financiera externa e interna.

### *Política monetaria y cambiaria*

Una característica clave de la mejor respuesta de las economías emergentes ante la crisis global fue su amplio margen de maniobra para implementar políticas monetarias contracíclicas. Durante las crisis anteriores, los gobiernos se veían forzados a incrementar las tasas de interés para contener la fuga de capitales, corridas de liquidez y pérdida de reservas internacionales. Esta vez, la credibilidad recientemente adquirida y la capacidad institucional de sus bancos centrales fueron activos esenciales que permitieron llevar a cabo políticas monetarias contracíclicas como respuesta a la crisis mundial.

El Cuadro 1 (p. 35) muestra la evolución de las tasas de interés del mercado de dinero durante la crisis mexicana, asiática, rusa y la última crisis global para los países de Asia, Europa Oriental y Asia Central, y América Latina y el Caribe.<sup>4</sup> El panel superior izquierdo presenta la diferencia entre las tasas de interés promedio durante los 12 meses antes y después de las crisis. Por ejemplo, durante la crisis mexicana de 1994, los países de Asia y América Latina tuvieron que incrementar sus tasas de interés, mientras que durante la crisis de 2008-2009, estas regiones fueron capaces de reducirla. Se puede observar que, mientras que los países de Europa Oriental y Asia Central fueron capaces de reducir las tasas de interés durante la crisis mexicana, las tasas de interés del mercado de dinero se incrementaron considerablemente durante la crisis de 2008-2009.

El panel inferior izquierdo del Cuadro 1 muestra un patrón similar, pero se centra en la diferencia porcentual entre el valor más alto y el más bajo de los tipos de cambio y las tasas de interés del mercado de dinero durante el episodio de una crisis. Una vez más, los países asiáticos y de América Latina y el Caribe redujeron el nivel de sus tasas de interés durante la crisis de 2008-2009, en contraposición a las tendencias observadas en los episodios previos en nuestra muestra.

El régimen de tipo de cambio también fue un factor clave que contribuyó a la capacidad de las economías emergentes para disminuir las tasas de interés. Con la excepción de Europa Oriental, la mayoría de las economías financieramente globalizadas habían puesto en marcha regímenes cambiarios más flexibles, especialmente tras la crisis de los mercados emergentes de fines de los 90. Este cambio fue posible por al menos dos razones: primero, los bancos centrales se volvieron más independientes y mejoraron su credibilidad y capacidad institucional; y segundo, estos países fueron capaces de reducir los

<sup>3</sup> Kaminsky y otros (2004) documentan que las economías emergentes generalmente siguen políticas procíclicas tanto en tiempos buenos como en malos. Reinhart y Reinhart (2008) señalan que la falta de acceso a los mercados mundiales de capitales durante los periodos turbulentos puede mermar la capacidad del gobierno para conducir políticas contracíclicas.

<sup>4</sup> Las tasas de interés del mercado monetario están íntimamente ligadas a las tasas de interés de política manejadas por los bancos centrales.

**CUADRO 1.** Tasas del mercado monetario y tipos de cambio durante la crisis

	Tasas del mercado monetario				Tipos de cambio			
	Crisis Mexicana	Crisis Asiática	Crisis Rusa	Crisis Global	Crisis Mexicana	Crisis Asiática	Crisis Rusa	Crisis Global
	(a) Diferencias entre los promedios antes y después de la crisis							
Asia	48.5	70.2	-40.4	-20.8	-1.5	23.1	3.9	8.3
Europa Oriental y Asia Central	-20.9	-4.5	21.2	31.1	64.6	28.1	100.6	26.2
América Latina y el Caribe	37.0	5.0	21.0	-1.7	39.9	7.3	21.2	20.5
	(b) Diferencia entre los puntos máximo y mínimo							
Asia	275.9	807.7	203.6	-42.3	-1.5	57.8	50.7	14.6
Europa Oriental y Asia Central	-68.8	-20.2	-40.3	337.6	304.9	77.8	172.6	49.3
América Latina y el Caribe	279.1	81.0	127.0	-34.2	257.8	16.6	50.6	41.4

**NOTA:** Este cuadro muestra el comportamiento de las tasas del mercado monetario y los tipos de cambio durante episodios de crisis. El panel (a) muestra los cambios porcentuales de los niveles promedio entre el periodo antes y después de la crisis. El panel (b) muestra los cambios porcentuales de estas tasas entre sus puntos máximo y mínimo entre el periodo antes y después de la crisis. Si el punto mínimo se da antes del máximo, la diferencia en el numerador es calculada como el punto máximo menos el mínimo, siendo entonces positiva. Lo inverso ocurre si el punto mínimo ocurre luego del máximo, en cuyo caso el ratio cae durante la crisis. Los periodos antes y después de la crisis se definen como los 12 meses antes y después del primer mes de cada crisis.: enero de 1995 para la Mexicana, julio de 1997 para la Asiática, julio de 1998 para la Rusa y setiembre de 2008 para la Global.

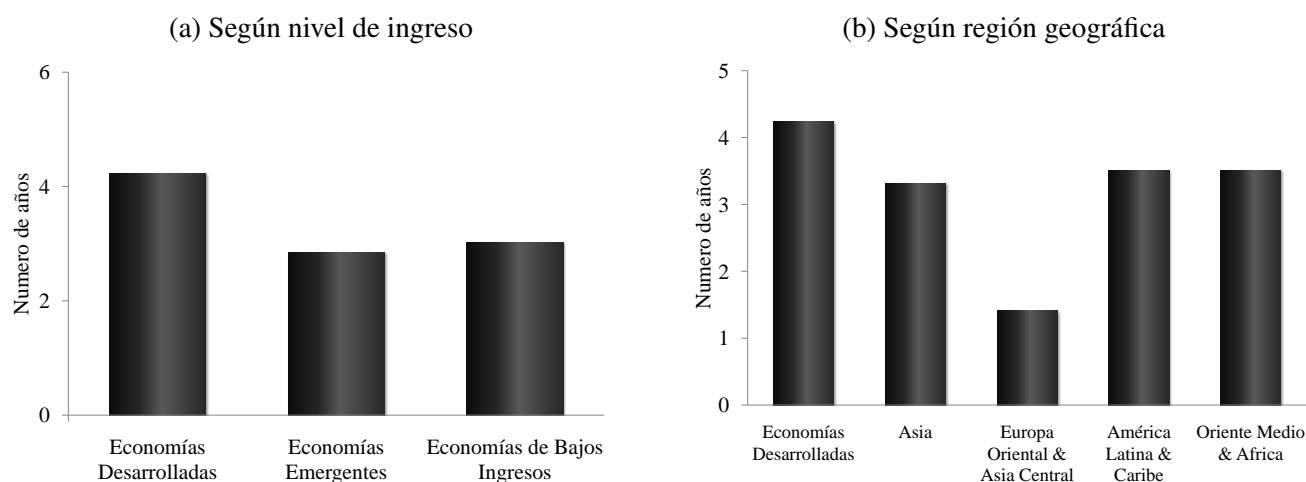
**FUENTE:** IFS.

descalces cambiarios en los balances del gobierno y del sector privado, mediante la profundización de los mercados de deuda en moneda local. Esto último implica que las fluctuaciones del tipo de cambio tienen menos efectos adversos sobre las hojas de balance. Como resultado de estos regímenes más flexibles, se permitió una depreciación significativa de los tipos de cambio en 2008, amortiguando con ello el choque mundial y, al mismo tiempo, ayudando a mitigar el deterioro de la balanza de pagos. Además, los tipos de cambio flexibles redujeron las preocupaciones sobre el agotamiento de las reservas internacionales relacionadas a las corridas de liquidez, típicas de los regímenes de tipo de cambio fijo.

El Cuadro 1 también muestra la evolución de los tipos de cambio durante las crisis internacionales de las últimas dos décadas. Mientras que las tasas de depreciación del tipo de cambio, medidas como la diferencia entre el promedio antes y después de la crisis, fueron considerables durante la crisis global, éstas fueron mucho menores que las tasas de depreciación observadas durante las crisis mexicana, asiática y rusa. Se obtienen resultados similares al medir las tasas de depreciación como el cambio porcentual entre el valor más alto y el más bajo. En este caso, la diferencia de patrones entre la crisis global y los episodios de crisis anteriores es incluso más fuerte, con tasas de depreciación de alrededor de 40 por ciento durante la crisis global, comparada con depreciaciones de cerca de 200 por ciento en crisis anteriores. Mientras que la depreciación de la moneda no era una elección para muchos países durante las crisis pasadas, las depreciaciones observadas durante la crisis global pueden ser interpretadas en muchos casos como decisiones deliberadas de política monetaria.

### *Política fiscal*

Otro elemento importante que contribuyó a la resiliencia de las economías emergentes ante la crisis fue su posición fiscal más sólida, al menos en relación a su pasado. Una mejor posición fiscal previa a la crisis le permitió a muchos países emergentes adquirir suficiente margen de maniobra fiscal para

**GRÁFICO 4.** *Espacio fiscal en 2007*

**NOTA:** El espacio fiscal *de facto* mide el número de años fiscales necesarios para que un país pague su deuda pública pendiente. Esto se define como el ratio entre la deuda pública pendiente a partir de 2007 y los ingresos fiscales anteriores a la crisis (promedio entre 2000-2007). Ver Aizenman y Jinjarak (2009).

**FUENTE:** WDI, Banco Mundial.

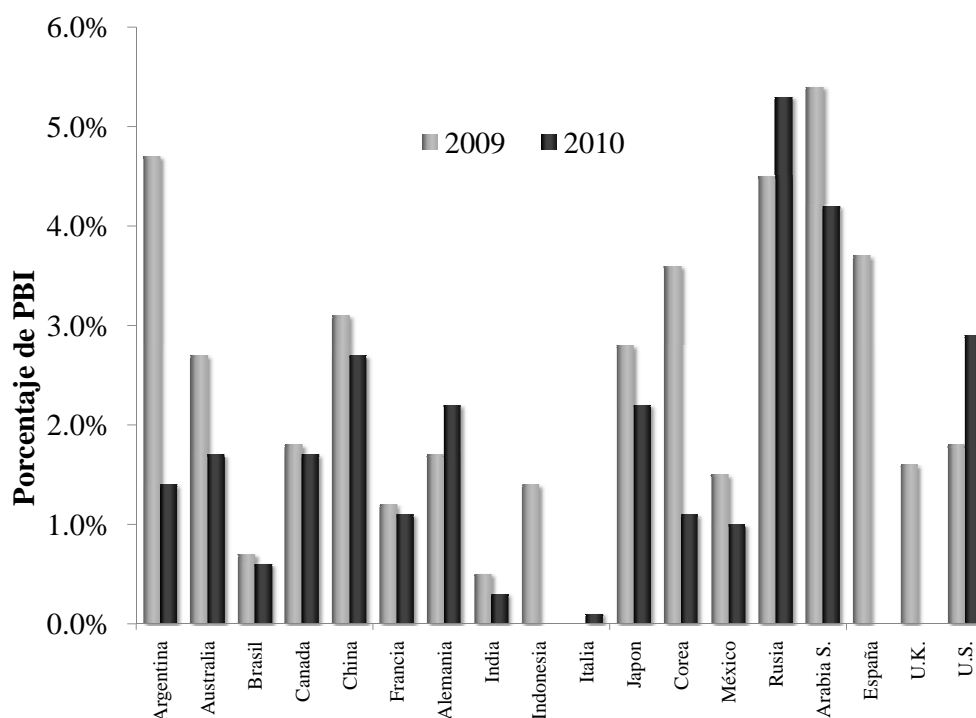
diseñar e implementar paquetes de política para contrarrestar la contracción de la economía mundial. El Gráfico 4 muestra una medida del espacio fiscal desarrollada por Aizenman y Jinjarak (2009) según niveles de ingreso y por regiones. Esta medida, definida como la deuda pública total dividida por el promedio de recaudación por impuesto a la renta durante el periodo 2000-2007, captura el número de años fiscales necesarios para pagar completamente el saldo total de la deuda pública, asumiendo que todos los ingresos fueran destinados a este propósito. El gráfico muestra que, durante la crisis global, las regiones emergentes y de bajos ingresos (particularmente Europa Oriental) tuvieron más espacio fiscal que los países avanzados. Este mayor espacio fiscal le permitió a las economías emergentes aplicar políticas fiscales contracíclicas.

En efecto, muchas economías emergentes anunciaron políticas fiscales fuertemente contracíclicas durante los años 2009 y 2010, como se muestra en el Gráfico 5 (p. 37). Estos paquetes fiscales fueron a veces incluso mayores que los implementados por los países avanzados. Esta fuerte expansión en el gasto fiscal de los países emergentes contrasta con la usual consolidación fiscal observada durante los periodos turbulentos previos. Tal como lo mostraron Kaminsky y otros (2004), los países emergentes por lo general han seguido (o han sido incapaces de evitar) políticas fiscales procíclicas en el pasado, particularmente durante los episodios de estrés.

### *Factores financieros*

Finalmente, hubo dos acontecimientos claves, relacionados a la posición financiera de las economías emergentes, que les ayudaron a reducir sus vulnerabilidades ante los choques externos. Primero, muchos países lograron mejorar sus saldos de cuenta corriente, volviéndose así menos dependientes del financiamiento externo. Segundo, y tal vez más importante, la estructura de sus activos y pasivos externos cambió significativamente, haciendo que esta vez el efecto de hoja de balance internacional jugara a su favor. Estos dos factores contribuyeron a la creación de posiciones financieras más sólidas a través de los años, lo cual proveyó un colchón muy necesario cuando la crisis golpeó.

El Gráfico 6 (p. 38) muestra el promedio de los saldos de cuenta corriente durante las últimas dos

**GRÁFICO 5.** Costo estimado de medidas fiscales discretionales en 2009 y 2010

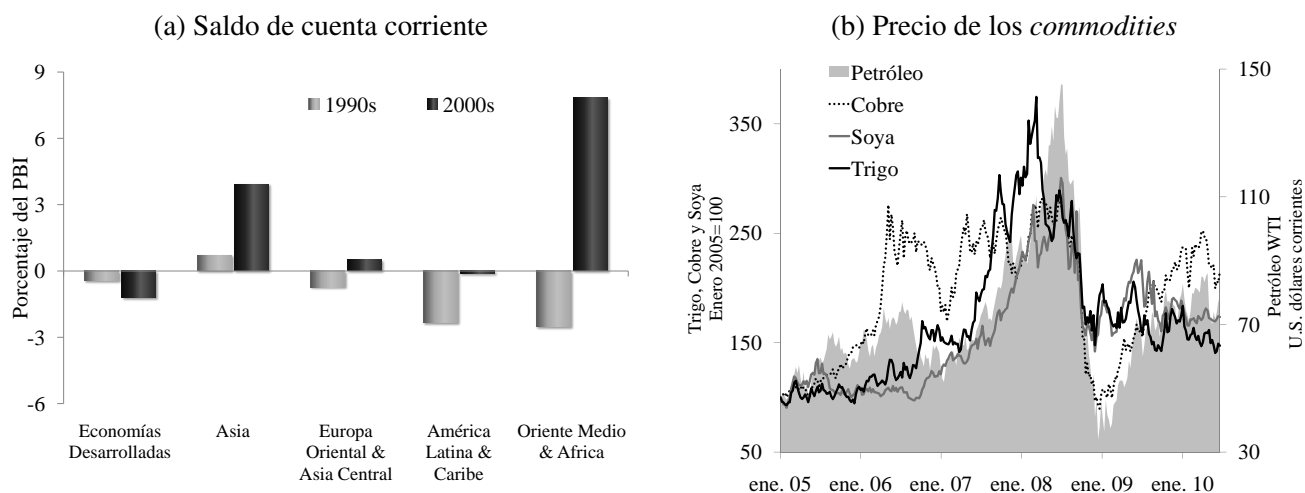
**NOTA:** El gráfico muestra el costo estimado de los paquetes fiscales anunciados durante la crisis de 2008-2009.

**FUENTE:** Fondo Monetario Internacional, *The State of Public Finances: Outlook and Medium-Term Policies After the 2008 Crisis*, marzo 2009.

décadas para los países emergentes y de bajos ingresos en las diferentes regiones, así como el de las economías desarrolladas. Mientras que los balances de cuenta corriente para las economías desarrolladas se deterioraron en la década del 2000 respecto a los años 90, en los países en desarrollo mostraron una mejora que permitió una menor dependencia del financiamiento externo. Fue particularmente notable la reversión de déficit a superávit en países del Asia, Europa Oriental y Asia Central y en el Medio Oriente y el Norte de África. La mejora en los saldos de cuenta corriente de las economías emergentes exportadoras de materias primas en el último periodo fue parcialmente impulsada por mejoras de los términos de intercambio durante el alza de los precios de los productos básicos a mediados de la década del 2000, como se muestra en el Gráfico 6(b).<sup>5</sup>

Con respecto al segundo factor, el Gráfico 7 (p. 39) muestra la evolución de los activos externos netos para las distintas regiones. Se observa un constante cambio en la estructura de activos y pasivos externos entre las economías emergentes, particularmente durante los años 2000. Hubo un cambio en los pasivos externos de deuda a renta variable, mientras que se acumularon activos de deuda en moneda extranjera hasta niveles superiores a los pasivos de deuda externa. Al tiempo que los tipos de cambio de las economías emergentes se depreciaban en medio de la crisis, durante la segunda mitad de 2008,

<sup>5</sup> El Gráfico 6 también muestra una caída de los precios de las materias primas a lo largo de 2008. El canal comercial explica estos patrones de contagio: durante el periodo de disturbios, la demanda global se desplomó, bajando el precio de las materias primas y propiciando una caída del volumen del comercio. Este canal de transmisión puede ser parte de la explicación que está detrás de las contracciones severas (y persistentes) observadas en muchos países dependientes de las exportaciones, como los de Asia del Este. Ver Didier y otros (2012) para una mayor discusión sobre los mecanismos de transmisión comerciales y financieros durante la crisis global.

**GRÁFICO 6.** Saldo de cuenta corriente y precio de los *commodities*

**NOTA:** El panel (a) muestra el promedio de los saldos de cuenta corriente como porcentaje del PBI, durante las décadas de 1990 y 2000. El panel (b) muestra la evolución de los precios de los *commodities* de 2005 a 2010. Los precios del trigo, cobre y soya (nominales, en dólares) se indexan a 100 el 1 de enero de 2005. Los precios del petróleo se expresan en dólares corrientes.

**FUENTE:** WDI (Banco Mundial) y Bloomberg.

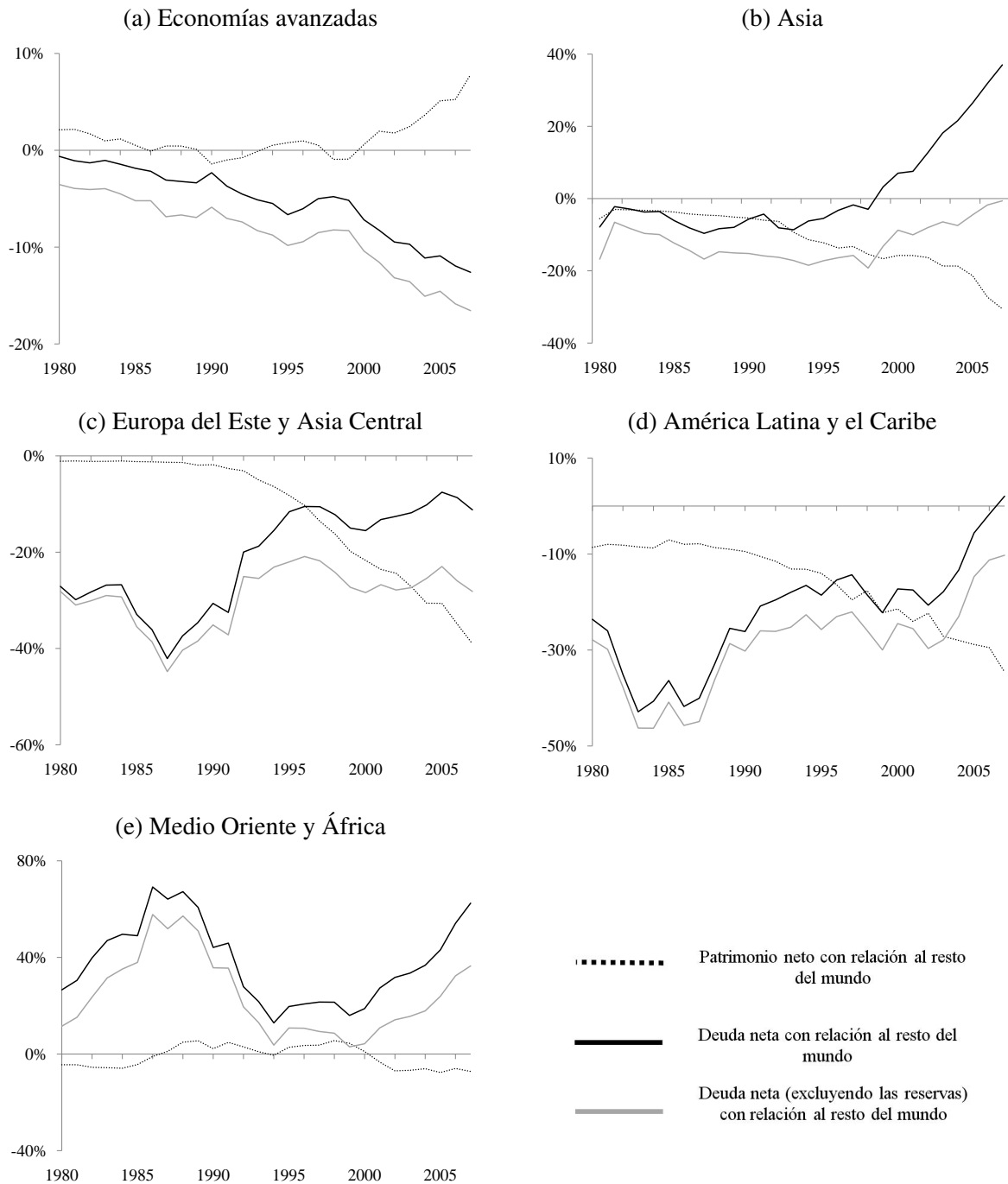
el valor en moneda local de sus activos externos aumentó, mientras que el de sus pasivos disminuyó. Además, el colapso del crecimiento económico y del precio de las materias primas también contribuyó con la contracción del valor de los pasivos de renta variable en moneda local. En este contexto, las economías emergentes no sólo fueron capaces sino que además estaban dispuestas a depreciar sus monedas, precisamente porque la nueva estructura de activos y pasivos externos no planteaba efectos negativos sobre las hojas de balance de las empresas y del sector público.

En contraposición a este comportamiento, los países desarrollados incrementaron sus pasivos de deuda con relación a los países emergentes, en parte reflejado en los grandes flujos de deuda usados para financiar el déficit de cuenta corriente de los Estados Unidos. Al mismo tiempo, los países desarrollados se convirtieron en demandantes netos de renta variable de los países emergentes.

La otra cara de la moneda de esta forma más segura de integración financiera de las economías emergentes fue la acumulación de reservas internacionales, que creció dramáticamente en el mundo emergente desde las crisis de Asia y Rusia a finales de los 90 (las reservas internacionales son equivalentes a la distancia vertical entre las líneas negra y gris en el Gráfico 7). Esta acumulación de reservas en las economías emergentes sirvió para dos propósitos: primero, retardó la apreciación de las monedas nacionales durante el periodo expansionista anterior a la crisis; y, segundo, sirvió como mecanismo de seguro implícito durante la crisis, disuadiendo el pánico de liquidez y bancario. De hecho, al momento de desatarse la crisis, muchas economías emergentes habían acumulado reservas internacionales por encima de su stock de pasivos externos de corto plazo, lo que eliminó problemas de refinanciación de la deuda, dando así menores incentivos a los inversores a atacar a las monedas nacionales. Simultáneamente, las reservas internacionales también permitieron un margen de maniobra mayor a los bancos centrales para contener la depreciación de sus monedas durante la crisis.

Otro factor importante subyacente a la voluntad de permitir la depreciación de los tipos de cambio fue que los países emergentes comenzaron a endeudarse en moneda local en lugar de moneda extranjera (Gráfico 8, p 40). Este cambio en la denominación de la deuda redujo los efectos negativos sobre las hojas de balance típicos de las crisis anteriores, cuando las devaluaciones daban lugar a problemas de descalce

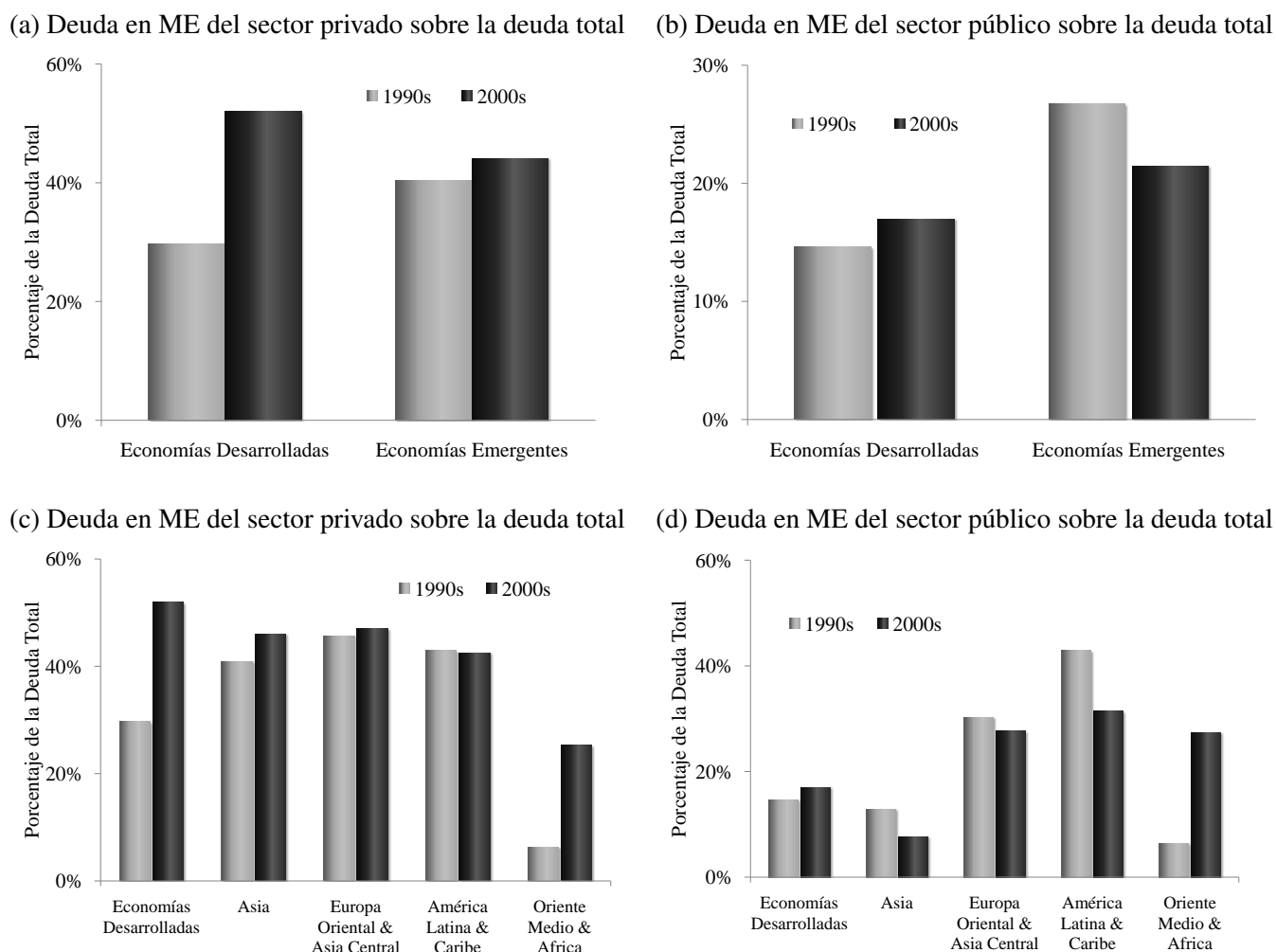
**GRÁFICO 7. Activos externos netos entre regiones (como porcentaje del PBI)**



**NOTA:** El gráfico muestra la evolución de los activos externos netos como porcentaje del PBI entre regiones. La posición neta de activos, *vis-à-vis* el resto del mundo, es la suma de los activos externos de inversión extranjera directa neta y del portafolio neto de activos de capital. A su vez, la posición de deuda neta, *vis-à-vis* el resto del mundo, es la suma de los activos de deuda y las reservas menos los pasivos de deuda.

**FUENTE:** Lane y Milesi-Ferretti (2011).

monetario entre activos y pasivos. Además, algunos países emergentes fueron capaces de aumentar el plazo promedio de vencimiento de la deuda privada nacional e internacional, reduciendo preocupaciones sobre la renovación de las mismas (Gráfico 9, p. 41). Por ejemplo, en relación a los años 90, los países de

**GRÁFICO 8.** Dolarización de la deuda entre niveles de ingreso y regiones

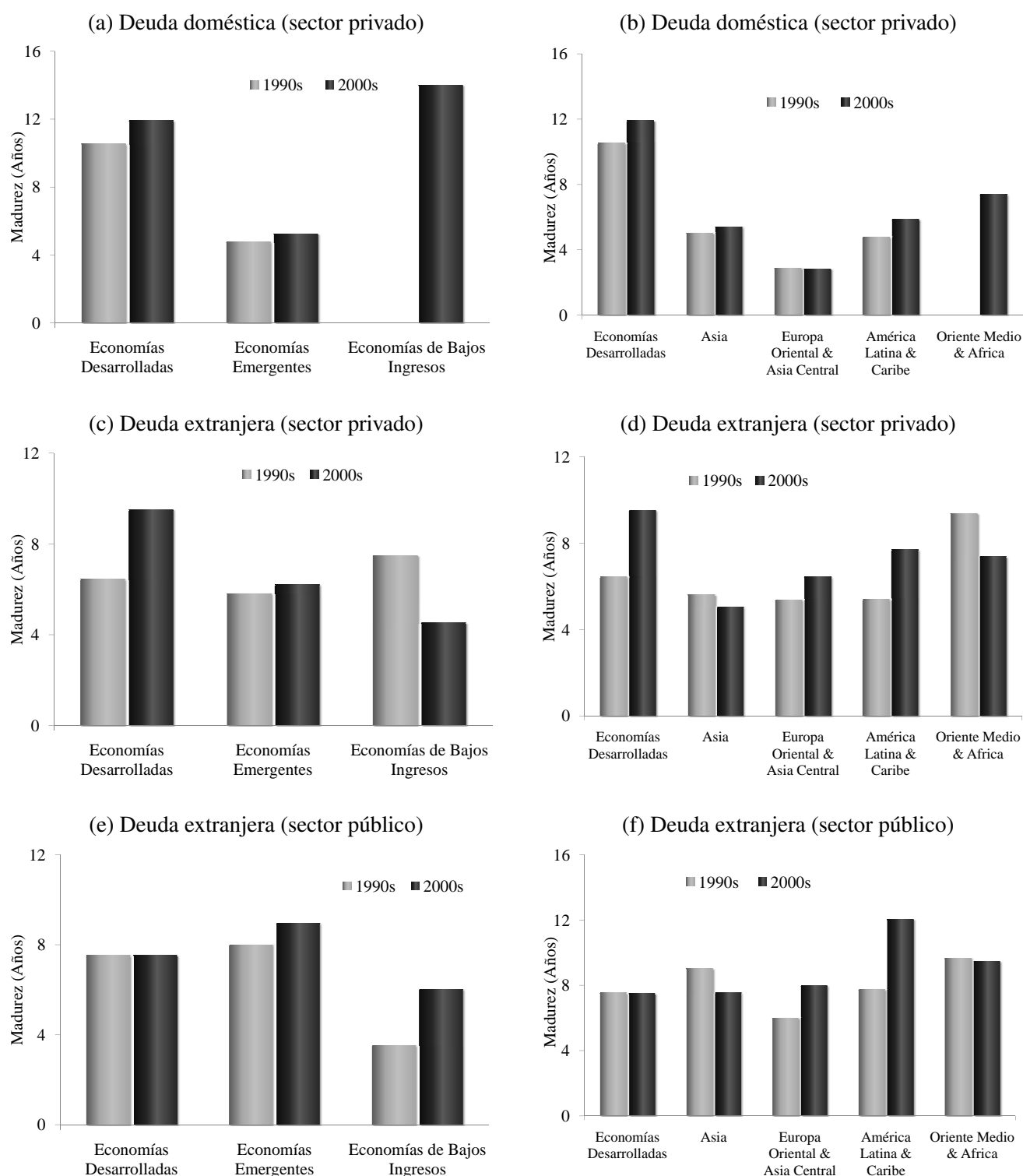
**NOTA:** El gráfico muestra el promedio simple del porcentaje de bonos en circulación denominados en moneda extranjera (ME) del sector público y privado, durante las décadas de 1990 y 2000.

**FUENTE:** Bank of International Settlements (BIS).

América Latina y el Caribe fueron capaces de incrementar la madurez promedio de la deuda internacional de 5.4 a 7.7 años. Sin embargo, hay que tener en cuenta que el incremento en los plazos de vencimiento no fue homogéneo entre regiones, como puede ser observado en los menores plazos de vencimiento de la deuda privada internacional en las regiones del Medio Oriente y África.

La solvencia de los sectores financieros domésticos también mejoró en muchos países emergentes debido a una mejor regulación y supervisión. Cuando las transacciones internacionales en el mercado interbancario se detuvieron en el último trimestre de 2008, los bancos que más dependían de este mercado de corto plazo fueron los más golpeados y sufrieron problemas de refinanciamiento (Raddatz, 2010). Así, aunque el entorno internacional se deterioró rápidamente, los sistemas financieros locales se mantuvieron en pie y los depositantes no abandonaron el sistema financiero doméstico (a diferencia de lo ocurrido en crisis previas). Quizá por primera vez en las últimas décadas, el sistema financiero local de muchos países emergentes no amplificó el choque proveniente del sistema financiero internacional.

**GRÁFICO 9.** *Madurez de la deuda del sector privado y público, según nivel de ingreso y región geográfica*



**NOTA:** El gráfico muestra el vencimiento promedio de las emisiones de deuda nacional e internacional del sector privado y las nuevas emisiones de deuda internacional del sector público, durante las décadas de 1990 y 2000.

**FUENTE:** Thomson Reuter.

### 3 CONCLUSIONES

Cuando estalló el pánico con la caída de Lehman Brothers en el año 2008, se produjo una crisis global. Como consecuencia, muchos países se vieron fuertemente afectados. Mientras la literatura disponible sobre el tema generalmente destaca la resiliencia de las economías emergentes observando que sus tasas de crecimiento del PBI eran más altas en relación a los países avanzados, Didier y otros (2012) cuestionan esta idea. Las tasas de crecimiento en los países emergentes disminuyeron tanto como las de los países desarrollados, aunque mucho menos que en los anteriores periodos de turbulencia. En otras palabras, si las dinámicas del crecimiento del PBI luego de la crisis son analizadas con relación a las anteriores a ella, emergen patrones diferentes.

Cuando la tendencia a la baja comenzó a disiparse y la demanda global empezó a recuperarse, muchos países recobraron la mayor parte del ritmo de crecimiento perdido. Esta vez, las economías emergentes fueron más resilientes, no sólo con relación a las economías desarrolladas sino también, y en particular, con respecto a sus propias experiencias pasadas. No obstante, hubo un mayor grado de heterogeneidad en el proceso de recuperación de la crisis global experimentada a lo largo de 2008-2009. En esta fase expansiva del ciclo económico, las economías emergentes mostraron una recuperación más sólida que la de las economías desarrolladas. En general, la evidencia sustenta la idea de que, al desvanecerse los efectos del choque sistémico, las fortalezas individuales de los países emergentes jugaron un rol importante en el proceso de recuperación.

Hay muchas explicaciones posibles para esta mayor resiliencia de las economías emergentes respecto a las economías desarrolladas, así como respecto a su propio pasado. Por un lado, existieron algunos factores circunstanciales. Los consumidores en los países desarrollados, al estar en el epicentro de la crisis, fueron los más golpeados, mientras que los consumidores de las economías emergentes fueron indirectamente afectados. Además, cuando la demanda global se recuperó, las economías emergentes (más orientadas a la producción de manufacturas), lograron reanudar más rápido el nivel de actividad dando un importante impulso a sus economías locales.

Por otro lado, y a diferencia del pasado, la crisis se encontró con un mundo emergente con muchas más defensas y fortalezas. Mejores marcos regulatorios y financieros, hojas de balance más sólidas derivadas de una integración financiera internacional más segura, mayores niveles de reservas internacionales y, en general, una posición macroeconómica más sólida fue lo que sostuvo una mayor confianza en la economía. Todo esto contribuyó, al menos en parte, a evitar pánicos bancarios y problemas de liquidez. Regímenes de tipo de cambio flexible y posiciones fiscales más robustas brindaron a los gobiernos de muchos países emergentes una mayor capacidad para conducir políticas monetarias y fiscales contracíclicas.

Éstas son, sin duda, buenas noticias. Sin embargo, queda aún mucho trabajo por delante para que las economías emergentes continúen por una senda de desarrollo exitosa. La creciente globalización financiera trae consigo mayor exposición a choques externos, que necesitan ser afrontados con la consolidación de marcos regulatorios y garantías en todo el sistema. Al mismo tiempo, las políticas contracíclicas implican costos monetarios y costos de oportunidad que deben ser evaluados desde una perspectiva más amplia. En general, y en preparación a las crisis que se avecinen en el futuro, los hitos alcanzados son ciertamente alentadores.

### REFERENCIAS

Aizenman, J. y Y. Jinjark (2009), "Globalization and developing countries: A shrinking tax base", *Journal of Development Studies*, 45(5), 653-671.

- Claessens, S., G. Dell’Ariccia, D. Igan y L. Laeven (2010), “Cross-country experiences and policy implications from the global financial crisis”, *Economic Policy*, 25(62), 267-293.
- Didier, T., C. Hevia y S. Schmukler (2012), “How resilient and countercyclical were emerging economies during the global financial crisis?”, *Journal of International Money and Finance*, en prensa.
- Eichengreen, B. (2010), “Lessons of the crisis for emerging markets”, *International Economics and Economic Policy*, 7(1), 49-62.
- Frankel, J. y G. Saravelos (2012), “Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from the 2008-09 global financial crisis”, *Journal of International Economics*, 87(2), 216-231.
- Gourinchas, P. y M. Obstfeld (2012), “Stories of the twentieth century for the twenty-first”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), 226-265.
- Kaminsky, G., C. Reinhart y C. Végh (2004), “When it rains, it pours: Procyclical capital flows and macroeconomic policies”, *NBER Macroeconomics Annual 2004*, 19, 11-82.
- Kose, A. y E. Prasad (2010), *Emerging Markets: Resilience and Growth amid Global Turmoil*, Brookings Institution Press.
- Lane, P. y G. Milesi-Ferretti (2011), “The cross-country incidence of the global crisis”, *IMF Economic Review*, 59(1), 77-110.
- Raddatz, C. (2010), “When the rivers run dry: Liquidity and the use of wholesale funds in the transmission of the U.S. subprime crisis”, World Bank Policy Research Working Paper 5203.
- Reinhart, C. y V. Reinhart (2008), “Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present”, en Frankel, J. y C. Pissarides (eds.), *NBER International Seminar in Macroeconomics 2008*, University of Chicago Press, cap. 1, 9-62.
- Rose, A. (2011), “International financial integration and crisis intensity”, ADBI Working Paper 341.
- Rose, A. y M. Spiegel (2010), “Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: International linkages and American exposure”, *Pacific Economic Review*, 15(3), 340-363.
- Rose, A. y M. Spiegel (2011a), “Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: An Update”, *European Economic Review*, 55(3), 309-324.
- Rose, A. y M. Spiegel (2011b), “Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: Early Warning”, *Global Journal of Economics*, en prensa.



# El crecimiento del crédito y la efectividad de los requerimientos de encaje y otros instrumentos macroprudenciales en América Latina

CAMILO E. TOVAR, MERCEDES GARCÍA-ESCRIBANO  
Y MERCEDES VERA MARTIN\*

*Durante la década pasada, las autoridades de política económica en América Latina han adoptado varios instrumentos macroprudenciales para controlar la prociclicidad del crédito al sector privado y para contener riesgos sistémicos. En particular, los requerimientos de encaje han sido empleados activamente. A pesar de su uso extendido, poco se sabe acerca de su efectividad y de cómo interactúan con la política monetaria. Este estudio reporta evidencia para países latinoamericanos sobre cómo los requerimientos de encaje influyen en el crecimiento del crédito bancario. Los resultados muestran que estos instrumentos tienen un efecto moderado y transitorio, así como un rol complementario con la política monetaria.*

**Palabras Clave** : Requerimientos de encaje, política contracíclica, crédito, transmisión monetaria, *spread* bancario.

**Clasificación JEL** : E58, G21, G28.

Las economías de mercados emergentes, incluyendo a América Latina, han adoptado activamente medidas prudenciales para atenuar el crecimiento del crédito y preservar la estabilidad del sistema financiero. Estas políticas, ahora referidas como “macroprudenciales”, incluyen medidas amplias de mercado como requerimiento de provisiones dinámicas contra pérdidas por préstamos y requerimientos de encaje, RE en adelante (véase FMI, 2011b,c,d; Terrier y otros, 2011). En algunos casos, se implementaron medidas sectoriales como mayores requerimientos de capital para atenuar el rápido crecimiento de préstamos en segmentos específicos del mercado (por ejemplo, préstamos de largo plazo de consumo de automóviles o altos ratios *loan-to-value* y, más recientemente, RE para bancos con posiciones cortas en el mercado *spot* de dólares) y así limitar el exceso de endeudamiento. El Cuadro 1 (p. 47) presenta un resumen del uso reciente de estas medidas en América Latina.

\* Los autores están afiliados al Departamento del Hemisferio Occidental del Fondo Monetario Internacional (FMI), 700 19th Street NW, Washington DC 20431. Tovar (e-mail: [ctovar@imf.org](mailto:ctovar@imf.org)). García-Escribano (e-mail: [mgarciaescribano@imf.org](mailto:mgarciaescribano@imf.org)). Vera Martin (e-mail: [mveramartin@imf.org](mailto:mveramartin@imf.org)).

Agradecemos a Gustavo Adler, Paul Castillo, Luis Cubeddu, Pedro Fachada, Martin Kaufman, Charlie Kramer, Carlos Medeiros, Sebastian Sosa, Rodrigo Valdés, Gilbert Terrier y los participantes del seminario WHD y a la red de investigadores del CEMLA 2011 por sus comentarios. También agradecemos a Madelyn Estrada por su ayuda en la investigación. Este documento es una traducción al español, hecha por Ana Paola Gutiérrez y Jorge Guzmán, del artículo “Credit growth and the effectiveness of reserve requirements and other macroprudential instruments in Latin America” (IMF Working paper 12/142).

A pesar del uso cada vez más frecuente de los RE, la literatura disponible no es concluyente respecto a su capacidad de atenuar el crecimiento del crédito y propiciar la estabilidad financiera.<sup>1</sup> El limitado análisis empírico refleja la complejidad de la pregunta, al existir muchas dimensiones sobre las cuales operan y a su naturaleza sectorial y localizada. Además, dado que el riesgo sistémico no es directamente observable, medir la efectividad de estas medidas puede dar una respuesta parcial. Por ejemplo, aunque las medidas macroprudenciales pueden tener un efecto limitado en el crecimiento del crédito, éstas pueden inducir reducciones en el riesgo sistémico mediante los efectos en la composición de crédito o mejoras en la calidad del financiamiento de los bancos.

En este trabajo examinamos el rol de los RE como herramienta macroprudencial en América Latina (ver Gray, 2011, para una discusión reciente de los motivos y usos de los RE en diversos países del mundo). En particular, medimos tanto la efectividad de estas políticas en la reducción del crecimiento del crédito bancario al sector privado, como sus interacciones con otras políticas. Para este propósito, examinamos la experiencia de algunas economías latinoamericanas durante el periodo 2003-2011. Comprender el rol de los RE y su efectividad es fundamental debido a su flexibilidad como herramienta contracíclica, su uso generalizado y su ámbito de alcance. Asimismo, el análisis de *otros* instrumentos macroprudenciales – por ejemplo, provisiones dinámicas y requerimientos de capital contracíclicos – no es menos importante; sin embargo, esta investigación examina sus efectos de manera tangencial. Esto refleja parcialmente la naturaleza sectorial y focalizada de muchos de estos otros instrumentos así como su uso menos activo a lo largo del ciclo económico.

Utilizamos dos metodologías complementarias. En primer lugar consideramos el análisis de eventos, donde los efectos de la política se capturan alrededor del momento de su implementación. La segunda metodología utiliza un modelo de vectores autoregresivos con datos de panel, que permite capturar los efectos simultáneos y las respuestas del crecimiento de crédito a los cambios de los RE y las tasas de política. Nuestro análisis sugiere que los RE tienen un impacto moderado y transitorio en la reducción del ritmo de crecimiento del crédito en América Latina. Asimismo, encontramos que el RE promedio puede ser más efectivo que el requerimiento marginal, ya que estos últimos pueden ser más problemáticos para las instituciones financieras. Finalmente, los instrumentos monetarios y macroprudenciales parecen haberse complementado recientemente.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 discute las razones por las que los RE podrían jugar un rol macroprudencial. La sección 2 discute los mecanismos mediante los cuales los RE podrían afectar la dinámica del crédito y revisa brevemente la literatura empírica relevante. La sección 3 describe la reciente experiencia latinoamericana. Finalmente, la sección 4 concluye.

## 1 REQUERIMIENTOS DE ENCAJE COMO HERRAMIENTA MACROPRUDENCIAL

En los últimos años, los bancos centrales de América Latina y de otras economías emergentes han usado activamente y de manera contracíclica los RE sobre los depósitos bancarios y otros pasivos bancarios para controlar el riesgo sistémico. A pesar de ser similares en espíritu a la concepción original de los RE como herramienta de liquidez y política crediticia, su uso desde una perspectiva macroprudencial es relativamente nuevo.<sup>2</sup> Ello contrasta con la visión que consideraba a los RE (sobre depósitos) como

<sup>1</sup> Ver FMI (2011c) para un exhaustivo análisis entre países de la efectividad de políticas macroprudenciales. Los efectos de requerimientos de capital contracíclicos en el crecimiento del crédito han sido estudiados recientemente por Drehmann y otros (2010) y Peydró-Alcalde y otros (2011), mientras que las provisiones dinámicas fueron estudiadas por Chan-Lau (2012).

<sup>2</sup> Existen episodios donde los RE fueron utilizados de manera contracíclica: Argentina en 1995 redujo los RE para inyectar liquidez a la economía, mientras que Brasil en 2004 usó este instrumento para proveer liquidez a bancos pequeños después de los problemas de confianza que surgieron a raíz de la crisis de un banco mediano (Banco Santos).

CUADRO 1. Medidas macroprudenciales recientes en América Latina

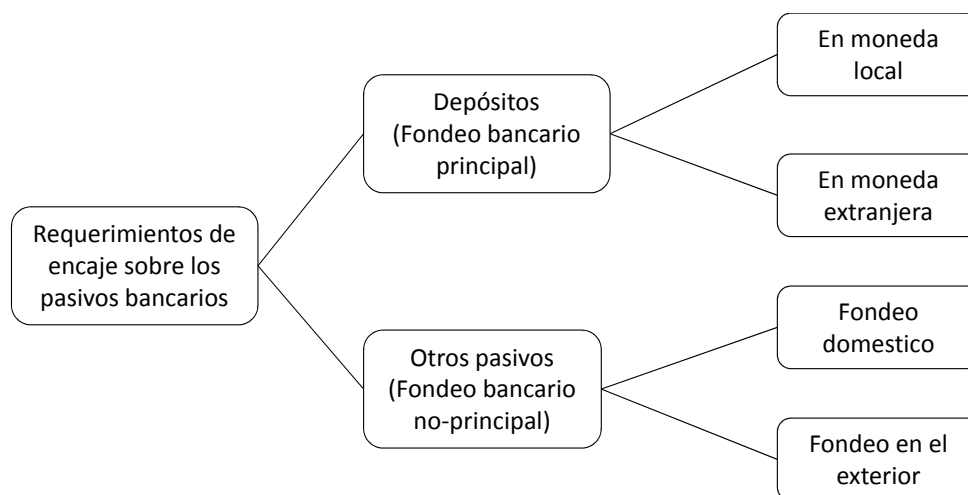
Herramienta de política	País y medida	Motivación y objetivo
Requerimientos de capital	Brasil (mercado de créditos de consumo de largo plazo, 2010).	Disminuir el crecimiento del crédito.
Provisiones dinámicas	Bolivia (2008), Colombia (2007), Perú (2008), Uruguay (2001).	Herramienta contracíclica que construye un colchón (en buenos tiempos) contra pérdidas esperadas para ser usado en malos tiempos.
Requerimientos de liquidez	Colombia (2008), Perú (1997).	Herramienta para manejar riesgo de liquidez.
Requerimientos de encaje sobre los depósitos bancarios	Perú (2011), Brasil (2010), Uruguay (2009, 2010, 2011).	Limitar el crecimiento del crédito, manejar la liquidez y complementar a la política monetaria para alcanzar las metas macroprudenciales.
Requerimientos sobre pasivos externos de corto plazo de las instituciones bancarias	Perú (2010, 2011).	Incrementar el costo del financiamiento bancario con el propósito de cambiar la estructura del financiamiento hacia el largo plazo.
Herramientas para manejar el riesgo cambiario	Perú (2010), Uruguay (2010).	Ayudar a las instituciones financieras a internalizar el riesgo cambiario del crédito extendido a prestatarios no cubiertos.
Límites a las posiciones en moneda extranjera	Brasil (encaje en posiciones de dólares en el mercado <i>spot</i> , 2011). Perú (posición neta de derivados en mercado FX, 2011)	Medidas cuantitativas para manejar el riesgo cambiario de activos y pasivos denominados en moneda extranjera.
Otras	Perú (límites a la inversión extranjera de los fondos de pensiones nacionales).	Medidas para facilitar la salida de capital y aliviar la presión sobre la moneda, la demanda nacional y los precios al consumidor.

FUENTE: FMI basado en fuentes nacionales.

**NOTAS: Brasil:** Empezando en 2010, Brasil ha tomado medidas cambiando la composición de los RE (a niveles anteriores de la crisis de 2008). En diciembre de 2010, se aumentaron los requerimientos de capital a las operaciones de créditos de consumo (en particular, créditos personales, préstamos de descuentos por planilla y financiamiento de vehículos) que tienen que ver con vencimientos más largos o altos ratios LTV. En noviembre de 2011, una recalibración redujo los requerimientos de capital para préstamos de consumo de acuerdo a su madurez, eliminando el criterio de ratios LTV. En diciembre de 2011 se incorporó a los depósitos sin requerimientos de tiempo para el cálculo de RE (medida temporal de octubre de 2008).

**Perú:** Se subieron los RE de pasivos de corto plazo de 0 a 75% en 2010 y se redujeron a 60% en 2011.

una herramienta de política monetaria suplementaria para propósitos macroeconómicos (Goodfriend y Hargraves, 1983; Feinman, 1993) o un atributo de una economía financieramente reprimida (McKinnon, 1973). De hecho, muchos países desmantelaron los RE con la implementación del esquema de metas de inflación una vez que la tasa de interés de corto plazo se volvió el instrumento principal de la política monetaria. Sin embargo, los RE han persistido como parte del arsenal de los bancos centrales en la mayoría de economías emergentes y su rol ha sido reconsiderado.

GRÁFICO 1. *Requerimientos de encaje y pasivos bancarios*

Los RE son una herramienta regulatoria que requiere que las instituciones bancarias tengan una fracción de sus depósitos u obligaciones y pasivos como reservas de liquidez. Éstas son normalmente depositadas en el banco central en forma de dinero o un título soberano altamente líquido. Al ser aplicado a los depósitos, la regulación usualmente especifica el tamaño del requerimiento de acuerdo con el tipo de depósito (por ejemplo, depósito a la vista o a plazo) y su denominación monetaria (moneda nacional o extranjera). La regulación también establece el plazo de tenencia relativo sobre el cual se calcula el RE, ya sean remunerados o no remunerados. Cuando se aplican a los nuevos depósitos desde un periodo de referencia se denominan RE marginales. Además, los RE pueden ser aplicados a los pasivos (no depósitos) en moneda doméstica o extranjera de las hojas de balance de los bancos (ver Gráfico 1). Finalmente, los RE pueden ser aplicados a los activos en lugar de los pasivos (Palley, 2004). La experiencia muestra una preferencia por los RE a los pasivos.

La gestión activa de los RE sirve para diferentes objetivos macroprudenciales, entre los que destacan:<sup>3</sup>

1. Pueden tener un rol contracíclico en un contexto amplio. En una expansión, subidas en los RE pueden incrementar las tasas de interés de préstamos, reducir el crédito y limitar el apalancamiento excesivo de prestatarios y de esa manera actuar como un límite de velocidad. En una recesión, los RE pueden relajar las restricciones del crédito en el sistema financiero, operando como un colchón de liquidez.<sup>4</sup> En este sentido, los RE pueden ser utilizados como sustitutos flexibles de otras herramientas macroprudenciales que buscan la reducción de la dinámica del crédito, siendo una alternativa a medidas más distorsionadoras como los límites al crédito.
2. Los RE al endeudamiento de bancos domésticos y extranjeros pueden ayudar a contener riesgos sistémicos al mejorar la estructura de fondeo del sistema bancario de manera similar a algunos requerimientos de liquidez propuestos en Basilea III (Terrier y otros, 2011). También pueden reducir la dependencia del financiamiento extranjero de corto plazo, mitigando la vulnerabilidad del sector bancario a un rápido ajuste de las condiciones de liquidez. En Perú, el manejo activo de RE sobre pasivos extranjeros con madurez menor a 2 años provee evidencia sobre cómo los RE sobre líneas

<sup>3</sup> Los beneficios no son necesariamente acumulativos y pueden ser mutuamente excluyentes entre ellos. Para una discusión general sobre políticas macroprudenciales ver FMI (2010, 2011d).

<sup>4</sup> Las propuestas de liquidez de Basilea III asumen que los activos son líquidos en épocas de crisis. Los RE pueden ayudar a cerrar esta brecha si los activos no son líquidos, tema que puede ser importante debido al subdesarrollo financiero.

de crédito de bancos extranjeros pueden cambiar la composición del endeudamiento en moneda extranjera de los bancos en un contexto de grandes inlfujos de capitales.

3. Pueden ser usados como herramienta para la administración del crédito y para reducir presiones de liquidez. En tiempos de crisis, un uso asimétrico entre instrumentos, sectores e instituciones financieras, ayudaría a relajar las restricciones de liquidez en sectores específicos con impacto sistémico. Por ejemplo, en Brasil se dio liquidez a bancos pequeños al permitir reducciones de los RE a bancos grandes con la condición de que éstos den liquidez a bancos de menor tamaño. Cuando el riesgo sistémico es evidente, los RE marginales pueden dirigirse a controlar el volumen del crédito proveniente de la emisión de ciertos instrumentos (por ejemplo, CDs).
4. Los RE juegan un rol complementario como herramientas de requerimiento de capital en países donde la valorización de activos es altamente incierta y la medición de capital es poco precisa.
5. Han sido utilizados como una herramienta de capitalización de la banca. En tiempos de crisis en vez de bajar los RE, algunos gobiernos han incrementado su remuneración para ayudar a capitalizar a los bancos (por ejemplo, en Corea).
6. Podrían sustituir algunos efectos de política monetaria y lograr objetivos macroprudenciales. Por ejemplo, cuando flujos de capitales externos de gran volumen ingresan al país y ponen el ciclo de crédito en oposición a los objetivos de la política monetaria.<sup>5</sup> En este caso, los RE pueden reemplazar los incrementos en la tasa de interés de referencia (por ejemplo, en Perú).

Sin embargo, los RE conllevan a costos y pueden introducir distorsiones en el sistema financiero. Los RE pueden restringir el financiamiento bancario y también, si son remunerados por debajo de los intereses del mercado, actúan como un impuesto a los bancos. Los bancos pueden transferir estos costos a otros agentes mediante el incremento de sus márgenes entre las tasas de préstamos y depósitos, lo que podría conllevar a la desintermediación de los bancos, incrementar la intermediación no bancaria y exponer a un riesgo excesivo a sectores menos regulados. Asimismo, los RE pueden reducir el crédito a través de efectos en el financiamiento de los bancos, lo que es evidente cuando los bancos no tienen suficientes reservas. Además, los RE también pueden generar incentivos para un arbitraje regulatorio; en algunos casos, esos incentivos se materializan en la proliferación de instituciones *cuasi*-bancarias débilmente reguladas como los bancos *off-shore*. Cuando los RE son implementados de manera asimétrica a varios agentes del mercado, se convierten en un esquema de subsidios cruzados *de facto*, presionando a algunos a cambiar sus patrones de financiamiento hacia fuentes más inestables (Robitaille, 2011).

Finalmente, el diseño de la política de RE es complejo. Es un instrumento difícil de calibrar por las diversas variables que deben tomarse en cuenta y su diseño requiere de un cuidadoso análisis de sus objetivos. Ello podría incluir la decisión de sobre qué pasivos se deberían imponer, el tiempo de tenencia, las tasas, si es necesario dar una remuneración o no, y cómo calcular y constituir la base del encaje (por ejemplo, pasada o contemporánea). También, si los RE son calibrados a la par con el ciclo económico, deben tomarse en cuenta los cambios en las tasas y los cambios en el periodo de referencia. Por ejemplo, los cambios en la tasa marginal podrían tener un efecto “señal”, mientras que los cambios en el RE

<sup>5</sup> Discusión complementaria de enfoques alternativos de administración flujos de capital se encuentra en Agenor y otros (2012), FMI (2011a) y Ostry y otros (2011).

En Agenor y otros (2012) se muestra, en el contexto de un modelo de equilibrio general para una economía pequeña y abierta, que un uso moderado de políticas macroprudenciales (reglas tipo Basilea III) podría ser útil para enfrentar tensiones derivadas de grandes inlfujos de capitales.

promedio podrían tener un efecto más pronunciado sobre la liquidez de los bancos.<sup>6</sup> El nivel de encaje debe reflejar un balance entre los objetivos monetarios y de estabilidad financiera. Además, debe quedar claro que el manejo de las condiciones externas favorables a través de este instrumento no debería ser un sustituto del uso de las políticas fiscales y monetarias tradicionales y de la flexibilidad del tipo de cambio como la primera línea de defensa (Eyzaguirre y otros, 2011; FMI, 2010).

## 2 REVISIÓN DE LA LITERATURA

### CONSIDERACIONES TEÓRICAS

Los efectos de los RE dependen de la estructura del mercado bancario, del grado de desarrollo financiero y de su diseño.<sup>7</sup> Estos instrumentos han sido tradicionalmente analizados como un impuesto a la intermediación bancaria (Walsh, 2012). La estructura del mercado es importante pues los bancos, al tomar depósitos y otorgar créditos, tienen clientes en ambos lados de sus balances. En general, los cambios en el RE se pueden trasladar a las tasas de interés de préstamos en mercados donde los bancos tienen poder de mercado, o donde existan fricciones financieras (Glocker y Towbin, 2012b).<sup>8</sup> La magnitud del traspaso hacia la tasa de interés de préstamos y, posteriormente, a la oferta de créditos va a depender también de la remuneración de los RE.

Los efectos de los RE se analizan de manera simple al considerar dos escenarios extremos que consideran el poder de mercado de los bancos (Reinhart y Reinhart, 1999). El primer escenario es uno en el cual el mercado de préstamos es competitivo y el banco tiene poder para fijar la tasa de interés de depósitos. En el segundo escenario, los bancos operan en un mercado de depósitos de competencia perfecta y tienen poder para fijar la tasa de interés de préstamos.

#### *Mercado de préstamos competitivo, poder de mercado en el mercado de depósitos*

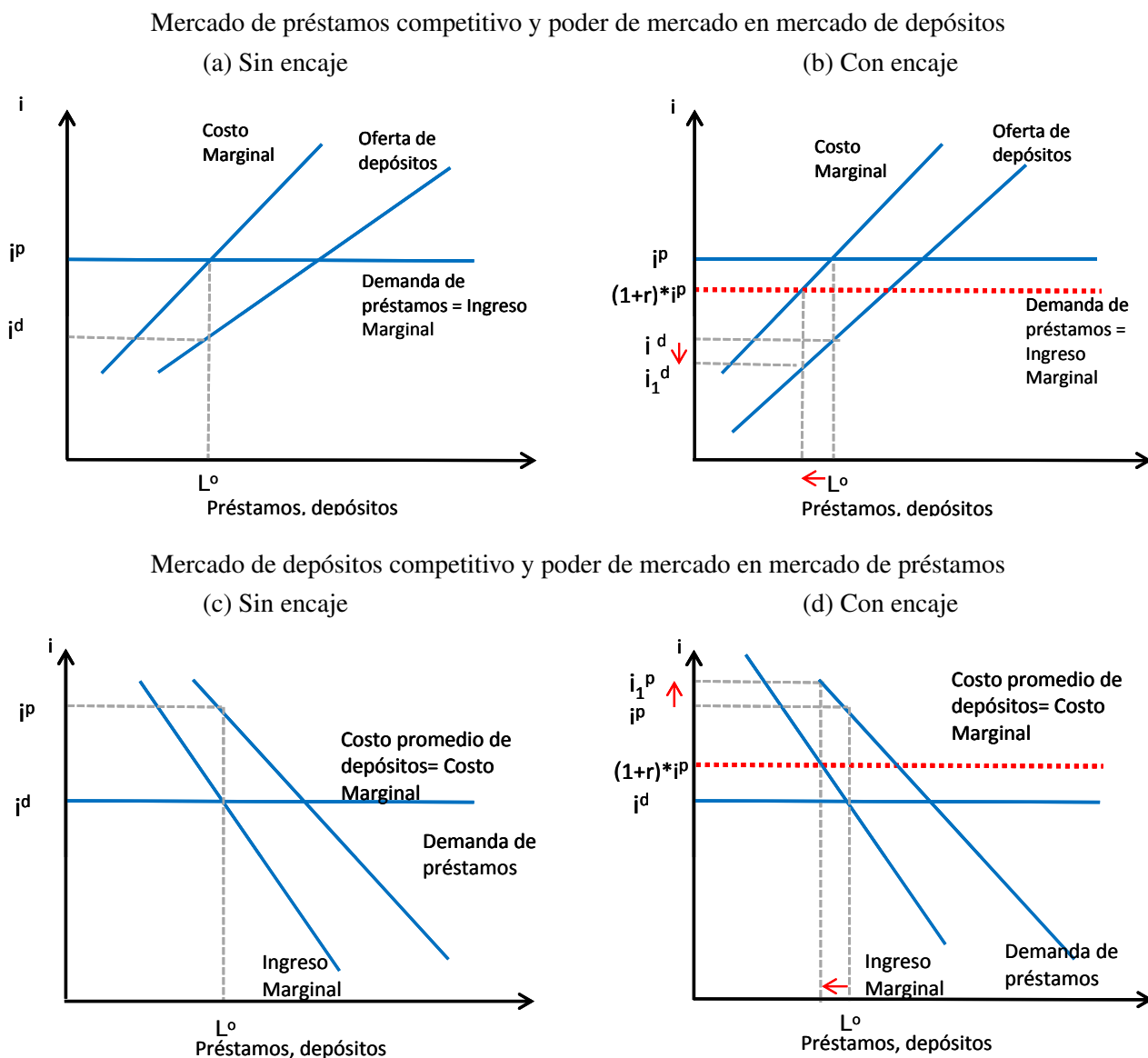
Este escenario, donde el banco toma los precios del mercado de préstamos, se ilustra en los paneles (a) y (b) del Gráfico 2 (p. 51). El banco enfrenta una curva de oferta de fondos con pendiente positiva y una curva de costo marginal con pendiente positiva. Debido a que el banco toma los precios del mercado de préstamos, la demanda de los préstamos y su retorno marginal son horizontales al precio  $i^p$ . Nótese que el banco ejercita su poder en el mercado de depósitos y determina la tasa pagada por los depósitos  $i^d$ , la cual está por debajo de la tasa de interés de préstamos. En ausencia de poder de mercado, y si la oferta de depósitos fuera igual a su similar agregada, la tasa de interés por depósitos sería más alta y la oferta de préstamos sería mayor, y se determinarían por la intersección de la curva de oferta de depósitos y la curva de demanda de préstamos. Los RE se introducen como un impuesto, al cual denominamos  $r$ , que desplaza proporcionalmente hacia abajo al retorno marginal de depósitos. En el nuevo equilibrio, los bancos reducen su intermediación, reducen sus ganancias y bajan la tasa de depósitos. Finalmente, hay un traspaso completo de los RE hacia los depositantes en la forma de menores tasas de interés.

<sup>6</sup> Es bueno mencionar que el uso de los RE promedio como instrumento prudencial tiene una potencial debilidad, debido a que los bancos pueden cumplir con los requerimientos y reducir sus reservas por un periodo, pudiendo no tener suficientes reservas cuando son requeridos (Gray, 2011).

<sup>7</sup> Esta sección no enfatiza los efectos de los RE en el multiplicador monetario. Su impacto es conceptualmente diferente y cae en el ámbito de la política monetaria.

<sup>8</sup> Los autores desarrollan un modelo de equilibrio general con tres tipos de fricciones que caracterizan la estructura financiera: (i) segmentación de mercado, donde los hogares tienen depósitos en los bancos y los inversionistas son forzados a obtener créditos de los bancos; (ii) costo real asociado a depósitos bancarios, lo cual depende de las tenencias de los bancos como excesos de encaje; y (iii) costos de agencia debido al problema derivado de préstamos de bancos a emprendedores (contrato óptimo con verificación costosa de estados). Ver Walsh (2012).

**GRÁFICO 2.** Efectos del encaje según estructura de mercado de préstamos y de depósitos



NOTA: En el eje de ordenadas se representa a la tasa de interés de préstamos  $i^P$  y de depósitos  $i^d$ .

*Mercado de depósitos competitivo, poder de mercado en el mercado de préstamos*

En este escenario, el costo marginal de los fondos (depósitos) es constante al nivel  $i^d$ , mientras que la demanda para los préstamos y el retorno marginal tienen pendiente negativa, ver Gráfico 2(c). En equilibrio se tiene mayor disponibilidad de créditos a una menor tasa de interés. Al introducir los RE, el costo de los fondos aumenta y la curva marginal de depósitos se desplaza hacia arriba, ver Gráfico 2(d). El nuevo equilibrio implica una tasa de interés de préstamos más alta y un declive en el crédito disponible. Por último, el costo de los RE es trasladado hacia los prestatarios.

*Discusión*

En resumen, los RE reducen el volumen de crédito en la economía, limitan su velocidad y, dependiendo de la estructura de mercado, pueden llevar a mayores tasas de préstamos o menores tasas de depósitos. En

ambos casos, el margen o *spread* de las tasas de interés aumenta.

El modelo considerado es de equilibrio parcial; sin embargo, en un contexto de equilibrio general, es importante considerar respuestas endógenas, algunas de las cuales son amplificadas o mitigadas por el régimen monetario o por la presencia de fuentes de financiamiento substitutas en el mercado. Por ejemplo, en un régimen de política monetaria basada en agregados monetarios, los RE tienen un efecto directo en el multiplicador monetario y, por ende, en agregados monetarios y en el crédito.<sup>9</sup>

En un régimen de metas explícitas de inflación, el efecto es menos evidente ya que el banco central, en principio, está listo para ofrecer la liquidez necesaria para que el mercado se limpie a la tasa de interés de política de corto plazo. Si el crédito del banco central es un sustituto cercano a los depósitos, los RE más altos hacen que las tasas de depósitos sean menores, manteniendo sin cambios las tasas de préstamos.<sup>10</sup> Pero si esta condición no se cumple (porque exagera los descalses de madurez de los bancos o porque existe incertidumbre sobre el futuro de las tasas de interés de política de corto plazo), entonces los RE bajarían el volumen del crédito y subirían las tasas de interés activas (Betancourt y Vargas, 2008). Ello resalta el rol de la sustitución imperfecta entre instrumentos y mercados como una condición necesaria para que los RE sean efectivos.

En términos generales, la existencia de fricciones financieras determina en gran medida el rol de los RE y su interacción con la política monetaria. En Glocker y Towbin (2012a) se muestra que en un régimen de política monetaria en el cual la tasa de política se ajusta a la inflación y al producto, y los RE se ajustan a la cantidad de préstamos, los RE pueden lograr los objetivos de estabilidad financiera, mientras que la tasa de referencia puede conseguir el balance entre inflación y producto.

### LA EXPERIENCIA RECIENTE DE AMÉRICA LATINA

En América Latina, los bancos centrales han usado los RE de manera contracíclica para manejar el crecimiento del crédito y las condiciones de liquidez en la economía, y preservar la estabilidad del sistema financiero (Brasil, Colombia y Perú). A continuación, mostramos que este comportamiento se dio antes, durante y después de la crisis financiera de 2008-2009:

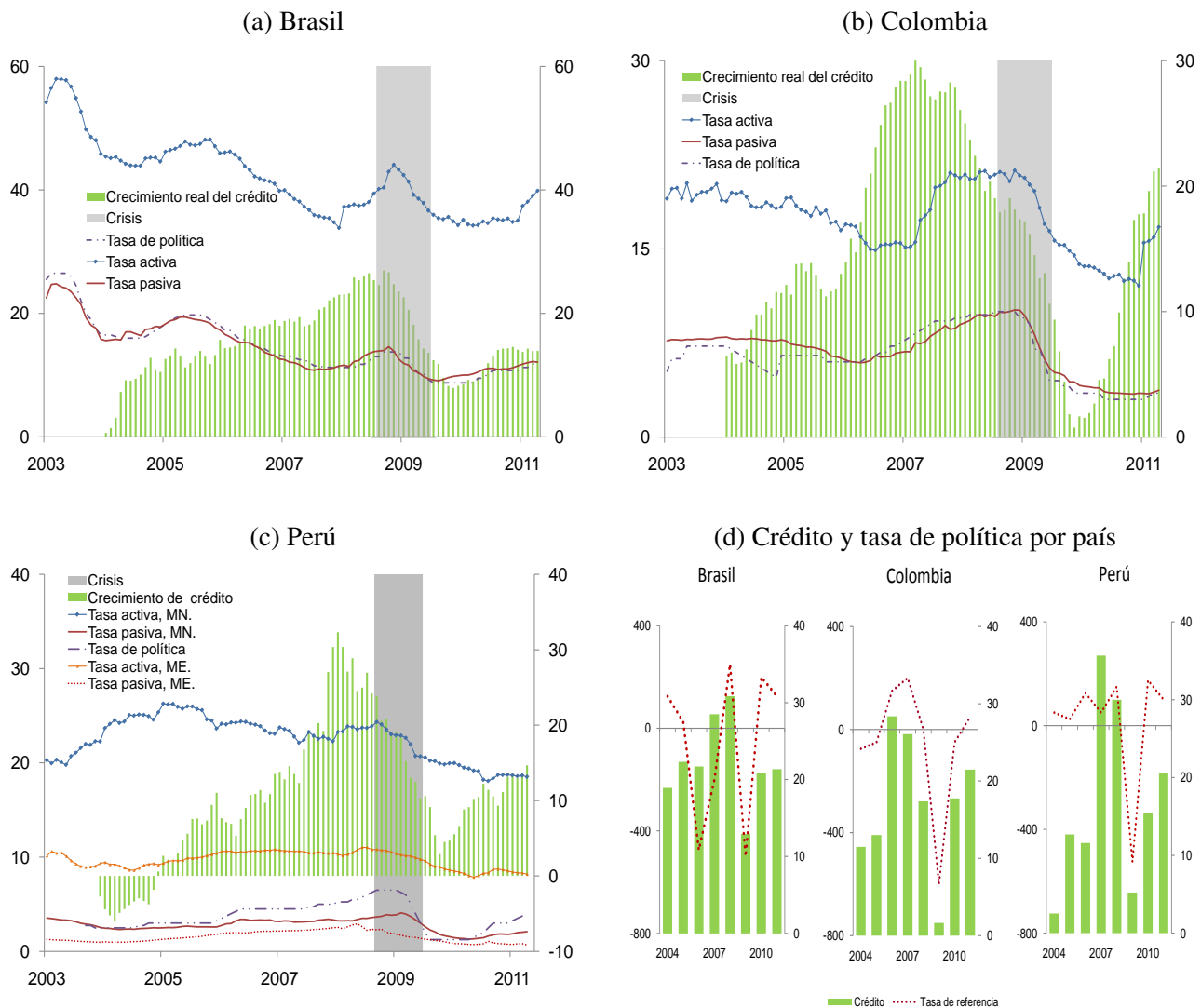
- Antes de la crisis mundial, la subida del crecimiento del crédito y las grandes presiones causadas por los flujos de capitales, en particular durante 2006-2008, forzaron a los bancos centrales de Colombia y Perú a incrementar gradualmente sus tasas de interés de referencia. Sin embargo, estas medidas no fueron capaces de contener la expansión del crédito inducida por un flujo casi insostenible de capitales (el crecimiento real anual del crédito excedió en algunos casos el 30%, ver Gráfico 3, p. 53) que empezaba a afectar la salud del sistema bancario debido a la tendencia creciente de la morosidad.

En este contexto, la introducción de RE promedio y marginal trató de contener los riesgos asociados con la expansión del crédito, ver Gráfico 4 (p. 54). En Brasil el crédito a la banca privada también se expandió rápidamente durante este periodo (35% de crecimiento anual). Sin embargo, la respuesta del Banco Central de Brasil (BCB) fue menos agresiva y la tasa de interés se ajustó levemente, y los RE, que ya estaban en niveles altos, no fueron ajustados (Gráfico 3).

<sup>9</sup> El desarrollo financiero ha afectado la relevancia del multiplicador monetario. Si los bancos pretenden titular préstamos, los préstamos originados por bancos podrían superar el monto total de los depósitos.

<sup>10</sup> Éste es el caso en el modelo de Edwards y Végh (1997). Este modelo considera una economía pequeña y abierta que permite examinar la contraciclicidad de los RE, donde los bancos se prestan del resto del mundo, lo cual genera una ganancia en términos de los márgenes de depósitos si pueden financiarse domésticamente a menor costo. Sin embargo, el modelo considera un régimen de tipo de cambio fijo.

**GRÁFICO 3.** Tasas de interés y crecimiento real de crédito al sector privado por país



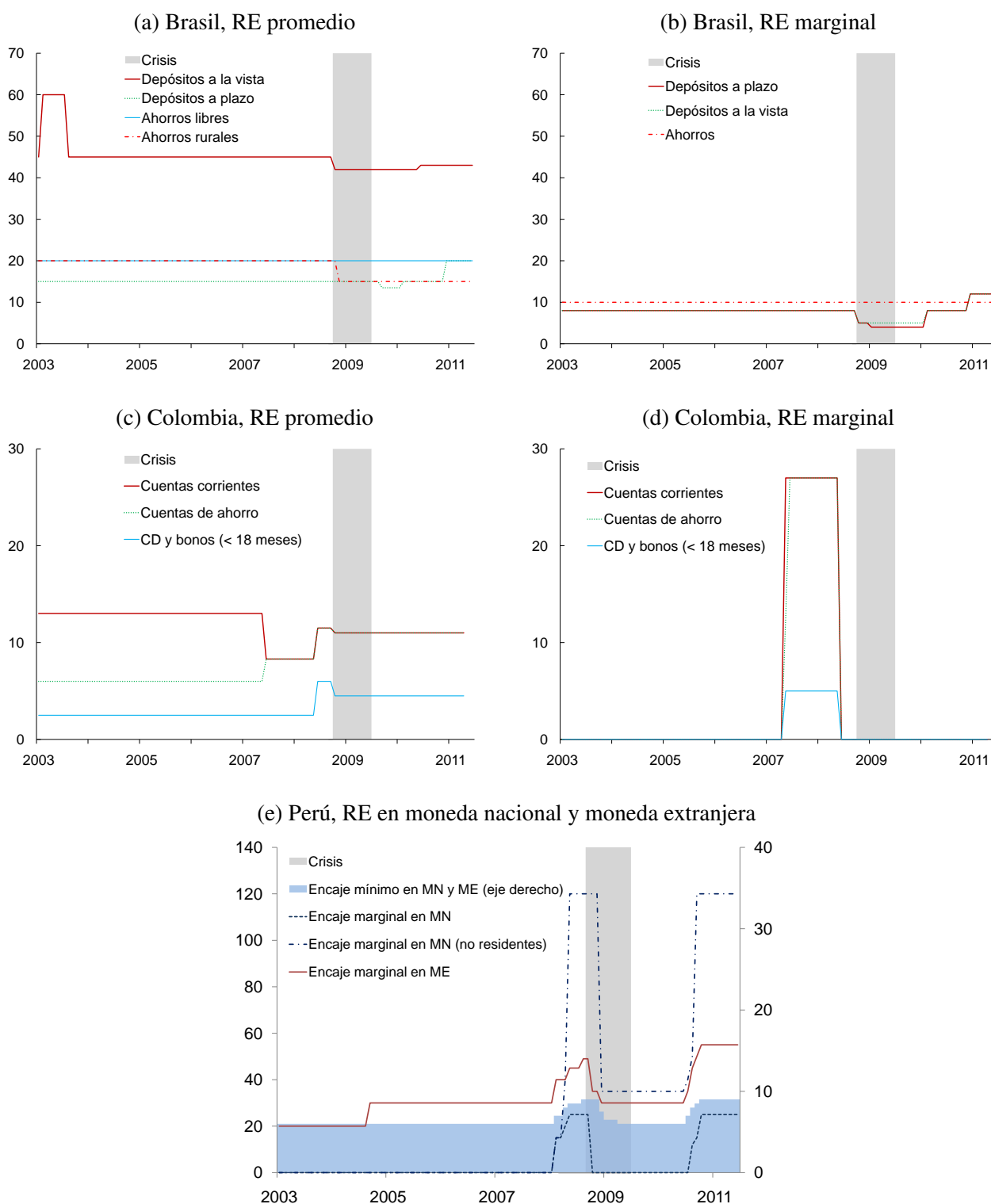
**FUENTE:** Banco Central de Brasil y EMED *Emerging Americas*, Banco Central de Colombia y Superintendencia Financiera de Colombia, y Banco Central de Perú.

**NOTAS:** En los paneles (a), (b) y (c) se presentan las tasas de interés y el crecimiento real del crédito al sector privado, en porcentajes. En Brasil, las tasas de depósitos y préstamos corresponden al promedio del sistema. En Colombia, las tasas de préstamos corresponden al promedio del sistema, mientras que la tasa de depósitos corresponde a la tasa de interés de CDs a 90 días. En el panel (d), el eje derecho representa el crecimiento anual del crédito en porcentajes, y el izquierdo los cambios en la tasa de referencia en puntos básicos.

- Durante la crisis financiera, y luego de la quiebra de Lehman Brothers en setiembre de 2008, la principal preocupación de la política monetaria fue mantener el flujo de crédito y evitar un racionamiento crediticio que podían derivar en un colapso económico. En Jara y otros (2009) se describe con detalle las políticas implementadas en América Latina durante la crisis mundial.

Los bancos centrales respondieron con agresivos cortes a las tasas de interés de referencia que ayudaron a mitigar los efectos adversos en la actividad económica y contribuyeron a la reducción de las tasas de préstamos bancarios. Éstas se redujeron 600, 525 y 500 puntos básicos en Colombia, Perú y Brasil, respectivamente. Adicionalmente, se bajaron o eliminaron los RE inyectando liquidez adicional al sistema (Gráfico 4). A pesar de estas medidas, todos los países fueron testigos de un enfriamiento en el crédito (Gráfico 3).

**GRÁFICO 4. Requerimientos de encaje (porcentajes)**



**FUENTE:** Banco Central de Brasil, EMED *Emerging Americas*, Banco Central de Colombia y BCRP.

**NOTAS:** En Brasil, los depósitos a plazo pueden ser comparados con títulos de deuda pública. Los ahorros rurales y los ahorros libres son remunerados. En Colombia, se considera Certificados de Depósitos y bonos con madurez menor a 18 meses.

- Después de la crisis mundial, los RE han ayudado a administrar la excesiva liquidez en el contexto de condiciones monetarias acomodaticias y fuertes flujos de capitales. La actividad económica y el crédito se recuperaron llegando a nuevos máximos a mediados de 2011. El crédito en términos reales de los bancos al sector privado empezó a registrar tasas de crecimiento anuales por encima del 20% incentivado por la favorable condición financiera global, grandes flujos de capitales y precios de *commodities* históricamente altos.

En este contexto, Brasil y Perú ajustaron la tasa de interés de referencia e incrementaron los RE de manera agresiva durante 2010 mientras que las autoridades colombianas evitaron utilizar RE – Gráficos 4(c) y 4(d). A pesar estas medidas, las condiciones fueron tan favorables que la dinámica del crédito permaneció robusta, pero a niveles por debajo de los experimentados antes de la quiebra de Lehman Brothers en setiembre de 2008.

El uso contracíclico de los RE del BCB durante la crisis global fue agresivo e innovador, apoyando la estabilidad financiera a través de los efectos en la liquidez y la colocación de créditos – Gráficos 4(a) y 4(b). Además, el BCB usó los RE para estimular la redistribución de liquidez. En octubre de 2008, los bancos grandes fueron parcialmente exonerados de los RE en los depósitos a plazo si estos compraban activos de otros bancos más pequeños. Asimismo, se introdujo un nuevo tipo de depósito con garantías especiales a través del Fondo de Seguro de Depósitos de modo que las instituciones que usaban este instrumento podían beneficiarse de la reducción de RE. Finalmente, se obligó a las instituciones financieras a extender créditos rurales financiado por la reducción de RE.

En 2010, el BCB ajustó la política macroprudencial para manejar la expansión del crédito. Específicamente, se incrementaron los RE promedio, así como los requerimientos de capital a préstamos de consumo de largo plazo y al financiamiento de vehículos. Además, en enero de 2011 se introdujeron nuevos RE a las posiciones en dólares de los bancos en el mercado *spot* de moneda extranjera (Terrier y otros, 2011).<sup>11</sup> Esta medida apuntó a desalentar operaciones de *carry trade* y moderar las presiones de corto plazo a la apreciación del Real. Desde noviembre de 2011, durante la crisis europea, se redujeron los requerimientos de capital a préstamos vehiculares de hasta 60 meses y créditos personales de hasta 36 meses. Al mismo tiempo, se incrementaron los requerimientos de capital en préstamos personales por encima de 60 meses. En diciembre de 2011, los grandes bancos fueron autorizados a adquirir activos de los bancos pequeños usando recursos de los RE de depósitos a plazo; al mismo tiempo, la remuneración de depósitos a plazo se redujo para estimular la adquisición de activos de pequeños bancos.

En Colombia – Gráficos 4(c) y 4(d) – los RE a depósitos en moneda nacional antes de la crisis se complementaron con controles de capitales (por ejemplo, los RE en endeudamiento en moneda extranjera e influjos de portafolio) y con medidas macroprudenciales más severas, como la introducción de límites a las posiciones de los bancos en productos derivados.

A su vez, en Perú los RE se utilizaron para contener la presión del crecimiento del crédito en el contexto de grandes flujos de capitales – antes del episodio de Lehman Brothers y en 2010 y 2011 – Gráfico 4(e). Esto se complementó con otras medidas macroprudenciales, incluyendo, RE a pasivos externos con madurez menor a 2 años y límites a la posición neta de moneda extranjera (total y posiciones derivadas). El manejo diferenciado de los RE para depósitos en monedas nacional y extranjera ha permitido al BCRP manejar los riesgos inducidos por la dolarización de la economía. Por ejemplo, en enero de 2011, el BCRP incluyó en el cálculo de los RE a los créditos canalizados a través de agencias *off-shore* de instituciones financieras domésticas.

<sup>11</sup> En julio de 2011 se redujo el umbral de excepción a mil millones de dólares (de 3 mil millones) o al nivel I de capital (lo que sea menor), mediante el cual los bancos no tienen que pagar 60% de encaje sobre posiciones cortas de dólares en el mercado *spot*.

## LITERATURA EMPÍRICA RECIENTE SOBRE LA EXPERIENCIA DE AMÉRICA LATINA

Hay pocos estudios que examinan la efectividad de los RE en la región. Edwards y Végh (1997) es una de las primeras contribuciones; sin embargo, el centro de este estudio es el mecanismo de amplificación del sistema bancario debido a choques externos y no se controla por los RE como medida específica. La literatura parece estar limitada por la heterogeneidad en la aplicación de los RE en los diversos países, lo cual dificulta estudios comparativos, y por el hecho de no haber consenso sobre su efectividad y sobre la estrategia óptima de aplicación.

Vargas y otros (2010) encuentran que en Colombia los RE tienen un rol significativo de largo plazo en la tasa de interés de préstamos y en el reforzamiento del traspaso de la tasa de política a las tasas de préstamos y depósitos. Esta evidencia sugiere que los RE podrían reforzar los mecanismos de transmisión de la política monetaria en un esquema de metas explícitas de inflación. Sin embargo, estos beneficios necesitan ser contrastados con sus costos en la intermediación financiera y respecto a las dificultades en la administración de estas herramientas. El estudio resalta que el uso de los RE se justifica toda vez que los instrumentos tradicionales de política (menos costosos) son insuficientes para mantener la estabilidad financiera y de precios. Por otro lado, Bustamante (2011) – haciendo uso de un modelo de equilibrio general con agentes heterogéneos y intermediarios financieros adversos al riesgo – muestra que el uso contracíclico de los RE contribuye a reducir marginalmente la volatilidad del consumo. Un tema clave es que los RE son más efectivos mientras los bancos son más adversos al riesgo.

Montoro y Moreno (2011) revisan la experiencia reciente de Brasil, Colombia y Perú. Utilizando simulaciones estáticas, sostienen que este instrumento asiste a la conducción de política monetaria mediante la resolución de dilemas relativos al flujo de capitales, restaura el mecanismo de transmisión de la política monetaria y ayuda a contener el crecimiento del crédito. Por su parte, Lim y otros (2011) – cuya muestra abarca 49 países entre 2000 y 2010 – sugieren que la mayoría de estos instrumentos son efectivos en reducir la prociclicidad del sistema financiero, pero esto depende del tipo de choque. Específicamente, los RE reducen la prociclicidad del crecimiento de crédito en el corto plazo y no se determina si existen efectos persistentes. Se sugiere además que los RE deben ser recalibrados periódicamente para preservar su efectividad.

León y Quispe (2010) resaltan el rol de los RE como un instrumento monetario no convencional en tiempos de crisis y en el contexto de una economía dolarizada. Asimismo, Evandro y Takeda (2011) y Glocker y Towbin (2012b) analizan, usando datos de Brasil, los efectos de los RE en el corto y largo plazo. El primer estudio concluye que los RE causan una contracción en el crédito para los hogares, especialmente de bancos pequeños. El segundo estudio utiliza un vector autoregresivo estructural (SVAR) para identificar choques de tasas de interés y RE y encuentra que el aumento discrecional de cualquiera de las tasas lleva a una reducción en el crédito doméstico, pero sus efectos en agregados macroeconómicos difieren. También sugieren que mayores tasas de RE inducen a una depreciación del tipo de cambio e inflación. Al final, los RE actúan como una herramienta para la estabilidad financiera y constituye un componente útil para la política monetaria, resultado que es consistente con argumentos teóricos desarrollados en Glocker y Towbin (2012a).

La literatura regional contiene también algunas críticas al uso contracíclico de los RE. Para Brasil, Robitaille (2011) señala la existencia de obstáculos en el esfuerzo para limitar la exposición de los bancos a los riesgos de liquidez, especialmente si el instrumento es usado de manera asimétrica. El punto es que antes de la crisis financiera global, altos RE alteraron el comportamiento de los bancos, induciéndolos a encontrar formas de financiamiento que podían incrementar la fragilidad financiera. Mientras los grandes bancos son capaces de introducir un sustituto (estable y seguro) de los depósitos a plazo, los bancos más pequeños se ven forzados a incrementar su dependencia en ventas de portafolio de préstamos (menos

estables y más riesgosos). Como resultado, después de la crisis financiera, al relajarse los RE, los grandes bancos acumularon liquidez y el gobierno hizo las veces de un prestamista de última instancia. Esto implica que los RE no aseguraron necesariamente la adecuada provisión de liquidez, en parte porque los bancos pequeños fueron exonerados mientras que los bancos utilizaron la innovación financiera para eludirlos. Este estudio hace evidente las complejidades de diseñar y calibrar este instrumento.

### 3 ANÁLISIS EMPÍRICO

A continuación, evaluamos el impacto de los RE y otros instrumentos macroprudenciales en los créditos bancarios al sector privado en cinco países de América Latina: Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. El periodo considerado va de enero de 2003 hasta abril de 2011. En la muestra, combinamos países que han usado activamente los RE y otras políticas macroprudenciales de manera contracíclica (Brasil, Colombia y Perú), y otros países donde se utilizaron moderadamente (Chile y México).

Los datos macroeconómicos fueron obtenidos de bancos centrales o de Haver Analytics, mientras que la información macroprudencial es construida por los autores, y contrastada con la encuesta del Departamento de Mercados Monetarios y Capitales del FMI (Lim y otros, 2011).

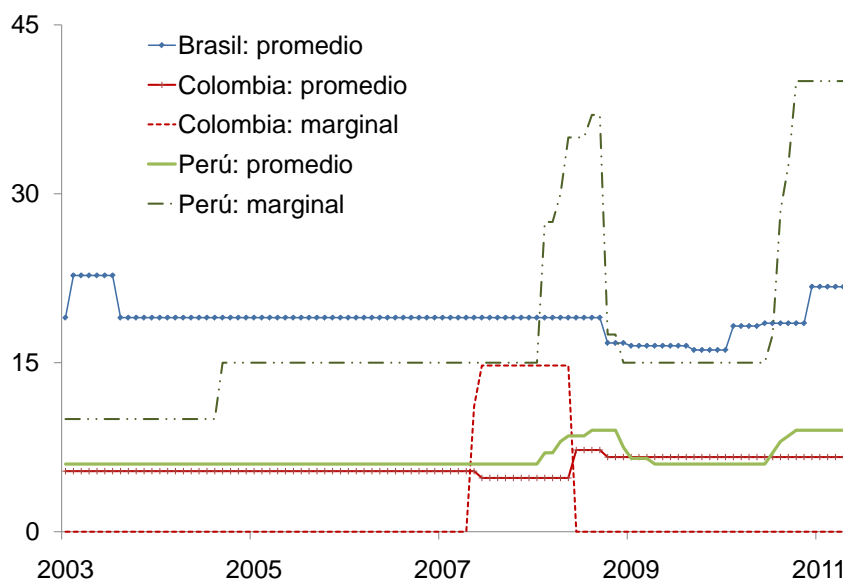
Utilizamos dos metodologías complementarias. El primer enfoque se basa en el análisis de eventos, en cuyo caso los efectos de las medidas de la política monetaria se monitorean alrededor del periodo de aplicación de la política. Por definición, el análisis de eventos está limitado a países que usaron los RE activamente (Brasil, Colombia y Perú).

El segundo enfoque usa un modelo de vectores autoregresivos (VAR) con datos de panel, método que permite analizar los efectos de retroalimentación entre el crédito, actividad económica, política monetaria y los instrumentos prudenciales. El análisis VAR de datos de panel es capaz de aislar los efectos de los RE y otros instrumentos macroprudenciales de otros choques y sacar ventaja de las heterogeneidades entre países y a través del tiempo.

Para ambos enfoques, construimos una variable binaria acumulada que captura los cambios en los RE y en otras medidas macroprudenciales. Este procedimiento enfatiza el impacto diferenciado de los RE promedio y marginal. La variable binaria acumulada captura los cambios en los RE y por lo tanto facilita la comparación entre países. Sin embargo, esta variable no captura los cambios en la remuneración de los encajes, ni las deducciones o periodos de referencia. El indicador de otras medidas macroprudenciales, distintas a los RE, captura los cambios en las medidas que se listan en el Cuadro 1.

Asimismo, el uso de esta variable binaria captura los cambios de la política y aísla el rol de aquellas políticas que no se modifican durante el ciclo. Por ejemplo, las regulaciones actuales pueden ser tan estrictas que no requieren un ajuste durante el ciclo; en esos casos, sería deseable tener una medida que controle por el nivel de las regulaciones y no solamente por sus cambios. En este punto, es importante recalcar que dada la compleja estructura de los RE en todos los países, nos apoyamos exclusivamente en cambios en los RE para identificar los choques de política.

Con estas consideraciones, nuestra medida de RE se sustenta en simples tasas promedio (en Brasil, de depósitos a la vista y ahorros; en Colombia, de cuentas corrientes y ahorros, CD y bonos; y en Perú, la tasa requerida publicada por el banco central, véase Gráfico 5, p. 58). Finalmente, el procedimiento tiene la ventaja de concentrarse en efectos de cambios en la política. Los resultados podrían ser mejorados mediante una medida de impuesto equivalente que capture el tamaño de los cambios de política. Esto último es particularmente relevante en el caso de los RE marginales, tema que se discute más adelante.

**GRÁFICO 5.** América Latina: Requerimientos de encaje promedio y marginal

FUENTE: FMI y Bancos Centrales de países considerados.

NOTAS: Brasil: RE para depósitos a la vista y depósitos a plazo. Colombia: RE para cuentas corrientes, ahorros, CDs y depósitos a plazo. Perú: RE para depósitos en moneda nacional y moneda extranjera.

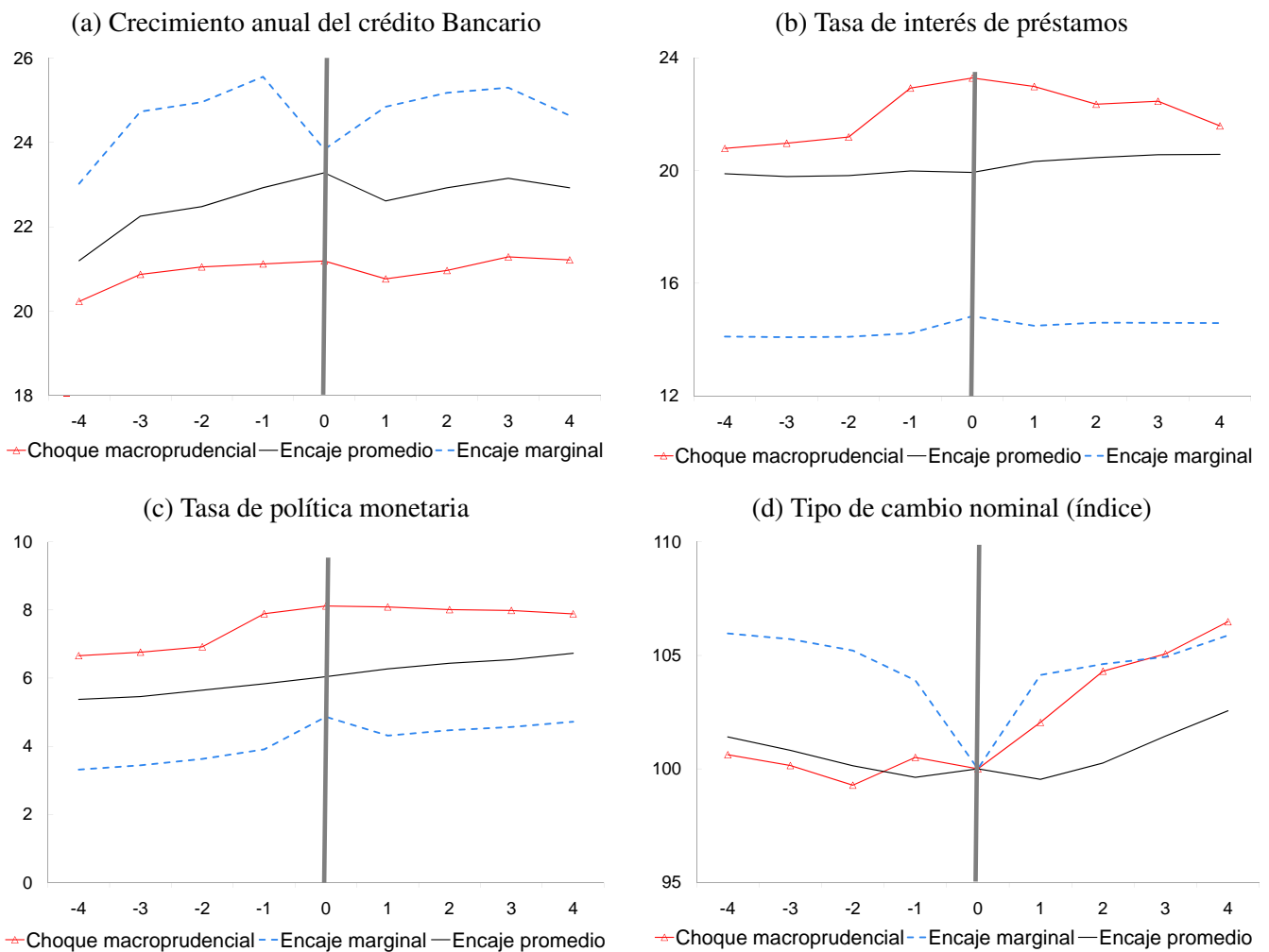
### ANÁLISIS DE EVENTOS

En el Gráfico 6 (p. 59), se muestra el comportamiento del crecimiento anual del crédito bancario al sector privado, tasas de préstamos, tasas de referencia y tipos de cambio cuatro meses antes y después del momento de implementación de tres políticas: (i) RE promedio, (ii) RE marginal y (iii) otras políticas macroprudenciales. Los efectos de los RE son presentados por separado y usando una variable binaria acumulada como medida de choque macroprudencial.

Los RE y otras políticas macroprudenciales conllevan a una desaceleración moderada y transitoria en el crecimiento del crédito bancario al sector privado – Gráfico 6(a). Los resultados muestran que:

1. Los países introducen políticas macroprudenciales y RE cuando el crecimiento del crédito está en auge (tasas de crecimiento que exceden el 20% anual) y acelerándose.
2. La introducción de estas políticas se asocia con una inmediata, pero moderada, reducción en el crecimiento del crédito bancario tan sólo un mes después del choque.
3. Los efectos en el crecimiento del crédito son temporales, y la tasa de crecimiento del crédito retorna a sus niveles antes del choque después de cuatro meses.
4. A pesar de que los resultados parecen sugerir que los RE marginales están asociados con un declive pronunciado del crédito bancario, ello podría deberse a la sincronización del ajuste de los RE con las subidas en tasas de interés de referencia – Gráfico 6(c). El análisis de eventos no permite diferenciar los efectos de los RE marginales de los choques de política monetaria.
5. Los instrumentos macroprudenciales debilitan significativamente el tipo de cambio nominal – Gráfico 6(d) – resultado que está en línea con Glocker y Towbin (2012a).

**GRÁFICO 6.** Impacto de medidas macroprudenciales en el crecimiento del crédito privado



FUENTE: FMI y datos de Bancos Centrales.

NOTAS: El eje de ordenadas representa meses. La política se implementa en el periodo 0 (la línea vertical en cada figura).

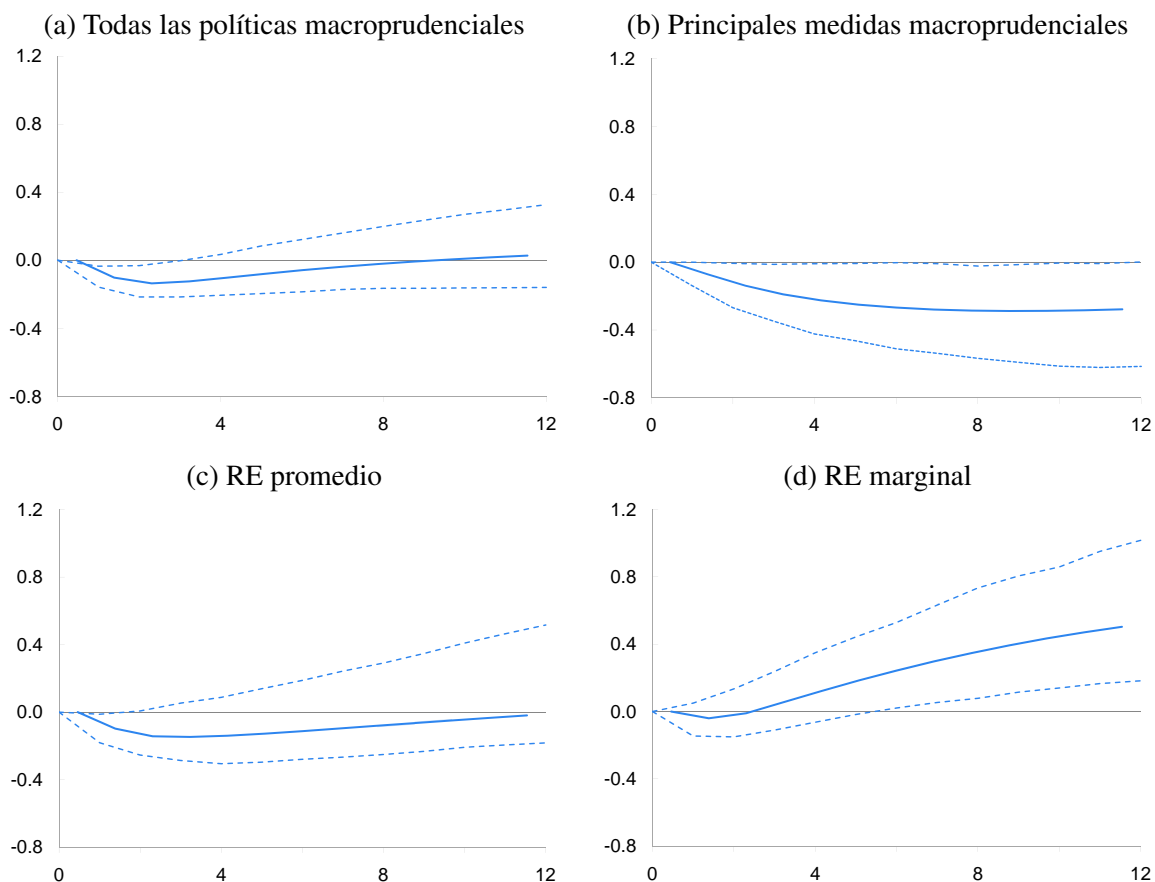
### VAR CON DATOS DE PANEL

Esta metodología combina un modelo VAR tradicional, en la cual todas las variables del sistema son endógenas, con modelos de datos panel, procedimiento que permite controlar por la heterogeneidad individual no observable. Específicamente, consideramos un modelo VAR de segundo orden:

$$z_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{it-1} + \Gamma_2 z_{it-2} + f_i + e_{it}, \tag{1}$$

donde  $z_{it}$  es un vector de cuatro variables (variable binaria de política macroprudencial, tasa de interés de política, nivel de actividad económica y crecimiento del crédito al sector privado) o un vector de seis variables (variable binaria de encaje marginal, variable binaria de encaje medio, variable binaria de otras políticas macroprudenciales, tasa de interés de política, nivel de actividad económica y crecimiento del crédito al sector privado).

Las series tienen periodicidad mensual. La variable de política macroprudencial es una variable binaria acumulada que incluye los RE y otros instrumentos macroprudenciales, mostrados en el Cuadro 1. La actividad económica se mide por el índice de la producción industrial o el índice de la actividad

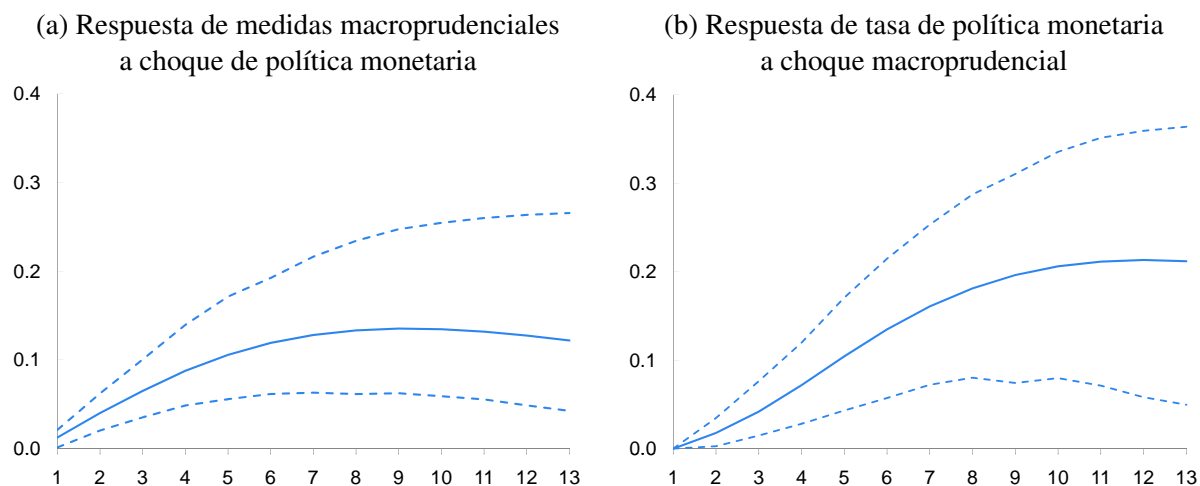
**GRÁFICO 7.** *Respuestas del crédito bancario a un choque de política macroprudencial*

económica. Las tasas referenciales del banco central, la actividad económica y el crecimiento del crédito entran al sistema en primeras diferencias.

Al aplicar el procedimiento VAR, se impone la misma restricción de la estructura de base para todas las unidades. Como es probable que la restricción sea violada en la práctica, el modelo incorpora efectos fijos  $f_i$  y permite heterogeneidad individual en los niveles de las variables. Como el efecto fijo está correlacionado con los regresores debido a los rezagos en la variable dependiente, el procedimiento de diferenciar los promedios para eliminar los efectos fijos puede llevar a resultados sesgados. Para atender este problema, usamos el procedimiento de diferenciar los promedios hacia adelante (es decir, el promedio de todas las observaciones futuras para cada país). La transformación también preserva la ortogonalidad entre las variables transformadas y los rezagos de los regresores, y permite usar estos últimos como instrumentos. Los parámetros de (1) se estiman usando el Método Generalizado de Momentos (Holtz-Eakin y otros, 1988) y los resultados son reportados mediante funciones impulso-respuesta.

Los choques se identifican mediante la descomposición de Choleski. Las variables más exógenas son las de política macroprudencial, seguidas por el nivel de actividad económica y el crecimiento de crédito bancario. Los resultados son robustos ya que son similares con un ordenamiento alternativo de las variables. El choque a las diferentes medidas macroprudenciales es igual a 1, lo que es similar a los cambios discretos unitarios de la variable binaria acumulada. Los errores estándares para los intervalos al 90% de confianza son calculados usando simulaciones de Monte Carlo.

Los resultados son consistentes con los reportados en el análisis de eventos. Ambos sugieren que las medidas macroprudenciales llevan a una reducción moderada y temporal del crecimiento del crédito

**GRÁFICO 8.** Rol complementario de las políticas macroprudenciales y de los requerimientos de encaje.

bancario al sector privado (Gráfico 7, p. 60). El impacto más fuerte se observa para los RE promedio y las otras políticas macroprudenciales. Contrariamente, encontramos que los RE marginales tienen efectos casi nulos de corto plazo, lo que sugiere que los resultados encontrados con el análisis de eventos para los RE marginales capturan esencialmente los incrementos de las tasas de referencia.<sup>12</sup> Además, desde una perspectiva de política macroprudencial también sugieren que para que estos instrumentos sean efectivos puede que sea necesario recalibrarlos con cierta regularidad, en línea con Lim y otros (2011).

Finalmente, nuestros resultados sugieren que existe reforzamiento mutuo entre las alzas de la tasa referencial y los choques de política macroprudencial (Gráfico 8, donde el choque en la tasa de referencia es de 25 pbs).

#### 4 CONCLUSIONES

Este trabajo constituye una primera aproximación para analizar empíricamente el rol y la efectividad de los RE y otros instrumentos macroprudenciales en varios países en América Latina. Nuestra revisión muestra que las autoridades en Brasil, Colombia y Perú han usado activamente los RE como herramienta para “ir contra la corriente”: (i) aumentando los RE durante una fase de expansión en el ciclo para contener el excesivo crecimiento del crédito y vulnerabilidades asociadas, y (ii) reduciéndolos durante la fase de desaceleración para aliviar las presiones de liquidez. El manejo activo de los RE es evidente antes y después de la crisis financiera de 2008.

Se argumenta que los RE ofrecen un número de beneficios, aunque también acarrear ciertos costos. Por el lado positivo, los RE pueden ayudar a aliviar la prociclicidad del ciclo de crédito y proveer un amortiguador en buenos tiempos, que puede ser usado en malos tiempos cuando la liquidez es escasa. Además, dependiendo del rango de pasivos sujetos a encaje (por ejemplo, cuando se incluyen pasivos distintos a los depósitos), los RE podrían mejorar la estructura de financiamiento del sistema bancario, disminuyendo la exposición de los bancos (y, por tanto, la magnitud del contagio dado por la interconectividad). Por estas razones, en la coyuntura del exceso global de liquidez y grandes flujos de capitales hacia economías emergentes, los RE parecen ser una herramienta útil de política para ir contra la corriente y evitar el crecimiento de los desbalances, en particular, los asociados con la excesiva

<sup>12</sup> Se requiere de un análisis más profundo sobre el impacto de los RE marginales, tema que se deja para investigación futura. En particular, se necesita controlar si los RE son más o menos restrictivos mediante una medida de impuesto equivalente.

dependencia de los bancos del financiamiento barato y volátil. Nuestro análisis también muestra que ha habido un reforzamiento del rol entre política monetaria y los RE y otras medidas macroprudenciales, con poca evidencia de sustitución. Por el lado negativo, los RE son difíciles de calibrar, al existir muchos aspectos que deben tomarse en cuenta. Éstos pueden también inducir a la desintermediación y, de este modo, direccionar los riesgos de los segmentos regulados del sistema financiero hacia los segmentos no regulados.

Se requiere de futura investigación en muchas áreas. Primero, sólo hemos examinado la efectividad de los RE y otras herramientas macroprudenciales en el crédito bancario agregado. Un análisis más completo debería medir el rol de estas políticas en otras dimensiones relevantes, como el impacto en la estructura de financiamiento de los bancos o examinar sus efectos sectoriales.<sup>13</sup> Medir su impacto en demanda doméstica agregada y la profundización financiera son también importantes.

Segundo, a pesar de que nuestros resultados sugieren que los RE y otras políticas macroprudenciales operan mejor cuando son complementadas con las tradicionales políticas macroeconómicas, es posible pensar en las circunstancias que sugieren un endurecimiento de políticas prudenciales cuando la política monetaria no cuenta con mayor margen de maniobra (por ejemplo, flujos de capitales intensificados que podrían limitar el espacio para subir la tasa de referencia y contener el rápido crecimiento del crédito). Así, es preciso entender mejor la interacción entre las políticas monetaria y macroprudenciales. Sin duda, el análisis de equilibrio general sería de gran ayuda para este propósito.

Tercero, la prioridad es construir medidas más detalladas de RE que podrían ser útiles para su diseño y calibración. Ello permitiría, por ejemplo, la evaluación de posibles efectos no lineales que surgen con el nivel y el cambio de los RE, otras políticas macroprudenciales o tasas de interés de referencia.

## REFERENCIAS

- Agénor, P., K. Alper y L. Pereira da Silva (2012), “Sudden floods, prudential regulation and stability in an open economy”, Banco Central de Brasil, Working Paper 267.
- Betancourt, Y. y H. Vargas (2008), “Encajes bancarios y la estrategia de inflación objetivo”, Banco de la República, Borradores de Economía 533.
- Bustamante, C. (2011), “Política monetaria contracíclica y encaje bancario”, Banco de la República, Borradores de Economía 646.
- Chan-Lau, J. (2012), “Do dynamic provisions enhance bank solvency and reduce credit procyclicality? A study of the Chilean banking system”, IMF Working Paper 12/124.
- Drehmann, M., C. Borio, L. Gambacorta, G. Jiménez y C. Trucharte (2010), “Countercyclical capital buffers: Exploring options”, BIS Working Paper 317.
- Edwards, S. y C. Végh (1997), “Banks and macroeconomic disturbances under predetermined exchange rates”, *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 239–278.
- Evandro, P. y T. Takeda (2011), “Recolhimentos compulsorios e o crédito bancário brasileiro”, Banco Central de Brasil, Discussion Paper 250.
- Eyzaguirre, N., M. Kaufman, S. Phillips y R. Valdes (2011), “Managing abundance to avoid a bust in Latin America”, IMF Staff Discussion Note 11/07.

<sup>13</sup> Recalamos que el pequeño efecto agregado de los RE en el crédito no implica que no sean efectivos. Ello puede darse con reducción del crédito sectorial, lo cual reduce el riesgo sistémico proveniente de vulnerabilidades sectoriales.

- Feinman, J. (1993), “Reserve requirements: History, current practice, and potential reform”, Board of Governors of the Federal Reserve System, *Federal Reserve Bulletin*, June, 569-589.
- Glocker, C. y P. Towbin (2012a), “Reserve requirements for price and financial stability: When are they effective?”, *International Journal of Central Banking*, 8(1), 65–114.
- Glocker, C. y P. Towbin (2012b), “The macroeconomic effects of reserve requirements”, WIFO Working Paper 420.
- Goodfriend, M. y M. Hargraves (1983), “A historical assessment of the rationale and functions of reserve requirements”, Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Review*, Mar/Apr, 3-21.
- Gray, S. (2011), “Central bank balances and reserve requirements”, IMF Working Paper 11/36.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey y H. Rosen (1988), “Estimating vector autoregressions with panel data”, *Econometrica*, 56(6), 1371–1395.
- Fondo Monetario Internacional (2010a), “Macroprudential tools in Latin America: A Primer”, capítulo 4 de *Regional Economic Outlook: Western Hemisphere - Heating up in the South, Cooler in the North*, October 2010.
- Fondo Monetario Internacional (2011), “Recent experiences in managing capital inflows: Cross-cutting themes and possible policy framework”, IMF Public Information Notice 11/42.
- Fondo Monetario Internacional (2011b), “Key Risks and Challenges for Sustaining Financial Stability”, capítulo I del *Global Financial Stability Report Durable Financial Stability: Getting There from Here*, April 2011.
- Fondo Monetario Internacional (2011c), *Regional Economic Outlook: Western Hemisphere — Watching out for Overheating*, April 2011.
- Fondo Monetario Internacional (2011d), “Macroprudential policy: An organizing framework”.
- Jara, A., R. Moreno y C. Tovar (2009), “The global crisis and Latin America: Financial impact and policy response”, *BIS Quarterly Review*, June, 53–68.
- León, D. y Z. Quispe (2010), “El encaje como instrumento no convencional de política monetaria”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 143, 8-16.
- Lim, C., F. Columba, A. Costa, P. Kongsamut, A. Otani, M. Saiyid, T. Wezel, y X. Wu (2011), “Macroprudential policy: What instruments and how to use them? Lessons from country experiences”, IMF Working Paper 11/238.
- McKinnon, R. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution.
- Montoro, C. y R. Moreno (2011), “The use of reserve requirements as a policy instrument in Latin America”, *BIS Quarterly Review*, March, 53-65.
- Ostry, J., A. Ghosh, K. Habermeier, L. Laeven, M. Chamon, M. Qureshi, y A. Kokenyne, (2011), “Managing capital inflows: What tools to use?”, IMF Staff Discussion Note 11/06.
- Palley, T. (2004), “Asset-based reserve requirements: Reassessing domestic monetary control in an era of financial innovation and stability”, *Review of Political Economy*, 16(1), 43-58.
- Peydró-Alcalde, J., G. Jiménez, S. Ongena y J. Saurina (2011), “Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers and credit supply: Evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments”, Tilburg University, Center for Economic Research, Discussion Paper 2012-036.
- Reinhart, V. y C. Reinhart (1999), “On the use of reserve requirements in dealing with capital flow problems”, *International Journal of Finance and Economics*, 4(1), 27-54.

- Robitaille, P. (2011), “Liquidity and reserve requirements in Brazil”, Federal Reserve Board, International Finance Discussion Paper 1021.
- Terrier, G., R. Valdes, C. Tovar, J. Chan-Lau, C. Fernández-Valdovinos, M. García-Escribano, C. Medeiros, M. Tang, M. Vera Martin, y C. Walker (2011), “Policy instruments to lean against the wind in Latin America”, IMF Working Paper 11/159.
- Vargas, H., C. Varela, Y. Betancourt y N. Rodriguez (2010), “Effects of reserve requirements in an inflation targeting regime: The case of colombia”, Banco de la República, Borradores de Economía 587.
- Walsh, C. (2012), “Reserve requirements for price and financial stability: When are they effective? (Discussion)”, *International Journal of Central Banking*, 8(1), 65–114.



## Desigualdad monetaria en un contexto de rápido crecimiento económico: El caso reciente del Perú

GUSTAVO YAMADA, JUAN F. CASTRO Y JOSÉ L. BACIGALUPO\*

*En el presente documento se analiza la evolución de la desigualdad monetaria en el Perú entre 1997 y 2010, periodo caracterizado por un proceso de rápido crecimiento económico (5% promedio anual). Se encuentra una reducción de la desigualdad de 13.4%, medida a través del coeficiente de Gini calculado con la información de ingresos de las encuestas de hogares. También calculamos el coeficiente de Gini con la información de las cuentas nacionales y mostramos que la caída en la desigualdad es un resultado robusto al potencial subreporte en los percentiles más altos de la distribución de ingresos y gastos. Por último, encontramos que la contribución del programa JUNTOS en la reducción de la desigualdad durante la segunda mitad de la década pasada fue del orden del 25%. Además, verificamos cómo la significativa expansión en cobertura ha permitido que el programa mantenga su potencial igualador a pesar de que el ingreso medio en los deciles bajos haya crecido. En cuanto al resto de factores que han permitido una igualación del ingreso, destaca la evolución de los ingresos laborales, cuyo crecimiento se ha concentrado en los percentiles 20 al 50.*

**Palabras Clave** : Desigualdad, coeficiente de Gini, crecimiento, Perú.

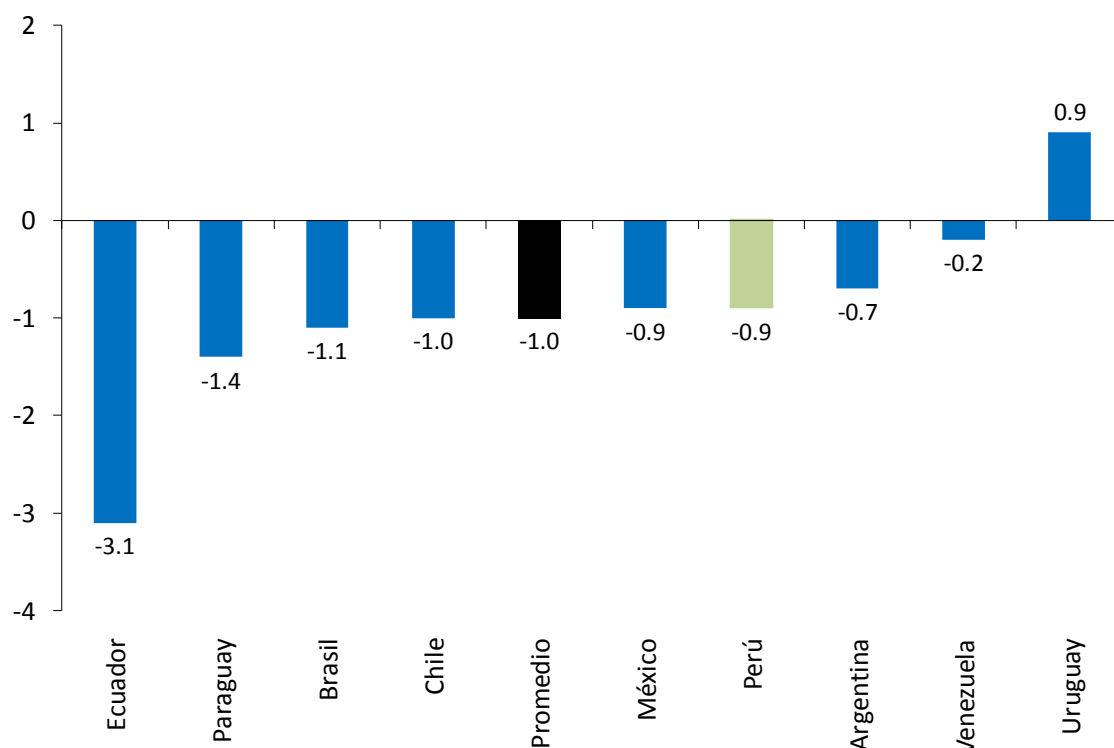
**Clasificación JEL** : H43, I12, I38, O15.

La actual crisis internacional ha puesto sobre el tapete una serie de temas que han cobrado rápida relevancia en el debate público y académico. Los sistemas financieros y el manejo de la deuda pública en los países de ingresos más altos han sido los que se han abordado con mayor interés. Sin embargo, con la duración de la crisis, algunos de estos temas han ido más allá de la perspectiva de las finanzas y la macroeconomía de corto plazo. Por ejemplo, a raíz de las protestas en las afueras de la bolsa de valores de Nueva York (*Occupy Wall Street*), se empezó a comentar en diversos medios las brechas de ingreso existentes entre las personas más ricas y pobres de los Estados Unidos. Pronto salió a la luz el hecho de que en los últimos años, y en especial con la crisis, en la mayoría de países desarrollados la desigualdad de ingresos había aumentado.

Trasladando este debate a nuestra región, un hecho ampliamente conocido es que los países de América Latina mostraban una alta desigualdad en comparación con otras regiones del mundo. Sin

\* Los autores están afiliados al Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP), Jr. Sánchez Cerro 2141, Jesús María, Lima 11, Perú. Teléfono: +511 219-0100. Yamada (e-mail: [yamada\\_ga@up.edu.pe](mailto:yamada_ga@up.edu.pe)). Castro (e-mail: [castro\\_jf@up.edu.pe](mailto:castro_jf@up.edu.pe)). Bacigalupo (e-mail: [bacigalupo\\_jl@up.edu.pe](mailto:bacigalupo_jl@up.edu.pe)).

Las opiniones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no expresan necesariamente aquellas del Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

**GRÁFICO 1.** Variación del coeficiente de Gini en países latinoamericanos, 2000 a 2006

FUENTE: López-Calva y Lustig (2010).

embargo, lo novedoso parece ser que las altas tasas de crecimiento económico recientes y la mayor inversión en sectores sociales habrían impactado de tal modo que han logrado reducir la desigualdad en los últimos años, al contrario de la tendencia en los países de altos ingresos. En el Gráfico 1 se observa cómo entre 2000 y 2006, la mayoría de países latinoamericanos han reducido su desigualdad y el Perú no sería la excepción, ubicándose cerca del promedio regional.<sup>1</sup>

Este contexto es propicio para investigar con detalle la evolución de la desigualdad en nuestro país, y analizar su relación con otras variables y políticas que la han podido impactar, tanto de modo positivo como negativo.

El presente documento tiene como objetivo analizar la desigualdad monetaria en el Perú desde el año 1997. En primer lugar, se verá la relación que ha tenido con el alto ritmo de crecimiento reportado en la última década a través de su impacto en los ingresos de los hogares.<sup>2</sup> Posteriormente, y en línea con lo estudiado por Yamada y Castro (2006), se analiza la desigualdad a través de las cuentas nacionales para determinar si existe concordancia con lo reflejado en la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH), que es la fuente oficial de datos para las medidas de pobreza y desigualdad en el Perú. Finalmente, se investiga el rol que han tenido las transferencias directas del gobierno y la evolución de los ingresos laborales en la evolución reciente de la desigualdad.

<sup>1</sup> Los cambios en la desigualdad se estiman con las variaciones porcentuales en los coeficientes de Gini. Este coeficiente mide la diferencia entre la distribución acumulada de ingresos o gastos de un grupo, también llamada curva de Lorenz, y la situación hipotética de igualdad absoluta. El mínimo valor que puede tomar es 0 si que no hay diferencia entre ambas líneas (igualdad absoluta). Por el contrario, su máximo valor es de 1 si es que sólo una persona percibe todos los ingresos del grupo.

<sup>2</sup> El ingreso de los hogares se compone principalmente de ingresos laborales, tanto de la actividad principal como secundaria, ingresos laborales extraordinarios, transferencias de dinero, rentas, pagos en especie, autoconsumo (monetizado como ingreso) y donaciones.

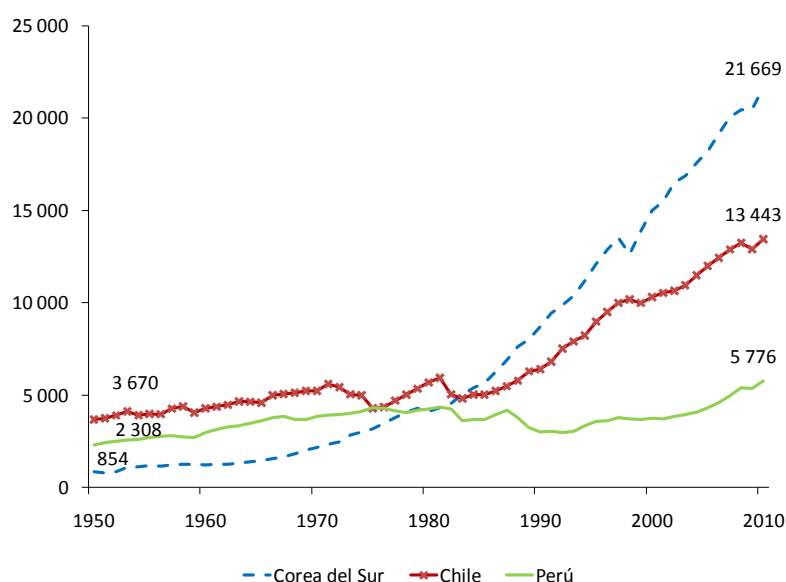
## 1 EL DESEMPEÑO MACROECONÓMICO PERUANO DE LARGO PLAZO

En las últimas décadas, el Perú ha experimentado fuertes idas y venidas en el campo económico. Especialmente, las décadas de los 70 y 80 tuvieron un tremendo impacto negativo sobre nuestro desempeño como país. Hoy en día, nuestro PBI per cápita es únicamente el doble que hace 60 años. Uno podría pensar que esta cifra no es desalentadora y que efectivamente ha habido un progreso que permite a los peruanos, en promedio, tener una mayor capacidad adquisitiva. Sin embargo, la historia debe observarse en perspectiva internacional para poder analizar nuestro avance respecto a otros países.

Una breve comparación con países que han tenido grandes logros a nivel económico e institucional, como Chile y Corea del Sur, permite comprobar que nuestro crecimiento ha sido bajo en comparación con lo que hubiésemos podido lograr si hubiéramos contado con políticas similares a las de dichos países. Como se aprecia en el Gráfico 2, en 1950 Chile tenía una producción per cápita 60% superior a la de Perú, mientras que Corea del Sur se encontraba por debajo de nuestro país. Con el transcurso de los años, cada país experimentó distintos procesos de crecimiento que han llevado al resultado observado hoy en día: las altas tasas de crecimiento del país asiático han generado una producción 25 veces más grande que la observada en un inicio y eso ha hecho que sobrepase largamente a los otros países analizados. Del mismo modo, el crecimiento económico de Chile ha cuadruplicado su PBI per cápita, que ahora más que duplica al peruano. Por tanto, visto en perspectiva, nuestro progreso en el largo plazo no ha sido tan alentador.

Sin embargo, es necesario reconocer que desde la década de los 90 el Perú ha venido mostrando un proceso de recuperación y crecimiento económico importante. La velocidad que ha tomado en la última década ha sido especialmente alta y nos ha diferenciado positivamente de otros países de la región. De la mano con esta evolución, no sólo se han desarrollado diversos sectores productivos, sino que el consumo y el ingreso de las familias han aumentado significativamente. Entre 1997 y 2010, el ingreso familiar real per cápita creció en 33%, mientras que el consumo ingreso familiar real per cápita lo hizo en 14%.<sup>3</sup>

GRÁFICO 2. PBI per cápita, 1950 a 2010



FUENTE: *The Conference Board Total Economy Database*.

<sup>3</sup> Este crecimiento parece pequeño para el espacio de tiempo analizado. Sin embargo, debe considerarse que hacia fines de los 90 el Perú vivió un periodo recesivo y tanto el consumo como el ingreso cayeron hasta el año 2001. A partir de dicha fecha inician su crecimiento, primero recuperando sus valores pre-crisis hacia el año 2006, para luego continuar su expansión.

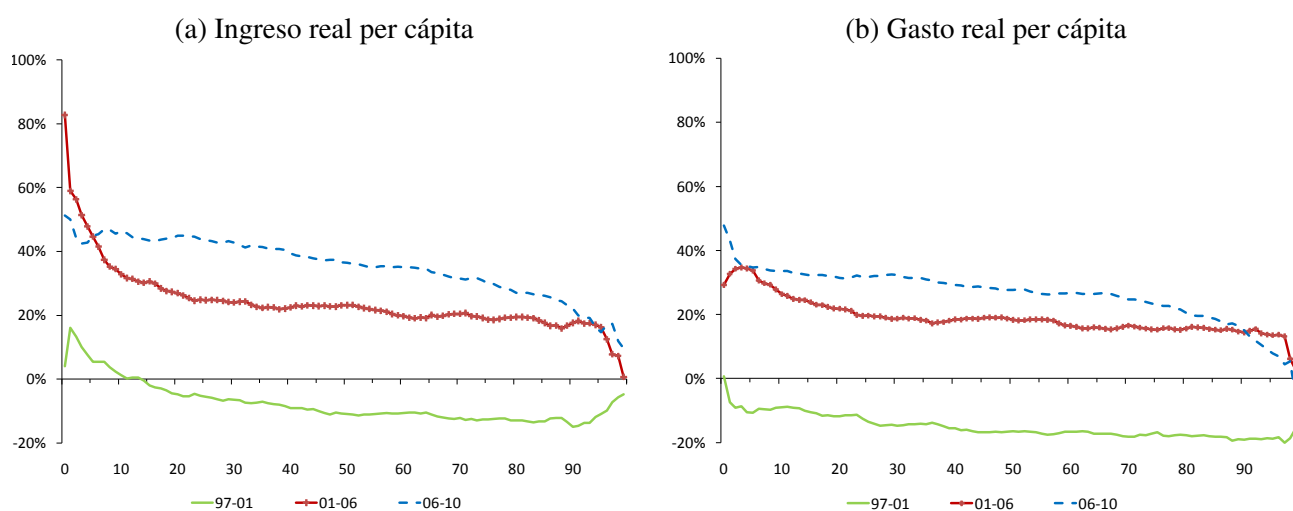
## 2 EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS Y GASTOS DE LOS HOGARES PERUANOS

El aumento de ingresos y gastos ha sido disímil según el nivel de ingresos de las familias a nivel nacional, tal como se aprecia en el Gráfico 3. Así, se observa que aquellos hogares ubicados en los percentiles más bajos han experimentado un mayor incremento porcentual de sus ingresos y sus gastos que los hogares ubicados en las partes altas de la distribución. Por ejemplo, en el primer periodo analizado, el quintil más bajo de ingresos creció en 1%, mientras que el más alto cayó en 10%. Una diferencia similar se observa por el lado del consumo: el quintil más pobre redujo su consumo en 10% y el más rico en 18%. En los siguientes periodos analizados se produce un fenómeno similar: el ingreso del quintil más bajo creció en 35% y 45% y el más alto lo hizo en 12% y 18%, respectivamente. Además, el consumo del quintil más pobre creció en 27% y 34% y el más rico lo hizo apenas en 12% y 9%, respectivamente.

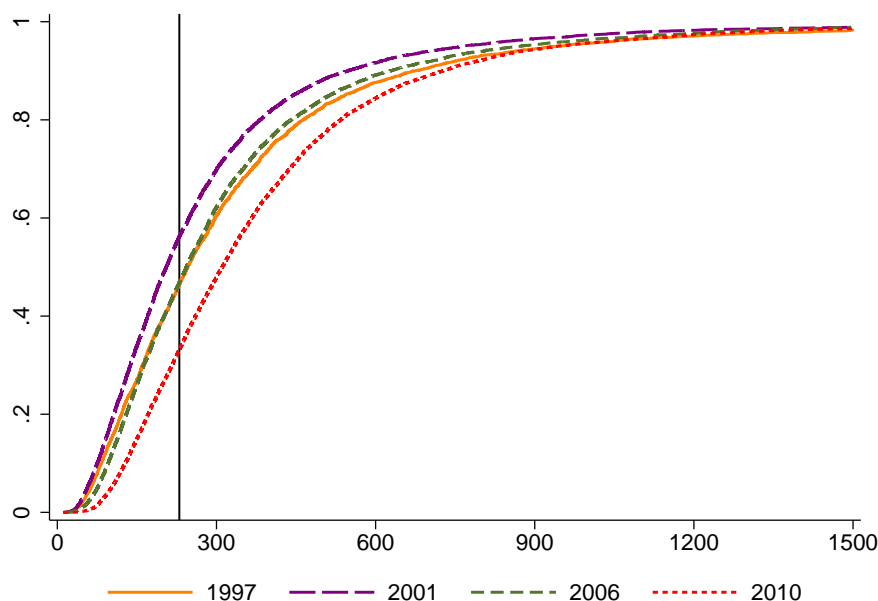
Por otro lado, hay que tener en cuenta la velocidad del crecimiento. Con el pasar de los años ésta ha ido aumentando, lo cual ha permitido que, en promedio, estos indicadores crezcan cada vez más. En el periodo recesivo 1997-2001, producto de las crisis rusa y brasileña (curvas inferiores en el Gráfico 3), sólo el primer quintil de la distribución pudo mantener un ligero incremento en su capacidad adquisitiva, mientras que todo el resto de la distribución de familias experimentó caídas significativas en sus ingresos y gastos reales. En el periodo inicial de crecimiento 2001-2006 (curvas intermedias), todos los deciles lograron pasar al terreno de crecimiento positivo en su capacidad adquisitiva, pero con un sesgo a favor de los grupos más pobres. Esta tendencia se acentúa y generaliza en el periodo final de expansión 2006-2010 con crecimientos reales en ingresos y gastos de 30% a 40% en amplios sectores de la población.

Un claro correlato del proceso analizado ha sido la significativa reducción de los niveles de pobreza. El Gráfico 4 (p. 69) muestra cómo el desplazamiento de las distribuciones acumuladas de población hacia mayores niveles reales absolutos de gasto ha hecho que cada vez menores porcentajes de la población se encuentren por debajo de la línea de pobreza (mostrada como una línea vertical constante en términos reales). El Instituto Nacional de Información y Estadística (INEI) mide la pobreza a través del consumo. Para determinar la población en condición de pobreza se estima una línea que refleja el costo per cápita de la canasta básica de consumo. Por lo tanto, el punto de intersección entre dicha línea y la frecuencia acumulada de consumo nos brinda el porcentaje de población que está en esta condición. Además, esta

**GRÁFICO 3.** Crecimiento del ingreso y gasto de hogares peruanos según percentiles, 1997 a 2010



**NOTAS:** La fuente de los datos es ENAHO. El eje horizontal indica el percentil del hogar, siendo 1 el percentil más bajo y 100 el percentil más alto. El eje vertical representa la variación porcentual del ingreso/gasto.

**GRÁFICO 4.** Frecuencia acumulada de población ordenada por consumo per cápita real, 1997 a 2010

**FUENTE:** ENAHO. El eje horizontal representa el consumo per cápita mensual real en nuevos soles constantes de 2001 y a precios de Lima Metropolitana.

línea puede ser fijada en un momento del tiempo y del espacio para poder hacer comparaciones entre distintos años. Así, la pobreza a nivel nacional ha pasado de 42.7% en 1997 a 31.3% en 2010. Es decir, se ha reducido en 26.6% en el periodo analizado. Asimismo, la pobreza extrema ha mostrado una reducción del 46.3% tras haber pasado de 18.2% en 1997 a 9.8% en 2010.<sup>4</sup>

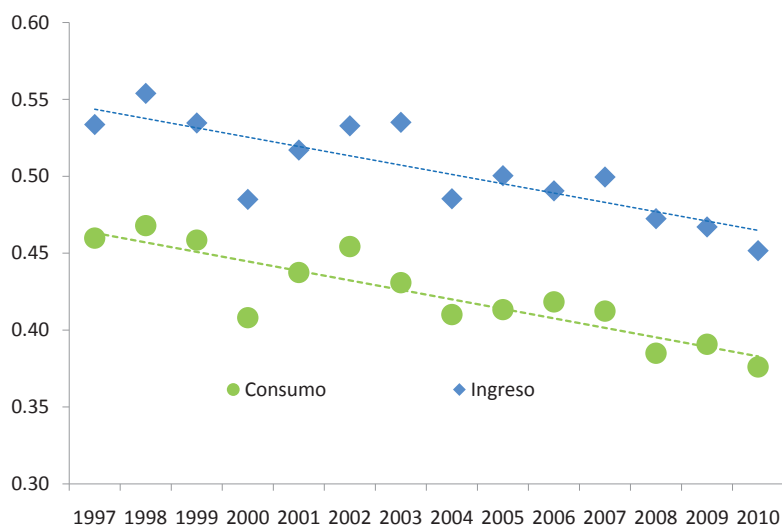
El vínculo empírico entre el crecimiento económico y la reducción de niveles de pobreza no sólo se ha dado en Perú, sino que es uno de los principales hechos estilizados documentados en la literatura del desarrollo en las últimas décadas. Un ejemplo reciente de la literatura local es el estudio de García y Céspedes (2011). En él se reporta evidencia consistente con un crecimiento económico pro-pobre en la década pasada. Sin embargo, donde hay más controversia es en la relación (o ausencia de ésta) entre el crecimiento económico y la desigualdad.

### 3 EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA DESIGUALDAD EN EL PERÚ

Los primeros economistas en analizar la relación entre crecimiento y desigualdad fueron Lewis (1954) y Kuznets (1955), quienes teorizaron y evaluaron empíricamente procesos de crecimiento e industrialización en diversos países. Ambos plantearon, desde diferentes perspectivas, que existen dos momentos en el desarrollo de una economía. Primero, a medida que el sector moderno de alta productividad, utilidades y remuneraciones se empieza a expandir, la economía irá aumentando sus niveles de desigualdad. Sin embargo, existe un punto de quiebre en el cual los retornos del otro sector empezarán a converger y la desigualdad tenderá a reducirse. Esta relación entre crecimiento y desigualdad es conocida como “U invertida de Kuznets”.

Desde la aparición de dichos ensayos, hace más de medio siglo, se ha desarrollado una gran cantidad

<sup>4</sup> Nuevos datos de incidencia de pobreza total y pobreza extrema difundidas el 29 de marzo de 2012 por el INEI sitúan estos porcentajes para 2010 en 30.8% y 7.6%, respectivamente.

**GRÁFICO 5.** Coeficiente de Gini, 1997 a 2010

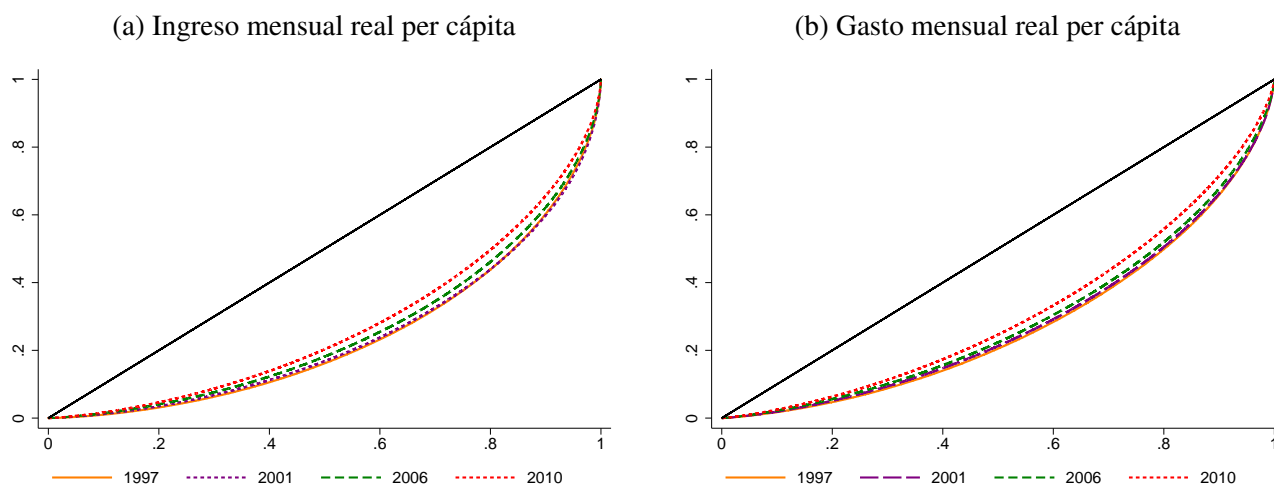
FUENTE: ENAHO.

de literatura en la materia tratando de corroborar la hipótesis planteada por ambos economistas. Estudios como los de Barro (1999) y Banerjee y Duflo (2000) no sólo siguen realizando aportes al campo, sino que reseñan los distintos enfoques y avances que se han desarrollado en torno al tema. Asimismo, el Banco Mundial (2006) brinda una visión amplia de la interacción planteada. No obstante, como en otros temas, no existe hasta ahora un resultado claro y sistemático que respalde algún tipo de relación entre el crecimiento del producto y la desigualdad.

Si bien no hay un consenso definitivo sobre el tema, sí cabe recalcar que Kuznets (1955) menciona que para que un proceso de crecimiento reduzca la desigualdad de un país bastaba con que las familias de estratos más bajos crezcan más que el resto. Durante buena parte del siglo XX había poca evidencia de casos concretos, por la ausencia de encuestas nacionales de hogares comparables en el tiempo, pero ahora sí es posible corroborar esto sin mayor dificultad. En el Gráfico 5 se puede apreciar cómo el coeficiente de Gini ha variado en el Perú en los últimos 13 años, resultado también estudiado por Jaramillo y Saavedra (2011) y Mendoza y otros (2011). La tendencia a la baja es clara y la evolución registrada entre los años 1997 y 2010 es consistente con la evolución del ingreso y gasto por percentil mostrada en los Gráficos 3 y 4 (el crecimiento en los percentiles más bajos ha sido mayor que en los percentiles más altos).

Un correlato de lo mencionado anteriormente se observa en la evolución de la Curva de Lorenz. Esta curva es la representación gráfica de la distribución acumulada de una variable – en este caso ingresos o gastos – respecto a la distribución acumulada de la población. Por tanto, cada punto representa la cantidad porcentual acumulada de ingresos o gastos que tiene determinada proporción de la población. Teóricamente, si en un país no existiese desigualdad monetaria, podríamos graficar una línea recta con pendiente de 45 grados, la llamada línea de igualdad absoluta. En este sentido, el coeficiente de Gini mide la cercanía de la curva de Lorenz con una situación hipotética de igualdad total: a menor distancia se obtiene un menor índice.

Como se puede observar en el Gráfico 6 (p. 71), con el paso de los años estas curvas se han ido acercando cada vez más en dirección hacia la diagonal de igualdad absoluta, especialmente en la zona media de la distribución. Este resultado es consistente con la importancia que ha tenido el desarrollo de la clase media en el proceso de crecimiento de la economía peruana en los últimos años. Esto se puede observar en el cambio de la curva de Lorenz a través del tiempo. Como ya se mencionó, ésta grafica el ingreso o gasto acumulado de un porcentaje de la población. Por tanto, mientras más se acerque a la línea

**GRÁFICO 6.** Curvas de Lorenz, 1997 a 2010

FUENTE: ENAHO.

de igualdad absoluta, se estará observando que un grupo de la población cuenta con una mayor proporción de los ingresos del país. Este fenómeno se observa con mayor fuerza entre los deciles 4 al 8, a quienes se les podría considerar parte de la creciente clase media.

Cabe mencionar que la evolución de la Curva de Lorenz puede dar veredictos más definitivos que la tendencia del coeficiente de Gini respecto a lo sucedido con la desigualdad en una economía. Así por ejemplo, puede suceder que el Gini disminuya (o aumente) llevando a la conclusión potencialmente errónea de una disminución (o aumento) de la desigualdad, cuando en realidad no se puede concluir nada al respecto si es que las curvas de Lorenz inicial y final se cruzan entre sí. Para el Perú, no existe discrepancia entre ambas tendencias por lo que la caída en la desigualdad parece ser un resultado robusto.

Si bien la evidencia previa lleva a concluir que la desigualdad ha disminuido en el país, existe una crítica metodológica a los cálculos realizados. Como resaltan algunos estudios como Chakravarty y Eichhorn (1994) y Ravallion (1994), las personas más ricas de una economía tienden a subreportar sus ingresos y gastos en las encuestas de hogares (o simplemente no son cubiertos por las encuestas), por lo que los cálculos de desigualdad pueden estar subestimados e, incluso, pueden mostrar una tendencia contraria a la real. Como mencionan Schuldt (2004), Yamada y Castro (2006) y García y Céspedes (2011), se han hecho esfuerzos para responder a la crítica planteada.

En esta línea, Yamada y Castro (2006) exploran una metodología alternativa de cálculo basada en el desarrollo analítico presentado en López y Servén (2006). Este desarrollo permite calcular el coeficiente de Gini a partir del ingreso o consumo nacional per cápita, la línea de pobreza y la incidencia de pobreza, lo que posibilita el uso de datos de las cuentas nacionales macroeconómicas para el análisis de desigualdad. La intuición es que, si las cuentas nacionales capturan todo el ingreso nacional generado y el consumo agregado realizado, sus diferencias con los agregados estimados a partir de las encuestas de hogares identifican los subreportes que faltan para completar las distribuciones de ingresos y gastos.

Se parte del supuesto de que la distribución de ingresos o consumo per cápita es similar a una log-normal, como puede verificarse en el caso peruano. Con ello, pueden desarrollarse analíticamente identidades que relacionan variables agregadas de ingreso o consumo con la línea de pobreza, la incidencia de pobreza y el índice de Gini. En particular, si denotamos al coeficiente de Gini como  $G$ , a la desviación estándar del logaritmo del ingreso o del consumo como  $\sigma$ , y al índice de pobreza como  $P$ , se tiene que:

$$G = 2\Phi\left(\frac{\sigma}{\sqrt{2}}\right) - 1 \quad \text{y} \quad P = \Phi\left(\frac{\ln(z/v)}{\sigma} + \frac{\sigma}{2}\right), \quad (1)$$

**CUADRO 1.** *Coefficientes de Gini bajo distintas metodologías, 1997 a 2010*

Año	Consumo		Ingreso	
	ENAHO	Cuentas Nacionales	ENAHO	Cuentas Nacionales
1997	0.448	0.564	0.522	0.698
1998	0.455	0.532	0.542	0.679
1999	0.459	0.594	0.535	0.695
2000	0.408	0.602	0.485	0.680
2001	0.437	0.649	0.517	0.725
2002	0.454	0.653	0.533	0.710
2003	0.431	0.648	0.535	0.710
2004	0.410	0.623	0.485	0.699
2005	0.413	0.631	0.500	0.723
2006	0.418	0.607	0.491	0.697
2007	0.412	0.582	0.500	0.679
2008	0.385	0.565	0.472	0.657
2009	0.391	0.559	0.467	0.638
2010	0.376	0.540	0.452	0.624
<i>Variaciones porcentuales</i>				
1997 a 2001	-2.40	15.10	-0.90	3.90
2001 a 2006	-4.40	-6.50	-5.10	-3.90
2006 a 2010	-10.10	-11.10	-7.90	-10.40

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística e Informática y Banco Central de Reserva del Perú.

donde  $z$  y  $v$  se refieren a la línea de pobreza y al ingreso/consumo per cápita promedio, respectivamente, y  $\Phi(\cdot)$  denota la distribución normal acumulada. Es fácil ver cómo estas identidades pueden ser usadas para recalcular el índice de Gini usando: (i) la línea de pobreza nacional ( $z$ ), (ii) estimados oficiales del índice de pobreza (basados en encuestas de hogares)  $P$  y (iii) el ingreso nacional disponible per cápita o el consumo per cápita que se obtienen de las cuentas nacionales.

El Cuadro 1 muestra la evolución del coeficiente de Gini para ingresos y gastos entre los años 1997 y 2010, bajo ambas metodologías. Como se puede observar, en el primer periodo analizado (1997 a 2001) existe una clara diferencia entre los resultados obtenidos mediante el uso exclusivo de las encuestas de hogares y aquellos calculados con la información de las cuentas nacionales. Mientras que los primeros revelan una caída en la desigualdad, los cálculos basados en las cuentas nacionales indican un incremento. Para los periodos de 2001 a 2006 y de 2006 a 2010, en cambio, ambos indicadores concuerdan en la existencia de una caída en la desigualdad.<sup>5</sup>

El hecho de que la discrepancia encontrada en el periodo de 1997 a 2001 desaparezca en periodos posteriores puede explicarse por tres factores: (i) la respuesta desigual del ingreso y consumo de familias pobres y ricas en las distintas fases del ciclo económico; (ii) el comportamiento decreciente que tiene la

<sup>5</sup> Un resultado similar fue destacado en Yamada y Castro (2006) para el periodo de 2001 a 2004. Los autores utilizaron esta discrepancia como evidencia para discutir el limitado poder redistributivo que tuvieron las políticas sociales a inicios de la década pasada. También presentan resultados para el periodo recesivo de 1997 a 2001. Encuentran que las encuestas de hogares no registran una variación significativa en la desigualdad mientras que la información de las cuentas nacionales permite inferir un incremento de 27% y 6% con cifras de consumo e ingreso, respectivamente. Nótese que se observan discrepancias con los datos mostrados en el Cuadro 1 por la actualización de las bases de datos y porque aquí se omite la corrección hecha por el consumo de bienes durables. Sin embargo, las tendencias observadas en los indicadores se mantienen.

evolución del ingreso y consumo conforme se avanza hacia los percentiles más altos de su distribución en las encuestas de hogares (ver Gráfico 3); y, por supuesto, (iii) la menor sensibilidad del indicador calculado con las encuestas de hogares frente a cambios en el ingreso y consumo de las familias de mayores ingresos.

Así, por ejemplo, si la fase del ciclo económico es consistente con un mayor crecimiento del ingreso y consumo en las familias pobres que en las más ricas, los resultados de ambas metodologías mostrarán una disminución en la desigualdad. Las encuestas de hogares no serán capaces de capturar el menor crecimiento en las familias más ricas pero, tomando en cuenta lo dicho en (ii) líneas arriba, será posible identificar un menor crecimiento en los percentiles más altos de la distribución. Los resultados obtenidos a partir de las encuestas de hogares tenderán a mostrar una caída más moderada de la desigualdad. Esto es precisamente lo que ocurre en los periodos de 2001 a 2006 y de 2006 a 2010 (ver Cuadro 1).

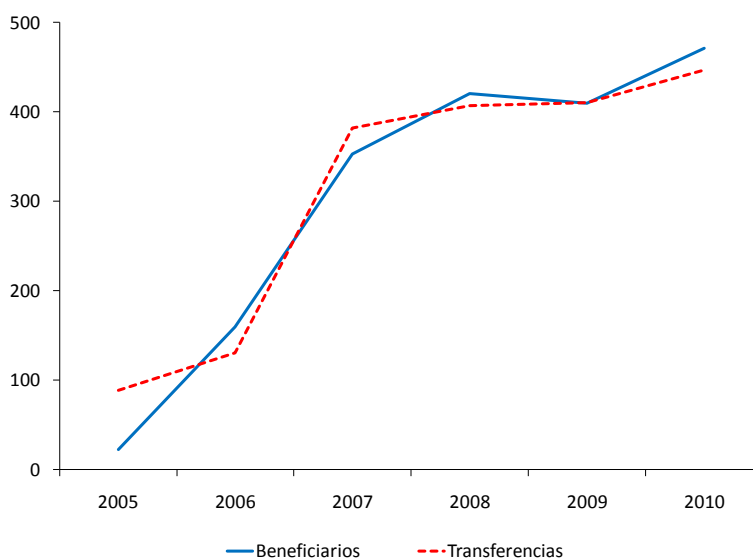
Por otro lado, si la fase del ciclo económico es consistente con un mayor crecimiento del ingreso y consumo en las familias más ricas, será más probable la existencia de una discrepancia: las encuestas de hogares no serán capaces de capturar el mayor crecimiento entre los más ricos pudiendo indicar incluso una caída en la desigualdad. Esto es lo que ocurre en el periodo de 1997 a 2001. Dicho periodo coincide con uno de crisis frente a la cual las familias más ricas cuentan con mejores mecanismos de aseguramiento de su ingreso y consumo. Al respecto, nótese que incluso las encuestas de hogares fueron capaces de capturar una menor caída en el ingreso a partir del percentil 90 (ver Gráfico 3). En la medida en que este fenómeno esté subvaluado y las familias más ricas hayan efectivamente logrado un crecimiento en su ingreso, puede darse un incremento en la desigualdad, a pesar de que el coeficiente de Gini calculado con la ENAHO indique lo contrario.

#### 4 TRANSFERENCIAS DIRECTAS Y REDUCCIÓN DE LA DESIGUALDAD

El análisis anterior muestra que los cálculos oficiales sobre la caída en la desigualdad monetaria producida durante la reciente fase expansiva del ciclo económico no estarían sobreestimados por el subreporte del ingreso de las familias más ricas en las encuestas de hogares. Una vez demostrado que la caída en la desigualdad ocurrida en la última década es un resultado robusto, cabe preguntarse cuáles son sus principales determinantes.

Para este propósito, nos centraremos en la desigualdad de ingresos y, siguiendo el razonamiento de López-Calva y Lustig (2010), consideraremos que en esta reducción pueden tener un rol tanto la acción igualadora del Estado como las fuerzas de mercado. Al respecto, estos autores identifican que tanto el aumento de las transferencias por parte de los gobiernos como la reducción de la brecha de ingresos en el mercado de trabajo han impactado sobre los índices de desigualdad en diversos países de América Latina. En lo que sigue nos centraremos en el rol que han tenido las transferencias directas del gobierno mediante el programa JUNTOS y también analizamos la evolución reciente de los ingresos laborales.

JUNTOS es un programa de apoyo directo a las familias más pobres del país. Se encarga de brindar transferencias monetarias condicionadas para contribuir a la reducción de la pobreza y pobreza extrema, así como a la generación de capital humano en los hogares beneficiados. La importancia que han tomado estas transferencias es notable, no sólo por el monto total destinado, sino porque un aumento de 100 nuevos soles al mes (dinero entregado por el programa) puede ser una gran diferencia para las familias beneficiadas. Además de la acción del programa, cabe destacar el aumento de recursos con el que ha venido contando cada año, así como su mayor cobertura (de 70 distritos en 4 regiones en 2005 a 700 distritos en 14 regiones a fines de 2011). El Gráfico 7 (p. 74) muestra la evolución del presupuesto destinado a transferencias cada año y el número de beneficiarios al último mes de cada año. Queda claro que el programa ha aumentado su cobertura sostenidamente, llegando a 417 mil beneficiarios en 2010.

**GRÁFICO 7.** *Transferencias y beneficiarios de JUNTOS (2005 a 2010)*

**NOTAS:** La fuente de los datos es el Ministerio de Economía y Finanzas y el programa JUNTOS. La unidad de la variable Beneficiarios es miles de personas, y la de la variable Transferencias es millones de nuevos soles constantes de 2001.

Estos resultados permiten adelantar que las transferencias directas deben haber tenido algún efecto igualador y que, por lo mismo, parte de la caída en el coeficiente de Gini tiene que haber sido posible gracias a este programa. La importancia relativa de las mismas, sin embargo, es menos obvia. Si bien es cierto que la cobertura del programa JUNTOS ha crecido de manera significativa en los últimos años, no es posible inferir directamente que el programa ha tenido un papel cada vez más importante en la reducción de la desigualdad. Esto debido a que han habido otras fuerzas afectando la distribución del ingreso y a que, en general, el poder igualador de una transferencia es menor conforme ésta represente un menor porcentaje del ingreso del beneficiario. Para ensayar una respuesta a estas interrogantes se analiza por separado la contribución de las transferencias directas en la reducción de la desigualdad.

Evaluando los ingresos que las personas reportan en las encuestas de hogares es posible identificar, a partir de 2006, a aquellos que se reportan como transferencias del programa JUNTOS. De este modo se puede separar el componente de transferencias y ver cómo impacta sobre la reducción de la desigualdad. En particular, el ejercicio pasa por calcular el coeficiente de Gini usando la distribución de ingresos original  $G_t$  y la distribución libre de transferencias  $G_t^*$  y estimar la variación en desigualdad atribuible a éstas como la diferencia entre la variación total del índice ( $G_t - G_{t-1}^*$ ) y la variación atribuible al resto de factores ( $G_t^* - G_{t-1}^*$ ). Por lo tanto, la variación en desigualdad que producen las transferencias es igual a  $(G_t - G_t^*)$ . Para esto, estamos asumiendo que la diferencia entre los coeficientes de Gini libres de transferencia recoge el cambio en desigualdad atribuible al resto de factores que igualan ingresos. Así, el nivel de desigualdad que separa a la distribución original de ingresos de la distribución libre de transferencias puede ser atribuido a esta acción gubernamental.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Las variaciones porcentuales presentadas en el Cuadro 2 (p. 75) difieren de las mostradas anteriormente porque comparan una distribución de ingresos sin transferencias con una distribución con transferencias. Usualmente se comparan las distribuciones de ingresos que ya contienen las transferencias,  $(G_t - G_{t-1})$ . No obstante, de mantener el efecto correspondiente al resto de factores ( $G_t^* - G_{t-1}^*$ ), el efecto del programa JUNTOS sobre la desigualdad sería igual a  $(G_t - G_{t-1}) - (G_t^* - G_{t-1}^*)$ , es decir la diferencia de desigualdad entre las transferencias en el periodo  $t$  menos la misma diferencia en el periodo  $t - 1$ . Por lo tanto, este cambio captura la variación adicional que se recibiría de las transferencias, teniendo en cuenta las que ya se llevaron a cabo el periodo pasado. Este cambio es más difícil de interpretar que el reportado en el Cuadro 2,  $(G_t - G_t^*)$ .

**CUADRO 2.** Variación en el coeficiente de Gini producida por transferencias y otras fuentes de ingresos

	Variación (en porcentaje)			Proporción de la variación explicada		
	Total	Transferencia	Resto	Total	Transferencia	Resto
2006	-2.0	-0.2	-1.8	100	8	92
2007	1.7	-0.5	2.2	100	-30	130
2008	-5.9	-0.8	-5.1	100	13	87
2009	-1.9	-0.8	-1.2	100	40	60
2010	-4.1	-0.8	-3.2	100	20	80
Promedio	-2.4	-0.6	-1.8	100	25	75

FUENTE: ENAHO.

En el Cuadro 2 se muestran los resultados de este ejercicio. Vale la pena destacar dos puntos: (i) en todo el periodo analizado, la mayoría del cambio total en desigualdad se debe a factores distintos a las transferencias directas del programa JUNTOS (en promedio 75%); y (ii) la variación porcentual en desigualdad atribuible a transferencias se ha mantenido constante en los últimos años (-0.8%) a pesar de la significativa expansión en la cobertura del programa.

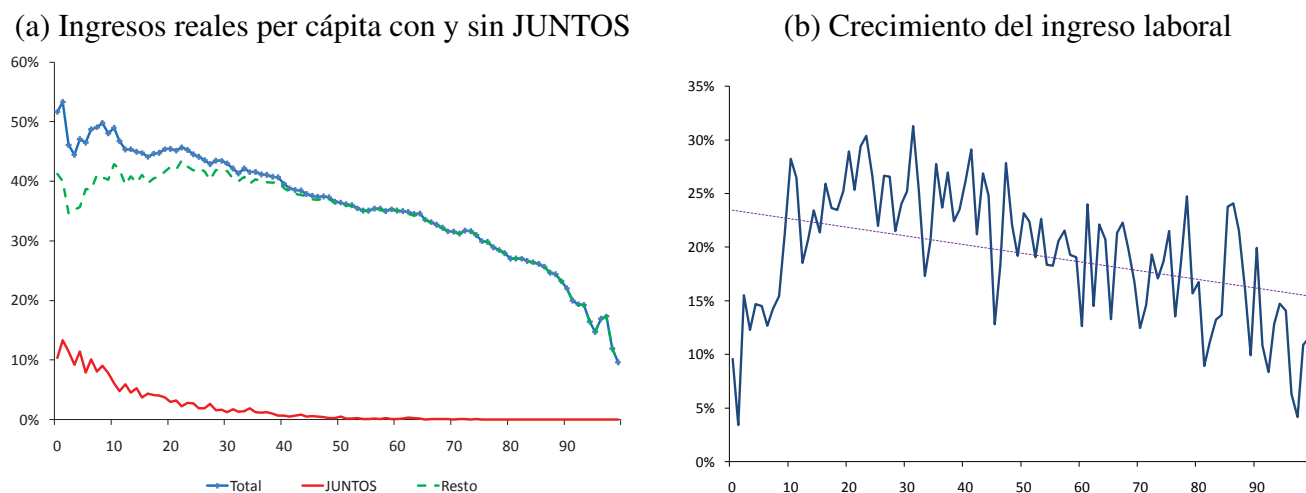
Vale precisar que sobre el punto (ii) existen dos fuerzas que actúan de modo opuesto. Por un lado, el poder igualador que tienen las transferencias condicionadas va a disminuir mientras que el resto de ingresos de las familias y de la economía en su conjunto vayan aumentando. Esto se debe a que, de mantener un mismo monto transferido, éste va a significar un porcentaje menor del ingreso total. Por otro lado, el incremento del presupuesto y su focalización en los distritos más pobres llevarán a que las transferencias reduzcan en mayor medida la desigualdad.

El panel (a) del Gráfico 8 (p. 76) muestra la evolución del ingreso real per cápita con y sin la presencia de JUNTOS. Se observa que entre 2006 y 2010 el 10 por ciento más pobre de la población hubiese experimentado un crecimiento en su ingreso 10 puntos porcentuales menor en ausencia de este programa. Asimismo, la presencia y, por tanto, el efecto de JUNTOS son inexistentes a partir del percentil 40 debido a la focalización del programa. Todo esto es consistente con el hecho de que este programa ha tenido un rol no sólo en la reducción de la pobreza, sino también de la desigualdad.

Tal como se muestra en el Cuadro 2 y se corrobora en el Gráfico 8(a), aún en ausencia de este programa, el mayor crecimiento del ingreso en la mitad inferior de la distribución hubiese permitido reducir la desigualdad.

Parte de la historia tiene que ver con la evolución de los ingresos laborales, en promedio la principal fuente de ingresos de los hogares. Como se observa en el Gráfico 8(b), el incremento en dicha fuente de ingresos ha sido mayor entre los percentiles 20 y 50. Este último resultado es consistente con el acercamiento de los retornos a la educación entre las personas con menor capital humano respecto a aquellos que tienen educación superior.<sup>7</sup> Esta idea toma validez si es que pensamos que las personas de menores ingresos son las que tienen menor acervo de este capital, pero son las que en promedio están creciendo más.

<sup>7</sup> Una posible explicación sería la caída de la calidad promedio de la educación superior experimentada en los últimos años ante la expansión masiva y desordenada de la oferta y la ausencia de un mecanismo efectivo de aseguramiento de la calidad. Los autores se encuentran desarrollando una investigación detallada al respecto durante 2012.

**GRÁFICO 8.** Variación de los ingresos mensuales reales per cápita según percentiles (2006 a 2010)

**NOTAS:** La fuente de los datos es ENAHO. Los ingresos son per cápita, mensuales, reales (en nuevos soles constantes de 2001) y a precios de Lima Metropolitana. En el panel (a) la variación es en base al ingreso libre de transferencias.

## 5 CONCLUSIONES

En los últimos años el debate sobre la desigualdad se ha reavivado, al observarse cómo en los países de ingresos altos ésta ha tendido a aumentar. Por el contrario, los países de América Latina, conocidos por tener altos niveles de desigualdad, han logrado reducirla debido a las altas tasas de crecimiento económico y la mayor inversión en sectores sociales. El Perú ha sido un buen ejemplo al respecto.

Los altos niveles de crecimiento del producto de la última década se han traducido en un aumento generalizado del ingreso y el consumo real en las familias de 33% y 14%, respectivamente. En este proceso los hogares más pobres han tenido un mejor desempeño, lo que ha permitido no sólo reducir los niveles de pobreza (de 42.7% en 1997 a 31.3% en 2010), sino también disminuir la desigualdad. De hecho, el coeficiente de Gini se ha reducido en 13.4% en el mismo periodo.

Cabe resaltar que la caída en la desigualdad monetaria durante la última década es un resultado robusto al potencial subreporte en los percentiles más altos de la distribución de ingresos y gastos. Esto se corrobora a través de la medición del índice de Gini por las cuentas nacionales. No hay discrepancia entre las cifras oficiales y aquellas corregidas por el potencial subreporte si analizamos los últimos cinco años.

En el periodo de 2006 a 2010, el coeficiente de Gini registra una caída promedio de 2.4% anual. Las transferencias directas del gobierno han contribuido con un 25% en esta reducción de la desigualdad y han tenido un rol importante en la expansión del ingreso entre los deciles más pobres. La significativa expansión en cobertura ha permitido que el programa JUNTOS mantenga su potencial igualador, a pesar de que el ingreso medio en los deciles bajos haya crecido.

La evolución de los ingresos laborales ha tenido una contribución significativa en el 75% restante. De hecho, el crecimiento de estos ingresos se ha concentrado en los percentiles 20 al 50, lo cual es consistente con el mayor incremento registrado en los salarios de la mano de obra semicalificada (educación básica completa). Este último punto deja abierta una interesante agenda de investigación futura. En particular, profundizar el análisis sobre la evolución reciente de los retornos a la educación por nivel educativo. El retorno a la educación superior ha sido históricamente mayor al retorno para niveles educativos inferiores. Cabe indagar si es que ahora existe una tendencia hacia la igualación y qué rol estaría jugando la calidad de la oferta educativa en esta dinámica.

## REFERENCIAS

- Banco Mundial (2006), *World Development Report: Equity and Development*, Oxford University Press.
- Banerjee, A. y E. Duflo (2000), “Inequality and growth: What can the data say?”, NBER Working Paper 7793.
- Barro, R. (1999), “Inequality, growth and investment”, NBER Working Paper 7038.
- Chakravarty, S. R. y W. Eichhorn (1994), “Measurement of income inequality: Observed versus true data”, en Eichhorn, W. (ed.), *Models and Measurement of Welfare and Inequality*, Springer-Verlag, cap. 2, 28-32.
- García, J. y N. Céspedes (2011), “Pobreza y crecimiento económico: Tendencias durante la década del 2000”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2011-021.
- INEI (2011), “Evolución de la pobreza al 2010”, *Instituto Nacional de Estadística e Informática*, Lima.
- Jaramillo, M. y J. Saavedra (2011), “Menos desiguales: La distribución del ingreso luego de las reformas estructurales”, GRADE, Documento de Investigación 59.
- Kuznets, S. (1955), “Economic growth and income inequality”, *American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Lewis, A. (1954), “Economic development with unlimited supplies of labor”, *The Manchester School of Economics and Social Studies*, 22(2), 139-191.
- López, H. y L. Servén (2006), “A normal relationship? Poverty, growth and inequality”, World Bank Policy Research Paper 3814.
- López-Calva, L. y N. Lustig (2010), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?*, Brookings Institution Press and United Nations Development Programme.
- Mendoza, W., J. Leyva y J. Flor (2011), “La distribución del ingreso en el Perú: 1980 - 2010”, en León, J. y J. Iguñiz (eds.), *Desigualdad Distributiva en el Perú: Dimensiones*, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú, cap. 2, 57-111.
- Ravallion, M. (1994), “Poverty rankings using noisy data on living standards”, *Economics Letters*, 45(4), 481-485.
- Schuldt, J. (2004), *Bonanza Macroeconómica y Malestar Microeconómico: Apuntes para el Estudio del Caso Peruano, 1988-2004*, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.
- Yamada, G. y J. F. Castro (2006), “Poverty, inequality, and social policies in Peru: As poor as it gets”, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, Documento de discusión DD/07/06.



## Dinámica inflacionaria regional y el esquema de metas de inflación en el Perú

DIEGO WINKELRIED Y JOSÉ ENRIQUE GUTIÉRREZ\*

*La política monetaria del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) se ha basado en un esquema de metas de inflación por más de una década, utilizando la inflación de Lima Metropolitana como medida operacional. Un indicador alternativo es la inflación nacional, cuya calidad estadística y disponibilidad en tiempo real han mejorado sustancialmente en los últimos años. Dados estos indicadores alternativos cabe preguntarse: ¿Cuáles han sido las implicancias para la inflación nacional de haber monitoreado la inflación en Lima? ¿Monitorear la inflación nacional afectaría significativamente el funcionamiento de la política monetaria en el Perú? Para responder a estas preguntas, se estima un modelo de corrección de errores entre las inflaciones regionales y se investiga cómo se propagan los choques inflacionarios a lo largo del país. El modelo incorpora (i) restricciones de agregación, donde cada inflación regional es afectada por un agregado de las inflaciones de las regiones vecinas y (ii) restricciones de largo plazo que permiten identificar una tendencia común en el sistema. Los resultados indican que un choque en la inflación de Lima se transmite rápidamente a las inflaciones en provincias, y explica gran parte de su variabilidad. Con ello, se concluye que al monitorear la inflación en Lima, el BCRP ha contribuido con la estabilidad de la inflación nacional.*

**Palabras Clave** : Inflación regional, PPC relativa, modelo de corrección de errores.

**Clasificación JEL** : C32, C50, E31, E52, R10.

La política monetaria en el Perú se ha basado en un esquema de metas de inflación por casi dos décadas. A principios de los años 90, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) se embarcó en un programa de desinflación que redujo la inflación desde niveles hiperinflacionarios (alrededor de 140 por ciento en 1991) a niveles de un dígito (6.5 por ciento en 1997) y, finalmente, a niveles internacionales (3.7 por ciento en 1999). El proceso de desinflación fue gradual mientras el BCRP acumulaba la experiencia necesaria para monitorear la inflación. Con el fin de anclar las expectativas de inflación, en 1994 el BCRP empezó

\* Winkelried: Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (e-mail: [diego.winkelried@bcrp.gob.pe](mailto:diego.winkelried@bcrp.gob.pe)). Gutiérrez: Superintendencia de Banca, Seguros y Administradoras Privadas de Fondos de Pensiones (SBS), Los Laureles 214, Lima 27, Perú. Teléfono: +511 630-9000 (e-mail: [jgutierrez@sbs.gob.pe](mailto:jgutierrez@sbs.gob.pe)).

Agradecemos a Gustavo Yamada, Marco Ortiz, Adrián Armas, Gabriel Rodríguez, participantes de seminarios de investigación en el BCRP y la SBS, participantes del XXX Encuentro de Economistas del BCRP, y a un árbitro anónimo por sus útiles comentarios. Estamos también agradecidos con Peter Paz, Brenda Pizarro y Jimena Montoya por su asistencia en la investigación. Las opiniones en este documento no reflejan necesariamente la visión del BCRP o de la SBS.

a anunciar metas de inflación anuales y en 2002 adoptó completamente un régimen de metas explícitas inflación, donde se anunciaron objetivos de largo plazo (véase Rossini y Vega, 2008).

La medida operacional de inflación utilizada por el BCRP ha sido siempre la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de la capital peruana, Lima. Existieron buenas razones para esta elección. En primer lugar, la economía peruana está fuertemente centralizada: Lima concentra casi un tercio de población nacional y solía representar más del 70 por ciento del gasto nacional. Por tanto, para todo efecto práctico, parece razonable pensar que la inflación de Lima puede servir como un buen indicador de la inflación nacional (véase Armas y otros, 2010). En segundo lugar, a pesar de que los datos del IPC nacional están disponibles, la fecha de su publicación solía plantear dificultades para el seguimiento del estado de la economía en tiempo real. Históricamente, mientras que la cifra definitiva del IPC de Lima se publica el primer día hábil del mes posterior, la publicación del IPC nacional ha estado sujeta a retrasos e incluso a revisiones.

Sin embargo, esta situación parece haber cambiado. En la última década, la economía peruana ha crecido a una importante tasa anual promedio de 6.5 por ciento, y muchas provincias han crecido a un ritmo aún más rápido. Aunque el país se mantiene centralizado y Lima representa 2/3 del gasto nacional, la importancia económica de algunas provincias se ha incrementado significativamente y así se ha ido reduciendo la brecha de ingresos con respecto a la capital. Por otro lado, después de mejoras en el diseño de encuestas y técnicas de muestreo, desde inicios de 2012 el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) se ha comprometido a publicar la inflación nacional de una forma tan confiable y oportuna como la de Lima. Estos desarrollos han llevado a la academia local y a la prensa económica a indagar acerca de la idoneidad de la inflación nacional, en vez de la de Lima, como objetivo de la política monetaria.<sup>1</sup> Surgen dos interesantes preguntas de política:

- ¿Cuáles han sido las implicancias para la inflación nacional de que el BCRP haya implementado metas inflacionarias con relación a Lima?
- ¿Migrar hacia un agregado nacional afectaría significativamente el funcionamiento de la política monetaria en el Perú?

Con el fin de responder a estas preguntas, es necesario cuantificar cuán relevante es el comportamiento de la inflación en Lima en la determinación de la inflación en el resto del país. Para ello se toma a la paridad del poder de compra (PPC) como marco conceptual, propicio para el estudio de las diferencias en los precios entre regiones de un país o en una unión monetaria (Rogers, 2007). En su versión absoluta, la PPC predice que, en ausencia de costos de transacción y otras fricciones, los precios en dos regiones deberían converger a un mismo *nivel* (véase Parsley y Wei, 1996; Cecchetti y otros, 2002, para estudios exhaustivos). Para el caso peruano, Monge y Winkelried (2009) encuentran que la PPC absoluta se cumple en cerca de 3/4 de todos los posibles pares de ciudades. La convergencia de los precios estaría limitada por los costos de transporte que implica una geografía adversa y la falta de una infraestructura de comunicaciones adecuada en algunas de las regiones del Perú (especialmente en la Sierra).

No obstante, esta noción de PPC no es del todo útil para el análisis de política monetaria, donde el interés se centra en el comportamiento de los diferenciales de *inflación* más que en los diferenciales de

<sup>1</sup> Experiencias similares se pueden encontrar explorando las páginas web de las oficinas de estadísticas y los bancos centrales de otros países de América Latina con esquemas de metas de inflación. En Colombia, el IPC cubrió 13 ciudades desde 1989 hasta 2008, y 24 ciudades a partir de 2009; en México, 35 ciudades hasta febrero de 1995, y 46 ciudades desde marzo de 1995; en Chile, hasta enero de 2009 el IPC fue el de Santiago de Chile, luego en febrero de 2009 los centros urbanos de Puente Alto y San Bernardo se incorporaron, y desde febrero de 2010 el IPC cubre todo el país. No obstante, la representatividad geográfica del IPC es un tema que no está sujeto a mucha discusión en el análisis de política monetaria y, por tanto, no hemos encontrado investigación relacionada a las implicancias de estos cambios en la medición de la inflación.

precios. Por ello, este estudio se enfoca en una versión más débil, la PPC relativa, que establece que una vez que los efectos de los choques regionales transitorios se disipan, las tasas de inflación de dos ciudades deberían converger a una tasa de equilibrio, incluso si los choques conllevan a discrepancias permanentes en los niveles de precios (véase, por ejemplo, Buseti y otros, 2006; Beck y otros, 2009).

El objetivo de este trabajo es responder a las preguntas antes planteadas mediante el estudio de las relaciones dinámicas entre las inflaciones regionales en Perú, y de cómo éstas podrían afectar el diseño de la política monetaria. En particular, se investiga si la PPC relativa se cumple entre las regiones peruanas y, si ese fuera el caso, si el ajuste hacia el equilibrio es lo suficientemente rápido. Para ello, se estima y simula un modelo de corrección de errores para las tasas de inflación de 9 regiones económicas del Perú, un sistema dinámico que muestra cómo se propagan los choques regionales en todo el país. Para lograr una especificación parsimoniosa pero dinámicamente relevante, se imponen restricciones que limitan los efectos de retroalimentación de otras regiones al considerar agregados del “resto del país” en vez de cada región por separado. Estos agregados se calculan utilizando tanto un enfoque geográfico, donde la influencia de las regiones vecinas es mayor que la de regiones más distantes, y un enfoque económico, donde la importancia de una región es proporcional a su participación en el gasto nacional. Una vez calculados estos agregados, se pueden analizar las relaciones dinámicas entre las tasas de inflaciones regionales y, en particular, se puede determinar si los datos responden a tendencias comunes de inflación.

El incremento de la globalización en las últimas décadas ha puesto en manifiesto la relevancia de los vínculos internacionales en la economía mundial, y la importancia de capturar estos vínculos en modelos empíricos (véase Winkelried y Saldarriaga, 2012). Como resultado, existe una amplia literatura que explota esas interrelaciones, donde el denominado VAR global (GVAR) de Pesaran y otros (2004) es el enfoque más popular. Bajo la óptica de un GVAR, agregados del “resto del mundo” son calculados usando ponderaciones de comercio internacional. El enfoque de modelación en este trabajo está relacionado con el GVAR, pero existen al menos dos diferencias metodológicas importantes. En primer lugar, el modelo acá plantado es más pequeño, ya que incluye una variable por unidad (inflación regional). Aunque ello impide etiquetar a los choques más adecuadamente (por ejemplo, choques de oferta versus choques de demanda), permite contrastar formalmente la hipótesis de agregación que se da por sentada en la literatura GVAR. En segundo lugar, la estrategia de identificación es distinta ya que acá se infieren los choques estructurales regionales relevantes (por ejemplo, un choque a la inflación de Lima) a partir de las propiedades de largo plazo del sistema.

Se presenta evidencia empírica concluyente sobre la importancia de los choques a la inflación de Lima para la fijación de precios en el resto del país. En particular, la mayor parte de la variabilidad de las tasas de inflación regionales es determinada por una tendencia común que se puede identificar a partir de la evolución de la inflación de Lima. Además, se encuentra que la convergencia hacia esta tendencia es rápida, cómodamente dentro del rezago de política monetaria (es decir, el tiempo necesario para que una acción de política monetaria afecte a la inflación, el cual se estima entre uno y dos años). Dada la presencia de mecanismos de corrección de desequilibrios tan activos, se concluye que al enfocarse en la inflación de Lima, el BCRP ha promovido indirectamente la estabilidad de la inflación en todo el país.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección 1 motiva la discusión y presenta algunos hechos estilizados. La sección 2 discute cuestiones metodológicas y desarrolla un modelo de corrección de errores que permite retroalimentaciones parsimoniosamente. Adicionalmente, se proponen contrastes de hipótesis formales sobre las restricciones de agregación y sobre la PPC relativa. La sección 3 presenta los resultados de las estimaciones y analiza los efectos de choques originados tanto en Lima como en el resto del país. La sección 4 presenta las conclusiones y plantea algunos temas para futuras investigaciones. Varios detalles técnicos se relegan a los anexos.

## 1 UN VISTAZO A LOS DATOS

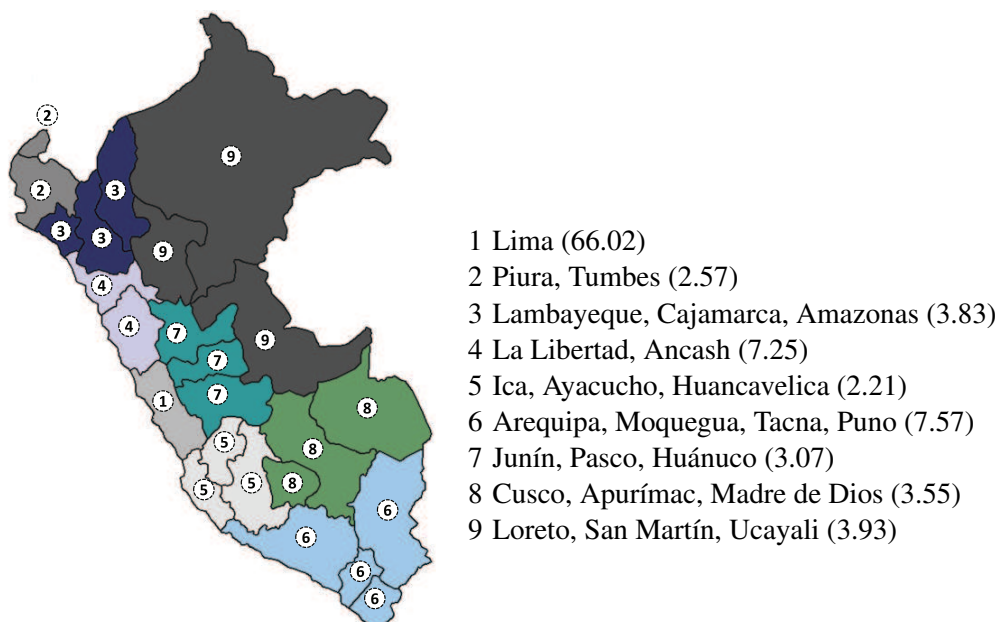
El INEI publica mensualmente datos del IPC de las 25 ciudades más grandes de los 24 Departamentos del Perú. Para trabajar con un número manejable de unidades, se utiliza la clasificación del país en  $n = 9$  regiones económicas propuesta por Gonzales de Olarte (2003). Esta clasificación se basa tanto en consideraciones históricas y geográficas (las regiones están formadas por departamentos contiguos) como por motivos económicos, por ejemplo la articulación e integración de mercados.

Las regiones económicas se presentan en el Gráfico 1, junto con las ponderaciones utilizadas por el INEI en el cálculo de la inflación nacional, en base a encuestas de gasto. Como se mencionó, Lima es por mucho la región más importante del país, con una participación de 66.02 por ciento. Es seguida por los centros económicos situados en las regiones 4 (La Libertad y Ancash) y 6 (Arequipa, Moquegua, Tacna y Puno), cada una con una participación ligeramente superior al 7 por ciento. La proporción de cada una de las 6 regiones restantes varía entre 2.21 (región 5) y 3.93 (región 9) por ciento. Vale la pena mencionar que estas participaciones correlacionan fuertemente con la distribución de la población en todo el país.

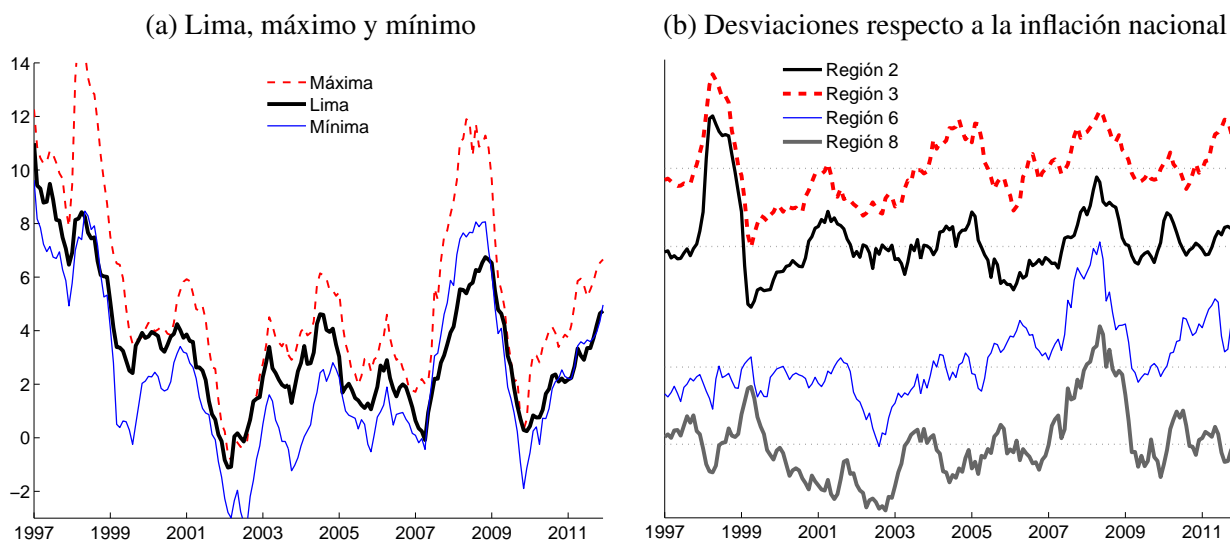
Los datos corresponden al periodo de 1996 a 2011, aproximadamente 190 observaciones después de ajustar por condiciones iniciales. Durante todo el periodo de la muestra, el BCRP ha anunciado metas de inflación. En el análisis empírico más adelante, la inflación se define como el cambio porcentual mensual anualizado de cada IPC  $P_t$ ,  $1200 \log(P_t/P_{t-1})$ . Sin embargo, para facilitar la visualización, en esta sección se presentan tasas interanuales (más suaves),  $100 \log(P_t/P_{t-12})$ .

El panel (a) del Gráfico 2 (p. 83) muestra la evolución de la inflación de Lima, junto con las tasas máximas y mínimas encontradas entre las 8 regiones restantes. Dada la importancia de Lima, a esta escala es difícil distinguir la inflación nacional de la inflación de Lima (con excepción de algunos episodios), por lo que no se incluye en el gráfico. Es notorio que las tres series de inflación presentan muchas características en común. En particular, tienden a moverse en conjunto (sus puntos de inflexión son prácticamente los mismos con pequeñas diferencias de aproximadamente uno o dos meses) y sus

**GRÁFICO 1.** *Regiones económicas en el Perú*



**NOTA:** Clasificación de los Departamentos del Perú en 9 regiones económicas, según Gonzales de Olarte (2003, p. 41). Los números en paréntesis son las ponderaciones de cada región al componer la inflación nacional, según el INEI.

**GRÁFICO 2.** Inflación regional (cambios porcentuales interanuales), 1997 a 2011

**NOTAS:** Para un periodo dado, el panel (a) muestra la inflación de Lima y la tasa máxima y mínima entre las 8 regiones restantes. En el panel (b), constantes fueron añadidas a las series para facilitar la visualización. Para cada serie, el eje vertical va de  $-2.5$  a cerca de  $4.5$  por ciento, y las líneas horizontales corresponden a cero.

variaciones son de magnitudes comparables. Por tanto, a primera vista las tasas de inflación parecen estar impulsadas por una tendencia común o, en otras palabras, la PPC relativa parece ser una característica de los datos, un punto que se trata de manera formal más adelante.

Existen, por supuesto, episodios de discrepancia que, aunque importantes, parecen ser temporales. Dos de ellos se destacan. El primero se produce en 1998, cuando el país se vio afectado por un Fenómeno de El Niño particularmente intenso. Los costos económicos de El Niño se relacionan con interrupciones en la producción agrícola y la pesca, y con daños directos a la infraestructura debido a inundaciones, típicamente concentrados en las regiones del norte del país más cercanas al Ecuador (2, 3 y 4). Estas regiones experimentaron un pico de inflación que se revirtió cuando las condiciones climáticas volvieron a la normalidad en 1999.

El segundo episodio corresponde al período de 2007 hacia mediados de 2008 y es consecuencia de dos fenómenos económicos relacionados. El primero es el auge de los precios de *commodities* en los mercados internacionales, principalmente provocado por el impulso de demanda en grandes economías emergentes como China. La magnitud y persistencia de los choques afectaron los precios regionales de manera desigual, principalmente porque la participación de los alimentos en el IPC es mayor en provincias, hecho que explica en parte por qué Lima registró la menor tasa de inflación durante este periodo.

Por otro lado, cifras preliminares del INEI sobre la producción regional indican que durante el período comprendido entre 2005 y 2008, Lima creció a una tasa de  $7.5$  por ciento anual, mientras que regiones como Arequipa, Cusco y La Libertad crecieron a tasas más cercanas al  $8$  por ciento, e incluso lugares más exitosos como Ica crecieron por encima del  $9$  por ciento. Esta fuerte expansión en la producción regional (y la demanda) se vio impulsada por las condiciones extraordinariamente favorables que el país gozó como exportador de materias primas. Ello da un indicio de que muchas regiones han reducido la brecha de ingresos con respecto a Lima de manera relativamente rápida, generando inevitablemente presiones inflacionarias a nivel regional. Adicionalmente, evidencia anecdótica sugiere que las presiones inflacionarias podrían haber sido magnificadas por condiciones iniciales, una suerte de efecto acercamiento (*catch-up*). En particular, los precios inicialmente más bajos en las provincias (debido

al efecto Balassa-Samuelson) habrían crecido a niveles cercanos a los de la capital conforme las provincias se enriquecieron, produciendo así una mayor inflación. Sin embargo, las presiones generadas por estos procesos se desvanecieron rápidamente después de que la crisis financiera internacional comenzara a finales de 2008, tras el colapso del banco de inversión Lehman-Brothers.

El Gráfico 2(b) muestra las desviaciones de la inflación con respecto a la tasa nacional para regiones seleccionadas de los dos extremos del país. Se puede observar que las desviaciones de inflación de la región 2 en el norte están más estrechamente relacionadas con las de la región vecina 3 que con las regiones más distantes, como la 6 u 8. Del mismo modo, la relación entre la inflación en cualquiera de las regiones 6 y 8 en el sur es mucho más cercana que aquéllas de las regiones norteñas con las sureñas. Una conclusión importante de esta inspección visual es que la geografía parece importar. Los choques regionales, o incluso las respuestas a los choques agregados en diferentes regiones, son probablemente dependientes de la ubicación de la región. Esta característica adicional de los datos será de utilidad para imponer parsimonia en el análisis empírico a continuación.

## 2 METODOLOGÍA

En esta sección, se presenta el marco econométrico utilizado para investigar las retroalimentaciones entre las tasas de inflación de  $n$  regiones en un país. Dos puntos importantes son considerados: el contraste de hipótesis y la identificación de choques estructurales. En cuanto a las pruebas de hipótesis, restricciones de agregación son impuestas en la forma reducida de un modelo de vectores autoregresivos (VAR) estándar y potencialmente grande de las tasas de inflación, y se propone un contraste para evaluar su significación formalmente. Estas restricciones promueven parsimonia mientras mantienen la retroalimentación dinámica de la tasa de inflación en una región determinada desde las tasas de inflación en el resto del país. En segundo lugar, se deriva una prueba para las restricciones de homogeneidad de largo plazo utilizando la forma de corrección de errores del modelo VAR. En el contexto de un modelo VAR de tasas de inflación, la homogeneidad de largo plazo puede ser entendida como el cumplimiento de la versión débil de la PPC, donde las diferencias entre las tasas de inflación son estacionarias.

Es importante destacar que los procedimientos de contraste de hipótesis propuestos han sido diseñados para ser robustos a las propiedades de estacionariedad de los datos. En particular, tanto la hipótesis agregación como la hipótesis de homogeneidad de largo plazo pueden ser contrastadas utilizando resultados estándares de la teoría de regresión clásica ya que los estadísticos en cuestión son asintóticamente chi-cuadrado, *independientemente* de si las series utilizadas son estacionarias o no. Los detalles técnicos se presentan en los anexos.

La forma de corrección de errores del VAR proporciona una formulación adecuada para inferir sobre las características de las tendencias comunes que conducen a los datos. En particular, se presta atención al caso donde la tasa de inflación en una región de referencia no responde a desequilibrios (desviaciones de la PPC relativa) en otras regiones. Así, se considera que un choque tiene efectos permanentes toda vez que afecte a la inflación en la región de referencia, y este choque puede ser fácilmente identificado utilizando la descomposición propuesta en Gonzalo y Ng (2001).

### *Hipótesis de agregación*

El punto de partida es un modelo VAR ( $p$ ) en forma reducida,

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

donde  $y_t$  es un vector de  $n$  variables endógenas cuyo  $i$ -ésimo elemento corresponde a la inflación de la región  $i$  en el periodo  $t$ ,  $A_r$  ( $r = 1, 2, \dots, p$ ) son matrices de coeficientes y  $\varepsilon_t$  es el vector de innovaciones estadísticas mutuamente correlacionadas. La matriz de covarianzas de  $\varepsilon_t$  es definida positiva.

Ha sido bien documentado que la utilidad de un modelo dinámico como (1) podría ser limitada en muestras finitas debido a la proliferación de los parámetros que deben estimarse. En efecto, cada rezago adicional implica la estimación de  $n^2$  coeficientes, y estos pueden ser estimados muy imprecisamente con los tamaños de muestra con los que típicamente se dispone en aplicaciones. Por lo tanto, promover la parsimonia mediante la imposición de restricciones razonables sobre las matrices  $A_r$  podría mejorar el contenido inferencial de los procedimientos estadísticos basados en el sistema VAR. Éste es el propósito de las restricciones de agregación, donde ponderaciones dadas se utilizan para calcular promedios que mantienen efectos de retroalimentación entre las regiones.

Considere un agregado compuesto por las  $n - 1$  variables en  $y_t$  distintas de  $y_{i,t}$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ),

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

La normalización de que las ponderaciones suman uno es por conveniencia algebraica y no implica ninguna pérdida de generalidad. Se mantiene el supuesto de que las ponderaciones  $w_{ij}$  no son estimadas junto a  $A_r$ , de otro modo la linealidad en el modelo VAR puede perderse con la agregación. Esta situación corresponde tanto a ponderaciones no aleatorias como a ponderaciones estocásticas pero predeterminadas, es decir cuya determinación es independiente de  $\varepsilon_t$  (véase Winkelried y Saldarriaga, 2012).

La  $i$ -ésima ecuación del VAR sin restringir es

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

donde  $y_{i,t}$  es el  $i$ -ésimo elemento de  $y_t$ ,  $\varepsilon_{i,t}$  es el  $i$ -ésimo elemento de  $\varepsilon_t$ , y  $a_{ij}(r)$  indica el  $(i, j)$ -ésimo elemento de  $A_r$ . En un modelo restringido alternativo, las retroalimentaciones hacia  $y_{i,t}$  vienen de sus propios rezagos y de los rezagos del agregado:

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

Claramente, si  $a_{ij}(r) = c_i(r) w_{ij}$  entonces el modelo restringido (4) equivale al modelo sin restricciones (3). Estas  $p(n - 1)$  igualdades implican un total de  $p(n - 1) - p = p(n - 2)$  restricciones de la forma

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

En consecuencia, 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 está dado por el ratio  $w_{ij}/w_{ik}$ . En otras palabras,  $y_{j,t}$  y  $y_{k,t}$  afectan el valor esperado de las futuras realizaciones de  $y_{i,t}$  proporcionalmente a sus contribuciones al agregado (2).

El modelo sin restringir es obtenido al regresar  $y_{i,t}$  sobre los  $p$  rezagos de  $y_t$ . Esto implica estimar  $pn$  coeficientes por ecuación y  $pn^2$  en el VAR. Por otro lado, en el modelo restringido  $y_{i,t}$  se regresa sobre sus  $p$  rezagos y los  $p$  rezagos del agregado  $x_{i,t}$ . Aquí, cada ecuación contiene  $2p$  coeficientes y el VAR

restringido tiene  $2pn$  coeficientes. Así, las restricciones de agregación reducen sustancialmente el número de coeficientes por estimar, incluso para valores moderados de  $n$ . Por ejemplo, si  $p = 2$  y  $n = 9$  se tiene  $pn^2 = 162$  coeficientes en el modelo sin restringir, y sólo  $2pn = 36$  en el restringido, un total de  $np(n - 2) = 126$  restricciones.

Las restricciones de agregación pueden ser convenientemente interpretadas como restricciones de exclusión, y ésta es la base para las pruebas de hipótesis. Después de simples manipulaciones, 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  $j \neq i$ . El modelo restringido tiene  $\delta_{ij}(r) = 0$  para todo  $r$  y  $j \neq i$ , por lo que comprobar la hipótesis de agregación equivale a probar las restricciones de significación conjunta  $H_0 : \delta_{ij}(r) = 0$  usando un estadístico de Wald estándar (ver anexo A). Nótese que  $H_0$  tiene la interpretación tentativa de que una vez que se controla por  $x_{i,t}$ , sus componentes  $y_{j,t}$  no presentan poder predictivo alguno sobre  $y_{i,t}$ .

### Homogeneidad de largo plazo

El modelo restringido

$$y_{i,t} = \sum_{r=1}^p a_{ii}(r)y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^p c_i(r)x_{i,t-r} + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

constituye una ecuación autoregresiva de rezagos distribuidos (ARDL) que describe la relación dinámica entre  $y_{i,t}$  y  $x_{i,t}$ . El multiplicador de largo plazo  $MLP_i = \sum_{r=1}^p c_i(r) / (1 - \sum_{r=1}^p a_{ii}(r))$  mide el efecto sobre  $y_{i,t}$  de una desviación permanente de  $x_{i,t}$  en una unidad con respecto a su nivel de largo plazo. La hipótesis de la PPC relativa entre  $y_{i,t}$  y  $x_{i,t}$  implica la condición de homogeneidad de largo plazo  $MLP_i = 1$ . Esto significa que la inflación de la región  $i$  ( $y_{i,t}$ ) responde a una desviación permanente en el nivel de inflación en cualquier otro lugar ( $x_{i,t}$ ) proporcionalmente, tal que el comportamiento de largo plazo de la inflación relativa ( $y_{i,t} - x_{i,t}$ ) no se altere, es decir  $y_{i,t} - x_{i,t}$  permanece estacionaria. Note que el cumplimiento de la condición de PPC relativa *por pares*, es decir  $y_{i,t} - y_{j,t}$  es estacionaria para todo  $i \neq j$ , requiere que  $MLP_i = 1$  para todas las regiones. Este punto se retoma más adelante.

Con el fin verificar si  $MLP_i = 1$ , la ecuación ARDL es escrita en su forma de corrección de errores

$$\Delta y_{i,t} = -\gamma_i(y_{i,t-1} - x_{i,t-1}) + \sum_{r=1}^{p-1} \pi_i^y(r)\Delta y_{i,t-r} + \sum_{r=1}^{p-1} \pi_i^x(r)\Delta x_{i,t-r} + \theta_i x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (8)$$

donde  $\gamma_i = 1 - \sum_{r=1}^p a_{ii}(r) \geq 0$ ,  $\pi_i^y(r) = -\sum_{s=r+1}^p a_{ii}(s)$ ,  $\pi_i^x(r) = \sum_{s=r+1}^p c_i(s)$  y  $\theta_i = \gamma_i(MLP_i - 1)$ .

La hipótesis de homogeneidad de largo plazo puede ser escrita como  $H_0 : \theta_i = 0$ . Como se muestra en el anexo B, si (8) está correctamente especificada (es decir,  $\varepsilon_{i,t}$  no se correlaciona con la historia de  $x_{i,t}$ ), el estadístico  $t$  asociado con  $H_0$  tiene la distribución asintótica normal usual, incluso cuando los datos no son estacionarios y la distribución límite de los estimadores mínimo cuadráticos de  $\theta_i$  no es estándar. Ello provee una simple prueba de la hipótesis de la PPC relativa en la ecuación  $i$ .

Si  $\gamma_i > 0$  entonces opera el denominado mecanismo de corrección de errores y así  $y_{i,t}$  responde a las

desviaciones del agregado  $x_{i,t}$  para restaurar el equilibrio de largo plazo. El coeficiente de “velocidad de ajuste”  $\gamma_i$  mide la proporción del desequilibrio  $y_{i,t} - x_{i,t}$  que es corregido en cada periodo. Nótese que si  $\gamma_i = 1$ , entonces la transición hacia el equilibrio se da en un solo periodo. Por el contrario,  $\gamma_i = 0$  corresponde al caso donde  $y_{i,t}$  no responde al equilibrio en absoluto,  $y_{i,t}$  es débilmente exógena (*long-run forcing*). Como se verá a continuación, este resultado puede ser explotado para identificar las tendencias que guían la dinámica del sistema formado por una colección de  $n$  ecuaciones como (8).

*Identificación de los choques a partir de una región de referencia*

Bajo la hipótesis de agregación y homogeneidad de largo plazo, el modelo VAR original (1) puede ser escrito como un modelo vectorial de corrección de errores (VECM)

$$\Delta y_t = -\Pi y_{t-1} + \pi_1 \Delta y_{t-1} + \pi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \pi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \tag{9}$$

donde las matrices  $\pi$  incorporan las restricciones de agregación.<sup>2</sup> Es importante anotar que, por el teorema de representación de Granger (véase Hamilton, 1994, p. 581), un sistema de  $n$  variables guiadas por  $h$  tendencias estocásticas puede ser representada como un VECM como (9) con una matriz de largo plazo  $\Pi$  que tiene un rango igual a  $n - h$ . Ello implica que el sistema contiene  $n - h$  relaciones de cointegración.

Sea  $W$  la matriz  $n \times n$  que recoge las ponderaciones  $w_{ij}$  (recuerde que  $w_{ii} = 0$ ). Evaluando la definición en (2) dentro de (8), es simple verificar que la matriz  $\Pi$  toma la forma  $\Pi = \Gamma_0 B_0$  donde  $\Gamma_0$  es una matriz  $n \times n$  diagonal con  $\gamma_i$  como su  $i$ -ésimo elemento diagonal, y  $B_0 = I_n - W$  es también una matriz de dimensión  $n \times n$ . Explícitamente,

$$\Pi = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \gamma_2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_3 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \gamma_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -w_{12} & -w_{13} & \dots & -w_{1n} \\ -w_{21} & 1 & -w_{23} & \dots & -w_{2n} \\ -w_{31} & -w_{32} & 1 & \dots & -w_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -w_{n1} & -w_{n2} & -w_{n3} & \dots & 1 \end{bmatrix}. \tag{10}$$

Sea  $\mathbf{1}_m$  un vector suma (lleno de unos) de dimensión  $m \times 1$ . Luego, dado que por construcción  $W\mathbf{1}_n = \mathbf{1}_n$  ( $W$  es estocástica por filas), resulta que  $B_0\mathbf{1}_n = \mathbf{0}$ , y así  $\mathbf{1}_n$  es un vector propio de  $B_0$  asociado con un valor propio cero. Es fácil demostrar que la multiplicidad de los valores propios cero es uno, y así el rango de  $B_0$  es igual a  $n - 1$ . Si  $\gamma_i > 0$  para al menos  $n - 1$  ecuaciones, entonces el rango de  $\Gamma_0$  es  $n - 1$  o  $n$ , lo que implica que  $\Pi$  es también de rango  $n - 1$ . De ello se desprende que en el sistema (9) debe haber una tendencia estocástica única y  $n - 1$  relaciones de cointegración,  $h = 1$ .

La igualdad en (10) y su implicada tendencia común es una consecuencia directa de imponer  $\theta_i = 0$  para todo  $i$  en (8):  $y_{i,t}$  cointegra con  $x_{i,t}$ , y como ello ocurre para todo  $i$ , entonces  $y_{i,t}$  cointegra con cada uno de los  $n - 1$  elementos de  $x_{i,t}$ . Ello implica relaciones de cointegración por pares de la forma  $y_{i,t} - y_{j,t} \sim I(0)$  para  $i \neq j$ , es decir el cumplimiento de la PPC relativa para cualquier par de regiones.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> Defina a  $\Pi_r^x = \text{diag}(\pi_1^x(r), \pi_2^x(r), \dots, \pi_n^x(r))$  y  $\Pi_r^y = \text{diag}(\pi_1^y(r), \pi_2^y(r), \dots, \pi_n^y(r))$  como las matrices  $n \times n$  diagonales que recogen los coeficientes asociados a los  $r$ -ésimos rezagos en (8). Luego,  $\pi_r = \Pi_r^y + \Pi_r^x W$ , donde  $W$  es la matriz de ponderaciones definida más adelante. Nótese que la matriz  $\pi_r$  es de dimensión  $n \times n$  y contiene sólo  $2n$  parámetros libres.

<sup>3</sup> Utilizando la descomposición (11) líneas abajo, el término de desequilibrio en (9) es  $\Pi y_t = \Gamma B y_t = \Gamma z_t$ , donde  $z_t$  es un vector de  $(n - 1) \times 1$  cuyo  $i$ -ésimo elemento es el desvío  $y_{i+1,t} - x_{i+1,t}$  ( $i = 1, \dots, n - 1$ ). La descomposición (11) no es única y puede encontrarse una matriz no singular  $D$  tal que  $\Pi y_t = \Gamma D D^{-1} B y_t = \Gamma^\dagger w_t$  donde el  $i$ -ésimo elemento de  $w_t$  es el desvío  $y_{i,t} - y_{1,t}$ . Tal matriz es  $D = I - W_{22}$ , ver ecuación (12). Así, el sistema originalmente expresado en términos de los desvíos  $z_t \sim I(0)$  es completamente equivalente a un sistema “rotado” expresado en términos de  $w_t \sim I(0)$ , lo que conlleva inmediatamente a la conclusión que  $w_{i,t} - w_{j,t} = y_{i,t} - y_{j,t} \sim I(0)$  para  $i \neq j$ .

Una representación VECM más familiar tendrá a  $\Pi$  descompuesta como el producto de una matriz con rango *columna* completo y una matriz con rango *fila* completo, ambas de rango  $n - 1$ . Puede llegarse fácilmente a dicha representación cuando uno de los coeficientes de ajuste  $\gamma_i$  es igual a cero. Sin ninguna pérdida de generalidad, suponga que  $\gamma_1 = 0$ , de modo que

$$\Pi = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \gamma_2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \gamma_3 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \gamma_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -w_{21} & 1 & -w_{23} & \cdots & -w_{2n} \\ -w_{31} & -w_{32} & 1 & \cdots & -w_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -w_{n1} & -w_{n2} & -w_{n3} & \cdots & 1 \end{bmatrix}, \quad (11)$$

o compactamente  $\Pi = \Gamma B$ , donde  $\Gamma$  es la matriz  $n \times (n - 1)$  obtenida al remover la primera columna de  $\Gamma_0$ , y  $B$  es la matriz  $(n - 1) \times n$  que resulta de remover la primera fila de  $B_0$ , ambas de rango de  $n - 1$ .

La representación alternativa (11) resulta muy conveniente para interpretar los choques que afectan al sistema y especialmente para identificar la tendencia común. La situación de que  $\gamma_1 = 0$  y  $\gamma_i > 0$  para  $i > 1$  implica que  $y_{1,t}$  es la única variable del sistema débilmente exógena (*long-run forcing*) y, siguiendo a Gonzalo y Granger (1995), esta misma variable puede ser utilizada para caracterizar la tendencia común. Intuitivamente, puede pensarse en cada  $y_{i,t}$  como la acumulación del choque con efectos permanentes más un choque idiosincrático que desvía  $y_{i,t}$  de la tendencia común. Dado que  $y_{1,t}$  no se ajustará para restaurar el desequilibrio, entonces debe ser impulsada exclusivamente por el choque permanente, mientras  $y_{i,t}$  para  $i \neq 1$  responde al choque permanente (lo que mantiene  $y_{i,t} - y_{1,t}$  estacionario) y también a las perturbaciones que transitoriamente apartan a  $y_{i,t} - y_{1,t}$  de su expectativa de largo plazo.

Gonzalo y Ng (2001) proponen un método para expresar las perturbaciones del VECM  $\varepsilon_t$  como combinaciones lineales de  $h$  choques permanentes y  $n - h$  choques transitorios, la “descomposición PT”. Así, el razonamiento anterior proporciona una manera sencilla de identificar el choque estructural que pueden atribuirse a la región 1: dado que sólo el  $h = 1$  choque a la tendencia afecta  $y_{1,t}$ , entonces el choque permanente en una descomposición PT puede ser interpretado como proveniente de la región 1.

Formalmente, si  $u_t$  denota al vector  $n \times 1$  cuyo primer elemento es el choque permanente,  $u_{1,t}$ , y los  $n - 1$  elementos restantes son choques transitorios,  $u_{2,t}$ , Gonzalo y Ng muestran que  $u_{2,t} = B\varepsilon_t$ , mientras  $u_{1,t} = \Gamma^*\varepsilon_t$ , donde  $\Gamma^*$  es un vector  $1 \times n$  tal que  $\Gamma^*\Gamma = \mathbf{0}$ . De (11) queda claro que  $\Gamma^*$  debe ser proporcional al primer vector unitario en  $\mathbb{R}^n$ , es decir la primera fila de  $I_n$ . De manera más compacta,  $u_t = G\varepsilon_t$ , donde la primera fila de  $G$  es  $\Gamma^*$  y su bloque inferior  $(n - 1) \times n$  está dado por  $B$ . Para tener una mejor comprensión sobre cómo los choques estructurales  $u_t$  se relacionan con las innovaciones  $\varepsilon_t$ , considere la igualdad  $\varepsilon_t = G^{-1}u_t$ .<sup>4</sup> Nótese que  $B$  puede ser particionado como  $B = [-w_{12} : I_{n-1} - W_{22}]$ , donde  $w_{12}$  y  $W_{22}$  son bloques de  $W$ . Dado que  $(I_{n-1} - W_{22})\mathbf{1}_{n-1} = w_{12}$ , entonces

$$G^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & \mathbf{0} \\ -w_{12} & I - W_{22} \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & \mathbf{0} \\ (I - W_{22})^{-1}w_{12} & (I - W_{22})^{-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{1}_{n-1} & (I - W_{22})^{-1} \end{bmatrix}. \quad (12)$$

La innovación de la primera ecuación equivale al choque permanente  $\varepsilon_{1,t} = u_{1,t}$ , y de esta manera es posible identificar cómo un choque en la región de referencia se propaga al resto del país. Nótese también que, en el impacto, el choque  $u_{1,t} = 1$  tendrá un efecto proporcional en *todas* las innovaciones  $\varepsilon_{i,t} = 1$

<sup>4</sup> La práctica usual es ortogonalizar  $u_t$  y considerar en cambio  $\varepsilon_t = G^{-1}H\eta_t$ , donde  $H$  es el bloque inferior de la matriz triangular obtenida al aplicar una descomposición de Choleski a la matriz de covarianzas de  $u_t$ , y  $\eta_t$  recoge los choques ortogonalizados. Ello no hace diferencia en la identificación del choque en la región de referencia. Al igual que en el caso de  $u_t$ , el primer elemento de  $\varepsilon_t$  es afectado solamente por el primer elemento de  $\eta_t$ , es decir el choque permanente ortogonalizado.

para  $i = 1, 2, \dots, n$ , mientras que un choque  $u_{i,t} = 1$  cuando  $i > 1$  afectará todas las innovaciones  $(\varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{3,t}, \dots, \varepsilon_{n,t})$  menos a  $\varepsilon_{1,t}$ .<sup>5</sup>

### 3 ANÁLISIS EMPÍRICO

A continuación se presentan los principales resultados del análisis empírico, usando tasas anualizadas de inflación mensual,  $y_{i,t} = 1200 \log(P_{i,t}/P_{i,t-1})$ . En primer lugar, se describen dos enfoques para medir las tasas de inflación del “resto del país”, uno basado en proximidad geográfica y el otro en influencia económica. Se encuentra evidencia que apoya la hipótesis de agregación bajo ambos enfoques. El VECM es entonces estimado y se encuentra que la PPC relativa se cumple en todo el país y, además, que la convergencia hacia una tendencia común es rápida. Adicionalmente, los resultados también indican que la influencia de Lima en el comportamiento de las inflaciones regionales, y así en la nacional, es fuerte.

#### *Enfoques de agregación*

Se consideran dos enfoques alternativos para construir el agregado  $x_{i,t}$  lo que, dado que  $x_t = Wy_t$ , equivale a determinar la matriz de ponderaciones  $W$ . En ambos casos, los elementos de  $W$  están dados (son independientes de  $\varepsilon_t$ ), y así se aplican las consideraciones teóricas sobre la linelidad después de la agregación discutida en la sección previa.

El primer enfoque corresponde a *agregación geográfica*. Éste se inspira en la noción básica de que la ubicación y la distancia importan, y en particular que la retroalimentación entre dos regiones será más fuerte cuanto más cercanas se encuentren. Existen diversas maneras de operacionalizar este concepto y se elige una que es particularmente simple (basada en relaciones de contigüidad entre las  $n = 9$  regiones). Defina los valores

$$\tilde{w}_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{si } i = j \text{ (las regiones no se consideran vecinas de sí mismas),} \\ 0 < a & \text{si la región } j \text{ e } i \text{ son contiguas,} \\ 0 \leq b < a & \text{si la región } j \text{ está localizada a una región de distancia de } i, \\ 0 \leq c < b & \text{de otro modo (} i \text{ y } j \text{ están separadas por al menos dos regiones),} \end{cases} \quad (13)$$

de forma que  $w_{ij}$  es simplemente una versión normalizada de  $\tilde{w}_{ij}$ , es decir  $w_{ij} = \tilde{w}_{ij} / \sum_{j=1}^n \tilde{w}_{ij}$ . Vale la pena mencionar que enfoques alternativos y más sofisticados de ponderación espacial reditúan resultados que son bastante similares a los reportados más adelante (disponibles bajo solicitud a los autores). Se establece arbitrariamente  $a = 1$ ,  $b = 0.5$  y  $c = 0$ , recordando que las principales conclusiones no son sensibles a esta elección.

El segundo enfoque es el de *agregación económica*. Aquí, la intensidad de la retroalimentación está determinada por ponderaciones que son proporcionales a la participación de cada región en el gasto nacional. El supuesto detrás de ello es que la importancia de la región  $i$  como un mercado de bienes intercambiados dentro del país es apropiadamente reflejada por su contribución relativa al gasto nacional. Bajo este enfoque,  $x_{i,t}$  es una medida normalizada de la inflación nacional *sin la contribución de la*

<sup>5</sup> Estos resultados pueden ser generalizados fácilmente. Suponga que hay dos regiones de referencia (dos tendencias comunes) tal que  $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ . En este caso, el rango de  $B_0$  sigue siendo  $n - 1$ , pero  $\text{rango}(\Pi_0) = \text{rango}(\Gamma_0) = n - 2$  por lo que en la descomposición  $\Pi = \Gamma B$ ,  $\Gamma$  es la matriz  $n \times (n - 2)$  obtenida al remover las dos primeras columnas de  $\Gamma_0$ , y  $B$  es la matriz  $(n - 2) \times n$  obtenida al remover las dos primeras filas de  $B_0$ . Al examinar la estructura de la matriz  $G$ , se llega a la importante conclusión que las dos primeras innovaciones  $(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})$  son combinaciones lineales de choques permanentes  $(u_{1,t}, u_{2,t})$ , y ningún choque transitorio las afecta. Tras ortogonalizar  $u_t$ , o usar otro esquema de identificación, pueden encontrarse choques estructurales para las regiones 1 y 2. Para una discusión relacionada, véase Gonzalo y Granger (1995).

inflación en la región  $i$ . Sea  $Y_t$  la inflación nacional y sea  $\alpha_j$  la ponderación que recibe la región  $j$  al componerla (estas ponderaciones son reportadas en el Gráfico 1). Por construcción,  $\sum_{j=1}^n \alpha_j = 1$ . Luego,

$$Y_t = \sum_{j=1}^n \alpha_j y_{j,t} = \alpha_i y_{i,t} + \sum_{j \neq i}^n \alpha_j y_{j,t} = \alpha_i y_{i,t} + (1 - \alpha_i) x_{i,t}, \quad (14)$$

así  $Y_t$  es una combinación lineal entre  $y_{i,t}$  y  $x_{i,t}$ . Resulta que  $x_{i,t} = \sum_{j \neq i}^n \alpha_j y_{j,t} / (1 - \alpha_i)$ , por lo que

$$w_{ij} = \frac{\alpha_j}{1 - \alpha_i}. \quad (15)$$

En este caso, la matriz  $W$  no es simétrica. Una región grande (en términos económicos) ejerce una mayor influencia en una región pequeña que lo que una región pequeña ejerce sobre una más grande. De manera más formal, dado que  $\alpha_i + \alpha_j < 1$  (lo cual siempre ocurre), resulta sencillo verificar que  $w_{ij} < w_{ji}$  si y sólo si  $\alpha_i > \alpha_j$ . De este modo, la retroalimentación que la inflación en la región  $i$  recibe de la inflación en la región  $j$  es menor que la retroalimentación de la región  $i$  hacia la región  $j$ , porque la región  $i$  constituye, en términos de gasto, un mercado más grande que la región  $j$ .

### *Hipótesis de agregación*

Al contrastar la hipótesis de agregación, una cuestión práctica de importancia es la determinación de número de rezagos  $p$ . Los resultados de la prueba LM de Breusch-Godfrey sobre las correlaciones seriales en los errores de la regresión (así como algunos criterios de información), sugieren utilizar  $p \geq 5$ . Esta sugerencia se mantiene tanto para modelos sin restringir (3) como para modelos restringidos (4). Así, se fija  $p = 5$  ( $p - 1 = 4$  rezagos en el VECM) por lo que 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 estándar se distribuye asintóticamente como  $\chi^2$  con  $p(n - 2) = 35$  grados de libertad.

Como se puede apreciar en el Cuadro 1 (p. 91), la hipótesis de agregación no puede ser rechazada con niveles de significación convencionales en ningún caso, e independientemente del enfoque de agregación utilizado para calcular  $x_{i,t}$  (geográfica o económica). Estos resultados pueden ser tomados como evidencia concluyente de que el modelo restringido, que utiliza promedios ponderados para resumir los efectos de retroalimentación desde el resto del país, es capaz de capturar las principales características de los datos. El siguiente paso, entonces, es investigar la dinámica de la forma restringida.

### *Homogeneidad de largo plazo*

A diferencia de un VECM estándar, (9) constituye un sistema de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) con diferentes regresores. Por tanto, el método de estimación preferido es el de mínimos cuadrados generalizados (los resultados usando mínimos cuadrados ordinarios son cualitativamente similares).

Los resultados se reportan en el Cuadro 2 (p. 91), para  $p = 5$ . La primera columna muestra la prueba LM de Breusch-Godfrey y sugiere que cada ecuación dinámica está correctamente especificada. Este aspecto del modelo es relevante para realizar una inferencia válida sobre  $\theta_i$  (véase el anexo B). La segunda y tercera columnas muestran las estimaciones puntuales y los  $p$ -values de  $\gamma_i$  y  $\theta_i$ . Se puede observar que, en todas las ecuaciones,  $\theta_i$  parece ser estadísticamente insignificante, lo que indica que la hipótesis de homogeneidad de largo plazo ( $\theta_i = 0$  para todo  $i$ ) no puede ser rechazada a niveles de significación convencionales. Por otro lado, las estimaciones de  $\gamma_i$  son estadísticamente distintas de cero, excepto en el caso de Lima. En consecuencia, el primer conjunto de resultados sugiere que el modelo VECM descrito

CUADRO 1. Contrastes de agregación

	Agregación geográfica		Agregación económica	
	Estadístico $\chi^2$	<i>p</i> -value	Estadístico $\chi^2$	<i>p</i> -value
1 Lima	31.654	0.630	32.295	0.599
2 Piura, Tumbes	35.446	0.447	38.924	0.297
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	27.838	0.800	31.513	0.637
4 La Libertad, Ancash	28.050	0.792	30.108	0.703
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	39.261	0.285	39.527	0.275
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	28.221	0.785	31.129	0.656
7 Junín, Pasco, Huánuco	29.078	0.749	26.446	0.850
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	37.764	0.344	36.229	0.411
9 Loreto, San Martín, Ucayali	35.291	0.454	38.136	0.329

NOTAS: Pruebas de Wald (asintóticamente  $\chi^2$ ) para  $H_0 : \delta_{ij}(r) = 0$  en la ecuación (6), para todo  $i = 1, \dots, n$ ,  $j \neq i$  y  $r = 1, \dots, p$ , y para diferentes enfoques de agregación. El número de rezagos es  $p = 5$ , el mínimo valor que reedita residuos que no se encuentran serialmente correlacionados en todas las ecuaciones (tanto para los modelos sin restringir como para los restringidos). En todas las pruebas, el número de grados de libertad es  $p(n - 2) = 35$ .

anteriormente, con Lima como región de referencia, no puede ser rechazado por los datos. Estos hallazgos se mantienen para los enfoques de agregación geográfica y económica.

CUADRO 2. Estimaciones del VECM

	Prueba LM	$\gamma_i$	$\theta_i$	$\gamma_i$	$\gamma_i$
	Breusch-Godfrey			( $\theta_i = 0$ )	( $\theta_i = \gamma_1 = 0$ )
<i>Agregación geográfica</i>					
1 Lima	0.074 (0.929)	0.548 (0.122)	0.274 (0.109)	0.399 (0.084)	–
2 Piura, Tumbes	2.036 (0.134)	1.128 (0.014)	0.194 (0.449)	1.056 (0.015)	1.059 (0.016)
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	0.474 (0.623)	0.769 (0.011)	0.224 (0.107)	0.743 (0.010)	0.787 (0.005)
4 La Libertad, Ancash	0.038 (0.963)	0.855 (0.034)	0.148 (0.545)	0.755 (0.028)	0.763 (0.022)
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	0.177 (0.838)	0.800 (0.058)	0.255 (0.108)	0.718 (0.041)	0.729 (0.032)
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	1.478 (0.231)	0.997 (0.007)	0.197 (0.311)	0.982 (0.003)	1.000 (0.003)
7 Junín, Pasco, Huánuco	1.044 (0.354)	0.681 (0.023)	0.165 (0.211)	0.645 (0.020)	0.647 (0.025)
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	2.046 (0.133)	0.692 (0.016)	0.057 (0.778)	0.635 (0.015)	0.625 (0.018)
9 Loreto, San Martín, Ucayali	3.390 (0.076)	0.806 (0.001)	0.245 (0.216)	0.704 (0.002)	0.647 (0.004)
<i>Agregación económica</i>					
1 Lima	0.084 (0.920)	0.125 (0.696)	0.178 (0.210)	0.071 (0.756)	–
2 Piura, Tumbes	1.318 (0.271)	1.044 (0.022)	0.043 (0.885)	0.969 (0.008)	0.960 (0.006)
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	0.238 (0.788)	0.900 (0.008)	0.099 (0.607)	0.890 (0.004)	0.873 (0.005)
4 La Libertad, Ancash	0.121 (0.886)	0.873 (0.008)	0.037 (0.876)	0.800 (0.005)	0.793 (0.005)
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	2.157 (0.119)	0.969 (0.008)	0.153 (0.382)	0.985 (0.002)	0.968 (0.002)
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	1.242 (0.292)	0.848 (0.003)	0.112 (0.601)	0.842 (0.001)	0.834 (0.001)
7 Junín, Pasco, Huánuco	0.551 (0.577)	0.873 (0.001)	0.084 (0.510)	0.878 (0.000)	0.866 (0.000)
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	1.351 (0.262)	0.787 (0.002)	0.021 (0.913)	0.750 (0.000)	0.749 (0.000)
9 Loreto, San Martín, Ucayali	1.707 (0.185)	0.806 (0.013)	0.166 (0.330)	0.790 (0.007)	0.787 (0.006)

NOTAS: Estimaciones SUR. La prueba Breusch-Godfrey es asintóticamente distribuida como una variable  $\chi^2$  con un grado de libertad bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de primer orden en los errores de regresión. Las cifras en paréntesis son *p*-values. Para los coeficientes estimados, los *p*-values son para la hipótesis de que el coeficiente es igual a cero.

La cuarta columna del Cuadro 2 muestra las estimaciones y *p-values* de  $\gamma_i$  después de imponer las restricciones de homogeneidad de largo plazo  $\theta_i = 0$  para todo  $i$ . Nuevamente, todos los estimados excepto el de Lima son estadísticamente significativos. Por otra parte, las estimaciones puntuales de  $\gamma_i$  son considerablemente grandes para  $i > 1$ , en un rango entre 0.65 a 1.00 para la agregación geográfica y entre 0.75 a aproximadamente 1.00 para la agregación económica. Ello indica que las desviaciones de la PPC relativa se corrigen con bastante rapidez. La agregación geográfica implica un ajuste de algún modo más lento hacia la PPC, reflejando así la mayor influencia de la inflación de Lima (la tendencia común) en los agregados del “resto del país” bajo el enfoque de agregación económica. Todos estos resultados se confirman en la última columna del Cuadro 2, donde se presentan las estimaciones finales de  $\gamma_i$ , después de imponer las restricciones de homogeneidad de largo plazo y el hecho que Lima hace las veces de región de referencia ( $\gamma_1 = 0$ ).<sup>6</sup>

### *Dinámica regional y la importancia de Lima*

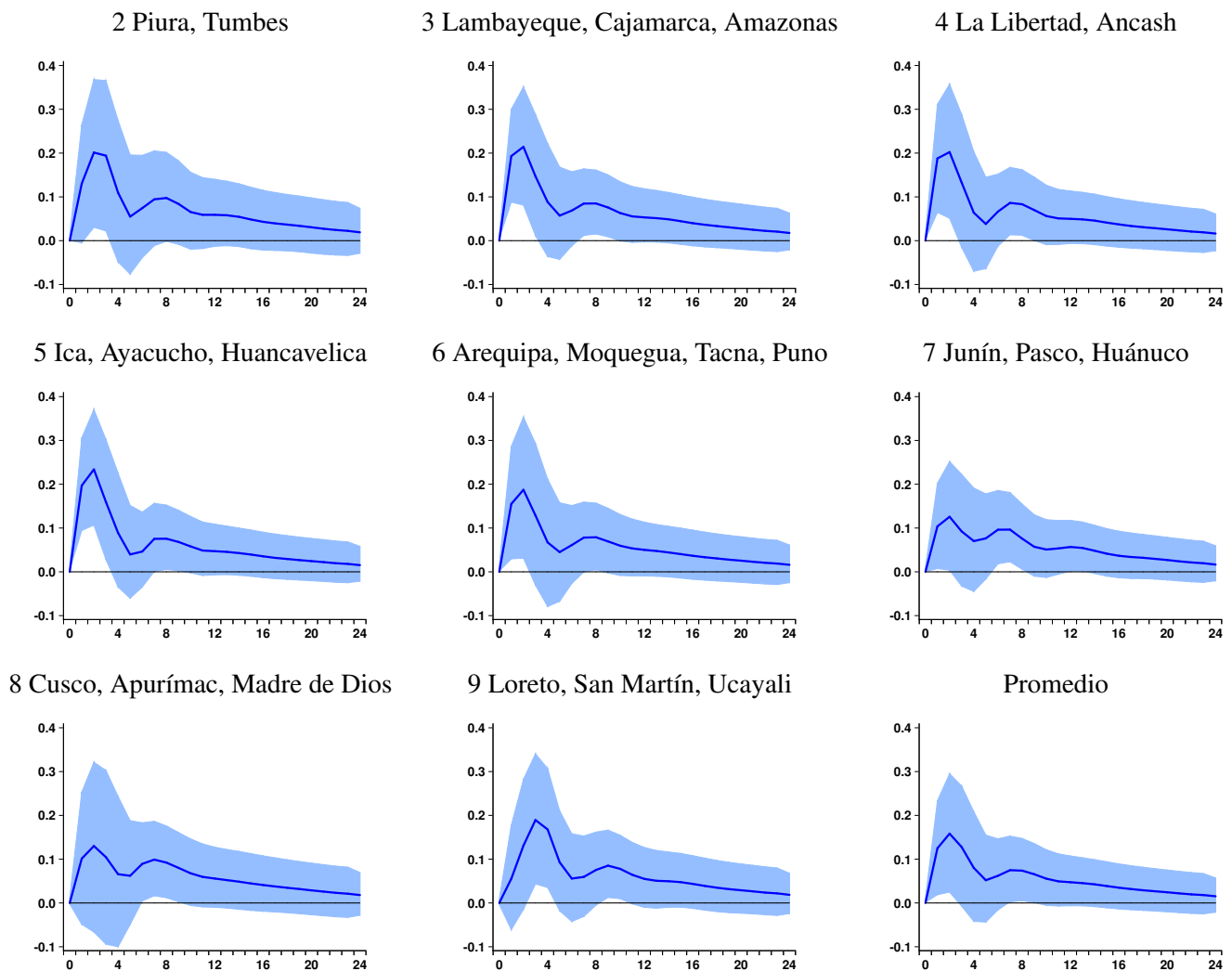
Las estimaciones revelan una rápida convergencia de las inflaciones regionales hacia sus propios agregados de inflación externa,  $y_{i,t} - x_{i,t}$ . Dado que este fenómeno ocurre en cada región del país, podría esperarse una rápida reversión hacia la tendencia común. El Gráfico 3 (p. 93) muestra las respuestas de las inflaciones regionales relativas a Lima, ante un choque unitario en la inflación de Lima (el choque permanente del sistema), bajo el enfoque de agregación geográfica (los resultados bajo el enfoque de agregación económica son muy similares y están disponibles a solicitud). A modo de resumen, el último panel del gráfico muestra la respuesta del promedio de las inflaciones de las  $n = 9$  regiones en el país.

Debido a la dinámica intrínseca causada tanto por los rezagos del VECM como por las fricciones geográficas capturadas en la matriz  $W$ , la convergencia de  $y_{i,t}$  hacia la tendencia común  $y_{1,t}$  no es tan inmediata como aquella hacia  $x_{i,t}$ . Las funciones de impulso-respuesta presentan “jorobas”, sugiriendo una sobre-reacción inicial de  $y_{i,t}$  al choque, que a la larga se desvanece. No obstante, la convergencia es rápida: la desviación máxima equivale a menos de 0.4 por ciento en términos anuales, y además ninguna respuesta es estadísticamente significativa después de 12 meses de la ocurrencia del choque (varias de ellas no son significativas después de 6 meses). Por lo tanto, puede concluirse que un choque a la inflación tendencial se propagará completamente hacia las inflaciones regionales individuales en menos de un año.

Por otro lado, como se discutió en la sección 1, las inflaciones regionales están afectadas también por choques idiosincrásicos que pueden inducir a desviaciones de corto plazo respecto a la tendencia. El Gráfico 4 (p. 94) muestra las respuestas de las inflaciones relativas a Lima ante un choque en la región  $i$  que induce a una desviación en el impacto de uno por ciento, bajo el enfoque de agregación geográfica. Se observa que los efectos de los choques son de corta duración: para todos los casos, después de tres meses del choque, la desviación con respecto a la inflación de Lima es de menos de 0.2 por ciento. Dada la naturaleza transitoria de estos choques, pocas respuestas aparecen como estadísticamente significativas después de 12 meses del choque y ninguna es significativa después de 18 meses.

Para evaluar la importancia del choque a la tendencia común, se calcula la descomposición de varianza de los errores de predicción en el VECM. El Cuadro 3 (p. 95) muestra la contribución del choque permanente para diferentes horizontes de predicción. El largo plazo  $h \rightarrow \infty$  corresponde a la varianza no condicional y vale la pena enfocarse en estas cifras primero. La importancia de la tendencia común no puede exagerarse: bajo el enfoque de agregación geográfica, los choques permanentes explican al

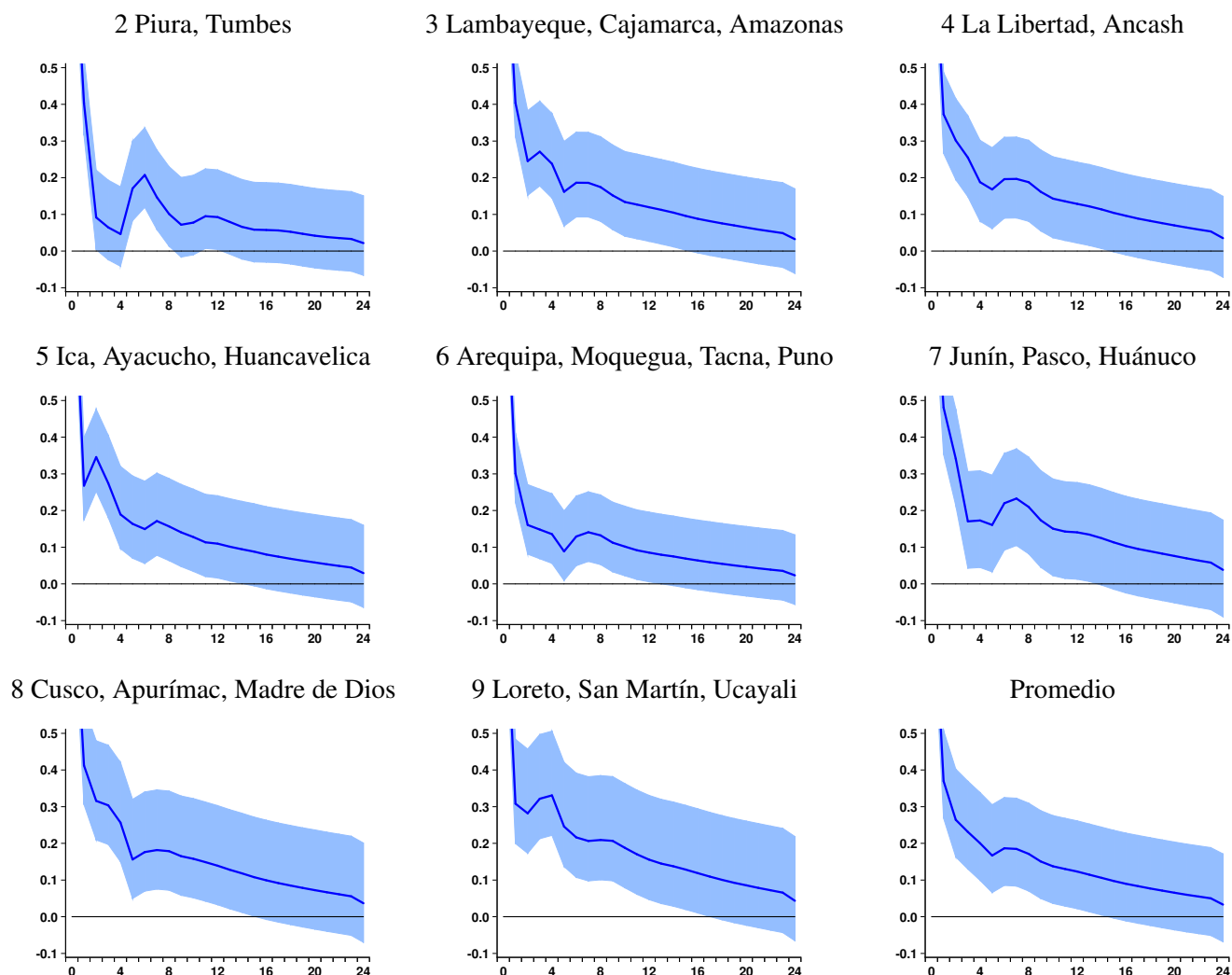
<sup>6</sup> Bajo agregación geográfica, el estadístico de Wald de la hipótesis conjunta  $\theta_i = 0$  para todo  $i$  es  $\omega_1 = 10.32$ , por debajo del valor crítico 90%,  $\chi_8^2 = 14.68$ . Asimismo, el estadístico de Wald para la hipótesis conjunta de que  $\gamma_i = 0$  para  $i > 1$  es  $\omega_2 = 55.79$ , muy por encima del valor crítico 99%,  $\chi_8^2 = 20.09$ . Bajo el esquema agregación económica, estos estadísticos son aún más categóricos:  $\omega_1 = 4.77$  y  $\omega_2 = 78.69$ .

**GRÁFICO 3.** Respuesta de las inflaciones regionales relativas a la de Lima ante un choque en Lima

**NOTAS:** Resultados bajo el esquema de agregación geográfica. Cada panel presenta la respuesta de  $y_{i,t} - y_{1,t}$  (en términos porcentuales anualizados) a un choque unitario en Lima, identificado como el choque permanente de la descomposición PT. El eje horizontal representa meses después de ocurrido el choque en el periodo 0. Las áreas sombreadas representan intervalos *bootstrap* al 90 por ciento de confianza. El eje vertical es el mismo para todos los gráficos.

menos 69.1 por ciento de la varianza no condicional (en la región 8) y hasta 83.7 por ciento (en la región 7). La contribución a la inflación promedio resulta ser un muy relevante 89.7 por ciento. Como era de esperarse, bajo el enfoque de agregación económica, la importancia de la inflación de Lima se incrementa aún más: el choque contribuye al menos con 74.6 por ciento de la varianza no condicional (nuevamente en la región 8), y con más de 95 por ciento para la tasa de inflación promedio. La evolución de la descomposición de la varianza implica que la influencia de un choque de la tendencia común es notoria un año en adelante, mientras que después de dos años las cifras son cercanas a los estadísticos no condicionales. Estos hallazgos reflejan que lo que ocurre en Lima sirve como punto de referencia en las decisiones detrás de la fijación de precios en todo el país, en un horizonte relevante para la política monetaria, digamos entre uno y dos años.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> El caso de la región 8 merece especial atención ya que se trata de la región donde los choques transitorios parecen ser más importantes. Esta región incluye a la ciudad del Cusco, la cual es de lejos el mayor destino turístico del país, y así su dinámica en la fijación los precios (especialmente en servicios) probablemente se desacople del comportamiento del resto de economías regionales, Lima entre ellas.

**GRÁFICO 4.** Respuesta de las inflaciones regionales relativas a la de Lima ante choques regionales

**NOTAS:** Resultados bajo el esquema de agregación geográfica. Cada gráfico presenta la respuesta de  $y_{i,t} - y_{1,t}$  (en términos porcentuales anualizados) a un choque en la región  $i$  tal que  $y_{i,0} - y_{1,0} = 1$ . El eje horizontal representa meses después de ocurrido el choque en el periodo 0. Las áreas sombreadas representan intervalos *bootstrap* al 90 por ciento de confianza. El eje vertical es el mismo para todos los gráficos.

#### 4 OBSERVACIONES FINALES

En este trabajo se ha estimado y examinado un modelo multivariado dinámico con el objetivo de cuantificar las retroalimentaciones entre las tasas de inflación regionales en el Perú. En particular, se ha evaluado la importancia de la inflación de Lima para el resto del país. Las estimaciones sugieren que las principales características de los datos pueden ser bien descritas por un VECM con dos peculiaridades. Primero, el modelo es muy parsimonioso, ya que las retroalimentaciones pueden ser resumidas a través de agregados de las regiones vecinas (tanto en un sentido geográfico como en uno económico) en lugar de considerar a las inflaciones individuales. Segundo, las estimaciones proveen evidencia de que la PPC relativa se cumple entre los pares de inflaciones regionales, y de que la única variable identificable como débilmente exógena es la inflación de Lima.

Estos hallazgos permiten concluir que la inflación de Lima ha servido como una tendencia para el resto de inflaciones regionales. Adicionalmente, la desviación típica respecto a esta tendencia es moderada y de

**CUADRO 3.** Contribución de un choque en Lima (permanente) a la varianza del error de predicción

	$h = 0$	$h = 1$	$h = 6$	$h = 12$	$h = 18$	$h = 24$	$h \rightarrow \infty$
<i>Agregación geográfica</i>							
2 Piura, Tumbes	51.8	55.5	60.3	65.9	70.3	73.7	77.2
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	56.5	63.2	68.8	73.9	77.6	80.6	83.3
4 La Libertad, Ancash	49.3	57.3	64.3	70.6	75.1	78.4	80.9
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	56.5	61.8	67.8	74.0	78.2	81.3	83.3
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	44.4	50.0	57.9	66.4	72.0	76.0	78.2
7 Junín, Pasco, Huánuco	53.7	56.7	66.3	73.9	78.8	82.2	83.7
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	18.2	25.1	39.9	53.2	61.2	66.8	69.1
9 Loreto, San Martín, Ucayali	40.0	47.3	60.3	68.7	74.1	77.9	80.1
Promedio	76.1	76.3	79.0	82.7	85.5	87.6	89.7
<i>Agregación económica</i>							
2 Piura, Tumbes	50.5	57.3	64.4	71.4	76.1	79.4	81.2
3 Lambayeque, Cajamarca, Amazonas	56.4	66.2	74.8	81.1	84.8	87.3	88.3
4 La Libertad, Ancash	49.7	59.3	68.3	75.7	80.3	83.3	84.6
5 Ica, Ayacucho, Huancavelica	58.5	68.4	77.1	83.3	86.8	89.1	89.8
6 Arequipa, Moquegua, Tacna, Puno	46.2	53.8	65.1	73.6	78.9	82.3	83.6
7 Junín, Pasco, Huánuco	58.2	62.7	77.6	84.9	88.7	91.0	91.4
8 Cusco, Apurímac, Madre de Dios	21.0	28.0	46.0	59.5	67.6	73.0	74.6
9 Loreto, San Martín, Ucayali	41.3	50.8	67.7	77.0	82.2	85.4	86.5
Promedio	78.2	82.2	88.0	91.8	93.7	94.9	95.3

**NOTAS:** El choque a la inflación de Lima está identificado como se discutió en la sección 2.0.3. Las figuras muestran el porcentaje de la varianza del error de predicción que es atribuible a este choque, para varios horizontes de predicción  $h$ . El caso  $h \rightarrow \infty$  corresponde a la contribución de la variable no condicional del error de predicción.

corta duración. Dado que estas estimaciones provienen de una muestra donde el BCRP ha monitoreado de forma activa y explícita la inflación de Lima, se puede inferir que dichas prácticas han contribuido a estabilizar la inflación en todo el país.

De cara al futuro, se espera que la importancia económica de Lima en componer el gasto agregado nacional se mantenga alta en el mediano plazo. Así, el mercado puede seguir percibiendo a la inflación de Lima como una medida de la inflación nacional “libre de ruido”, útil para las decisiones de fijación de precios. Asimismo, es poco probable que la adopción de una meta de inflación nacional debilite la fuerte retroalimentación de la inflación de Lima a la inflación en el resto del país. Por lo tanto, en el evento que el BCRP opte por monitorear la inflación nacional, los resultados de este estudio indican que el funcionamiento de la política monetaria en el Perú (especialmente el rezago de la política monetaria) no debería verse afectado significativamente.

De acuerdo con hallazgos en Monge y Winkelried (2009), la mayor proporción de alimentos en la canasta del IPC en las provincias podría estar guiando los resultados hacia la rápida convergencia de la inflación, ya que los precios de alimentos están sujetos a choques de oferta que, a pesar de su tamaño, se revierten rápidamente. Consecuentemente, una extensión natural de este trabajo es repetir el análisis utilizando IPC regionales de cierta forma armonizados, por ejemplo utilizando la mismas ponderaciones que en el IPC de Lima. Alternativamente, el análisis puede realizarse usando medidas de inflación *subyacente*, excluyendo elementos volátiles tales como productos alimenticios y combustibles. A pesar de que estas extensiones seguramente mejorarán nuestra comprensión de la compleja transmisión de choques regionales en el país, se espera que los resultados cualitativos de este documento se mantengan.

## ANEXO TÉCNICO

Siguiendo desarrollos teóricos en Phillips (1986), Park y Phillips (1988) y Sims y otros (1990), este anexo muestra que tanto la hipótesis de agregación como la hipótesis de homogeneidad de largo plazo pueden ser contrastadas mediante resultados estándares de la teoría de regresión clásica. En particular, se muestra que las pruebas de Wald involucradas son asintóticamente  $\chi^2$  cuando los datos no son estacionarios.

### A HIPÓTESIS DE AGREGACIÓN

El modelo VAR  $\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2\mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p\mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$  puede ser escrito como

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}_1\Delta\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{C}_2\Delta\mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{C}_{p-1}\Delta\mathbf{y}_{t-p+1} + \mathbf{H}\mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (\text{A1})$$

donde  $\mathbf{H} = \mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 + \dots + \mathbf{A}_p$ ,  $\mathbf{C}_1 = \mathbf{A}_1 - \mathbf{H}$  y  $\mathbf{C}_r = \mathbf{C}_{r-1} + \mathbf{A}_r$  para  $r = 2, \dots, p-1$ .

Si  $\mathbf{y}_t$  es estacionario, los estimadores mínimo cuadráticos de las matrices  $\mathbf{C}$  y de  $\mathbf{H}$  serán asintóticamente normales bajo condiciones generales. Por otro lado, siguiendo a Sims y otros (1990) y Hamilton (1994, sección 18.2), cuando  $\mathbf{y}_t$  no es estacionario, los estimadores de las matrices  $\mathbf{C}$  son consistentes y asintóticamente normales, mientras que el estimador de  $\mathbf{H}$  es superconsistente y tiene una distribución límite que no es estándar. De manera más formal, se encuentra que para  $r = 1, 2, \dots, p-1$

$$\sqrt{T}\text{vec}(\hat{\mathbf{C}}_r - \mathbf{C}_r) \xrightarrow{d} N(\mathbf{0}, \mathbf{V}_r) \quad \text{mientras que} \quad \sqrt{T}\text{vec}(\hat{\mathbf{H}} - \mathbf{H}) = o_p(1), \quad (\text{A2})$$

donde  $\text{vec}(\mathbf{A})$  es el vector que resulta de concatenar las columnas de la matriz  $\mathbf{A}$ , y  $\mathbf{V}_r$  denota una matriz de covarianzas definida positiva. Los resultados en (A2) indican que las pruebas de hipótesis que involucran combinaciones lineales de las  $\mathbf{C}$  matrices y  $\mathbf{H}$  serán dominadas asintóticamente por los estimadores con una tasa de convergencia más lenta, es decir aquéllos de las matrices  $\mathbf{C}$ . En particular, cualquier prueba que involucre combinaciones lineales de las matrices  $\mathbf{A}$  diferentes a la suma  $\mathbf{H}$  presentará una distribución asintótica estándar.

Recuerde que para  $r = 1, 2, \dots, p$  las restricciones de agregación tienen la forma  $a_{ij}(r) - (w_{ij}/w_{ik})a_{ik}(r)$  para  $j \neq k$  y  $k \neq i$ . De manera más compacta,  $\mathbf{R}_r\text{vec}(\mathbf{A}_r) = \mathbf{0}$ , donde  $\mathbf{R}_r$  es una matriz  $p(n-2) \times n^2$  cuya fila típica contiene un 1, el ratio  $-w_{ij}/w_{ik}$  y  $n^2 - 2$  ceros. En términos de los coeficientes del modelo reparametrizado (A1), las restricciones de agregación son (considere  $\mathbf{C}_p = \mathbf{0}$ )

$$\mathbf{R}_r\text{vec}(\mathbf{A}_r) \equiv \mathbf{R}_r\text{vec}(\mathbf{C}_r - \mathbf{C}_{r-1}) = \mathbf{0} \quad \text{para} \quad r = 2, \dots, p, \quad (\text{A3})$$

$$\mathbf{R}_1\text{vec}(\mathbf{A}_1) \equiv \mathbf{R}_1\text{vec}(\mathbf{C}_1 + \mathbf{H}) = \mathbf{0}.$$

Consecuentemente, utilizando los resultados en (A2), se obtiene que bajo la hipótesis nula en (A3) (considere  $\hat{\mathbf{C}}_p = \mathbf{0}$ ),

$$\sqrt{T}\mathbf{R}_r\text{vec}(\hat{\mathbf{C}}_r - \hat{\mathbf{C}}_{r-1}) \xrightarrow{d} N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}_r) \quad \text{para} \quad r = 2, \dots, p, \quad (\text{A4})$$

$$\sqrt{T}\mathbf{R}_1\text{vec}(\hat{\mathbf{C}}_1 + \hat{\mathbf{H}}) = \sqrt{T}\mathbf{R}_1\text{vec}(\hat{\mathbf{C}}_1) + o_p(1) \xrightarrow{d} N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}_1),$$

donde  $\boldsymbol{\Omega}_r$  denota matrices de covarianzas definidas positivas para  $r = 1, 2, \dots, p$ . Se deduce que, independientemente de las propiedades de estacionariedad de los datos, los estimadores que participan en la prueba de la hipótesis de agregación son asintóticamente normales y, por lo tanto, las pruebas de Wald correspondientes serán asintóticamente  $\chi^2$ .

### B HOMOGENEIDAD DE LARGO PLAZO

Considere una versión estilizada de la ecuación (8) con  $p = 1$ ,

$$\Delta y_t = -\gamma(y_{t-1} - x_{t-1}) + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (\text{B1})$$

donde  $\Delta x_t = v_t$  y  $\varepsilon_t$  son procesos estacionarios con media cero y varianzas  $\sigma_v^2$  y  $\sigma_\varepsilon^2$ , respectivamente. Se asume que  $v_t$  y  $\varepsilon_t$  no están correlacionados en ninguno de sus adelantos y rezagos, lo cual esencialmente implica que la ecuación (B1) está correctamente especificada. Los argumentos a continuación son válidos también para ecuaciones aumentadas que incluyan rezagos de  $\Delta x_t$  y  $\Delta y_t$ , con el propósito de garantizar la ausencia de correlación entre  $v_t$  y  $\varepsilon_t$ .

El objetivo es contrastar  $H_0 : \theta = 0$  en (B1). Por brevedad, defina  $z_t = y_t - x_t$ , que es estacionario bajo  $H_0$ . No resulta difícil verificar que, dado que  $z_t \sim I(0)$  y que  $x_t \sim I(1)$ ,

$$\frac{1}{T} \frac{\sum_t x_{t-1} z_{t-1} \sum_t z_{t-1} \varepsilon_t}{\sum_t (z_{t-1})^2} = \frac{1}{T} \frac{O_p(T) O_p(\sqrt{T})}{O_p(T)} = o_p(1) \quad \text{y} \quad \frac{1}{T^2} \frac{(\sum_t x_{t-1} z_{t-1})^2}{\sum_t (z_{t-1})^2} = \frac{1}{T^2} \frac{O_p(T^2)}{O_p(T)} = o_p(1). \quad (\text{B2})$$

Por otro lado, sean  $W_\varepsilon(\cdot)$  y  $W_v(\cdot)$  dos procesos de Weiner estándares, definidos en  $C(0, 1)$  y asociados con las series estandarizadas  $\varepsilon_t/\sigma_\varepsilon$  y  $v_t/\sigma_v$ , respectivamente. Estos procesos no están correlacionados y, por lo tanto, dada la normalidad de los incrementos, son independientes. Un resultado conocido para procesos integrados (véase Hamilton, 1994, sección 17.5) es que

$$\frac{1}{T^2} \sum_t (x_{t-1})^2 \xrightarrow{d} \sigma_v^2 \int_0^1 W_v(r)^2 dr \equiv \mathcal{D}_2, \quad (\text{B3})$$

mientras que Phillips (1986, p. 327) y Park y Phillips (1988, Lema 5.1) muestran que

$$\frac{1}{T} \sum_t x_{t-1} \varepsilon_t \xrightarrow{d} \sigma_v \sigma_\varepsilon \int_0^1 W_v(r) dW_\varepsilon(r) = N(0, \sigma_\varepsilon^2 \mathcal{D}_2) \equiv \mathcal{D}_1. \quad (\text{B4})$$

La distribución asintótica  $\mathcal{D}_1$  es una mixtura de normales. Puede pensarse en esta distribución como una distribución normal con varianza proporcional a  $\mathcal{D}_2$  que es en sí misma una realización aleatoria en el espacio de escalares positivos, en este caso funcionales cuadráticos de un proceso de Weiner.

Finalmente, sea  $s^2$  el estimador usual de máxima verosimilitud de la varianza del error de la regresión, es decir el promedio de la suma del cuadrado de los residuos en la regresión (B1), que es consistente para  $\sigma_\varepsilon^2$ . Al juntar los resultados en (B2), (B3) y (B4), el estadístico  $t$  para la prueba  $H_0 : \theta = 0$  satisface, bajo esta hipótesis nula,

$$\tau = \frac{\sum_t x_{t-1} \varepsilon_t - \sum_t x_{t-1} z_{t-1} \sum_t z_{t-1} \varepsilon_t / \sum_t (z_{t-1})^2}{\sqrt{s^2 \sum_t (x_{t-1})^2 - s^2 (\sum_t x_{t-1} z_{t-1})^2 / \sum_t (z_{t-1})^2}} = \frac{\sum_t x_{t-1} \varepsilon_t / T}{\sqrt{s^2 \sum_t (x_{t-1})^2 / T^2}} + o_p(1) \xrightarrow{d} \frac{\mathcal{D}_1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 \mathcal{D}_2}} \equiv N(0, 1), \quad (\text{B5})$$

que se deriva de los teoremas del mapeo continuo y de Cramér. Por lo tanto, la distribución asintótica de  $\tau$  es normal estándar, incluso cuando el estimador mínimo cuadrático de  $\theta$  no es asintóticamente normal (la distribución límite de  $T\hat{\theta}$  es  $\mathcal{D}_1/\mathcal{D}_2$ ). Argumentos similares muestran que las pruebas de Wald para el contraste de restricciones generales de los coeficientes  $\theta$  en varias de las ecuaciones del VECM (por ejemplo,  $\tau^2$  para el caso univariado) son asintóticamente  $\chi^2$ .

## REFERENCIAS

- Armas, A., L. Vallejos y M. Vega (2010), "Measurement of price indices used by the Central Bank of Peru", en Bank for International Settlements (ed.), *Monetary Policy and the Measurement of Inflation: Prices, Wages and Expectations*, BIS Papers chapters 49, 259-283.
- Beck, G. W., K. Hubrich y M. Marcellino (2009), "Regional inflation dynamics within and across Euro area countries and a comparison with the United States", *Economic Policy*, 24(57), 141-184.
- Buseti, F., S. Fabiani y A. C. Harvey (2006), "Convergence of prices and rates of inflation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(S1), 863-877.
- Cecchetti, S. G., C. M. Nelson y R. J. Sonora (2002), "Price index convergence among United States cities", *International Economic Review*, 43(4), 1081-1099.
- Gonzales de Olarte, E. (2003), *Regiones Integradas: Ley de Incentivos para la Integración y Conformación de Regiones. Lineamientos Económicos y Políticos*, Fondo Editorial del Congreso del Perú.
- Gonzalo, J. y C. W. J. Granger (1995), "Estimation of common long-memory components in cointegrated systems", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), 27-35.
- Gonzalo, J. y S. Ng (2001), "A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(10), 1527-1546.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Monge, A. y D. Winkelried (2009), "PPC y convergencia de precios: Un análisis para las ciudades del Perú", Banco de la República, *Ensayos de Política Económica*, 27(58), 56-105.
- Park, J. Y. y P. C. B. Phillips (1988), "Statistical inference in regressions with integrated processes: Part 1", *Econometric Theory*, 4(3), 468-497.
- Parsley, D. C. y S. J. Wei (1996), "Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations", *Quarterly Journal of Economics*, 111(4), 1211-1236.
- Pesaran, M. H., T. Schuermann y S. M. Weiner (2004), "Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model", *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(2), 129-162.
- Phillips, P. C. B. (1986), "Understanding spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 33(3), 311-340.
- Rogers, J. H. (2007), "Monetary union, price level convergence, and inflation: How close is Europe to the USA?", *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 785-796.
- Rossini, R. y M. Vega (2008), "The monetary policy transmission mechanism under financial dollarisation: The case of Peru 1996 - 2006", en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, BIS Papers chapters 35, 395-412.
- Sims, C. A., J. H. Stock y M. W. Watson (1990), "Inference in linear time series models with some unit roots", *Econometrica*, 58(1), 113-144.
- Winkelried, D. y M. A. Saldarriaga (2012), "Trade linkages and growth in Latin America: A time-varying SVAR approach", Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper 2011-012.