



## Determinantes del Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Perú: ¿Es el sol una moneda commodity?

MELESSE TASHU\*

*En este estudio se evalúa la hipótesis de que el sol es una moneda commodity y, de manera más general, se identifican los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en Perú por medio de un análisis de cointegración. Los resultados muestran que los precios de las materias primas de exportación no tienen un impacto estadísticamente significativo sobre el tipo de cambio real efectivo de Perú, lo que sugiere que el sol no es una moneda commodity. El documento proporciona evidencia empírica de que la gran repatriación de utilidades y la intervención cambiaria han aislado de manera efectiva al tipo de cambio real de Perú del impacto de los choques de precios de materias primas. Se encuentra que el tipo de cambio real de equilibrio de Perú está impulsado principalmente por la productividad y el consumo del gobierno.*

**Palabras Clave** : Tipo de cambio real, precio de materias primas, intervención cambiaria.  
**Clasificación JEL** : F31, F41

Dado que el tipo de cambio real es el precio relativo de los bienes transables respecto a los no transables en una economía, entender si está alineado con su nivel de equilibrio es importante para la asignación eficiente de recursos entre los sectores transables y no transables.<sup>1</sup> Un tipo de cambio real desalineado, es decir, un tipo de cambio real que se desvía sustancialmente del nivel de equilibrio, podría crear grandes desbalances macroeconómicos y distorsionar los incentivos y la asignación de recursos al enviar señales erróneas a los agentes económicos.

Si bien el tipo de cambio real de equilibrio es una variable no observable, la teoría económica sugiere que está impulsada por fundamentos económicos que sí se pueden observar como los términos de intercambio, la productividad relativa de los bienes transables a no transables, el consumo del gobierno y la posición neta de activos externos. En particular, para las economías dependientes de materias primas

\* Economista del Fondo Monetario Internacional.

El autor agradece a Alejandro Werner, Alejandro Santos, Luca Ricci, Adrián Armas, Paul Castillo y a los participantes en la presentación en el BCRP por sus valiosos comentarios y sugerencias

<sup>1</sup> Los términos “tipo de cambio real” y “tipo de cambio real efectivo” que se refieren al tipo de cambio del sol contra una canasta de monedas de los principales países socios comerciales ajustados por diferenciales de precios entre Perú y los países socios comerciales se utilizan indistintamente en este estudio.

como el Perú, se conjetura que el tipo de cambio real de equilibrio está determinado principalmente por los precios reales de los *commodities* de exportación, tanto que sus monedas se conocen comúnmente como monedas *commodities* (Chen y Rogoff, 2003; Cashin, 2004; Bodart, Candelon y Carpentier, 2012).

El paso esencial para estimar el tipo de cambio real de equilibrio es establecer una relación econométrica entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. En particular, el estudio busca probar si el tipo de cambio real de Perú está determinado fundamentalmente por los precios reales de las principales materias primas de exportación, como lo sugiere la hipótesis de la “moneda *commodity*”. Para lograr este objetivo, el estudio emplea el método de cointegración de Johansen. La solidez de los resultados se prueba con diversas especificaciones, incluidas definiciones alternativas del tipo de cambio real y precios reales de las materias primas, tamaños de muestra variables y metodologías alternativas.

El documento también intenta estimar la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio teórico utilizando la relación de cointegración estimada a largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. El tipo de cambio real de equilibrio estimado en este estudio, sin embargo, no tiene una implicación normativa, ya que no necesariamente implica optimalidad desde una perspectiva de bienestar. Una evaluación normativa del tipo de cambio real de equilibrio requiere hacer juicios sobre la optimalidad de los valores de los fundamentos, lo que está más allá del alcance de este estudio.

El estudio se organiza de la siguiente manera. El marco teórico se presenta en la Sección 1, seguido del modelo empírico y la descripción de los datos en la Sección 2. La Sección 3 presenta los resultados de la estimación y la Sección 4 concluye el estudio.

## 1 MARCO TEÓRICO

Los intentos de modelar el tipo de cambio real de equilibrio se remontan a la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPP por sus siglas en inglés), que establece en su forma absoluta que el tipo de cambio entre las monedas de dos países está dado simplemente por los niveles de precios relativos expresados en la misma moneda (es decir, la generalización de la ley de un sólo precio); y en su forma relativa, la teoría afirma que el cambio porcentual en el tipo de cambio entre dos monedas está determinado por el diferencial de las tasas de inflación de los países correspondientes. En su forma más débil, la hipótesis de PPP requiere que las desviaciones del tipo de cambio real de PPP desaparezcan eventualmente y que el tipo de cambio real sea estable, exhibiendo la propiedad de estacionariedad o de reversión a la media en el largo plazo (Rogoff, 1996; Astorga, 2012). Si esto fuera cierto, el tipo de cambio real de equilibrio sería constante y podría estar representado por el tipo de cambio real a largo plazo o PPP. Sin embargo, existe muy poca evidencia empírica a favor de la hipótesis de PPP, especialmente a corto plazo, ya que la mayoría de los estudios muestran que las desviaciones del tipo de cambio real son persistentes y el tipo de cambio real exhibe un proceso de raíz unitaria (Meese y Rogoff, 1983; Rogoff, 1996; Engel, 2000; Astorga, 2012).

El fracaso empírico de la teoría de la PPP, referido en la literatura como el enigma de la PPP, ha llevado a la hipótesis de que el tipo de cambio real de equilibrio podría variar en el tiempo impulsada por factores reales o fundamentales. En un artículo pionero sobre el tema, Rogoff (1996) sostiene que la alta volatilidad a corto plazo del tipo de cambio real y el ajuste muy lento de los choques de PPP son tan irreconciliables que las desviaciones del PPP tendrían que ser explicadas por factores reales. Tales factores reales que se postulan como determinantes del equilibrio del tipo de cambio real incluyen los términos de intercambio (o precios reales de los productos básicos de exportación para las economías altamente dependientes de estos productos), la productividad relativa de los bienes transables a los no transables, el consumo del gobierno y la posición de activos externos netos (Froot y Rogoff, 1995; Rogoff, 1996; Montiel, 2007; Ricci, Milesi-Ferretti y Lee, 2013). En adelante, se detallan estos factores:

- (i) *Precios reales de materias primas*: Si bien los términos de intercambio se utilizan generalmente en los modelos de tipo de cambio real, para las economías pequeñas y abiertas que dependen de los productos básicos, el índice real de precios de las principales materias primas de exportación es una variable más relevante. Como indica [Chen y Rogoff \(2003\)](#) los índices de precios de exportación e importación utilizados para construir los términos de intercambio incluyen bienes que se ajustan lentamente y con traspaso incompleto, lo que lleva a problemas de identificación econométrica. Por el contrario, los precios mundiales de las materias primas son puramente exógenos para las pequeñas economías exportadoras, ya que están determinados en los mercados mundiales. Un aumento en los precios de las materias primas puede llevar a aumentos salariales en el sector de materias primas y en toda la economía, ya que se asume que la mano de obra es móvil; esto genera un aumento en los precios relativos de los bienes no transables debido a que los precios de los bienes transables se determinan en el mercado mundial, todo lo cual conduce a una apreciación del tipo de cambio real ([Chen y Rogoff, 2003](#); [Cashin, 2004](#)).
- (ii) *Productividad relativa de bienes transables a no transables*: La hipótesis de Balassa-Samuelson establece que, si se asume que el factor trabajo tiene libre movilidad entre los dos sectores de la economía, un aumento en la productividad relativa de los transables respecto a los no transables incrementa los salarios en toda la economía. Esto tiene como resultado un aumento del precio relativo de los bienes no transables (es decir, una apreciación real).
- (iii) *Posición de activos externos netos*: Un aumento en los pasivos externos netos requerirá un tipo de cambio real más depreciado a fin de generar el superávit comercial necesario que cubra los servicios de la deuda externa ([Rogoff, 1996](#); [Ricci, Milesi-Ferretti y Lee, 2013](#)).
- (iv) *Consumo de gobierno*: Es probable que un mayor consumo del gobierno conduzca a una apreciación del tipo de cambio real de equilibrio ya que el consumo del gobierno se dirige más a los bienes no transables que a los transables ([Froot y Rogoff, 1995](#); [Rogoff, 1996](#); [Ricci, Milesi-Ferretti y Lee, 2013](#)).

## 2 MODELO EMPÍRICO Y DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Para probar si el sol es una moneda *commodity*, este estudio sigue a [Chen y Rogoff \(2003\)](#) y [Cashin \(2004\)](#), que especifican el tipo de cambio real como una función sólo del precio de las materias primas. Dada la dependencia del Perú sobre las exportaciones de estos productos, en particular metales como el cobre y el oro, la hipótesis de moneda *commodity* supone que el tipo de cambio real efectivo en Perú está determinado principalmente por el precio real de las materias primas de exportación.<sup>2</sup> Por lo tanto, el modelo de regresión toma la siguiente forma lineal logarítmica:

$$LTCRE_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times LRPCOM_t + \mu_t \quad (1)$$

donde  $\mu_t$  es un error estocástico,  $t$  representa el tiempo y  $LX$  significa que la variable  $X$  se encuentra expresada en logaritmos.  $TCRE$  es el índice del tipo de cambio real efectivo, que se define como el ratio entre los precios domésticos y los precios en el exterior, ponderado por el comercio entre países y ajustada por el tipo de cambio; dada esta definición, un aumento en el  $TCRE$  equivale a una apreciación. Para el ejercicio de robustez, también se utiliza el índice de tipo de cambio real bilateral (TCR) frente al dólar de los Estados Unidos. La fuente de los datos del  $TCRE$  es la base de datos del *Information Notice System*

<sup>2</sup> Las exportaciones de productos mineros representan aproximadamente el 55 por ciento del total de los ingresos por exportación en el Perú.

(INS) del FMI y el TCR se construye con datos sobre el tipo de cambio bilateral y los precios de la base de datos de Estadísticas Financieras Internacionales (IFS) del FMI.

*RPCOM* el precio real de las materias primas de exportación, construido como el promedio ponderado de los índices de precios mundiales del cobre, oro, plomo y zinc (los principales metales de exportación del Perú) deflactados por el índice de valor unitario de las exportaciones manufacturadas (MUVI) de las economías avanzadas. Los índices de precios de los metales se obtienen de la base de datos IFS y el MUVI es de la base de datos del *World Economic Outlook* (WEO) del FMI.

El sol sería considerado como una moneda *commodity* si  $\alpha_1$  es positivo y estadísticamente significativo. Para identificar a los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio, se modifica la ecuación (1) con la inclusión de los fundamentos restantes y se especifica como:

$$LTCRE_t = \beta_0 + \beta_1 \times LRPCOM_t + \beta_2 \times LPROD_t + \beta_3 \times LCGN_t + \beta_4 \times LNFL_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde  $\varepsilon_t$  es un término estocástico y  $LX$  significa que la variable  $X$  se encuentra expresada en logaritmos. En esta ecuación, *PROD* es la productividad relativa, la cual se mide como la productividad laboral en toda la economía con relación a la productividad laboral promedio ponderada por la estructura de comercio con los países socios comerciales ya que no se dispone de datos sobre la productividad sectorial. El supuesto implícito es que el crecimiento de la productividad esté sesgado a favor del sector transable, lo que significa que un país con un alto crecimiento de la productividad general también exhibirá un mayor crecimiento de la productividad en el sector transable en comparación con el resto de sectores. *CGN* es el consumo corriente del sector público (sueldos y salarios y bienes y servicios) como proporción del PBI con relación al de los socios comerciales. En el denominador sólo se utilizan datos de los Estados Unidos, ya que no se dispone de datos de series de tiempo coherentes para la mayoría de los otros países socios comerciales como China, Brasil y Chile. *NFL* representa a los pasivos externos netos al final del período anterior como proporción del comercio exterior total de bienes y servicios del período anterior. Como alternativas, se exploran la *NFL* como proporción del PBI y el saldo acumulado de la cuenta corriente (como proporción del comercio y del PBI). La fuente de datos es el BCRP.

La muestra cubre datos trimestrales para el período 1992-2013. El año 1992 se eligió como el inicio del período de muestra para evitar posibles cambios estructurales en los datos del tipo de cambio real debido a los cambios en la moneda anteriores a 1992 y los importantes esfuerzos de estabilización realizados desde entonces. La moneda actual de Perú, el sol, se introdujo en julio de 1991. Sin embargo, para el ejercicio de robustez, también se utilizaron los datos anuales para el período de muestra 1970-2013 y los datos mensuales para el período de muestra 1992-2013.

El análisis descriptivo de los datos muestra que el tipo de cambio real efectivo de Perú está fuertemente correlacionado con la productividad relativa y el consumo gubernamental relativo. Por otro lado, el tipo de cambio real efectivo no parece tener una correlación perceptible con el índice real de precios de las materias primas y su correlación con los pasivos externos paso de positivo a negativo desde el año 2007.

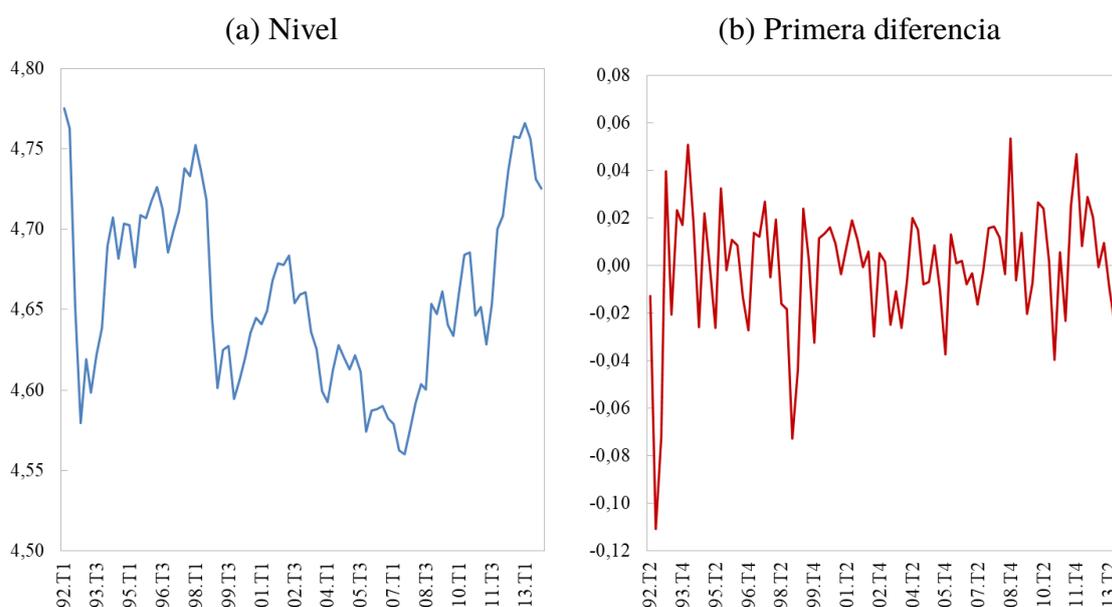
### 3 MÉTODO DE ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

#### 3.1 MÉTODO DE ESTIMACIÓN

La inspección gráfica de los datos sugiere que el tipo de cambio real efectivo no es compatible con un proceso estacionario en niveles (Gráfico 1a); sin embargo, la primera diferencia del tipo de cambio real muestra claramente un comportamiento compatible con la de un proceso estacionario (Gráfico 1b). Esta observación está respaldada por los resultados de las pruebas de raíz unitaria, que muestran que el tipo de

cambio real de Perú sigue un proceso integrado de primer orden (ver Cuadro A-1, p. 23). Las pruebas de raíz unitaria para las variables fundamentales también muestran que todas son integradas de orden uno, lo que implica que el enfoque correcto para estimar la ecuación del tipo de cambio real efectivo es un análisis de cointegración. Por lo tanto, se utiliza el método de cointegración de Johansen para probar y estimar las relaciones de cointegración entre el TCRE y sus fundamentos. Para probar la robustez de los resultados a los cambios en la metodología de estimación también se exploran métodos alternativos de estimación como mínimos cuadrados dinámicos, mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS) y bietápicos (2SLS).

**GRÁFICO 1.** Tipo de cambio real efectivo (en logaritmo)



FUENTE: FMI.

### 3.2 ¿ES EL SOL ES UNA MONEDA COMMODITY?

#### Resultados

Los resultados estimados a continuación sugieren que el índice real de precios de las materias primas no explica el comportamiento del TCRE (el número entre paréntesis es el estadístico t).

$$LTCRE_t = 4.55 + 0.02 \times LRPCOM_t \quad (3)$$

(0.793)

Aunque las pruebas de traza y valor propio de Johansen indican la presencia de cointegración a un nivel del 10 por ciento (Cuadro A-2, p. 24), el coeficiente estimado en LRPCOM es muy pequeño y no es estadísticamente significativo, descartando la hipótesis nula de una moneda *commodity*. El resultado es robusto a los cambios en la definición del tipo de cambio real (TCR en lugar del TCRE) y el RPCOM (precio real del cobre y los términos de intercambio en lugar de RPCOM), la frecuencia de los datos (mensuales y anuales), método de estimación y cobertura de la muestra (Cuadro 1). En todos los casos, los coeficientes son positivos como se esperaba, pero no son estadísticamente significativos.

La prueba de cointegración lineal utilizando datos anuales indica que no existe cointegración lineal; además, se observa que los coeficientes son sensibles a los cambios en la especificación. Dado que esto

**CUADRO 1.** Tipo de cambio real y precio de materias primas: Especificaciones alternativas

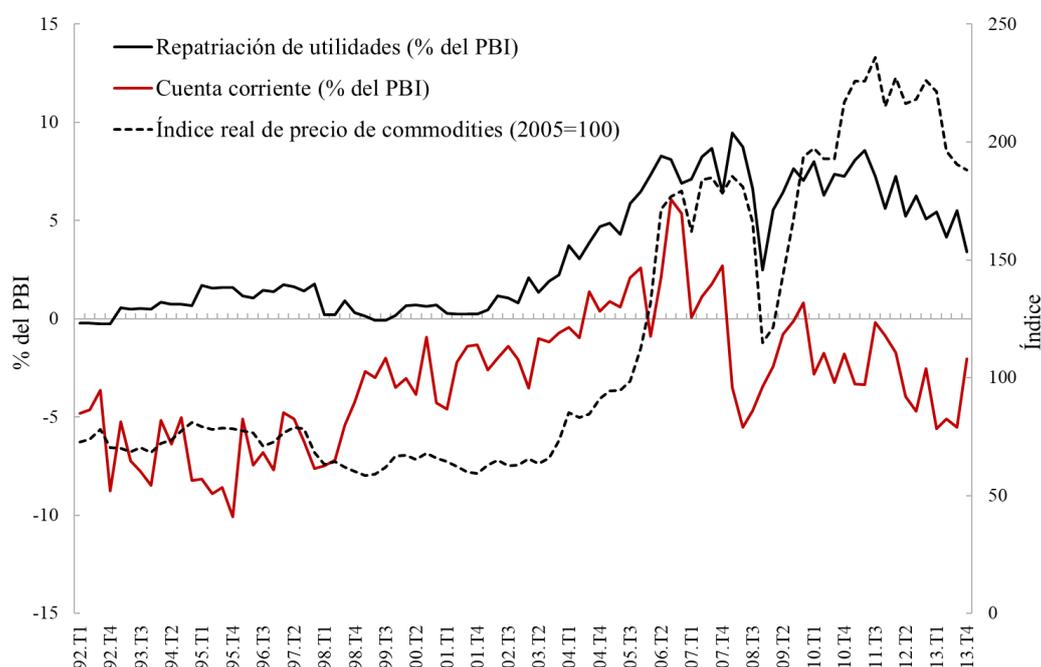
Especificaciones alternativas	Coefficiente	t-estadístico
MCO Dinámico	0.03	1.21
MCO Completamente Modificados	0.02	0.43
TCR como variable dependiente	0.05	0.87
Precio real del cobre	0.02	0.73
Términos de intercambio	0.04	0.41
Datos mensuales: 1992-2013	0.03	1.17
Datos anuales: 1970-2013	0.01	0.11

podría deberse a posibles cambios estructurales (cambios de régimen) en la medida que la economía peruana experimentó turbulencias significativas en la década de los 80 (hiperinflación y cambio de moneda), se utilizó la prueba de cointegración de *Gregory-Hansen* con un cambio de régimen para probar la evidencia de cointegración no lineal entre el TCRE y el RPCOM. El resultado muestra evidencia de cointegración no lineal con un cambio de régimen en 1987 a un nivel del 10 por ciento (Cuadro A-3, p. 26). Ante este resultado, se introdujo un variable *dummy* para capturar este cambio estructural y la relación de cointegración no lineal se estimó utilizando FMOLS con LRPCOM y LRPCOM interactuado con la variable *dummy* para cambio estructural. Los coeficientes estimados fueron -0.26 para LRPCOM y 0.27 para la interacción entre LRPCOM y la variable *dummy*; la elasticidad neta luego del cambio estructural (período 1987-2003) es 0.01, período comparable a la muestra de los datos de frecuencia mensual y trimestral. Ambos coeficientes fueron estadísticamente significativos, sin embargo la prueba de Wald no pudo rechazar, bajo ningún nivel de significancia, la hipótesis que la suma de los coeficientes sea igual a cero (Cuadro A-4, p. 28).

### Explicaciones posibles del por qué el sol no puede ser una moneda *commodity*

Si bien la mayoría de los estudios similares sobre otras economías dependientes de materias primas encuentran evidencia de que sus monedas son *commodities*, Perú es uno de los pocos países donde esta condición no es importante (ver *Cashin* (2004) y Cuadro A-5, p. 29). La ausencia de una relación estadísticamente significativa a largo plazo entre los precios de las materias primas de exportación y el tipo de cambio real en una economía que depende en gran medida de las exportaciones de materias primas, y que enfrentó choques positivos significativos en los precios de los minerales durante el período bajo análisis, es paradójica. Los factores potenciales que podrían haber debilitado la relación estadística entre los precios de las materias primas y el tipo de cambio real efectivo serían la fuerte repatriación de utilidades y la intervención activa en el mercado cambiario.

**Repatriación de utilidades:** No obstante los aumentos significativos en los precios de sus exportaciones, el Perú ha registrado déficit en su cuenta corriente durante la mayor parte de la década pasada, ya que las grandes repatriaciones de utilidades más que compensaron los excedentes comerciales (Gráfico 2). El sector minero en Perú es operado por el sector privado, en su mayoría propiedad de no residentes. Como resultado, la mayor parte de las utilidades del sector es repatriado. Durante el período 2003-2013, identificado por *Adler y Magud* (2013) como el período de ingresos imprevistos por materias primas, la repatriación de utilidades en el Perú ascendió a un promedio del 6 por ciento del PBI anual. Esto podría haber debilitado la relación estadística entre los precios de las materias primas y el tipo de cambio real efectivo, ya que una gran parte del impacto de los precios de las materias primas podría haberse filtrado como repatriación de utilidades sin tener un impacto significativo en la demanda interna. Es cierto que una gran parte de las utilidades repatriadas se han reinvertido en el sector minero peruano, pero las inversiones se realizan principalmente en maquinarias importadas con un impacto limitado en la demanda interna.

**GRÁFICO 2.** Precio real de las materias primas, repatriación de utilidades, y balance en cuenta corriente

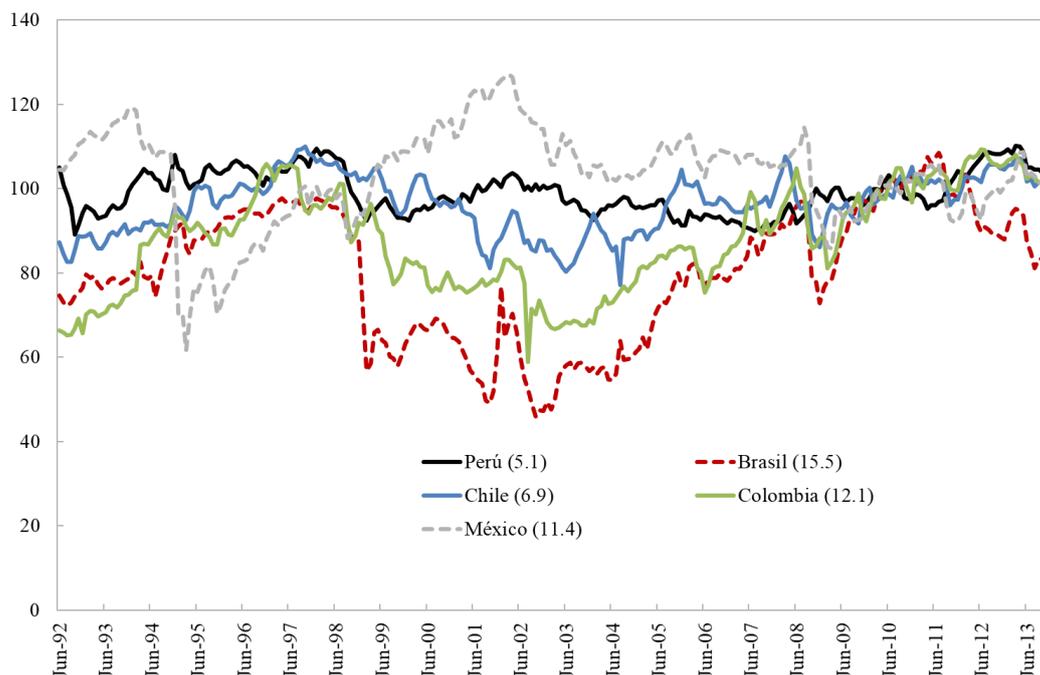
FUENTE: BCRP.

**Intervención activa en el mercado cambiario:** el Banco Central de Reserva del Perú interviene activamente en el mercado de divisas con el objetivo declarado de limitar la volatilidad del tipo de cambio para contener los riesgos de la dolarización financiera. La evidencia empírica muestra que las intervenciones cambiarias del BCRP tuvieron éxito en contener la volatilidad del tipo de cambio (Tashu, 2014). Por otro lado, Perú tiene una de las tasas de inflación más bajas y estables de la región, gracias a un marco de metas de inflación que ha anclado con éxito las expectativas de inflación (Armas y Grippa, 2005; Armas, Castillo y Vega, 2014).<sup>3</sup> Como resultado, el tipo de cambio real de Perú es el más estable entre las grandes economías latinoamericanas con apertura financiera (Gráfico 3).

Una intervención cambiaria esterilizada y sostenida en un régimen de metas de inflación parece haber debilitado el impacto de los precios de las materias primas en el tipo de cambio real.<sup>4</sup> Para ilustrar esto, considérese un choque positivo de precios de materias primas. En un régimen de metas de inflación, el Banco Central podría evitar la presión inflacionaria de los ingresos inesperados de las materias primas al aumentar su tasa de política, lo que a su vez puede llevar a un aumento en las entradas de capital. En un régimen de tipo de cambio flotante, las entradas de capital habrían apreciado el tipo de cambio nominal y, por lo tanto, el real. Sin embargo, la intervención esterilizada del BCRP limitó los impactos de las entradas de capital en el tipo de cambio, aislando efectivamente al tipo de cambio real del impacto de los choques

<sup>3</sup> Si bien el marco de metas de inflación se introdujo en 2002, el marco de metas monetarias, que existía antes de 2002, también se acredita por haber reducido y estabilizado la inflación a partir de la hiperinflación de los años ochenta.

<sup>4</sup> La política fiscal complementaria y el uso de las reservas de encaje han ayudado al BCRP a mantener sus intervenciones cambiarias esterilizadas sin comprometer su balance general. Por ejemplo, el 34 y 37 por ciento de la intervención cambiaria en 2013 fueron esterilizados mediante reservas de encaje y depósitos del sector público respectivamente, y sólo el 11.5 por ciento a través de instrumentos del propio Banco Central (Rossini, Armas y Quispe, 2014). En este sentido, el impacto positivo de los precios de los commodities, que aumentó los ingresos fiscales del sector mineral, ayudó al fisco a proveer apoyo al esfuerzo de esterilización del Banco Central.

**GRÁFICO 3.** Índices de tipo de cambio real efectivo en economías latinoamericanas selectas

FUENTE: FMI.

NOTAS: Los números en paréntesis delante del nombre de los países se refieren a las desviaciones estándar del TCR.

de precios de las materias primas.

Para probar la hipótesis de que las grandes repatriaciones de utilidades y las intervenciones cambiarias podrían haber aislado al TCRE del impacto de los precios de materias primas, se considera una especificación donde el TCRE depende de los precios de materias primas, la repatriación de utilidades como porcentaje del PIB (PREP) y reservas internacionales como porcentaje del PBI (NIR) como variable próxima a la intervención.<sup>5</sup>

$$LTCRE_t = \theta_0 + \theta_1 \times LRPCOM_t + \theta_2 \times LPREP_t + \theta_3 \times LNIR_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

La repatriación de utilidades debería conducir a una depreciación del tipo de cambio nominal y real, pues esto aumenta la demanda de divisas. Por consiguiente,  $\theta_2 < 0$ . También se esperaría que NIR tenga una relación negativa con el tipo de cambio real debido a que un aumento (disminución) del nivel de reservas por compras (ventas) de moneda extranjera debería conducir a una depreciación (apreciación) de la moneda nacional. De ahí,  $\theta_3 < 0$ .

Ya que los cambios de los precios en materias primas también pueden afectar la repatriación de utilidades y las reservas internacionales netas, se pueden especificar las siguientes ecuaciones:

$$LPREP_t = \gamma_0 + \gamma_1 \times LRPCOM_t + \varphi_t \quad (5)$$

<sup>5</sup> El NIR utilizado aquí excluye los efectos de valuación, de modo que los cambios en el NIR reflejan principalmente las intervenciones cambiarias y otras medidas destinadas a contener la volatilidad del tipo de cambio, como los cambios en los requerimientos de encaje sobre los pasivos en moneda extranjera.

$$LNIR = \delta_0 + \delta_1 \times LRPCOM_t + \tau_t \quad (6)$$

Si mantenemos constantes PREP y NIR, la ecuación (4) indica que el impacto de los precios de las materias primas en el TCRE sería  $\theta_1$ . Sin embargo, tanto PREP como NIR cambian cuando varían los precios de las materias primas. Las utilidades de las empresas aumentan a medida que aumentan los precios de éstas, lo que implica que  $\gamma_1 > 0$ , y así un choque positivo en los precios de las materias primas provoca la intervención del Banco Central en el mercado de divisas y, por tanto un aumento en NIR, lo que implica a su vez que  $\delta_1 > 0$ . Como resultado, el impacto neto de los precios de los productos en el TCRE viene dado por  $(\theta_1 + \theta_2 \times \gamma_1 + \theta_3 \times \delta_1)$ , y podría ser cero, negativo o positivo, dependiendo del tamaño relativo de los coeficientes individuales.

Para la estimación de las ecuaciones (4), (5) y (6) se utilizó el método de cointegración de Johansen. Los resultados fueron los siguientes:<sup>6</sup>

$$LTCRE_t = 4.22 + \underset{(3.63)}{0.49} \times LRPCOM_t - \underset{(-1.79)}{0.16} \times LPREP_t - \underset{(-4.89)}{0.56} \times LNIR_t \quad (7)$$

$$PREP_t = -3.87 + \underset{(5.53)}{1.01} \times LRPCOM_t \quad (8)$$

$$LNIR_t = 0.38 + \underset{(5.52)}{0.55} \times LRPCOM_t \quad (9)$$

Los resultados muestran que todos los coeficientes tienen el signo esperado y son estadísticamente significativos. Además, la estimación del impacto neto de los precios de las materias primas  $(\theta_1 + \theta_2 \times \gamma_1 + \theta_3 \times \delta_1)$ , es igual a 0.01, que es muy baja y prácticamente igual al coeficiente estimado obtenido cuando el tipo de cambio real efectivo se registra sólo en los precios de las materias primas (ver ecuación 3).

Por lo tanto, la evidencia empírica apoya la hipótesis de que el choque del precio de las materias primas ha sido absorbido principalmente por grandes repatriaciones de utilidades y por una intervención cambiaria sostenida, lo que debilita su impacto neto sobre el tipo de cambio real efectivo. Si se mantuviera constante el nivel de repatriación de utilidades y no se produjera ninguna intervención cambiaria, el impacto de los precios de las materias primas sobre el tipo de cambio real sería estadísticamente significativo y con una elasticidad estimada de alrededor de 0.5. Sin embargo, en la realidad, los cambios en los precios de las materias primas tienen un impacto positivo y estadísticamente significativo en la repatriación de las utilidades y en la intervención del Banco Central, los que a su vez afectan negativamente al tipo de cambio real, neutralizando así el impacto inicial de los precios de las materias primas.

<sup>6</sup> Todas las variables tienen raíz unitaria (Cuadro A-1). La prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) parece sugerir que LNIR es I(0) cuando se agregan constante o constante y tendencia. Pero se sabe que la prueba ADF tiene baja potencia; es decir, tiene la tendencia a rechazar la hipótesis nula de I(1) con demasiada frecuencia cuando es verdadera. Sin embargo, la prueba de raíz unitaria más eficiente, la prueba Dickey-Fuller GLS (DF-GLS), acepta la hipótesis nula en todos los casos, lo que sugiere que NIR es I(1). Las pruebas de cointegración de traza y de máxima verosimilitud muestran la presencia de un vector de cointegración estadísticamente significativo entre las variables en cada una de las tres ecuaciones.

### 3.3 IDENTIFICACIÓN DE LOS DETERMINANTES DEL EQUILIBRIO DEL TIPO DE CAMBIO REAL

La búsqueda de un vector de cointegración entre el TCRE y sus fundamentos incluyó un algoritmo que: (i) descarta los modelos que no tienen un vector estadísticamente significativo; (ii) elimina las variables que no tienen coeficientes con signo teóricamente esperado o cuya inclusión cambia los signos de otras variables; (iii) descarta los modelos que no tienen un término de corrección de error estadísticamente significativo y con signo negativo; y (iv) maximiza el R-cuadrado del modelo de corrección de errores. Los pasivos externos netos se eliminan del modelo elegido siguiendo este algoritmo, de manera similar a Montiel (2007) y Coudert et al (2011). La prueba de cointegración entre las variables restantes muestra un solo vector de cointegración a un nivel de significancia al 10 por ciento (Cuadro A-2, panel b), que después de la normalización del coeficiente de LTCRE, adopta la siguiente forma:

$$LTCRE_t = 4.74 + \underset{(1.48)}{0.03} \times LRPCOM_t + \underset{(2.97)}{0.36} \times LPROD_t + \underset{(4.35)}{0.37} \times LGCN_t \quad (10)$$

donde los números en el paréntesis representan los estadísticos t.

Si bien todos los fundamentos en la ecuación (10) tienen los signos esperados en sus coeficientes, el índice real de precios de las materias primas no es estadísticamente significativo como es el caso en la ecuación (3). Las pruebas de restricciones de cointegración muestran que LRPCOM no es importante para el vector de cointegración (Cuadro A-2, panel c). Como resultado, la ecuación (10) se vuelve a estimar sin LRPCOM y el vector de cointegración resultante se vuelve estadísticamente significativo al 1 por ciento. La ecuación dinámica de corto plazo se muestra en las ecuaciones (11) y (12), respectivamente:

$$LTCRE_t = 4.90 + \underset{(3.57)}{0.48} \times LPROD_t + \underset{(4.32)}{0.39} \times LGCN_t \quad (11)$$

$$DLTCRE_t = 0.0001 - \underset{(0.05)}{0.13} \times ECM_{t-1} + \underset{(2.33)}{0.22} \times DLTCRE_{t-1} + \underset{(3.60)}{0.45} \times DLPROD_{t-1} \quad (12)$$

$$- \underset{(-2.92)}{0.09} \times DLGCN_{t-1}$$

donde D representa la primera diferencia, el subíndice (-1) se refiere al primer rezago y ECM representa el término de corrección de errores, que es el término de error de la ecuación (11). Los números entre paréntesis son los estadísticos t.

En consecuencia, la productividad relativa y el consumo del gobierno son los principales determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú. El coeficiente del término de corrección de errores en la ecuación dinámica es -0.13 y es estadísticamente significativo al 1 por ciento, lo que implica que aproximadamente el 13 por ciento de las desviaciones del tipo de cambio real respecto del equilibrio de largo plazo se corregirían después de un trimestre. La vida media de un choque al TCRE, calculada como  $\log(0.5)/\log(1 - 0.13)$ , se estima en alrededor de 5 trimestres, lo que es consistente con los resultados de otros estudios empíricos. Tanto la productividad como el consumo del gobierno también son significativos en el modelo de corto plazo (ecuación 12), aunque con un signo opuesto al esperado.

El resultado anterior es robusto a los cambios en las especificaciones (Cuadro 2). La excepción es cuando se usan datos anuales para 1970-2013, que muestran un RPCOM estadísticamente significativo,

pero la elasticidad sigue siendo muy pequeña (0.03).<sup>7</sup>

**CUADRO 2.** Tipo de cambio real y fundamentos: Especificaciones alternativas

Especificación alternativa	LRPCOM	LPROD	LGCN
MCO en Dos Etapas	0.01	0.43	0.14
(usando primeras diferencias como instrumentos)	(0.52)	(8.59)	(2.09)
MCO Dinámico	0.02	0.36	0.15
	(0.95)	(3.63)	(1.95)
MCO Completamente Modificados	0.01	0.36	0.11
	(0.83)	(4.20)	(1.71)
TCR como variable dependiente	...	0.92	0.41
		(3.32)	(2.87)
Precio real del cobre	0.02	0.40	0.41
	(1.05)	(3.08)	(4.38)
Términos de intercambio	0.05	0.43	0.41
	(0.65)	(3.12)	(4.22)
Datos anuales: 1970-2013	0.03	0.19	0.19
	(2.95)	(9.26)	(8.62)

**NOTAS:** Números en paréntesis son los t-estadísticos. RPCOM fue retirado del modelo de TCR bilateral debido a que tiene un signo contrario al teórico. La responsabilidad externa neta también se vuelve significativa con el signo negativo y la elasticidad esperados teóricamente de 0.06. El índice de apertura comercial, que no se incluyó en los datos trimestrales desde que Perú liberalizó su comercio exterior en 1991, también se incluye en la muestra anual (Ver Cuadros A-4 y A-4).

### 3.4 ¿SE ENCUENTRA DESALINEADO EL TIPO DE CAMBIO REAL EFECTIVO?

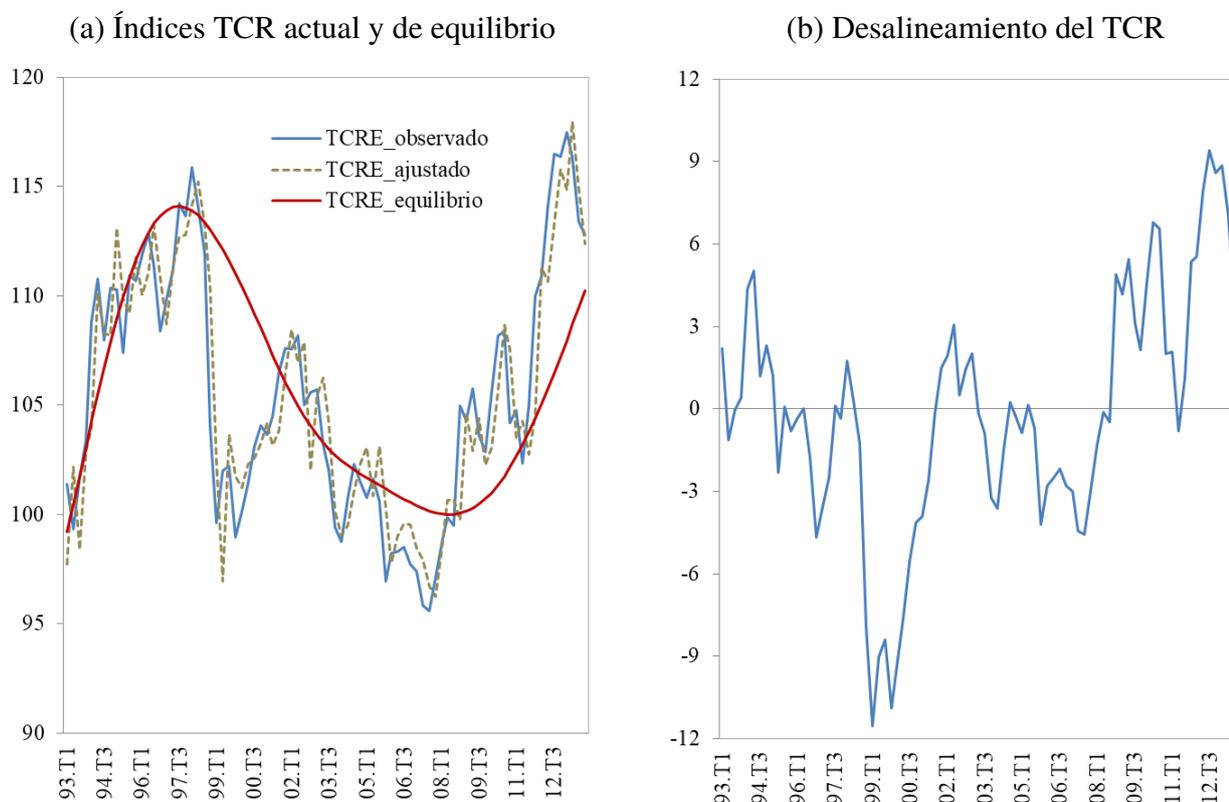
Si bien una estimación adecuada del tipo de cambio real de equilibrio requiere un análisis de regresión de panel de países similar a la evaluación del balance externo del FMI (Phillips y otros, 2014), la estimación de la relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos estadísticamente significativos se utiliza para estimar la trayectoria “significativa” del tipo de cambio real de equilibrio. La idea es evaluar en qué medida el tipo de cambio real efectivo observado se alinea con la trayectoria del tipo de cambio real efectivo predicho por la relación de cointegración estimada (ecuación 11) y los valores de sus fundamentos estadísticamente significativos. En teoría, el tipo de cambio real efectivo de equilibrio es el valor del tipo de cambio real predicho por los valores “sostenibles” o de “estado estacionario” de sus fundamentos (Montiel, 2007). Por lo tanto, estos últimos se suavizan con el filtro *Hodrick-Prescott* (HP) para eliminar componentes cíclicos y estimar sus componentes sostenibles.

El TCR observado, ajustado y de equilibrio se presentan en el Gráfico 4a junto con el desalineamiento estimado en el Gráfico 4b. Los valores estimados del tipo de cambio real siguen muy de cerca a sus valores observados, lo que indica un buen ajuste a los datos.

Los resultados estimados muestran que, durante la última década, el tipo de cambio real efectivo de Perú parece haber estado en general alineado con sus fundamentos, a excepción de algunos breves períodos. En particular, el tipo de cambio real efectivo muestra:

- *Una sub-valoración de 2 por ciento en promedio entre los años 2004-2007.* El TCR se depreció alrededor del 4 por ciento durante este período, mientras que el TCR de equilibrio se depreció alrededor del 2 por

<sup>7</sup> Los resultados de los datos anuales se obtienen siguiendo el procedimiento descrito anteriormente; es decir, realizar pruebas de cointegración con cambio de régimen utilizando la prueba de *Gregory-Hansen* y estimar la relación a largo plazo utilizando FMOLS no lineales (Cuadros A-3, A-4 y A-4). En este caso, la ruptura fue identificada como 1988/89.

**GRÁFICO 4.** El tipo de cambio real efectivo de equilibrio

FUENTE: FMI.

ciento como el impacto de grandes reducciones en el consumo del gobierno (con relación a los Estados Unidos) más que compensó las mejoras en la productividad relativa (Cuadro 3 y Gráfico 5).

- Un nivel consistente con el TCR de equilibrio en 2008.
- Una sobre-valoración de 4 por ciento en promedio durante 2009-2013. Posiblemente debido a la afluencia masiva de capitales, que causó una apreciación significativa del TCR (14 por ciento), impulsada no sólo por los fundamentos del Perú, sino también por factores de empuje globales. Sin embargo, una gran parte del desalineamiento, que alcanzó su punto máximo en el primer trimestre de 2013 con un 8 por ciento, se corrigió en la segunda mitad de 2013, ya que el sol se depreció luego del anuncio de la reducción de la política monetaria de la Reserva Federal de los Estados Unidos (Cuadro 3, p. 21, y Gráfico 5).

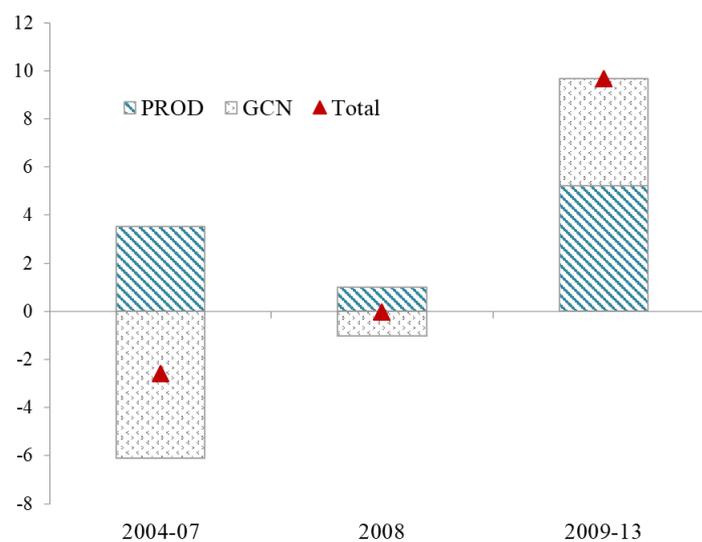
Es importante tener en cuenta que esta evaluación no necesariamente tiene un valor normativo, ya que un TCR cercano a su nivel de equilibrio todavía puede reflejar distorsiones en los aspectos fundamentales (Phillips y otros, 2014). Una evaluación normativa del TCR de equilibrio requiere hacer juicios sobre la “adecuación” de los fundamentos desde una perspectiva de bienestar, que está más allá del alcance del presente estudio.

#### 4 OBSERVACIONES FINALES

Este estudio realiza un análisis de cointegración para evaluar la hipótesis de moneda *commodity* para el sol e identificar los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio del Perú. La primera parte del

**CUADRO 3.** Tasa de cambio efectiva real de equilibrio actual y estimada

Año	Actual	Equilibrio	Desalineamiento
2004	100.8	102.1	-1.3
2005	100.0	101.4	-1.4
2006	98.2	100.8	-2.6
2007	96.5	100.2	-3.7
2008	100.8	100.0	0.7
2009	104.1	100.4	3.7
2010	106.6	101.6	5.0
2011	105.5	103.5	1.9
2012	114.5	106.1	7.9
2013	115.0	109.1	5.4

**GRÁFICO 5.** Contribuciones fundamentales de cambios en el TCRE (Variación porcentual)

FUENTE: FMI.

análisis empírico consiste en evaluar la hipótesis de “moneda *commodity*” para el sol. Los resultados muestran que el índice real de precios de las materias primas de exportación del Perú no tiene un impacto estadísticamente significativo sobre el tipo de cambio real efectivo, lo que sugiere que el sol no es una moneda *commodity*. Esto es paradójico para un país que depende en gran medida de los productos mineros para sus exportaciones. El trabajo muestra empíricamente que la repatriación de capitales y la intervención cambiaria del BCRP podría haber mitigado el impacto de los precios de las materias primas en el tipo de cambio real efectivo.

La segunda parte del análisis identifica los principales determinantes del tipo de cambio real de equilibrio a partir de un grupo de variables que incluye el precio real de las materias primas, la productividad del Perú con relación a la de sus socios comerciales, el consumo público relativo al de sus socios comerciales y los pasivos externos netos. Los resultados muestran que sólo la productividad y el consumo del gobierno tienen relaciones estadísticamente significativas con el tipo de cambio real.

El tipo de cambio real efectivo de equilibrio se estima sobre la base de la relación de cointegración entre el tipo de cambio real efectivo y sus fundamentos estadísticamente significativos. Los resultados muestran que el tipo de cambio efectivo real de Perú está alineado con el nivel de equilibrio pronosticado por los valores “sostenibles” de sus determinantes. El TCR estuvo ligeramente sobrevaluado en los años posteriores a la crisis financiera mundial de 2008, lo cual no sorprende dado el aumento en las entradas de capital provocadas principalmente por una política monetaria acomodaticia en las economías avanzadas. Pero la reciente depreciación del tipo de cambio real, posterior al retiro del estímulo monetario no convencional de la Reserva Federal de los Estados Unidos en mayo de 2013, parece haber corregido gran parte de la sobrevaluación. Esto no implica necesariamente que todo esté bien con el nivel del tipo de cambio real desde una perspectiva de bienestar, ya que el tipo de cambio real de equilibrio en sí mismo podría ser el resultado de distorsiones en los fundamentos (niveles subóptimos de consumo del gobierno, por ejemplo). Realizar una evaluación normativa requiere determinar los niveles óptimos o de maximización del bienestar de los fundamentos, lo que está más allá del alcance de este trabajo.

Los resultados del estudio sobre el tipo de cambio real de equilibrio deben interpretarse sólo como indicativos, ya que una evaluación adecuada del tipo de cambio requiere un análisis basado en datos de panel, en línea con el *External Balance Assessment* (EBA) del FMI, para tratar los problemas técnicos asociados con el reducido tamaño de muestra y potenciales quiebres estructurales.

## Apéndice

**CUADRO A-1. Pruebas de raíz unitaria**

Variable		ADF t-estadístico			DF-GLS t-estadístico	
		Ninguno	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
Tipo de cambio efectivo real	Nivel	-0.24	-2.59	-2.44	-1.36	-1.71
	Diferencias	-7.51	-7.46	-7.53	-7.01	-7.58
Tipo de cambio real bilateral	Nivel	-0.20	-2.37	-1.70	-1.24	-1.37
	Diferencias	-6.93	-6.89	-6.96	-6.73	-7.01
Índice de real precios commodities exportables	Nivel	0.84	-0.73	-2.13	-0.41	-1.76
	Diferencias	-6.75	-6.80	-6.79	-6.84	-6.84
Precio real del cobre	Nivel	0.57	-0.89	-2.54	-0.65	-1.87
	Diferencias	-7.01	-7.02	-7.01	-7.06	-7.07
Términos de intercambio	Nivel	0.06	-1.78	-2.41	-1.78	-2.19
	Diferencias	-6.38	-6.34	-6.29	-6.21	-6.24
Productividad relativa	Nivel	-0.57	-0.93	-0.54	-0.91	-0.73
	Diferencias	-8.01	-7.98	-7.99	-2.50	-6.19
Consumo de gobierno relativo	Nivel	-1.05	-2.44	-2.51	-0.48	-1.11
	Diferencias	-15.08	-15.03	-17.08	-1.67	-3.46
Pasivos externos netos <sup>a</sup>	Nivel	-0.95	-0.65	-1.44	0.53	-1.43
	Diferencias	-6.97	-7.36	-7.32	-7.38	-7.33
Reservas internacionales <sup>b</sup> netas	Nivel	2.50	-4.46	-4.35	0.94	-1.03
	Diferencias	-6.34	-6.81	-7.14	-4.53	-5.60
Repatriación de utilidades <sup>b</sup>	Nivel	-0.58	-1.50	-2.38	-0.90	-2.51
	Diferencias	-12.16	-12.12	-12.10	-11.93	-11.63
Valores Críticos						
	1%	-2.59	-3.51	-4.07	-2.59	-3.63
	5%	-1.95	-2.90	-3.46	-1.95	-3.07
	10%	-1.61	-2.59	-3.16	-1.61	-2.78

**NOTAS:** (1) La hipótesis nula es raíz unitaria en todos los casos. La hipótesis nula es aceptada para estadísticos  $t$  mayores a los correspondientes valores críticos. (2) Todas las variables están expresadas en logaritmos naturales. **a** Como porcentaje del comercio exterior total de bienes y servicios del período anterior. **b** Como porcentaje del PBI.

**CUADRO A-2.** Pruebas de Cointegración de Johansen entre el tipo de cambio real efectivo y todos los fundamentos

## (a) Cointegración entre LTCRE y LRPCOM

Prueba	Núm. de ecs. de cointegración	Valor propio	Estadístico de Traza	Máx. estadístico de valor propio	Valor crítico	Probabilidad
Traza	Ninguno*	0.147	14.960		15.495	0.060
	A lo mucho 1	0.015	1.304		3.841	0.254
Máximo valor propio	Ninguno*	0.147		13.656	14.265	0.062
	A lo mucho 1	0.015		1.304	3.841	0.254

NOTAS: (1) Los p-valores son extraídos de [Haug, MacKinnon y Michellis \(1999\)](#). (2) \*\*\*,\*\* y \* denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

## (b) Cointegración entre LTCRE, LRPCOM, LGCN y LPRODM

Prueba	Núm. de ecs. de cointegración	Valor propio	Estadístico de Traza	Máx. estadístico de valor propio	Valor crítico	Probabilidad
Traza	Ninguno*	0.266	46.374		47.856	0.0684
	A lo mucho 1	0.120	19.770		29.797	0.4385
	A lo mucho 2	0.071	8.750		15.495	0.3891
	A lo mucho 3	0.027	2.407		3.842	0.1208
Máximo valor propio	Ninguno*	0.266		26.064	27.584	0.066
	A lo mucho 1	0.120		11.020	21.132	0.645
	A lo mucho 2	0.071		6.342	14.265	0.570
	A lo mucho 3	0.027		2.407	3.841	0.121

NOTAS: (1) Los p-valores son extraídos de [Haug, MacKinnon y Michellis \(1999\)](#). (2) \*\*\*,\*\* y \* denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

## (c) Tests de restricciones de Cointegración

Hipótesis Nula	Log-Verosimilitud Restringida	Estadístico LR	Grados de Libertad	Prob.
Coefficiente en LRPCOM es cero	650.3344	1.920112	1	0.1658
Coefficiente en LPROD es cero**	649.2462	4.096616	1	0.0430
Coefficiente en LGCN es cero***	645.7832	11.02264	1	0.0009

NOTAS: (1) Los p-valores son extraídos de [Haug, MacKinnon y Michellis \(1999\)](#). (2) \*\*\*,\*\* y \* denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

## (d) Cointegración entre LTCRE, LGCN y LPROD\_M

*Test de Rango de Cointegración Irrestringido (Traza)*

N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor	
			Crítico	Prob.
Ninguno***	0.236197	37.57606	29.29707	0.0052
A lo mucho 1	0.103207	14.40381	15.49471	0.0725
A lo mucho 2**	0.056874	5.035806	3.841466	0.0248

*Test de Rango de Cointegración Irrestringido (Valores Propios)*

N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Máximo	Valor	
			Crítico	Prob.
Ninguno**	0.236197	23.17225	21.13162	0.0255
A lo mucho 1	0.103207	9.368004	14.2646	0.2568
A lo mucho 2**	0.056874	5.035806	3.841466	0.0248

NOTAS: (1) Los p-valores son extraídos de [Haug, MacKinnon y Michellis \(1999\)](#). (2) \*\*\*, \*\* y \* denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

## (e) Cointegración entre LTCRE, LPROFIT y LNIR

*Test de Rango de Cointegración Irrestringido (Traza)*

N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor	
			Crítico	Prob.
Ninguno**	0.3317	54.1336	47.8561	0.0115
A lo mucho 1	0.1118	20.2804	29.7971	0.4040
A lo mucho 2	0.0752	10.3257	15.4947	0.2565
A lo mucho 3*	0.0438	3.7582	3.8415	0.0525

*Test de Rango de Cointegración Irrestringido (Valores Propios)*

N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Máximo	Valor	
			Crítico	Prob.
Ninguno***	0.331698	33.85326	27.58434	0.0069
A lo mucho 1	0.111755	9.954619	21.12162	0.7489
A lo mucho 2	0.075207	6.567558	14.2646	0.5415
A lo mucho 3*	0.043754	3.758178	3.841466	0.0525

NOTAS: (1) Los p-valores son extraídos de [Haug, MacKinnon y Michellis \(1999\)](#). (2) \*\*\*, \*\* y \* denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

## (f) Cointegración entre LNIR y LRPCOM

*Test de Rango de Cointegración Irrestringido (Traza)*

N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor	
			Crítico	Prob.
Ninguno***	0.247573	24.18814	15.49471	0.0019
A lo mucho 1	0.003496	0.294206	3.841466	0.5875

*Test de Rango de Cointegración Irrestringido (Valores Propios)*

N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Máximo	Valor	
			Crítico	Prob.
Ninguno***	0.247573	23.89393	14.2646	0.0011
A lo mucho 1	0.003496	0.294206	3.841466	0.5875

NOTAS: (1) Los p-valores son extraídos de [Haug, MacKinnon y Michellis \(1999\)](#). (2) \*\*\*, \*\* y \* denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

## (g) Cointegración entre LPROFIT y LRPCOM

*Test de Rango de Cointegración Irrestringido (Traza)*

N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor	
			Crítico	Prob.
Ninguno**	0.155422	16.85422	15.49471	0.031
A lo mucho 1	0.031229	2.665094	3.841466	0.1026

*Test de Rango de Cointegración Irrestringido (Valores Propios)*

N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Máximo Autovalor	Valor	
			Crítico	Prob.
Ninguno*	0.155422	14.18913	14.2646	0.0514
A lo mucho 1	0.031229	2.665094	3.841466	0.1026

**NOTAS:** (1) Los p-valores son extraídos de Haug, MacKinnon y Michellis (1999). (2) \*\*\*, \*\* y \* denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

**CUADRO A-3. Estimando Cointegración No-lineal usando el método FMOLS: muestra anual (1970-2013)**

## (a) LTCRE y LRPCOM

	Estadístico	Año de cambio	Valores críticos asintóticos		
			1%	5%	10%
ADF	-4.70*	1987	-5.47	-4.95	-4.68
$Z_t$	-4.75*	1987	-5.47	-4.95	-4.68
$Z_\alpha$	-30.34	1987	-57.17	-47.04	-41.85

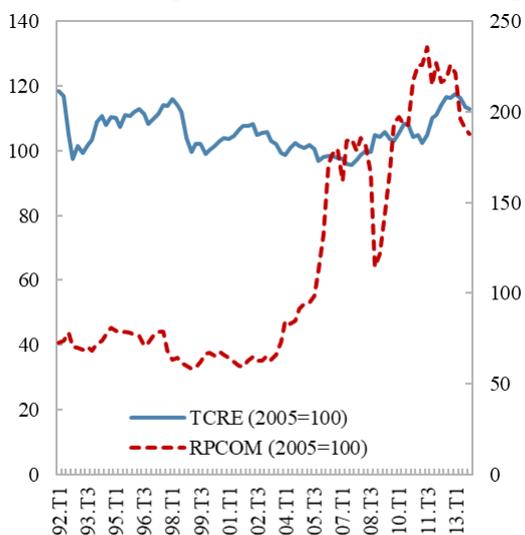
## (b) LTCRE y Todos sus Determinantes

	Estadístico	Año de cambio	Valores críticos asintóticos		
			1%	5%	10%
ADF	-7.08***	1988	-6.92	-6.41	-6.17
$Z_t$	-6.24*	1989	-6.92	-6.41	-6.17
$Z_\alpha$	-30.34	1989	-90.35	-78.52	-75.56

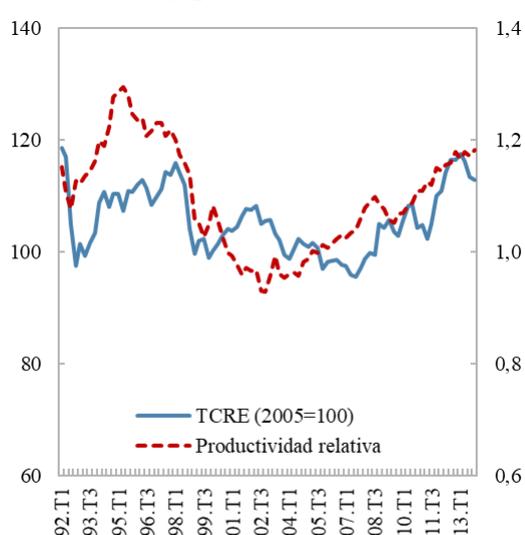
**NOTAS:** Se evalúa la hipótesis nula de “no cointegración”. En el Cuadro (b) los determinantes incluyen LRPCOM, LPROD, LGCN y LNFL. \*\*\*, \*\* y \* denotan rechazo de la hipótesis nula al 1, 5 y 10 por ciento de nivel de significancia, respectivamente.

**GRÁFICO A-1.** Tipo de cambio real efectivo y los fundamentos:

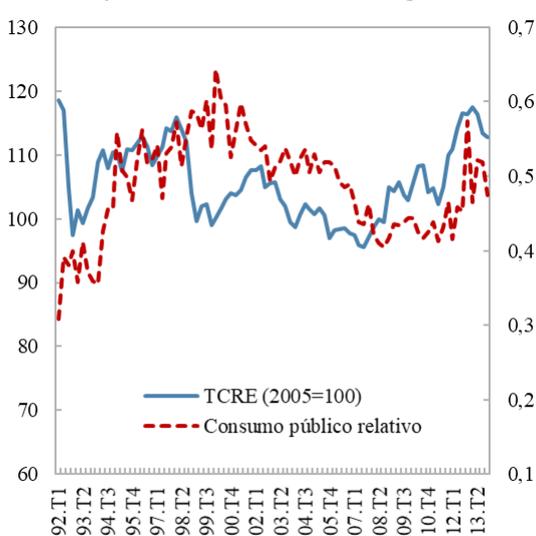
TCRE e Índice de precios reales de materias primas



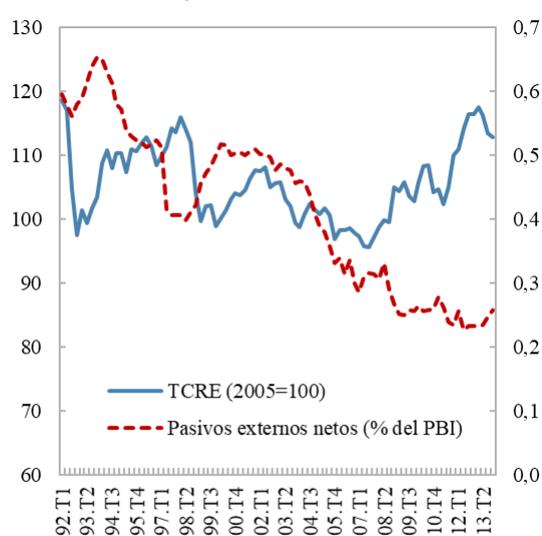
TCRE y productividad relativa



TCRE y consumo relativo del gobierno



TCRE y deuda externa neta



FUENTE: BCRP, Bureau of Economic Analysis, Haver, IFS, INS, WEO.

**CUADRO A-4.** Estimado de cointegración No-lineal usando el método FMOLS: muestra anual (1970-2013)

(a) LTCRE y LRPCOM			
LTCRE=a(1)*LRPCOM+a(2)*LRPCOM*RS1987+a(3)			
Coeficiente <sup>1</sup>	Coeficiente	Error estándar	Prob.
a(1)	-0.26	0.12	0.0349
a(2)	0.27	0.02	0.0000
a(3)	4.59	0.54	0.0000

(b) LTCRE y todos los fundamentos			
LTCRE=b(1)*LRPCOM+b(2)*LRPCOM*RS1988 +b(3)*LGCN+b(4)*LGCN*RS1988+b(5)*LPROD +b(6)*LPROD*RS1988+b(7)*LNFL +b(8)*TRADE_OPEN+b(9)			
Variable <sup>2</sup>	Coeficiente	Error estándar	Prob.
b(1)	-0.16	0.01	0.000
b(2)	0.19	0.00	0.000
b(3)	-0.44	0.03	0.000
b(4)	0.63	0.04	0.000
b(5)	-0.76	0.04	0.000
b(6)	0.95	0.04	0.000
b(7) <sup>3</sup>	-0.06	0.01	0.000
b(8) <sup>3 4</sup>	0.52	0.01	0.000
b(9)	4.01	0.04	0.000

(c) Coeficientes de test de restricciones de Wald			
Hipótesis nula	Valor	t-estadístico	Probabilidad
a(1)+a(2)=0	0.01	0.11	0.9100
b(1)+b(2)=0	0.03	2.95	0.0057
b(3)+b(4)=0	0.19	9.26	0.0000
b(5)+b(6)=0	0.19	8.62	0.0000

<sup>1</sup> RS1987 se refiere a una dummy para un cambio de régimen en 1987, identificado por el test de Gregory-Hansen (Cuadro A-3)

<sup>2</sup> RS1988 se refiere a una dummy para un cambio de régimen en 1988, identificado por el test de Gregory-Hansen (Cuadro A-3).

<sup>3</sup> LNFL y TRADE\_OPEN (dummy para apertura comercial) no muestra cambios en los signos de sus coeficientes cuando interactúan con RS1988.

<sup>4</sup> TRADE\_OPEN no fue incluido en el test de cointegración en el Cuadro A-3 del Apéndice debido a que el test Gregory-Hansen no permite más de cuatro variables en el lado derecho y variables dummy.

**CUADRO A-5. Evidencia empírica en moneda commodity**

Autor/es(año)	Países	Muestra	Método	Elasticidad de precio de commodities	Definición de precio de commodities
Chen y Rogoff (2003)	Australia, Canada, Nueva Zelanda	Trimestral: varios años	Cointegración de series de tiempo	Australia (0.4), Canada (0.4) y Nueva Zelanda (0.6)	Precio real de commodities
Cashin (2004)	58 países exportadores de commodities, incluyendo Perú	Mensual: 1980-2002	Cointegración de series de tiempo	Mediana=0.4. TI no importantes para Perú	Precio real de commodities
Ferreira y Salas (2006)	Perú	Trimestral: 1980-2005	Cointegración de series de tiempo	0.3	TI
Montiel (2007)	Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Paraguay y Uruguay	Anual: 1969-2005	Cointegración de series de tiempo	TI importantes sólo para Argentina (1.7), Bolivia (0.6) y Uruguay (0.6)	TI
Iossifov y Loukoianova (2007)	Ghana	Trimestral: 1984-2006	Cointegración de series de tiempo	0.4	Precios reales de commodities
Astorga (2012)	Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Venezuela	Anual: 1900-2000	Cointegración de series de tiempo	Argentina (0.4), Brasil (0.2), Chile(0.1), Colombia (0.4), México (no significativo), Venezuela (0.1)	TI
Coudert et al (2011)	52 exportadores de commodities	Anual: 1980-2007	Cointegración en panel	0.4	Precios reales de commodities
Bodart, Candelon y Carpentier (2012)	42 países dependientes de commodities	Mensual: 1980-2000	Cointegración en panel	0.2	Precios reales de commodities
Ricci, Milesi-Ferretti y Lee (2013)	48 países emergentes e industrializados	Anual: 1980-2004	Cointegración en panel	Países avanzados (0.8) Mercados emergentes (0.5)	Precios reales de commodities
Phillips y otros (2014)	40 países avanzados y emergentes	Anual: 1990-2010	Panel con MCO (efectos fijos)	0.1	Precios reales de commodities

## REFERENCIAS

- Adler, G. y N. E. Magud (2013), “Four Decades of Terms-of-Trade Booms: Saving-Investment Patterns and a New Metric of Income Windfall”, IMF Working Paper 13/103.
- Astorga, P. (2012), “Mean Reversion in Long-Horizon Real Exchange Rates: Evidence from Latin America”, *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1529-1550.
- Armas, A. y F. Grippa (2005), “Targeting Inflation in a Dollarized Economy: The Peruvian Experience”, Inter-American Development Bank, Working Paper 538.
- Armas, A., Castillo, P. y M. Vega (2014), “Inflation Targeting and Quantitative Tightening: Effects of Reserve Requirements in Peru”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-003.
- Bodart, V., Candelon, B. y J.F. Carpentier (2012), “Real Exchanges Rates in Commodity Producing Countries: A Reappraisal”, *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1482-1502.
- Cashin, P., Céspedes, L. F. y R. Sahay (2004), “Commodity Currencies and the Real Exchange Rate”, *Journal of Development Economics*, 75(1), 239-268.
- Chen, Y. C. y K. Rogoff (2003), “Commodity Currencies”, *Journal of International Economics*, 60(1), 133-160.
- Coudert, V., Couharde C. y V. Mignon (2011), “Does Euro or Dollar Pegging Impact the Real Exchange Rate? The Case of Oil and Commodity Currencies”, *The World Economy*, 34(9), 1557-1592.
- Engel, C. (2000), “Long-run PPP may not Hold After all”, *Journal of International Economics*, 51(2), 243-273.
- Ferreira, J. y J. Salas (2006), “Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú”, Banco Central de Reserva del Peru, Documento de Trabajo 2016-006.

- Froot, K. A. y K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates", *Handbook of International Economics*, Elsevier, 3(32), 1647-1688.
- Gregory, A. W. y B.E. Hansen (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Haug, A., MacKinnon, J. y L. Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-577.
- Iossifov, P. K. y E. Loukoianova (2007), "Estimation of a Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model for Ghana", IMF Working Paper 07/155.
- Meese, R. A. y K. Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: do they fit out of Sample?", *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24.
- Montiel, P. J. (2007), "Equilibrium Real Exchange Rates, Misalignment and Competitiveness in the Southern Cone", *United Nations Publications*.
- Phillips, M. S., M. L. Catão, M.L.A. Ricci, R. Bems, M. Das, J. Di Giovanni, D. F. Unsal, M. Castillo, J. Lee, J. Rodriguez, et al. (2014), "The External Balance Assessment (EBA) Methodology", IMF Working Paper 13/272.
- Ricci, L. A., Milesi-Ferretti G. M. y J. Lee (2013), "Real Exchange Rates and Fundamentals: a Cross-country Perspective", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(5), 845-865.
- Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.
- Rossini, R., Armas, A. y Z. Quispe (2014), "Global Policy Spillovers and Peru's Monetary Policy: Inflation Targeting, Foreign Exchange Intervention and Reserve Requirements", en Bank for International Settlements (ed.), *The transmission of unconventional monetary policy to the emerging markets*, BIS Paper chapters 78, 241-264.
- Tashu, M. (2014), "Motives and Effectiveness of Forex Interventions: Evidence from Peru", en Bank for International Settlements (ed.), IMF Working Paper 14/217.