

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

17

DOCUMENTO  
DE INVESTIGACIÓN

# Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2018

Frida Infante Bravo

Kharla Loayza Zegarra

Zamira Olórtegui Juárez

Carmen Rozas Olivera

Carla Srebot Roeder

Yulia Valdivia Rivera

Fondo  
Editorial



UNIVERSIDAD  
DEL PACÍFICO

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

17

DOCUMENTO  
DE INVESTIGACIÓN

## Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2018

Frida Infante Bravo  
Kharla Loayza Zegarra  
Zamira Olórtegui Juárez  
Carmen Rozas Olivera  
Carla Srebot Roeder  
Yulia Valdivia Rivera

Fondo  
Editorial



UNIVERSIDAD  
DEL PACÍFICO

# Desdolarización del crédito en el Perú con políticas monetarias poco convencionales entre 2013 y 2017. ¿Funcionó?<sup>1</sup>

Frida Infante Bravo

## 1. Introducción

Desde 2002, el Perú ha logrado reducir su coeficiente de dolarización de préstamos y depósitos en todos los sectores y para todos los plazos de vencimiento, en especial en créditos comerciales y depósitos de ahorro (García-Escribano, 2010). Esto se debió a un enfoque trifásico, con el cual se aseguró la estabilidad macroeconómica, se implementaron políticas macroprudenciales como un manejo activo de encajes orientado a la reducción del riesgo cambiario, y se desarrolló el mercado de capitales en soles (Tovar, García-Escribano, & Vera, 2012). Si bien la dolarización ha bajado alrededor de 50 puntos porcentuales en los últimos 15 años, esta todavía se encuentra alrededor del 30% y su disminución se ha desacelerado considerablemente desde 2016 (BCRP, 2017a). De ahí la necesidad de evaluar las políticas empleadas para reducir la dolarización y proporcionar evidencia sobre nuevas medidas que permitan reducirla de manera más acelerada.

El inicio de la extrema dolarización se remonta al mal manejo económico entre las décadas de 1970 y 1980 y la consiguiente pérdida de confianza de la población en el valor de la moneda nacional. En ese lapso, la economía tuvo una excesiva participación del Estado, que atentaba contra los incentivos privados, el desarrollo sostenible y la propiedad privada, a través de políticas

---

<sup>1</sup> Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en junio de 2018. La autora agradece muy especialmente al asesor del trabajo, el profesor Diego Winkelried, por su invaluable apoyo y sugerencias durante la elaboración de esta investigación; y también a Paul Castillo, por su ayuda con la obtención de series estadísticas para el análisis.

como la reforma agraria, la expropiación de industrias y una creciente deuda pública (Loayza, 2008). Además, en 1970 se prohibió que las personas naturales y jurídicas posean depósitos en moneda extranjera (ME), lo cual tuvo un efecto «rebote» significativo, pues, una vez que se levantó la prohibición en 1976, el nivel de dolarización aumentó del 14% en 1967 al 45% en 1983 (Armas, 2015). En los años siguientes, se profundizaron los desequilibrios macroeconómicos con políticas de aislamiento internacional, restricciones a la libre convertibilidad de cuentas en dólares a dinero en efectivo, controles de precios con objetivos inconsistentes, emisión inorgánica, entre otros. Esto llevó a la hiperinflación entre 1988-1990, que llegó a alcanzar niveles de 7.800% (Rossini *et al.*, 1991). La corrosión del sistema financiero y la pérdida de confianza fueron tales que, cuando se volvieron a autorizar los depósitos en dólares, en 1988, estos se volcaron a la banca informal y al mercado de ME paralelo (Armas, 2015). En un contexto así, de represión financiera, falta de instrumentos indizados e hiperinflación, la dolarización surgió como protección contra la pérdida de valor de los recursos financieros.

A partir de la década de 1990, comenzó la recuperación del crecimiento económico, gracias a la implementación de políticas macroeconómicas responsables y a la reforma del sistema financiero; lo que motivó un traslado de depósitos en dólares del exterior a bancos locales (Armas, 2015). Luego de lograda la estabilización de la economía durante la década de 1990, en 2002 se implementó un régimen de metas de inflación con una meta inicial del 2,5% y un rango de tolerancia del 1%; para lo cual se usó la tasa de referencia determinada por el Banco Central de Reserva de Perú (BCRP) como instrumento operativo.

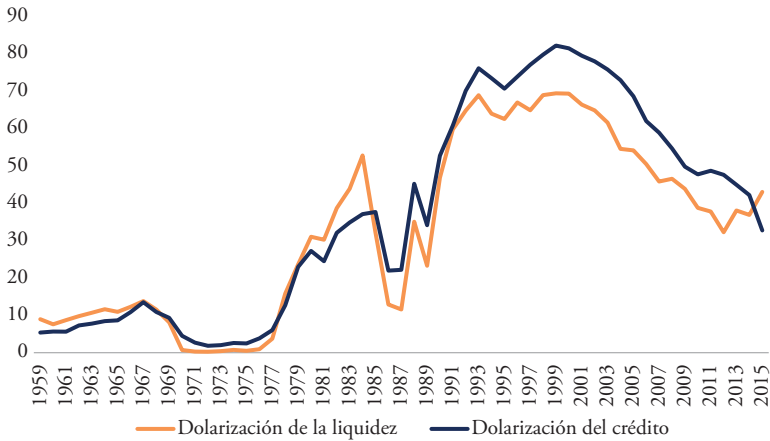
Debido a la alta dolarización en ese entonces –que bordeaba el 78% (BCRP, 2017a)–, se complementó la meta de inflación con políticas poco convencionales, como mayores encajes para pasivos en ME, a fin de modular el crecimiento del crédito, e intervenciones en el mercado de divisas para limitar el exceso de liquidez<sup>2</sup>, reducir la volatilidad del tipo de cambio y acumular reservas internacionales (Rossini *et al.*, 1991). Además, el BCRP comenzó a utilizar un modelo de predicción de inflación que toma en cuenta el impacto de la dolarización en el mercado crediticio y en la dinámica del tipo de cambio e inflación. El modelo considera la reducción del impacto de la política monetaria, ya que las depreciaciones impactan positivamente sobre las exportaciones

---

<sup>2</sup> La liquidez en moneda extranjera comprende los depósitos (a vista o plazo, de ahorros), certificados bancarios en moneda extranjera, bonos, valores emitidos por el Banco Central de Reserva del Perú (certificados de divisas, de libre disponibilidad y de plata, bonos) y otras obligaciones en moneda extranjera (BCRP, 2017b).

pero negativamente en la posición financiera en moneda local de las empresas (Winkelried, 2013). Merced a fundamentos económicos estables, políticas prudentiales e instrumentos que permitieron responder de manera efectiva a eventos inesperados como la crisis global de 2008, la confianza en el sector financiero fue aumentando, con la consiguiente reducción de la dolarización; como se observa en la figura 1.

Figura 1  
Porcentaje de dolarización en el Perú



Fuente: Armas (2015).

Sin embargo, la disminución del nivel de dolarización se ralentizó desde inicios de la década de 2010. A resultas de la política de reactivación económica de los Estados Unidos en 2011, bajaron las tasas de interés internacionales y se apreció la moneda local; lo que estancó el proceso de desdolarización. Ante ello, el BCRP adoptó en febrero de 2013 un programa de encajes para desincentivar el crédito en ME, que complementó facilitando liquidez en moneda nacional (MN) y con instrumentos de cobertura para convertir a MN préstamos en ME. Este programa de desdolarización activa encajes adicionales en depósitos en ME cuando el crédito en ME excede ciertos niveles establecidos por el BCRP sobre la base del *stock* de créditos en dólares existente al inicio del programa. De esta manera, busca encarecer el financiamiento para que los bancos reduzcan sus saldos de créditos en dólares. Inicialmente, se aplicó solo a préstamos para hipotecas y automóviles, pero poco después fue extendido al crédito total, aunque excluyendo los préstamos para operaciones

de comercio exterior (Castillo *et al.*, 2016). Los límites fueron adaptándose anualmente; en un primer momento, para el año 2015, se estableció el límite de crédito en dólares (para hipotecas y carros) en un 85% del mismo saldo a febrero de 2013. Luego, se establecieron reducciones de dicho límite para los años subsiguientes, y se proyectó que los encajes adicionales aumentaran hasta lograr que los créditos en dólares representaran el 5% del patrimonio neto de la banca (BCRP, 2017a).

La presente investigación surge con el propósito de analizar empíricamente el impacto que ha tenido el programa de desdolarización sobre el crédito en dólares en la economía peruana. Como se verá, la literatura especializada enseña que los mecanismos de transmisión de la política monetaria se ven afectados por la alta dolarización de la economía, debido a que el Gobierno no cuenta con la capacidad de emisión ni tiene incidencia sobre la curva de rendimiento de las tasas de interés de esta moneda; lo cual pone en riesgo la conservación de la estabilidad financiera y la implementación de la política monetaria (Castillo *et al.*, 2016). Además, la dolarización tiende a persistir, porque es difícil y lento el proceso de revertir preferencias por préstamos y contratos en ME sin debilitar la intermediación bancaria local (Hardy & Pazarbasioğlu, 2006).

Entre los perjuicios de la dolarización está que genera riesgos de liquidez, por los descalses en la madurez de activos y los problemas de solvencia ante variaciones del tipo de cambio, ya que los agentes ganan principalmente en moneda local pero se endeudan en ME. También limita la capacidad del BCRP como prestamista de última instancia (Rossini, Quispe, & Rodríguez, 2011). No es posible lograr una desdolarización si se intenta forzarla sin haber arreglado los problemas de fondo que restan credibilidad al regulador económico. Pero, una vez lograda la estabilidad macroeconómica, sí es posible dotarse de mecanismos para acelerar el proceso de desdolarización. Por tanto, la relevancia de este estudio parte de la necesidad de verificar la eficacia de dicho programa de desdolarización como instrumento para reducir la dolarización de la economía y los riesgos que esta conlleva.

En línea con lo anterior, se plantea la siguiente hipótesis:

El programa propuesto por el BCRP resultó ser efectivo para reducir el coeficiente de dolarización del crédito en la economía peruana.

Este trabajo consta de cinco partes. A continuación, se revisan la literatura especializada en las causas y consecuencias de la dolarización, los casos de otros países, la persistencia de este fenómeno y las formas de aplacarlo. Luego, se presenta el marco analítico, ahondando en el funcionamiento del programa

de desdolarización. Después, se explica la metodología empírica utilizada, se analizan los resultados obtenidos con esta y, por último, se sintetizan las conclusiones y las recomendaciones de políticas aconsejadas por los resultados de esta investigación.

## **2. Revisión de literatura**

### **2.1 Causas de la dolarización**

De acuerdo con Ize y Levy-Yeyati (2003), la dolarización financiera es el resultado de la optimización de la cartera de monedas entre proveedores y demandantes de fondos, a la luz de tres motivaciones básicas. En primer lugar, una maximización de retornos ajustada por volatilidad, que favorece a la moneda más estable y con el respaldo más creíble. En segundo lugar, una minimización de riesgos en función de la probabilidad de incumplimiento y pérdida esperada si se incumple el pago. Finalmente, la maximización del valor de rescate. Dichos autores también señalan que la dolarización puede ser causada por fallas de política, como una falta de compromiso con mantener precios estables o la falta de un régimen de flotación cambiaria, o por fallas de mercado, como información imperfecta, que derivan en fallas de coordinación. Mencionan además que, en regímenes con falta de credibilidad, la dolarización se explicará por la evolución del tipo de cambio y la inflación. Concluyen, por ende, que la dolarización nacerá y prevalecerá en países con una débil política monetaria, alta volatilidad de retornos, altas fluctuaciones de tipo de cambio y en entornos de riesgo moral, donde los agentes esperan que el Gobierno los rescate en caso no puedan amortizar sus deudas (ya que no internalizan por completo el riesgo crediticio).

Según Ize (2006), la falta de credibilidad tiene una doble función en el efecto traspaso del tipo de cambio hacia los precios: en la dolarización impulsada por la aversión al riesgo, se elige la cartera de mínima varianza, mientras que en la dolarización impulsada por riesgo crediticio la meta es minimizar los descalces entre monedas de los demandantes de créditos. Además, desarrolla distintos modelos para analizar la dolarización, en casos de aversión al riesgo, incapacidad de incumplimiento, información imperfecta y riesgo moral. Y encuentra múltiples equilibrios con existencia de dolarización, de modo que «una composición de moneda con alta dolarización es preferible a una composición de baja dolarización si el riesgo cambiario de la primera es menor que el riesgo de la tasa de interés de la segunda» (Ize, 2006, p. 28).

Marcelin y Mathur (2016) hacen una recapitulación de varios estudios y encuentran que un margen diferencial de tasas de interés más amplio para préstamos en MN respecto a los préstamos en ME aumentará la dolarización crediticia. Mencionan otros factores que contribuyen a la dolarización de la economía: el rol de un marco legal e instituciones políticas de baja calidad, la falta de confianza en el manejo de las instituciones económicas y su capacidad para crear valor económico. Además, asocian la dolarización a períodos pasados de alta inflación, que predisponen a los agentes a proteger su poder adquisitivo y el valor de sus acciones a través de la sustitución de divisas.

Por lo tanto, puede decirse que las causas de la dolarización radican en el deseo de disminuir una variedad de riesgos. Estos incluyen el riesgo de tipo de cambio, la falta de credibilidad del Estado y, por ende, el miedo a un colapso de la moneda nacional ante presiones inflacionarias persistentes y políticas gubernamentales incapaces de revertirlas.

## **2.2 Consecuencias de la dolarización**

La consecuencia de la dolarización con mayor recurrencia en la literatura es el problema de hoja de balance debido a las fluctuaciones del tipo de cambio. Esto se debe a la magnificación de los pasivos y obligaciones de pago de deuda en dólares, mientras que los activos e ingresos se mantienen en MN, lo que resulta en una caída del valor neto del patrimonio y una ampliación del riesgo crediticio (Mora, Neaime, & Aintablian, 2013; Armas, Castillo, & Vega, 2014). El mismo efecto se da para las empresas con precios nominales rígidos, que se enfrentan a mayores obligaciones de deuda como consecuencia de una depreciación y, así, ven sus beneficios reducidos, lo que conlleva menor producción e inversión ante la reducción de posibilidades de préstamos. Esto podría reducir la demanda por MN y llevar a una mayor depreciación (Aghion, Bacchetta, & Banerjee, 2001).

Por otro lado, cuando los bancos tienen información imperfecta sobre los ingresos de las empresas, tienden a dolarizar sus préstamos ante el incierto riesgo crediticio (Brown, Ongena, & Yesin, 2011). Además, debido a la relevancia de las importaciones en economías emergentes, el tipo de cambio es importante en la determinación de la inflación, por lo que una depreciación de la moneda local puede tener un inmediato impacto inflacionario sobre empresas y familias (Marcelin & Mathur, 2016). Pero es importante notar lo encontrado por algunos estudios respecto a que, en economías con altos niveles de inflación, la dolarización puede promover el desarrollo del sistema financiero doméstico ante la necesidad de moderar el efecto adverso de la

inflación (De Nicolo, Honohan, & Ize, 2005). E Ize y Levy-Yeyati (2005) señalan que cierto nivel de dolarización puede ser beneficioso si se liberalizan las cuentas en dólares en un ambiente prudencial adecuado.

Sin embargo, la evidencia indica que el descalce de monedas puede generar efectos sistémicos perversos, en especial en términos de producto y situación financiera. En efecto, la dolarización desequilibra el funcionamiento del mercado, reduce las reservas internacionales, causa presiones inflacionarias al alza y quiebra la sincronización entre las políticas monetaria y fiscal (Marcelin & Mathur, 2016). Finalmente, dado que una economía dolarizada es más reactiva a fluctuaciones en flujos de capitales externos, su política monetaria pierde eficacia para hacer frente a crisis de liquidez y choques reales (Ize & Levy-Yeyati, 2005).

### 2.3 Persistencia

Los especialistas recalcan la persistencia de la dolarización aun luego de que se han alcanzado niveles bajos de inflación y se ha instaurado un régimen macroeconómico estable, lo cual sugiere que una buena política monetaria e instituciones sólidas no son suficientes. De acuerdo con Hardy & Pazarbasioglu (2006), el proceso de dolarización genera histéresis, ya que cambia el funcionamiento de las instituciones, haciendo difícil una reversión de tal proceso. Ize & Levy-Yeyati (2003) formulan un modelo de intermediación financiera en el que el portafolio de varianza mínima provee un buen referente (*benchmark*) para estimar la distribución de activos y pasivos dolarizados. Este modelo, que asemeja la situación de varios países, muestra que habrá persistencia de la dolarización aun con precios estables si la volatilidad del tipo de cambio real es menor que la de la inflación.

Castillo & Winkelried (2010) desarrollan un modelo en el cual, debido a los bajos costos de participación en el mercado de dólares, las transacciones pueden ser realizadas por cualquier agente económico, independientemente de su conocimiento y alcance, lo que genera un grupo de participantes heterogéneos que difieren en habilidades de procesamiento de información y, por lo tanto, forman distintos portafolios óptimos individualmente pero no en conjunto. A partir de ello, demuestran que esa heterogeneidad es suficiente para generar persistencia a nivel agregado y que se necesita una política activa para mejorar la comunicación del banco central en cuanto a sus políticas.

Catão & Terrones (2015) evalúan la persistencia de la dolarización financiera utilizando variantes del proceso autoregresivo básico aplicado a la ratio de dolarización de depósitos (entre 2000 y 2015), a través de tres

estimadores: *pooled*, *fixed effects* y *least square dummy variable*. Los resultados corroboran que la dolarización es altamente persistente, lo cual, según dichos autores, podría ser consecuencia de debilidad institucional, ausencia de marcos fiscales claros y agentes heterogéneos. Sin embargo, señalan que la disminución de la dolarización en varios países europeos y latinoamericanos durante la década de 2000 muestra que este fenómeno es reversible con una adecuada combinación de políticas macroeconómicas estables y medidas macroprudenciales.

Otra razón para la persistencia podría ser la falta de confianza en la MN a resultas de la historia inflacionaria del país, episodios de devaluación, entre otros. Pero esta explicación no es consistente con la solidez macroeconómica que muestran algunos países altamente dolarizados (Castillo & Winkelried, 2010).

## 2.4 Experiencia internacional

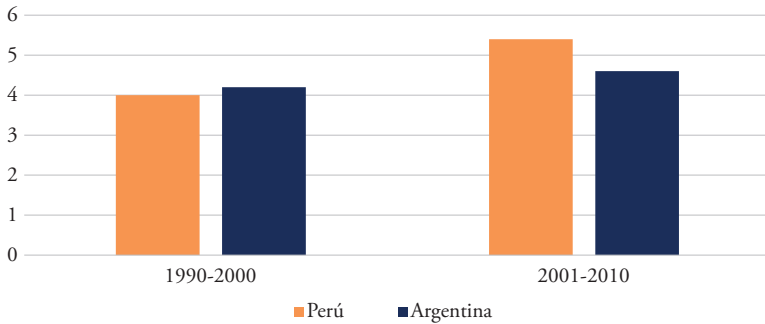
La alta dolarización no es particular del Perú, pues en América Latina varias economías han adoptado medidas macroprudenciales para anclar la estabilidad de su sistema financiero y disminuir el crédito en ME (Tovar *et al.*, 2012). Un estudio de los determinantes de la desdolarización en Bolivia, Paraguay, Perú y Uruguay utiliza un VAR sin restricciones para observar el rol de las variables macroeconómicas, las regulaciones macroprudenciales y el desarrollo del mercado de capitales en moneda doméstica (Sosa & García-Escribano, 2011). Estos autores hallan que las medidas macroprudenciales facilitaron la asimilación del riesgo de la dolarización; que el desarrollo del mercado de capitales y la desdolarización de depósitos promovieron la desdolarización crediticia; y que las tendencias apreciatorias de la última década fueron claves en tal proceso.

Al igual que en el Perú, los bancos centrales de Colombia y Brasil utilizan encajes contracíclicos para controlar el crecimiento del crédito a la vez que manejan tasas de interés de referencia. Vargas, Varela, Betancourt & Rodríguez (2010) encuentran, al analizar la experiencia colombiana, que los encajes tienen un rol importante en las tasas de interés de largo plazo de los préstamos, así como en fortalecer el pase a través (*passthrough*) de políticas respecto a depósitos y tasas de préstamo.

La importancia de la credibilidad e independencia de la política monetaria puede apreciarse al contrastar los casos de Argentina y Perú, ambos con episodios pasados de hiperinflación. En el corto plazo, la importación de la credibilidad de la política monetaria de los Estados Unidos redujo más la

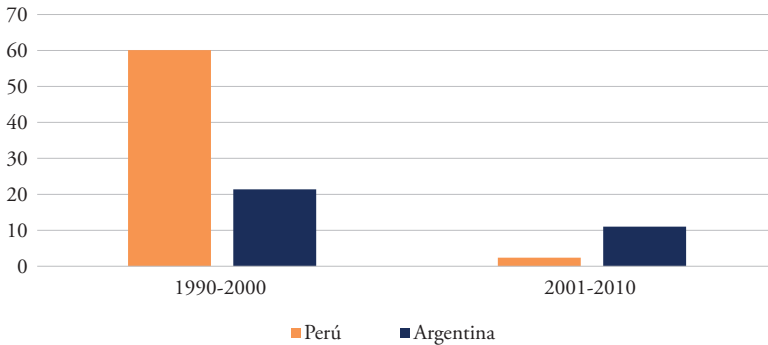
inflación y permitió una tasa de crecimiento más alta en Argentina. Pero, en el largo plazo, la reconstrucción de la reputación y la implementación de políticas monetarias independientes dieron fundamentos sólidos al Perú, que le permitieron un crecimiento del 5,4% y tasas de inflación promedio del 2,4% entre 2001-2010; mientras que la economía argentina registró una tasa promedio de crecimiento menor y niveles de inflación cinco veces más altos (Armas, 2015), como se observa en las figuras 2a y 2b:

Figura 2a  
Tasa de crecimiento promedio del PIB real



Fuente: Armas (2015).

Figura 2b  
Inflación promedio



Fuente: Armas (2015).

El antes citado estudio de Catão & Terrones (2015) brinda datos estilizados y estimaciones econométricas respecto al proceso de dolarización y desdolarización en economías emergentes, con énfasis en las de Europa y América Latina. Señalan que, si bien las economías emergentes en conjunto ya no estaban altamente dolarizadas (con una media de la ratio de dolarización del 17% a 2015), las de América Latina y Europa seguían estando más dolarizadas que las de Asia y el resto del mundo. Además, en América Latina era muy alta la dispersión de la dolarización de depósitos, debido a prohibiciones y restricciones legales pertinentes a las cuentas en dólares de algunos países como Brasil y Chile. En tal contexto, esos autores evalúan el caso peruano como exitoso.

Respecto a la trayectoria de la ratio de dolarización, presentan evidencia de un proceso generalizado de desdolarización financiera en países emergentes desde inicios de 2000 hasta 2008, año en que la crisis financiera acarreo que tal proceso se estancara o revirtiera en la mayoría de los casos. Dichos autores resaltan que la reversión continuó en países europeos como Serbia y Ucrania entre 2009 y 2013, mientras que las economías latinoamericanas reanudaron la desdolarización, aunque con distintas velocidades; lo cual relleva la significancia de factores específicos a cada país.

Así, Catão & Terrones (2015) concluyen que una amplia evidencia internacional sugiere que la desdolarización ha sido marcada por una combinación de factores domésticos y globales. Los factores externos más relevantes fueron: primero, la evolución de las tasas de interés internacionales; segundo, la disminución de la volatilidad de las bolsas de valores globales (a excepción del período 2007-2009); y, tercero, los altos precios de los *commodities*, que ayudaron a apreciar las monedas locales. El factor doméstico más relevante, en su análisis del caso peruano, fue la introducción de regímenes de metas de inflación que dieron credibilidad al compromiso de estabilizar los precios y fortalecieron el rol de la moneda nacional (MN) como depósito de valor.

## 2.5 Formas de desdolarización

Descartada la opción de importar la credibilidad de los Estados Unidos, como lo hizo Argentina, se examinaron otras formas de desdolarización. Respecto a la desdolarización forzada, los casos de Bolivia y Perú en la década de 1980 son ejemplos claros del fracaso que representa forzar la desdolarización si no se resuelven las causas que originan la dolarización. Cuando las autoridades de esos países impusieron la conversión de dinero en ME a MN en 1982 y 1985, respectivamente, los depósitos en dólares representaban el 43% del agregado monetario en Bolivia y el 58% de los depósitos totales en el Perú,

lo cual explica la gran depreciación que acompañó esa medida. Cuando, años después, se volvieron a permitir los depósitos en ME, debido a la inestabilidad macroeconómica y desintermediación financiera en ambas economías, ocurrió un rebote en el coeficiente de dolarización que persiste parcialmente en la actualidad, a pesar de la fortaleza macroeconómica de ambas economías. Tal rebote se debió a que en la década de 1980 no se resolvió ni la inestabilidad monetaria ni la falta de credibilidad de la política macroeconómica; por lo cual, ante la oportunidad de volver a adquirir ME como depósito de valor, las economías volvieron a dolarizarse (Hardy & Pazarbasioglu, 2006).

Otra forma, apoyada por la literatura especializada, es a través de medidas de estabilidad macroeconómica, políticas macroprudenciales y desarrollo del mercado de capitales. Según García-Escribano (2010), una vez consolidada la estabilidad macroeconómica, una mayor flexibilidad del tipo cambiario podría fomentar la desdolarización, mientras que medidas macroprudenciales que desincentiven el crédito en ME ayudarían a desdolarizar el sistema financiero en general.

Para que la MN pueda competir con el dólar, y así lograr una desdolarización de largo plazo, se tiene que «proveer al público una moneda que pueda competir con el dólar en todas sus funciones dinerarias y establecer mecanismos de coordinación para modificar hábitos o regulaciones que impidan dicha competencia» (Armas, 2015, p. 80). Con tal fin, el Perú ha construido un marco macroeconómico sólido que ha mejorado la credibilidad y reducido la inflación a estándares internacionales en un lapso de 10 años. La meta de inflación del 2% permite que el sol compita en condiciones similares con las ME y calma preocupaciones sobre una posible repetición de la historia. Si bien ha funcionado, el proceso ha sido largo y la dolarización sigue alrededor del 30%, por lo que deben analizarse políticas que puedan acelerar este proceso.

### **3. Marco analítico**

El BCRP utiliza encajes con el propósito de estabilizar las tasas de interés de corto plazo. Las usa tanto en MN como en ME, con mayor énfasis en esta última, para volver más atractiva la primera. Hace esto regulando la cantidad de dinero, limitando el riesgo de la dolarización e incrementando la madurez del apalancamiento externo bancario (Armas *et al.*, 2014).

El programa de desdolarización se introdujo en un contexto de bajas tasas de interés internacional y la consecuente expansión del crédito en dólares. El programa implementa encajes adicionales en ME con el fin de aumentar los costos de financiamiento para los créditos vehicular, hipotecario y total

(excluyendo préstamos para operaciones de comercio exterior). Los primeros límites de crecimiento de créditos en ME se establecieron en febrero de 2013 para automóviles e hipotecas, y en septiembre de 2013 para el crédito total en ME. Para el caso de hipotecas y automóviles, el límite de crecimiento del crédito fue del 10% y 20% de su nivel en febrero de 2013, y si lo excedían, el encaje marginal era del 0,75% y 1,5%, respectivamente. Para el caso del crédito total, se fijaron tres límites: 10%, 15% y 20% si se superaba el saldo de crédito de septiembre 2013, y sus respectivos encajes marginales fueron 1,5%, 3% y 5% (BCRP, 2013).

A finales de 2014, se ajustó el esquema de encajes adicionales para exigir una reducción del saldo de crédito total de por lo menos un 5% del nivel de septiembre de 2013. Para el crédito vehicular e hipotecario, se exigió como mínimo una reducción del 10% de los niveles de febrero de 2013. Estos mínimos fueron ajustándose progresivamente: «[...] para el caso de los créditos totales, el saldo requerido a diciembre de 2015 era de 90 por ciento del mismo saldo de setiembre de 2013, mientras que para el cierre de 2016 se ajustó dicho requerimiento a 80 por ciento del saldo de setiembre de 2013, el cual se mantiene al cierre de 2017; y para los créditos vehiculares e hipotecarios, el saldo requerido a diciembre de 2015 fue de 85 por ciento del saldo de febrero de 2013, en tanto que para el cierre de 2016 el saldo requerido se ajustó a 70 por ciento del saldo de febrero de 2013 y para el cierre de 2017 se ajusta a 60 por ciento» (BCRP, 2017c, p. 81). Esto se resume en el anexo 1.

Tras la implementación de esta política, la ratio de dolarización del crédito se redujo del 38,2% en diciembre de 2014 al 28,6% en febrero de 2017 (BCRP, 2017c). El éxito de esta desdolarización se debe a que los encajes aumentan el costo de los préstamos, lo que desincentiva el crecimiento del crédito. Además, el aumento de los encajes promedio y marginales de manera cíclica desincentiva los préstamos bancarios en ME durante períodos de altas entradas de capital. Y permite crear un amortiguador (*buffer*) de ME en caso se revierta el flujo de capitales (Castillo *et al.*, 2016).

Según Tovar *et al.* (2012), el uso de encajes tiene un impacto moderado y transitorio sobre el crecimiento del crédito, pero puede servir para múltiples propósitos macroprudenciales: primero, de manera contracíclica para manejar el ciclo crediticio y, luego, para contener el riesgo sistémico al mejorar la estructura de financiamiento del sistema bancario. También sirve como instrumento de asignación de crédito que sustituye a otras medidas de política monetaria para reducir presiones de liquidez y preservar la estabilidad financiera. Si bien dichos autores reconocen los costos asociados, ya que el

encaje es como un impuesto al costo de financiamiento (lo cual se traduce en un aumento de las tasas de interés de los préstamos), la aplicación asimétrica de encajes para MN y ME da ventaja al sol, puesto que el encaje marginal en MN ha disminuido continuamente desde mediados de 2013, volviendo más atractivos los préstamos en soles.

Además, los encajes en ME cumplen tres propósitos: (1) señalizan a los intermediarios financieros que los pasivos extranjeros son más riesgosos que sus contrapartes domésticas, lo que ayuda a internalizar los riesgos de la dolarización; (2) reduce la probabilidad de que se dé una corrida bancaria, ya que los agentes reconocen que el banco cuenta con activos líquidos; y (3) aumenta la liquidez internacional en el sistema financiero cuando es necesario (Armas *et al.*, 2014).

#### 4. Metodología

Como se mencionó al inicio, el presente estudio tiene el propósito de analizar empíricamente el impacto del programa de desdolarización sobre el crédito en dólares en la economía peruana<sup>3</sup> a partir de septiembre de 2013, momento en que el programa abarcó todos los tipos de crédito salvo para el comercio exterior. No se eligió evaluar el programa a partir de su inicio (febrero de 2013) porque la diferencia en observaciones es trivial y porque el crédito total es más representativo que el crédito vehicular y el hipotecario, los cuales, pese a ser los más dolarizados, representan menos del 20% del crédito total en ME (BCRP, 2017c). Es importante precisar que se analiza el impacto de la vigencia total de dicho programa y no el efecto de cada aumento porcentual de los encajes en ME; es decir, se analiza el cambio de régimen. Con tal fin, se decidió utilizar la metodología desarrollada por Harvey (1996) con relación al uso de grupos de control en el análisis de series de tiempo.

Dicho autor analiza la posibilidad de utilizar para series de tiempo metodologías usualmente aplicadas a análisis de corte transversal, en especial para identificar componentes no observables con el uso de grupos de control, debido a que el cambio de nivel de una serie no puede ser estimado consistentemente con un modelo univariado no estacionario. Ante este problema, señala que si dos variables tienen una tendencia común no observable, y solo una de estas se ve afectada por una intervención, la otra puede ser utilizada como grupo de control; lo cual permite que el sistema de ecuaciones se reduzca a una sola

---

<sup>3</sup> El estudio solo busca evaluar la efectividad del programa, mas no pretende proponer medidas de política que podrían ser materia de una investigación posterior.

ecuación y se simplifique la estimación. La metodología de Harvey también evita estimar el componente no observable si se encuentran variables que cointegran, lo cual permite estimar con mínimos cuadrados ordinarios (OLS), a fin de no incurrir en la pérdida de eficiencia asociada al uso de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR).

La simplificación de la ecuación por ser estimada se desarrolla de la siguiente manera: primero, se asume que hay una variable afectada por la intervención en algún momento de la serie, y un grupo de control:

$$y_{1t} = \mu_{1t} + \varepsilon_{1t} \dots (\text{control}) \quad (1) \quad t = 1 \dots T$$

$$y_{2t} = \mu_{2t} + \lambda w_t + \varepsilon_{2t} \dots (\text{experimental}) \quad (2)$$

Donde  $y_{1t}$  es la variable de control e  $y_{2t}$  es la variable afectada por la intervención;  $\mu_{1t}$  y  $\mu_{2t}$  son tendencias no observables;  $w_t$  es una variable *dummy* que indica la intervención; y  $\varepsilon_{1t}$  y  $\varepsilon_{2t}$  son errores. Se asume que hay una correlación  $\rho$  entre  $\varepsilon_{2t}$  y  $\varepsilon_{1t}$ . Luego, se expresa el modelo en términos  $y_2 - \beta y_1$ , lo cual deja el sistema con una sola ecuación, de la siguiente forma:

$$y_{2t} = \mu_t^* + \lambda w_t + \beta y_{1t} + \varepsilon_t^* \quad (3)$$

Donde  $\varepsilon_t^* = (\varepsilon_{2t} - \beta \varepsilon_{1t})$  y  $\beta = \rho \frac{\sigma_{2\varepsilon}}{\sigma_{1\varepsilon}}$ , de manera que se soluciona el problema de correlación entre los términos de error:

$$\text{cov}(\varepsilon^*, \varepsilon_1) = 0$$

$$\text{cov}(\varepsilon_2, \varepsilon_1) - \beta \text{var}(\varepsilon_1)$$

$$\rho \sigma_1 \sigma_2 - \beta \sigma_1^2$$

$$\rho \sigma_1 \sigma_2 - \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} \sigma_1^2 = 0$$

Esto implica que la información de la ecuación (1) no mejoraría la estimación de la ecuación (3), de manera que da lo mismo estimar (3) de modo univariado que estimar el sistema completo.

Si  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$  son series con un nivel común, tal que

$$y_{1t} = \mu_{1t} + \varepsilon_{1t} = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$y_{2t} = \mu_{2t} + \lambda w_t + \varepsilon_{2t} = \theta \mu_t + \bar{\mu} + \lambda w_t + \varepsilon_{2t}$$

entonces,  $\mu_{1t}$  y  $\mu_{2t}$  son los componentes no observables de largo plazo. Para el caso de  $\mu_{1t}$ , se asume que este es un *random walk* univariado y es representado como  $\mu_{1t}$ ; mientras que, para el caso de  $\mu_{2t}$ , se asume que es una función lineal del nivel de la primera:  $\mu_{2t} = \theta\mu_{1t} + \bar{\mu}$ . De esta manera, se puede observar que los componentes no observables,  $\mu_{1t}$  y  $\mu_{2t}$ , poseen una tendencia común y, por lo tanto, cointegran. En consecuencia, la ecuación para  $y_{2t}$  se puede reescribir de la siguiente forma:

$$y_{2t} = \theta y_{1t} + \bar{\mu} + \lambda w_t + \varepsilon_t$$

Se observa que  $y_{1t}$  y  $\varepsilon_t$  no son independientes, lo cual en principio desaconseja aplicar una estimación de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) porque el resultado sería inconsistente. Sin embargo, debido a la no estacionariedad de  $y_{2t}$  (en contraste con  $\varepsilon_t$ ), el resultado para  $\theta$  será muy consistente usando esa forma de estimación. Se puede así aplicar la inferencia estándar sobre el estimador de  $\lambda$ , dado que  $y_{2t} - \theta y_{1t}$  puede ser efectivamente tratada como una variable observable (Harvey, 1996).

Tomando este marco conceptual, primero se analizará la existencia de cointegración entre la dolarización del crédito y variables similares a las que el programa no habría afectado. Como grupo de control para la estimación se utilizarán variables como la dolarización de depósitos, ahorros y liquidez. Una vez verificado que hay cointegración, siguiendo con la metodología, calcularemos el impacto del programa usando estimadores ya establecidos de la literatura de cointegración, como D-OLS (Stock & Watson, 1993) y FM-OLS (Phillips & Hansen, 1990).

Para este análisis, se utiliza como serie principal (grupo tratado) las series de ratio de dolarización de crédito del BCRP. Para las variables nacionales analizadas como grupos de control se utilizará la ratio de dolarización de liquidez del BCRP, y se construirán datos de dolarización de depósitos y ahorro con información de la misma fuente. Es importante precisar que no es necesario incluir otras variables de control, ya que se asume que aquellas que impactan sobre las variables analizadas también afectarán a los grupos de control con los que se está cointegrando. De igual manera, se corroborará la consistencia de los resultados usando variables de control en los ejercicios de robustez en la siguiente sección.

Para la comparación internacional, se utilizarán ratios de dolarización del crédito en Uruguay, obtenidos de las estadísticas publicadas por su banco central, ya que es un país con una historia de dolarización similar a la nuestra. A fin de distinguir el efecto de cambios asociados a los determinantes de la dolarización crediticia que afectan de manera dispar entre países, se incluirán

como variables de control los términos de intercambio, la volatilidad de la inflación, la tasa de encaje promedio, entre otras. Finalmente, se analizará el impacto desagregado sobre la ratio de dolarización del crédito familiar, a empresas e hipotecario, con base en las respectivas series obtenidas del BCRP.

## 5. Resultados

El primer paso en la aplicación de la metodología antes descrita fue revisar la no-estacionariedad de las series utilizadas; requisito para que estas puedan cointegrar. Luego, como las series parecen mostrar una tendencia común en los ratios de dolarización, se procedió a comprobar lo observado aplicando un test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Este test indica que existe evidencia para no rechazar la hipótesis nula de que hay al menos una raíz unitaria en cada una de las variables analizadas, como se puede ver en la tabla 1:

Tabla 1  
Test ADF de raíz unitaria

	T-stat	P-value
Dolarización del crédito	0,2118	0,97
Dolarización de liquidez	-0,0781	0,95
Dolarización de depósitos	-0,0170	0,96
Dolarización del ahorro	-1,2379	0,66
Dolarización del crédito en Uruguay <sup>4</sup>	-0,7194	0,84

Dada la evidencia de que las series tienen raíz unitaria, se analizó la existencia de cointegración con el método de Johansen, entre cada serie y las respectivas ratios de dolarización del crédito, y luego se estimó el impacto con el método de Harvey (1996). Así, se encontró que en cada uno de esos grupos de variables existe al menos una relación de cointegración entre el par de variables del grupo, asumiendo la existencia de una constante en la relación de cointegración; tal como se observa en la tabla 2.

<sup>4</sup> Para el caso de Uruguay, se incluyó una *dummy* que toma el valor de 1 a partir de agosto de 2002, la cual controla por la corrida bancaria desde julio de 2002 hasta junio de 2003, así como por el cambio del régimen cambiario de uno de bandas a uno de flotación a partir de junio de 2003 (De Brun & Licandro, 2005).

Tabla 2  
Relaciones de cointegración

Número de relaciones de cointegración	Prob*			
	Grupo 1: crédito y liquidez	Grupo 2: crédito y depósitos	Grupo 3: crédito y ahorro	Grupo 4: crédito Perú y crédito Uruguay
Ninguna	0,0489	0,0112	0,01	0,0036
Máximo 1	0,0496	0,0558	0,1749	0,2359

Nota. Todas las variables están en ratio de dolarización y se toman los valores para todas las sociedades de depósito.

Una vez comprobada la existencia de cointegración en los grupos, se estimó el impacto del programa de desdolarización sobre la ratio de dolarización del crédito en el Perú utilizando los métodos OLS, D-OLS y FM-OLS, los cuales también se aplicaron al caso uruguayo debido a lo explicado previamente. Los resultados se detallan en el anexo 2 y se resumen en la tabla 3.

Tabla 3  
Impacto del programa de desdolarización

Coefficiente del programa (W)	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-9,77***	-9,90***	-9,81***
	1,9261	1,4744	2,7874
Dolarización de depósitos	-8,85***	-9,17***	-8,34***
	1,9984	1,4634	2,5477
Dolarización del ahorro	-13,01***	-13,16246***	-13,42***
	1,9052	1,7728	3,6284
Dolarización del crédito en Uruguay	-11,11***	-11,35***	-10,76***
	1,4165	1,2561	1,8097

Coefficiente de grupo de control ( $y_{1t}$ )	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	1,02*** 0,029	1,05*** 0,0435	1,04*** 0,0803
Dolarización de depósitos	0,97*** 0,0323	1,00*** 0,038	1,06*** 0,069
Dolarización del ahorro	0,98*** 0,0372	0,99*** 0,0493	1,03*** 0,107
Dolarización del crédito en Uruguay	1,07*** 0,0652	1,10*** 0,064	1,15*** 0,0904

Como se puede observar, tanto el coeficiente de las variables con las cuales cointegra la ratio de dolarización del crédito, como el coeficiente del programa de desdolarización son significativos en los tres métodos de estimación. Esto implica que hay evidencia de que dicho programa funcionó, ya que, en el período de análisis, el programa redujo la tasa de dolarización del crédito entre 8,85 y 13,42 puntos porcentuales.

Además, se observa que los coeficientes de las variables que cointegran son similares a 1 en las tres estimaciones, lo cual, según lo planteado por Harvey (1996), apunala la idea de que existe cointegración entre las variables, porque se mueven en gran medida de manera paralela. Por esta razón, siguiendo el método de dicho autor, se evaluó adicionalmente si es que los resultados se mantenían al restringir el coeficiente de las variables que cointegran a 1. Los resultados según este escenario indican que el coeficiente del programa todavía es significativo, por lo que se puede defender la hipótesis de que los coeficientes de las variables que cointegran son iguales a 1. Asimismo, estos coeficientes indican que, en el período analizado según este nuevo escenario, el programa redujo las ratios de dolarización entre 8,23 y 15,71 puntos porcentuales (tabla 4), lo cual es similar a lo encontrado en el escenario base (resumido en la tabla 3).

Tabla 4  
Impacto del programa asumiendo coeficientes iguales a 1

Con B=1	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-10,10*** 1,7538	-10,85*** 1,31	-12,26*** 2,5645
Dolarización de depósitos	-8,23*** 1,7814	-9,00*** 1,2364	-9,65*** 2,197
Dolarización del ahorro	-12,70*** 1,772	-13,45*** 1,5623	-15,71*** 3,5732
Dolarización del crédito en Uruguay	-11,77*** 1,3601	-12,23*** 1,1101	-12,24*** 1,7327

## 6. Análisis de robustez

Se realizaron cuatro ejercicios de robustez para evaluar la consistencia de los resultados. El primer ejercicio fue el planteado por Harvey, que consistió en sacar un promedio simple de las variables utilizadas como grupos de control y estimar el impacto con base en tal promedio simple. El segundo ejercicio es similar, pero se hace tomando cada grupo de control como un regresor individual dentro de la ecuación, lo cual genera un promedio ponderado de estas variables en función de cuán bien cointegran con la variable de interés. Los resultados se muestran en la tabla 5.

Tabla 5  
Pruebas de robustez

### Ejercicio 1

Coficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-9,93*** 0,6797	-10,18*** 1,4463	-13,07*** 3,7322
Promedio de variables	0,99*** 0,0190	1,02*** 0,0390	1,02*** 0,1051
B=1	OLS	DOLS	FMOLS
W	-9,72*** 0,5703	-10,48*** 1,2591	-12,94*** 2,8773

**Ejercicio 2**

Coefficiente de la variable	OLS	DOLS	FMOLS
W	-9,64***	-9,70***	-10,41***
	0,6072	1,4791	2,9040
Dolarización del ahorro	0,81***	1,02***	1,80***
	0,1510	0,4357	0,6477
Dolarización de depósitos	2,16***	2,91***	4,80***
	0,2694	1,0609	1,5968
Dolarización de liquidez	-2,05***	-3,01***	-5,74***
	0,4293	1,5105	2,2257

Los resultados del primer ejercicio muestran que los coeficientes del programa se mantienen significativos entre -9,93 y -13,07; y que los errores estándar se reducen porque usar un mayor número de variables de cointegración aumenta la precisión del estimado. También muestran que, cuando se restringe al valor 1 el coeficiente de la variable de cointegración, los coeficientes del programa se ubican entre -9,72 y -12,94; lo cual respalda la hipótesis de que las tres variables de cointegración tienen un coeficiente semejante a 1, por la similitud en el rango de los coeficientes.

Mientras tanto, los estimados del segundo ejercicio muestran un impacto del programa de entre -9,64 y -10,41, también similares a los del escenario base pero con estimados más precisos. Debe señalarse que, en este caso, los coeficientes de las variables de cointegración reflejan, en valor absoluto, cuán bien capturan el comovimiento de la variable de interés. Por ejemplo, la dolarización del ahorro tenía en el escenario base los coeficientes más alejados de 1, por lo cual resulta con un peso menor en la regresión del segundo ejercicio. Por la misma razón, la dolarización de la liquidez resulta con un peso mayor en dicha regresión, ya que en el escenario base tiene los coeficientes más cercanos a 1.

Cabe agregar, a título informativo, que en aras de una mayor certidumbre en la robustez de los resultados, en un tercer ejercicio se incluyeron otras variables de control, pese a no ser estrictamente necesarias. Se incluyeron las variables de volatilidad de la inflación, tasa Libor, términos de intercambio y tasa de encaje; obtenidas del BCRP y de la FED de EE. UU. La volatilidad de la inflación se calculó como la desviación estándar móvil de los últimos 10 años. Los coeficientes resultantes se mantuvieron similares a los del escenario base mostrados en la tabla 3.

El cuarto ejercicio evaluó la robustez de los resultados a cambios en el número de intervalos (*lags*) en la estimación del D-OLS y el FM-OLS, y se encontró que son robustos a cambios para *lags* mayores o iguales a 4, donde no se observa una diferencia significativa en el coeficiente.

## **7. Desagregando la dolarización del crédito**

Adicionalmente, se obtuvieron del BCRP las series desagregadas del crédito a familias, empresas e hipotecario y se aplicó un análisis sobre las respectivas ratios de dolarización similar al presentado anteriormente. De esta manera, se pudo ver el impacto diferenciado del programa de desdolarización en esos tres tipos de crédito. Los resultados se muestran en la tabla 6, mientras que los resultados de las respectivas pruebas de raíz unitaria y de cointegración están en el anexo 3.

Esos resultados muestran que el programa de desdolarización tuvo el impacto esperado en los tres tipos de crédito, el cual fue diferenciado y más marcado respecto al crédito hipotecario. En efecto, los coeficientes obtenidos para el programa de desdolarización son significativos para los tres métodos de estimación en todos los casos. Esto implica que hay evidencia de que el programa funcionó, pues logró reducir la tasa de dolarización del crédito a familias entre 9,53 y 13,92 puntos porcentuales; la tasa de dolarización del crédito a empresas entre 16,10 y 19,30 puntos porcentuales; y la tasa de dolarización del crédito hipotecario entre 24,52 y 33,97 puntos porcentuales. Este impacto mayor sobre el crédito hipotecario era de esperarse, ya que a inicios de 2013 el programa estuvo destinado únicamente a créditos hipotecarios y vehiculares porque estos representaban en ese entonces una alta proporción de todos los créditos en moneda extranjera.

Tabla 6  
Ratios de dolarización por tipos de crédito

Ratio de dolarización del crédito a familias

Coefficiente del programa	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-11,19*** 1,8394	-11,24*** 1,4486	-10,07*** 2,2780
Dolarización de depósitos	-10,59*** 1,8779	-10,69*** 1,4584	-9,53*** 2,1900
Dolarización del ahorro	-13,68*** 1,8381	-13,92*** 1,6367	-13,62*** 3,2603

Ratio de dolarización del crédito a empresas

Coefficiente del programa	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-16,20*** 2,5368	-16,87*** 1,9369	-17,13*** 3,2919
Dolarización de depósitos	-15,75*** 2,5541	-16,48*** 1,9312	-16,10*** 3,1538
Dolarización del ahorro	-17,82*** 2,5290	-18,77*** 1,9648	-19,30*** 3,4639

Ratio de dolarización del crédito hipotecario

Coefficiente del programa	OLS	DOLS	FMOLS
Dolarización de liquidez	-28,71*** 3,2647	-29,42*** 3,4835	-25,21*** 6,1139
Dolarización de depósitos	-27,46*** 3,1778	-27,95*** 3,2132	-24,52*** 5,4102
Dolarización del ahorro	-33,04*** 3,6807	-33,97*** 4,1098	-29,80*** 8,3127

## 8. Conclusión

La dolarización peruana es un fenómeno que se generó y mantuvo por el mal manejo económico entre la década de 1960 y la de 1980, que hizo perder

confianza en el valor de la moneda nacional. Cuando se contó, a partir de la década de 1990, con un marco macroeconómico estable, políticas macroprudenciales y un mercado de capitales en desarrollo, los niveles de dolarización bajaron pero siguieron siendo relativamente elevados y su disminución se ralentizó a inicios de la segunda década del presente siglo. Esta persistencia revelaba que las políticas aplicadas eran insuficientes para reorientar las prácticas de instituciones financieras y revertir percepciones erradas del riesgo crediticio, conducentes a una forma de optimizar la cartera de monedas entre proveedores y demandantes muy propensa al dólar, que retroalimentaba la dolarización y ampliaba el riesgo crediticio. El programa de desdolarización del crédito surgió para enfrentar esa situación mediante encajes marginales desestimulantes de préstamos en dólares.

Este estudio ha analizado empíricamente el impacto de dicho programa desde su implementación para todo crédito en dólares (excepto el de comercio exterior) a partir de septiembre de 2013. Para ello, siguiendo la metodología de Harvey (1996), se ha comparado la trayectoria de la ratio de dolarización del crédito en el Perú entre los años 2000 y 2017 (es decir, antes y durante el programa) con las trayectorias de las series nacionales referidas a depósitos, ahorros y liquidez en dólares, que sirvieron de grupos de control. Ello porque estas tres variables no fueron afectadas por los cambios en encajes marginales aplicados al crédito por el programa peruano, y sus series tienen un comportamiento similar al de la ratio de dolarización del crédito. Este análisis de series también mostró que la ratio de dolarización en Uruguay tenía un comportamiento similar al de la peruana, por lo que fue incluida en la comparación. Y el análisis de cointegración permitió la estimación univariada del impacto sobre la dolarización sin pérdida de generalidad con tres metodologías: OLS, D-OLS y FM-OLS.

Los resultados de las estimaciones demuestran, en todos los casos, que el programa de desdolarización ha tenido un efecto significativo en la ratio de dolarización del crédito, al haberlo reducido entre 8 y 14 puntos porcentuales adicionales a una reducción sin programa. Este resultado es robusto a la combinación de todas las variables utilizadas, a la incorporación de variables de control y a variaciones en los *lags* utilizados. Además, el análisis desagregado del impacto del programa sobre los créditos en dólares a familias, a empresas e hipotecarios revela un efecto similar o mayor especialmente en créditos hipotecarios, donde hubo una reducción de entre 24,52 y 33,97 puntos porcentuales. Por tanto, cabe afirmar que el programa de desdolarización del crédito fue exitoso en acelerar la reducción de los niveles del crédito desde su

implementación en 2013. Un éxito que resulta consistente con cambios de los últimos años en los determinantes del crédito en dólares conforme bajaban los riesgos de inflación y por tipo de cambio. En un futuro, podría investigarse el impacto de programas similares en otros países para corroborar la validez externa y, por ende, el grado en que se pueden generalizar los resultados aquí encontrados.

## 9. Referencias

- Aghion, P., Bacchetta, P., & Banerjee, A. (2001). Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints. *European Economic Review*, 45(7), 1121-1150.
- Armas, A. (2015). Dolarización y desdolarización en el Perú. En D. Winkelried & G. Yamada (Eds.), *Política y estabilidad monetaria en el Perú*, (pp. 61-94). Lima: Universidad del Pacífico.
- Armas, A., Castillo, P., & Vega, M. (2014). *Inflation targeting and quantitative tightening: Effects of reserve requirements in Peru*. BCRP Working Paper Series, DT. 2014-003. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Basso, S., Calvo-González, O., & Jurgilas, M. (2007). *Financial dollarization: The role of banks and interest rates*. ECB Working Paper 748. Fránfort del Meno: European Central Bank.
- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2013). *Reporte de inflación – diciembre: panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2013-2015*. Lima.
- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2017a). *Disposiciones de encaje en moneda extranjera*. Circular 0030-2017-BCRP. Lima.
- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2017b). *Estadísticas económicas*. Recuperado de <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2017c). *Reporte de inflación – marzo: panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2017-2018*. Lima.
- Brown, M., Ongena, S., & Yesin, P. (2011). Foreign currency borrowing by small firms in the transition economies. *Journal of Financial Intermediation*, 20(3), 285-302.
- Cabello, M., Lupú, J., & Minaya, E. (2017). *Macroprudential policies in Peru: The effects of dynamics provisioning and conditional reserve requirements*. BCRP Working Paper Series, DT. 2017-002. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo, P., & Winkelried, D. (2010). Dollarization persistence and individual heterogeneity. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1596-1618.
- Castillo, P., Vega, H., Serrano, E., & Burga, C. (2016). *De-dollarization of credit in Peru: The role of unconventional monetary policy tools*. BCRP Working Paper Series, DT. 2016-002. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Catão, L., & Terrones, M. (2015). Financial de-dollarization: Global perspective and Peruvian experience. En G. Yamada & D. Winkelried (Eds.), *Política y estabilidad monetaria en el Perú* (pp. 121-142). Lima: Universidad del Pacífico.

- De Brun, J., & Licandro, G. (2005). *To hell and back. Crisis management in a dollarized economy: The case of Uruguay*. DT 2005004. Montevideo: Banco Central del Uruguay.
- De Nicolo, G., Honohan, P., & Ize, A. (2005). Dollarization of bank deposits: Causes and consequences. *Journal of Banking and Finance*, 29(7), 1697-1727.
- García-Escribano, M. (2010). *Peru: Drivers of de-dollarization in Latin America?* IMF Working Paper 10/169. Washington D. C.: Fondo Monetario Internacional.
- Hardy, D., & Pazarbasioglu, C. (2006). Desdolarización forzada: la versión extrema. En A. Armas, A. Ize, & E. Levy-Yeyati (Eds.), *Dolarización financiera: la agenda de política* (pp. 319-350). Lima: Banco Central de la Reserva, Fondo Monetario Internacional.
- Harvey, A. (1996). Intervention analysis with control groups. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*, 64(3), 313-328.
- Ize, A. (2006). Equilibrios de dolarización financiera: un marco para el análisis de políticas. En A. Armas, A. Ize & E. Levy-Yeyati (Eds.), *Dolarización financiera: la agenda de política* (pp. 17-40). Lima: Banco Central de Reserva del Perú, Fondo Monetario Internacional.
- Ize, A., & Levy-Yeyati, E. (2003). Financial dollarization. *Journal of International Economics*, 59(2), 323-347.
- Ize, A., & Levy-Yeyati, E. (2005). *Financial de-dollarization: Is it for real?* IMF Working Paper 05/187. Washington D. C.: Fondo Monetario Internacional.
- Ize, A., & Levy-Yeyati, E. (2006). Desdolarización financiera: ¿es posible? En A. Armas, A. Ize & E. Levy-Yeyati (Eds.), *Dolarización financiera: la agenda de política* (pp. 1-16). Lima: Banco Central de Reserva del Perú, Fondo Monetario Internacional.
- Loayza, N. (2008). El crecimiento económico en el Perú. *Economía*, XXXI(61), ISSN 0254-4415. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Luca, A., & Petrova, L. (2008). What drives credit dollarization in transition economies? *Journal of Banking and Finance*, 32(5), 858-869.
- Marcelin, I., & Mathur, I. (2016). Financial sector development and dollarization in emerging economies. *International Review of Financial Analysis*, 46(C), 20-32.
- Mora, N., Neaime, S., & Aintablian, S. (2013). Foreign currency borrowing by small firms in emerging markets: When domestic banks intermediate dollars. *Journal of Banking and Finance*, 37(3), 1093-1107.
- Phillips, P., & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Rossini, R., Abugattas, J., Arias, L., Cáceres, A., Hamann, J., Larraín, F., & Palomino, M. (1991). *Estabilización y crecimiento en el Perú*. Lima: Grade.
- Rossini, R., Quispe, Z., & Rodríguez, D. (2011). *Capital flows, monetary policy and Forex interventions in Peru*. BCRP Working Paper Series, DT. 2011-008. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Sosa, S., & García-Escribano, M. (2011). *What is driving financial de-dollarization in Latin America?* IMF Working Paper 11/10. Washington D. C.: Fondo Monetario Internacional.

- Stock, J., & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- Tovar, C., García-Escribano, M., & Vera, M. (2012). *Credit growth and the effectiveness of reserve requirements and other macroprudential instruments in Latin America*. IMF Working Paper 12/142. Washington D. C.: Fondo Monetario Internacional.
- Vargas, H., Varela, C., Betancourt, Y., & Rodríguez, N. (2010). *Effects of reserve requirements in an inflation targeting regime: The case of Colombia*. Borradores de Economía, 587. Bogotá, Colombia: Banco de la República.
- Winkelried, D. (2013). Modelo de proyección trimestral: actualización y novedades. *Revista de Estudios Economicos*, 26, 9-60. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

## ANEXOS

## Anexo 1: Encajes condicionales en moneda extranjera

Medidas anteriores: marzo de 2013 a mayo de 2015						
	Metas de crecimiento*			Encaje adicional		
	I	II	III	I	II	III
Crédito total a excepción de préstamos para comercio exterior (C <sub>t</sub> ) (Sept.13=100)	5%	10%	15%	1,50%	3%	5%
Crédito para hipotecas y autos (CHV <sub>t</sub> ) (Feb.13=100)	10%	20%		0,75%	1,50%	
Desde junio de 2015						
	Stock requerido*			Encaje adicional		
Crédito total <sup>11</sup> (Sept.13=100)	0,95 veces (reducción del 5%)			$0,3 * \left( \frac{C_t}{C_{s13}} - 0,95 \right) * PT$		
Crédito para hipotecas y autos (Feb.13=100)	0,90 veces (reducción del 10%)			$0,15 * \left( \frac{CHV_t}{CHV_{f13}} - 0,90 \right) * PT$		
Desde diciembre de 2015						
	Stock requerido*			Encaje adicional		
Crédito total <sup>11</sup> (Sept.13=100)	0,90 veces (reducción del 10%)			$0,3 * \left( \frac{C_t}{C_{s13}} - 0,90 \right) * PT$		
Crédito para hipotecas y autos (Feb.13=100)	0,85 veces (reducción del 15%)			$0,15 * \left( \frac{CHV_t}{CHV_{f13}} - 0,85 \right) * PT$		
Desde septiembre de 2017						
	Stock requerido*			Encaje adicional		
Crédito total <sup>11</sup> (Sept.13=100)	0,80 veces (reducción del 20%)			$0,3 * \left( \frac{C_t}{C_{s13}} - 0,80 \right) * PT$		
Crédito para hipotecas y autos (Feb.13=100)	0,70 veces (reducción del 30%)			$0,15 * \left( \frac{CHV_t}{CHV_{f13}} - 0,70 \right) * PT$		

Notas. \* Las metas no se aplican si el *stock* de crédito total en moneda extranjera es menor que el patrimonio neto del banco, ni si las hipotecas y créditos vehiculares son menores de un quinto del patrimonio neto, respectivamente. <sup>11</sup> Excluye préstamos de comercio exterior y créditos que sobrepasen los tres años de madurez y que tengan un volumen mayor de US\$ 10 millones. PT = pasivos totales.

Fuentes: Cabello, Lupú y Minaya (2017); BCRP (2017c).

**Anexo 2**

## Ratio de dolarización de la liquidez

Coefficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-7,55***	-8,69***	-8,60***
	2,028	1,7816	2,2422
Dolarización de liquidez	0,95***	0,97***	1,03***
	0,1038	0,1312	0,1558
Volatilidad de la inflación	0,00***	0,00***	0,00***
	0,0006	0,001	0,0013
Tasa Libor	0,74***	0,80***	0,5
	0,2333	0,3462	0,4669
Términos de intercambio	-0,08	-0,09	-0,07
	0,0602	0,081	0,093
Tasa de encaje promedio	0,64***	0,71***	0,68***
	0,1108	0,1559	0,1814

## Ratio de dolarización de los depósitos

Coefficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-6,66***	-7,59***	-6,92***
	1,9471	1,8066	2,2278
Dolarización de depósitos	0,9***	0,93***	1,02***
	0,0839	0,1191	0,1383
Volatilidad de la inflación	0,00**	0,00*	0,00
	0,0005	0,0009	0,0013
Tasa Libor	0,54***	0,53	0,23
	0,2096	0,3540	0,4628
Términos de intercambio	-0,07	-0,08	-0,04
	0,0519	0,0789	0,0882
Tasa de encaje promedio	0,70***	0,75***	0,72***
	0,1016	0,1513	0,1772

## Ratio de dolarización del ahorro

Coficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-10,43***	-11,87***	-12,61***
	2,171232	1,732057	2,419964
Dolarización de ahorro	0,93***	0,95***	0,97***
	0,141989	0,159096	0,206727
Volatilidad de la inflación	-0,01***	-0,01***	-0,01***
	0,000887	0,001203	0,001735
Tasa Libor	1,37***	1,47***	1,09**
	0,237845	0,345737	0,515103
Términos de intercambio	-0,09	-0,11	-0,11
	0,078974	0,095328	0,121774
Tasa de encaje promedio	0,41***	0,46***	0,38*
	0,121952	0,177123	0,212392

## Dolarización del crédito en Uruguay

Coficiente	OLS	DOLS	FMOLS
W	-10,60***	-10,12***	-10,78***
	1,901298	1,664963	1,753111
Dolarización de crédito en Uruguay	0,96***	1,40***	1,09***
	0,130032	0,176322	0,146469
Volatilidad de la inflación	0,00***	0,01***	0,00
	0,000767	0,001884	0,001504
Tasa Libor	0,25	-0,99**	0,00
	0,343504	0,488525	0,46591
Términos de intercambio	-0,15	0,09	-0,04
	0,08216	0,084877	0,076882
Tasa de encaje promedio	0,35**	0,13	0,21
	0,142177	0,156778	0,16946
Crisis 2002 Uruguay	-8,93***	-12,78***	-11,55***
	2,318385	4,807596	3,493179
Liberalización TC Uruguay	-14,88***	-22,11***	-19,62***
	3,494882	3,637154	3,25607

### Anexo 3

#### *Prueba de raíz unitaria*

Serie analizada	T-stat	P-value
Dolarización del crédito familiar	-2,181117	0,2141
Dolarización del crédito empresarial	-0,299943	0,9209
Dolarización del crédito hipotecario	0,487616	0,9858

Como se puede ver, para las tres series desagregadas, existe evidencia para no rechazar la hipótesis nula de que hay al menos una raíz unitaria en cada una de las variables analizadas.

#### *Prueba de cointegración*

##### Dolarización del crédito a familias

Número de relaciones de cointegración	Dolarización del crédito familiar		
	Grupo 1: crédito y liquidez	Grupo 2: crédito y depósitos	Grupo 3: crédito y ahorro
Ninguna	0,0046	0,0025	0,0087
Máximo 1	0,0197	0,0164	0,041

##### Dolarización del crédito a empresas

Número de relaciones de cointegración	Dolarización del crédito empresarial		
	Grupo 1: crédito y liquidez	Grupo 2: crédito y depósitos	Grupo 3: crédito y ahorro
Ninguna	0,0002	0,0003	0,004
Máximo 1	0,0062	0,0025	0,0971

##### Dolarización de créditos hipotecarios

Número de relaciones de cointegración	Dolarización del crédito hipotecario		
	Grupo 1: crédito y liquidez	Grupo 2: crédito y depósitos	Grupo 3: crédito y ahorro
Ninguna	0,0226	0,0312	0,0277
Máximo 1	0,1496	0,2654	0,0885

Como se puede ver en las tres tablas mostradas arriba, existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de que no hay ninguna relación de cointegración entre la dolarización del crédito y las dolarizaciones de liquidez, depósitos y ahorros, en cada uno de los tipos de crédito analizados.