



El efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria en Perú: Evidencia reciente

ERICK LAHURA*

Este trabajo estima el efecto de cambios en la tasa de interés de política monetaria sobre las tasas de interés activas y pasivas del sector bancario peruano, así como la velocidad a la cual se transmite dicho efecto. Para ello, se estiman modelos de corrección de errores, lineales y no lineales, que asumen la existencia de una relación de largo plazo entre cada tasa de interés bancaria y la tasa de política monetaria. Se analizan las tasas de interés activas de préstamos corporativos, grandes y medianas empresas, y las tasas de interés pasivas de depósitos a plazo, ahorro y cuenta corriente. Los resultados para el periodo de agosto 2010 a mayo 2017 muestran que el efecto traspaso: (i) es mayor sobre las tasas de interés activas que sobre las pasivas; (ii) es mayor cuando los plazos de los créditos son menores a un año; y (iii) es cercano a 1 cuando los plazos son menores a un año. Respecto a la velocidad de transmisión: (i) las tasas de interés activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las de largo plazo; y (ii) las tasas de interés activas se ajustan más rápidamente que las pasivas.

Palabras Clave : Tasa de interés, política monetaria, modelo de corrección de errores.

Clasificación JEL : E43, E50, E52.

La política monetaria en Perú tiene como principal objetivo preservar la estabilidad monetaria, lo cual implica mantener un nivel de inflación bajo y estable en el tiempo. El diseño e implementación de la política monetaria se realiza bajo un esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI), a través del cual el banco central busca anclar las expectativas inflacionarias de los agentes económicos anunciando un rango meta para la inflación, el cual se ubica entre 1 y 3 por ciento desde el año 2007.¹

En términos operativos, todos los meses el banco central toma decisiones sobre la tasa de interés de política monetaria con el objetivo de mantener el nivel de inflación dentro del rango meta.² El supuesto detrás de este mecanismo es que los cambios en la tasa de política monetaria se transmiten automáticamente

* Subgerencia de Investigación, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú (e-mail: erick.lahura@bcrp.gob.pe).

El autor agradece a Adrián Armas (BCRP), Paul Castillo (BCRP), José Dorich (Banco de Canadá), Fernando Pérez (BCRP), Marco Ortiz (BCRP), Tanja Sturm (Consultora Internacional), Marco Vega (BCRP) y Zenón Quispe (BCRP) por sus valiosos comentarios y sugerencias, así como a los demás participantes del Seminario de Investigación Económica del BCRP (Julio, 2017). Las opiniones expresadas en este documento corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del BCRP.

¹ El régimen MEI entró en vigencia en enero del año 2002, con una meta de inflación de 2.5% y un margen de tolerancia de un punto porcentual hacia arriba y hacia abajo de dicha tasa. Dicha meta estuvo vigente hasta diciembre del año 2006.

² Esta tasa de interés, denominada *tasa de interés de referencia*, establece un nivel de referencia para la tasa de interés del mercado interbancario que es compatible con la meta de inflación.

hacia las diferentes tasas de interés de la economía (activas y pasivas), afectando así las decisiones de gasto de las empresas y familias, la demanda agregada y, finalmente, la inflación.

El objetivo de este trabajo es estimar el efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria; es decir, el efecto de cambios en la tasa de interés de política monetaria sobre las tasas de interés del sector bancario peruano, así como la velocidad de la transmisión de dicho efecto. Para ello se estiman modelos de corrección de errores, lineales y no lineales, que asumen la existencia de una relación de largo plazo entre cada tasa de interés bancaria $R_{i,t}$ y la tasa de política monetaria $R_{p,t}$. En el caso de los modelos no lineales, su especificación incorpora un umbral similar al de los modelos autoregresivos de umbrales (TAR, *threshold autoregressive models*), pues se asume que la fuente de no linealidad es la reacción asimétrica de las tasas de interés de mercado ante subidas y bajadas de la tasa de interés de política monetaria.

En términos metodológicos, el primer paso es evaluar estadísticamente si las series de tasas de interés son procesos no estacionarios y, condicional a este resultado, determinar si existe una relación de cointegración entre $R_{i,t}$ y $R_{p,t}$; en este caso, la relación de cointegración se interpreta como una relación de largo plazo entre dichas tasas. La presencia de raíces unitarias en las tasas de interés se evalúa a través de la prueba eficiente DF-GLS propuesta por Elliot y Otros (1996), mientras que la existencia de una relación de cointegración se analiza a través de la prueba uniecuacional propuesta por Engle y Granger (1987) y la prueba multiecuacional propuesta por Johansen (1988) y Johansen (1991).

Si se verifica que $R_{i,t}$ y $R_{p,t}$ cointegran, el siguiente paso es la estimación de la relación de cointegración y del modelo de corrección de errores (MCE), a partir de los cuales se obtendrán estimados del efecto traspaso de largo plazo y de la velocidad de transmisión de dicho efecto. Para esto, se utilizan dos enfoques empíricos alternativos. El primer enfoque es uniecuacional y estima el vector de cointegración para $R_{i,t}$ y $R_{p,t}$ utilizando el método eficiente propuesto por Phillips y Hansen (1990); para ello, se asume que $R_{i,t}$ es la variable endógena y que la tasa de interés de política monetaria $R_{p,t}$ es débilmente exógena. Luego, el vector de cointegración estimado se usa como insumo para estimar MCEs parsimoniosos para $R_{i,t}$, lineales y no lineales. El segundo enfoque es el VAR cointegrado, desarrollado por Johansen (1988), Johansen y Juselius (1990), Johansen (1991, 1992) y Juselius (2006). Bajo este enfoque, se estima el vector de cointegración y el MCE de forma simultánea a través de máxima verosimilitud. Luego, se evalúa estadísticamente la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria, $R_{p,t}$ y, con esta información, se estiman MCE lineales y no lineales parsimoniosos para $R_{i,t}$.³

La información utilizada es mensual y corresponde al período de agosto 2010 a mayo 2017. Si bien la tasa de interés de política monetaria se encuentra disponible desde setiembre de 2003, las estadísticas de las tasas de interés bancarias experimentaron un cambio metodológico en julio de 2010 por lo que se encuentran disponibles de manera continua desde agosto 2010. Los resultados muestran que el efecto traspaso y su velocidad de transmisión hacia las tasas de interés bancarias son diferentes para cada tipo de tasa y para cada plazo. En particular, se encuentra que el efecto traspaso: (i) es mayor sobre las tasas de interés activas que sobre las pasivas; (ii) es menor cuando los plazos de los créditos son mayores a un año; y (iii) es incluso cercano a 1 para el caso de las tasas activas menores a un año. Respecto a la velocidad de transmisión del efecto traspaso, se encuentra que: (i) las tasas de interés activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las de largo plazo; y (ii) las tasas de interés activas se ajustan en promedio más rápidamente que las pasivas. Si bien se encuentran indicios de asimetrías en la respuesta de algunas tasas de interés, los resultados no son uniformes y dependen del enfoque empírico utilizado.

Este trabajo contribuye con la literatura para el caso peruano proporcionando nueva evidencia sobre el efecto traspaso, la cual es consistente con los hallazgos previos de Lahura (2006) y Rodríguez (2009). En particular, Lahura (2006) muestra que el efecto traspaso aumentó luego de la adopción del régimen

³ La metodología descrita en Juselius (2006) no incluye el caso de MCEs no lineales.

de metas explícitas de inflación, siendo mayor en el caso de las tasas de interés activas, hallazgo que se confirma en [Rodríguez \(2009\)](#). Adicionalmente, los resultados obtenidos contribuyen con la literatura que estudia los casos de países latinoamericanos que han adoptado un régimen de metas de inflación, o que están en el proceso, la cual sugiere que el efecto traspaso tiende a ser completo para el caso de las tasas de interés activas menores a un año (véase [Gianelli, 2010](#); [Andújar, 2012](#); [Barquero y Mora, 2014](#); [Gómez y Otros, 2016](#), entre otros).

La metodología utilizada en este trabajo se basa en la literatura empírica internacional que estudia el efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria utilizando series de tiempo (véase, por ejemplo, [Paisley, 1994](#); [Cottarelli y Kourelis, 1994](#); [Heffernan, 1997](#); [Sander y Kleimeier, 2004](#); [Hofmann y Mizen, 2004](#); [Gambacorta y Iannotti, 2007](#); [Aristei y Gallo, 2014](#); [Gambacorta y Otros, 2014](#); [von Borstel y Otros, 2016](#); [Ayvoui-Dovi y Otros, 2017](#)). En particular, los MCEs estimados son similares a los utilizados en [Heffernan \(1997\)](#), [Sander y Kleimeier \(2004\)](#) y [Hofmann y Mizen \(2004\)](#).

La estructura del resto del artículo es como sigue. En la sección 1 se describe la evolución reciente de las tasas de interés del sistema bancario en conjunto con la tasa de política monetaria. En la sección 2 se discute en detalle la relación de largo plazo y los modelos de corrección de errores lineales y no lineales utilizados, así como los enfoques para su estimación y análisis. En la sección 3 se presentan los resultados obtenidos respecto al efecto traspaso y su velocidad de transmisión sobre las tasas de interés bancarias. Finalmente, las conclusiones principales y agenda de investigación se resumen en la sección 4.

1 EVOLUCIÓN DE LAS TASAS DE INTERÉS

La información de la tasa de interés de política monetaria y de las tasas de interés activas y pasivas del sistema bancario proviene de la página web del BCRP. Si bien la tasa de interés de política existe desde setiembre de 2003, las estadísticas de tasas de interés activas y pasivas de las empresas bancarias experimentaron un cambio metodológico en julio de 2010, por lo que el análisis se basa en la información disponible desde agosto 2010.

Se utilizaron nueve tasas de interés activas y ocho tasas de interés pasivas, las cuales se detallan en el Cuadro 1. Las tasas de interés corresponden a créditos o depósitos menores a 360 días (tasas de corto

CUADRO 1. *Tasas de interés activas y pasivas.*

Tasas activas		Tasas pasivas	
$R_{1,t}$	Preferencial corporativa 90 días	$R_{10,t}$	Cuenta Corriente
$R_{2,t}$	Corporativa hasta 360 días	$R_{11,t}$	Ahorros
$R_{3,t}$	Grandes empresas hasta 360 días	$R_{12,t}$	Depósitos a plazo hasta 30 días
$R_{4,t}$	Medianas empresas hasta 360 días	$R_{13,t}$	Depósitos a plazo hasta 180 días
$R_{5,t}$	Corporativa mayor a 360 días	$R_{14,t}$	Depósitos a plazo hasta 360 días
$R_{6,t}$	Grandes empresas mayor a 360 días	$R_{15,t}$	Depósitos a plazo mayores a 360 días
$R_{7,t}$	Medianas empresas mayor a 360 días	$R_{16,t}$	TIPMN o tasa de interés pasiva promedio en moneda nacional
$R_{8,t}$	TAMN o tasa de interés activa promedio en moneda nacional	$R_{17,t}$	FTIPMN o tasa pasiva promedio móvil para operaciones efectuadas durante los últimos 30 días hábiles
$R_{9,t}$	FTAMN o tasa activa promedio móvil para las operaciones efectuadas durante los últimos 30 días hábiles		

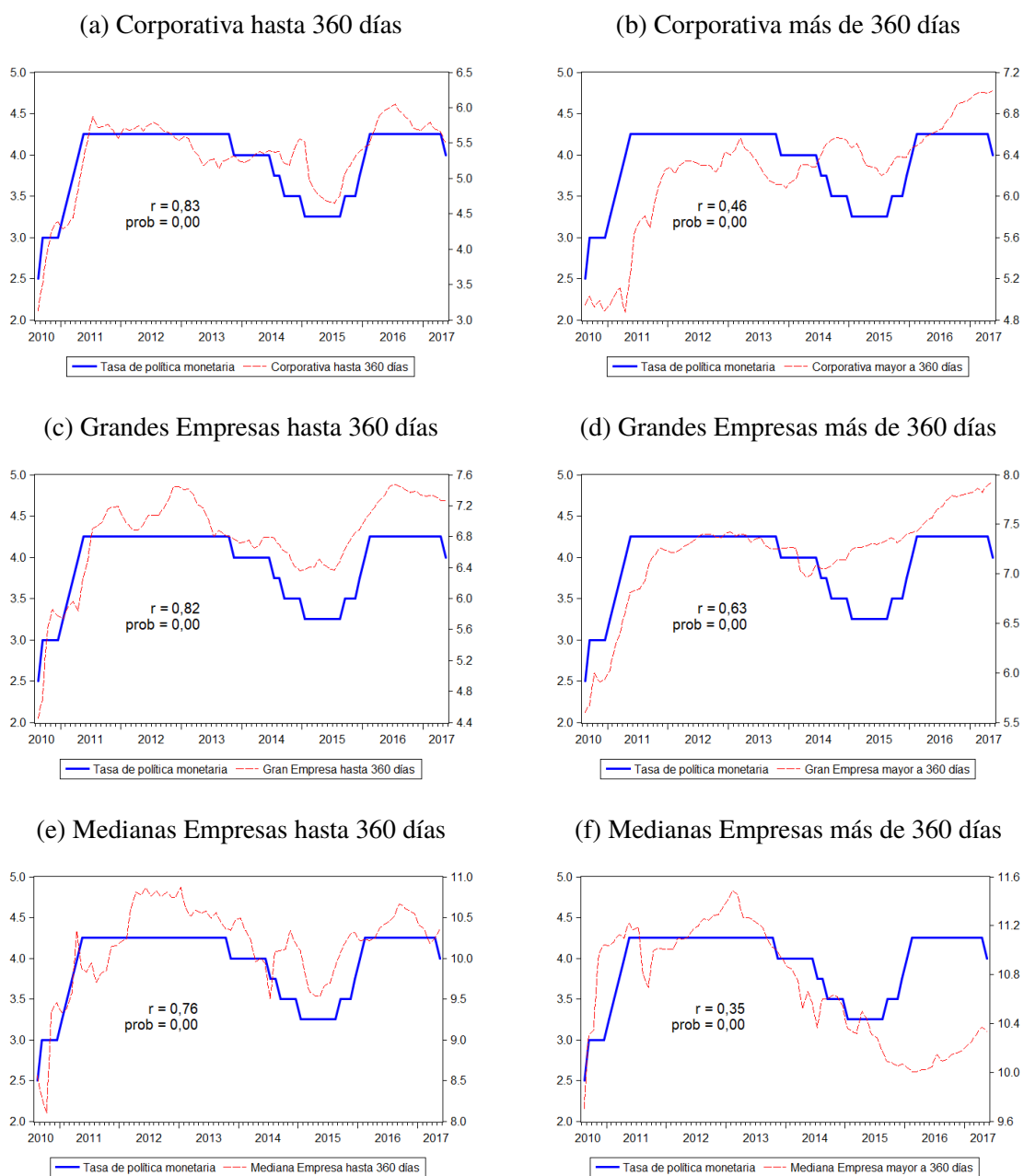
FUENTE: BCRP. Elaboración propia.

plazo) o mayores a 360 días (tasas de largo plazo). Además, se usaron promedios de todas las tasas de interés activas (TAMN y FTAMN) y pasivas (TIPMN y FTIPMN).

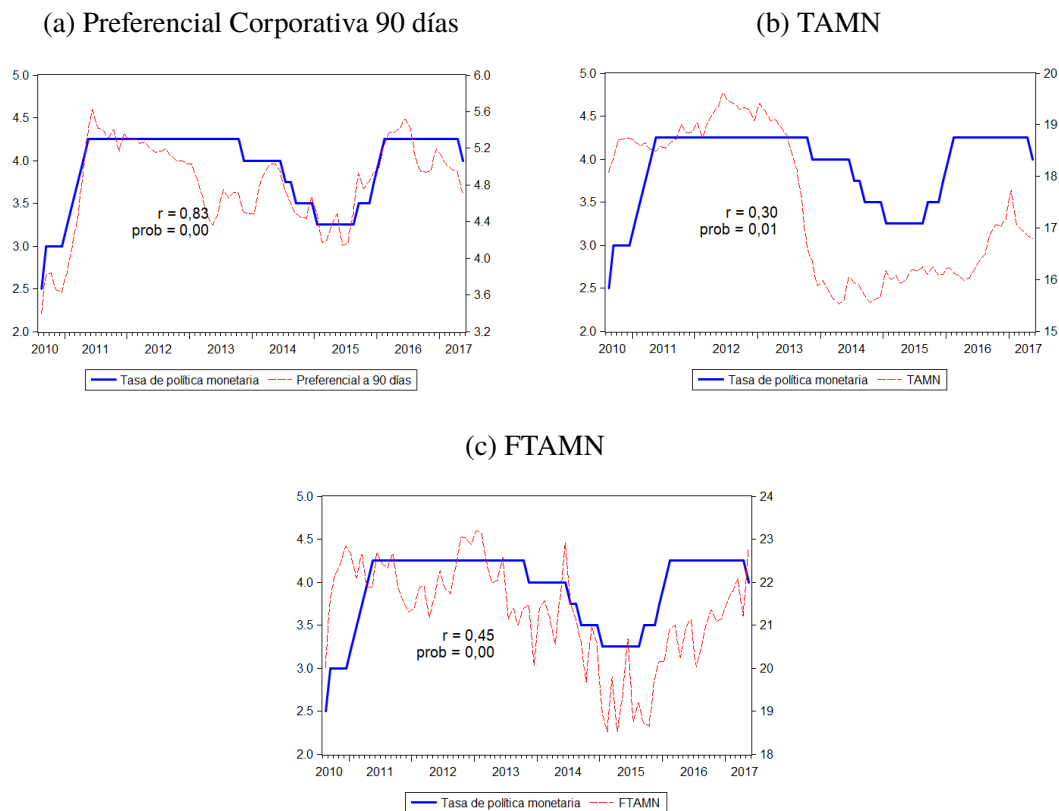
Se utilizaron dos tasas de interés de flujos, FTAMN y FTIPM, las cuales son calculadas por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS). Las tasas de interés de “flujos” corresponden a las operaciones de crédito o depósito realizados en los últimos 30 días hábiles. Las demás tasas de interés analizadas son del tipo “saldo”, las cuales están asociadas a los saldos de créditos o depósitos vigentes en cada período, pero que fueron realizados en fechas anteriores.

Los Gráficos 1 y 2 (p. 12 y 13, respectivamente) muestra la evolución conjunta de la tasa interés de

GRÁFICO 1. Evolución de las tasas de interés activas del sistema bancario



FUENTE: BCRP. Elaboración propia.

GRÁFICO 2. Evolución de las tasas de interés activas del sistema bancario: 2010m8-2017m5 (cont.)

FUENTE: BCRP. Elaboración propia.

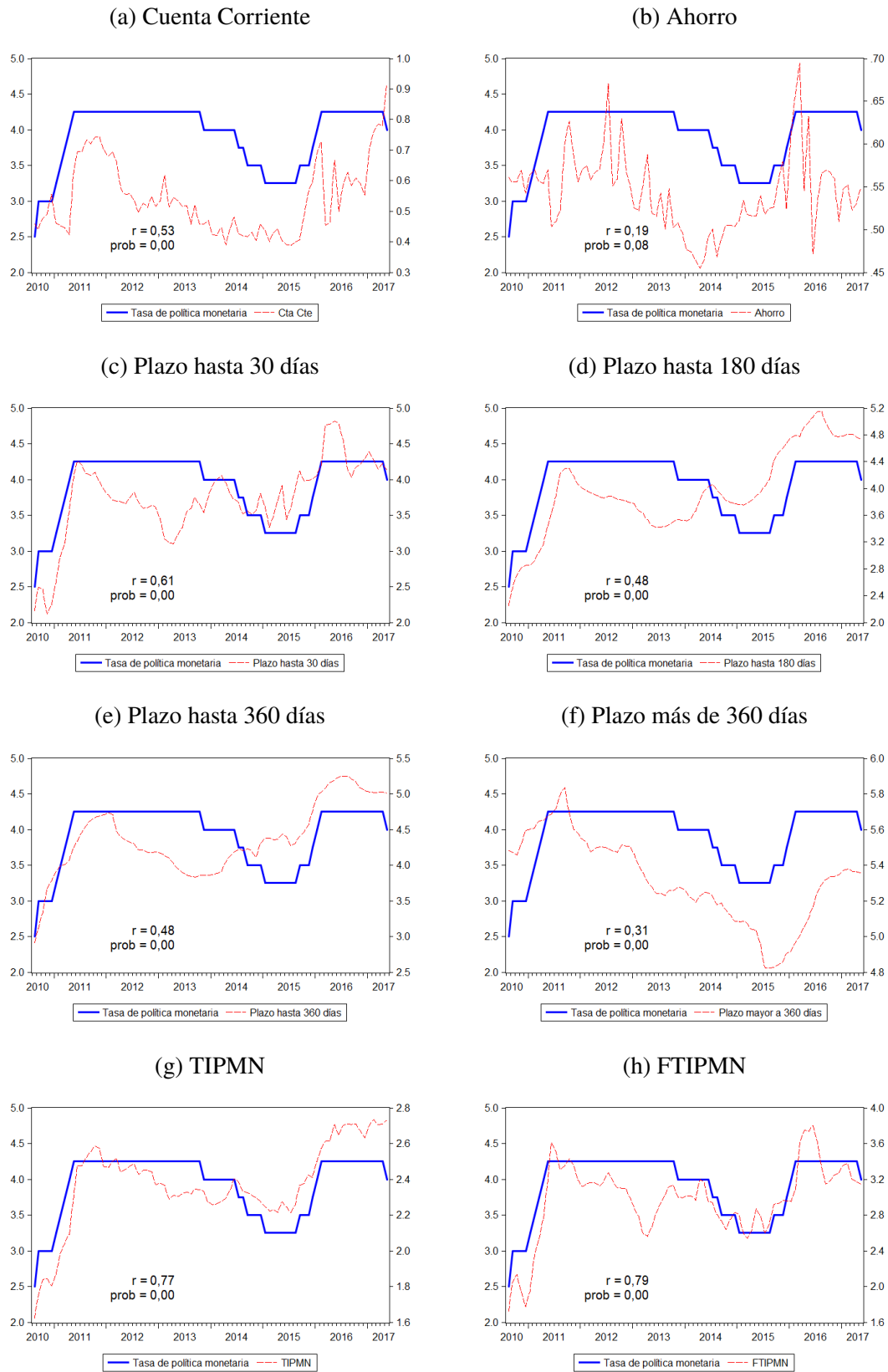
política monetaria y de las tasas de interés activas. En cada panel se incluye el coeficiente de correlación entre la tasa de interés de política monetaria y cada tasa de interés (r), así como la probabilidad de que dicho coeficiente de correlación sea cero ($prob$).

Para la muestra analizada, se observa que la tasa de interés de política monetaria está más correlacionada con las tasas de interés activas de corto plazo (préstamos menores a 360 días) que con las de largo plazo (préstamos mayores a 360 días). Este resultado se observa en el caso de los préstamos corporativos ($r = 0.83$ versus $r = 0.46$), los préstamos a grandes empresas ($r = 0.82$ versus $r = 0.63$) y los préstamos a medianas empresas ($r = 0.76$ versus $r = 0.35$). Así, bajo el supuesto de que los movimientos de la tasa de interés de política monetaria son exógenos, estos resultados sugieren que el efecto traspaso podría ser mayor sobre las tasas de interés activas de corto plazo.

Por otro lado, las tasas de interés activas promedio registran los coeficientes de correlación más pequeños dentro del grupo de tasas activas. En particular, se observa que el coeficiente de correlación entre la tasa de interés de política y la TAMN es el más bajo dentro del grupo de las tasas activas ($r = 0.30$), mientras que para la FTAMN dicho coeficiente es el tercero más bajo y de magnitud similar al de los préstamos corporativos de largo plazo ($r = 0.45$).

El Gráfico 3 (p. 14) muestra la evolución conjunta de la tasa interés de política monetaria y de las tasas de interés pasivas. Si se comparan plazos similares, se observa que las correlaciones son menores en comparación con las registradas por las tasas de interés activas, lo que sugiere que el efecto traspaso sería menor sobre las tasas de interés pasivas. También se observa que el coeficiente de correlación entre la tasa de interés de política y las tasas de interés de los depósitos a plazo tiende a reducirse a medida que el

GRÁFICO 3. Evolución de las tasas de interés pasivas del sistema bancario



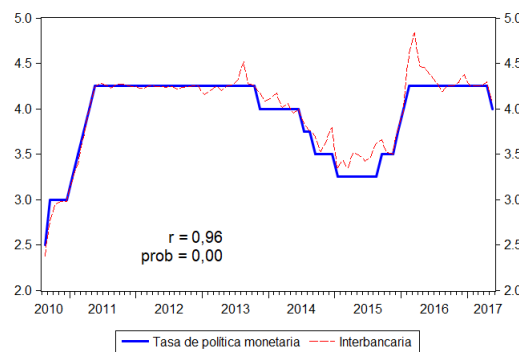
FUENTE: BCRP. Elaboración propia.

plazo aumenta: $r = 0.61$ para los depósitos a plazo hasta 30 días, $r = 0.48$ para los depósitos a plazo hasta 180 días y para los depósitos a plazo hasta 360 días, y $r = 0.31$ para los depósitos a plazo mayores a 360 días. Por otro lado, la correlación entre la tasa de interés de política monetaria y la tasa de interés de las cuentas corrientes ($r = 0.53$) es mayor en comparación a la correlación con la tasa de interés de depósitos de ahorro ($r = 0.19$), siendo esta última significativa solo al 10 por ciento de confianza ($prob = 0.08$).

Las tasas de interés promedio TIPMN y FTIPMN son las tasas pasivas que tienen los mayores coeficientes de correlación con la tasa de interés de política: $r = 0.77$ para el caso de la TIPMN y $r = 0.79$ para el caso de la FTIPMN. Además, se observa que estos coeficientes de correlación son mayores que los de la TAMN y FTAMN.

Finalmente, el Gráfico 4 (p. 15) muestra la evolución de la tasa de política monetaria y la tasa de interés interbancaria. Se observa que la tasa de interés de política monetaria ha fluctuado entre 2.5% y 4.25%, registrando dos períodos de subidas (de agosto 2010 a mayo 2011 y de setiembre 2015 a febrero 2016) y dos de reducciones (de noviembre 2013 a enero 2015 y desde mayo 2017). Además, es evidente que ha servido de referencia para el nivel de la tasa de interés interbancaria al registrar un coeficiente de correlación muy alto y significativo con esta tasa ($r = 0.96$).

GRÁFICO 4. Evolución de las tasas de interés de política monetaria y la tasa interbancaria



FUENTE: BCRP. Elaboración propia.

En resumen, este análisis descriptivo de la evolución de las tasas de interés sugiere que la tasa de interés de política monetaria tendría un efecto traspaso mayor sobre las tasas de interés activas y, en particular, sobre las tasas de interés activas de corto plazo.

2 METODOLOGÍA EMPÍRICA

Se asume que existe una relación de largo plazo entre cada tasa de interés bancaria, $R_{i,t}$, y la tasa de interés de política monetaria, $R_{P,t}$, descrita por la siguiente ecuación:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{P,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

donde β_0 y β_1 son parámetros y u_t es un proceso estacionario. Si las variables están en equilibrio, entonces el término aleatorio es cero, $u_{i,t} = 0$, y la relación entre las tasas de interés sería exacta, $R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{P,t}$. Sin embargo, cuando alguna de las variables se desvía de la relación de largo plazo, $u_{i,t} \neq 0$ y $R_{i,t} \neq \beta_0 + \beta_1 R_{P,t}$. El parámetro β_1 mide el efecto de largo plazo de un cambio en la tasa de interés de política monetaria $R_{P,t}$.

sobre la tasa de interés de mercado $R_{i,t}$; es decir, el efecto traspaso de largo plazo.

De acuerdo con el concepto de cointegración (Engle y Granger, 1987), si las tasas de interés $R_{i,t}$ y $R_{p,t}$ son no estacionarias y la serie $u_{i,t}$ es un proceso estacionario, entonces se dice que existe una relación de cointegración entre dichas tasas de interés y $[1, -\beta_1]$ es el vector de cointegración. Además, el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987) implica que la relación dinámica entre $R_{i,t}$ y $R_{p,t}$ puede ser descrita a través de un modelo de corrección de errores (MCE) de la forma:

$$\Delta R_{i,t} = c_i + \alpha_i u_{i,t-1} + \sum_{j=1}^q \theta_j \Delta R_{p,t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta R_{i,t-j} + v_{i,t} \quad (2)$$

$$\Delta R_{p,t} = c_p + \alpha_p u_{i,t-1} + \sum_{j=1}^q \tilde{\theta}_j \Delta R_{p,t-j} + \sum_{j=1}^q \tilde{\gamma}_j \Delta R_{i,t-j} + v_{p,t}, \quad (3)$$

donde $v_{i,t}$ y $v_{p,t}$ son ruidos blancos, $\Delta R_{i,t} = R_{i,t} - R_{i,t-1}$, $\Delta R_{p,t} = R_{p,t} - R_{p,t-1}^p$ y $u_{i,t-1} = R_{i,t-1} - \beta_0 - \beta_1 R_{p,t-1}$.

El parámetro α_i se denomina “velocidad de ajuste”, pues mide el cambio en $\Delta R_{i,t}$ que ocurre en cada período para corregir una desviación respecto del equilibrio de largo plazo y usualmente toma valores entre -1 y 0 . Si el desequilibrio se produce debido a un aumento (disminución) de la tasa de política monetaria $R_{p,t}$, entonces α_i indica que la tasa de interés de mercado disminuirá (aumentará) el siguiente período para corregir el desequilibrio, un proceso que se repetirá hasta que la tasa de interés $R_{i,t}$ alcance su nuevo nivel de largo plazo. De manera análoga, α_p mide la magnitud en que la tasa de política monetaria se ajusta para restaurar el equilibrio de largo plazo.

Si $R_{p,t}$ es débilmente exógena, entonces $\alpha_p = 0$. Siguiendo a Juselius (2006), la hipótesis de exogeneidad débil de largo plazo de $R_{p,t}$ o ausencia de retroalimentación en niveles cuando el parámetro de interés es β_1 , establece que $R_{p,t}$ tiene influencia en la senda de largo plazo estocástica de $R_{i,t}$ y, al mismo tiempo, $R_{p,t}$ no está afectada por $R_{i,t}$. En este caso, el MCE se reduce a una ecuación que describe $\Delta R_{i,t}$:

$$\Delta R_{i,t} = c_i + \alpha_i u_{i,t-1} + \sum_{j=0}^q \theta_j \Delta R_{p,t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta R_{i,t-j} + v_{i,t}, \quad (4)$$

donde aparece el valor contemporáneo de $\Delta R_{i,t}^p$ como regresor. En este caso, el número promedio de períodos que requiere la tasa de mercado para alcanzar su nuevo nivel de largo plazo se calcula como $-(\beta_1 - \theta_0)/\beta_1 \alpha$ (véase Hendry, 1995).

Tomando en cuenta que la literatura existente sugiere la posibilidad de no linealidades en el proceso de ajuste de las tasas de interés, se asume que el proceso de ajuste de alguna tasa de interés $R_{i,t}$ podría ser asimétrico ante subidas y bajadas de la tasa de interés de política monetaria. Bajo este supuesto, se puede especificar el siguiente MCE no lineal que incluye un umbral similar al de los modelos autoregresivos de umbrales o modelos TAR:

$$\Delta R_{i,t} = c_i + \alpha_{i,1} u_{i,t-1} D_{i,t} + \alpha_{i,2} u_{i,t-1} (1 - D_{i,t}) + \sum_{j=0}^q \theta_j \Delta R_{p,t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta R_{i,t-j} + v_{i,t}, \quad (5)$$

donde $u_{i,t-1} = R_{i,t-1} - \beta_0 - \beta_1 R_{p,t-1}$, y $D_{i,t} = \mathbf{1}[u_{i,t-1} < 0]$. En particular, se puede afirmar que existen asimetrías en el proceso de ajuste si sucede alguna de las siguientes situaciones en la ecuación (5): (i) $\alpha_{i,1} \neq 0$, (ii) $\alpha_{i,2} \neq 0$, (iii) $\alpha_{i,1} \neq 0$, $\alpha_{i,2} \neq 0$ y $\alpha_{i,1} \neq \alpha_{i,2}$.

Antes de la estimación del modelo de corrección de errores descrito por la ecuación (4), es necesario verificar si las tasas de interés son procesos raíz unitaria y si la tasa de interés de política monetaria y cada una de las tasas de interés bancarias cointegran. La presencia de raíces unitarias en las tasas de interés se evalúa a través la prueba eficiente DF-GLS propuesta por Elliot y Otros (1996). Bajo el supuesto que todas las tasas de interés son procesos raíz unitaria, la hipótesis de cointegración se evalúa a través del método propuesto por Engle y Granger (1987) y del método propuesto por Johansen (1988) y Johansen (1991).

Si se verifica que una tasa de interés $R_{i,t}$ y la tasa de interés de política monetaria $R_{p,t}$ cointegran, el siguiente paso es la estimación del vector de cointegración y del modelo de corrección de errores (MCE), a partir de los cuales se obtendrá el estimado del efecto traspaso de largo plazo y su velocidad de transmisión. Para ello, se utilizan dos enfoques empíricos alternativos. El primero, el enfoque uniecuacional que asume que $R_{p,t}$ es débilmente exógena y se basa en la estimación del vector de cointegración utilizando el método propuesto por Phillips y Hansen (1990) denominado FMOLS (*fully modified ordinary least squares*).⁴ Luego, se utiliza el vector de cointegración estimado para construir el error de cointegración $\hat{u}_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 R_{p,t}$ y estimar los MCEs para $R_{i,t}$.

El segundo enfoque se basa en la metodología denominada VAR cointegrado, descrita con detalle en Juselius (2006). Bajo este enfoque, se estima el vector de cointegración y el MCE de forma simultánea a través de máxima verosimilitud. Luego, se evalúa estadísticamente la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria, $R_{p,t}$ y, con esta información, se estiman MCE lineales y no lineales parsimoniosos para $R_{i,t}$. Esta metodología no incluye el caso de MCEs no lineales.

3 RESULTADOS

El Cuadro 2 muestra los resultados de las pruebas de raíz unitaria aplicadas a los niveles y a las primeras diferencias de las tasas de interés.

La primera columna muestra el estadístico asociado a la prueba DF-GLS (Elliot y Otros, 1996), a partir de la cual se observa que solo para el caso de la tasa de interés de ahorros se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% de significancia ($t = -3.10 < -2.59 =$ valor crítico al 1%). Dado que en primeras diferencias se rechaza la hipótesis nula en todos los casos, se concluye que todas las tasas de interés pueden ser tratadas como procesos con raíz unitaria, con excepción de la tasa de interés de ahorros.⁵

Los resultados de las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987) y Johansen (1991) se presentan en el Cuadro 3. La existencia de cointegración es confirmada por ambas pruebas solo en el caso de la tasa de interés de préstamo preferencial a 90 días y la tasa de préstamo de corto plazo a Medianas Empresas. En el caso de la tasa preferencial a 90 días, la hipótesis nula de $r = 0$ vectores de cointegración se rechaza con la prueba de Engle y Granger al 1% de significancia ($prob = 0.000$), mientras que con la prueba de Johansen la hipótesis nula de $r = 0$ vectores de cointegración se rechaza al 5% de significancia ($prob = 0.049$) y la hipótesis nula de $r = 1$ vectores de cointegración no se puede rechazar al 5% de significancia ($prob = 0.087$).

En el caso de la tasa de préstamo de corto plazo a Medianas Empresas, la hipótesis nula de $r = 0$ vectores de cointegración se rechaza con la prueba de Engle y Granger al 1% de significancia ($prob = 0.004$), mientras que con la prueba de Johansen la hipótesis nula de $r = 0$ vectores de cointegración se rechaza al 5% de significancia ($prob = 0.001$) y la hipótesis nula de $r = 1$ vectores de cointegración no se puede rechazar al 5% de significancia ($prob = 0.237$). Para el resto de tasas de interés las pruebas de cointegración no coinciden. Sin embargo, en todos los casos al menos una de las pruebas sugiere la existencia de cointegración. Por un lado, la prueba de Engle y Granger sugiere que solo las tasas de corto plazo cointegran con la tasa de interés de política monetaria (con excepción de la tasa de préstamos para

⁴ Existen dos métodos adicionales que son asintóticamente equivalentes: mínimos cuadrados ordinarios dinámicos o DOLS (Stock y Watson, 1993) y regresión cointegrante canónica o CCR (Park, 1992). Estos métodos también fueron utilizados pero sus resultados no se reportan por ser muy similares a los efectivamente reportados en este trabajo.

⁵ La presencia de raíces unitarias en las tasas de interés es un tema sobre el cual no existe un consenso. Engle y Granger (1987) y Campbell y Shiller (1987) son algunos de los primeros trabajos donde se encuentran evidencia de que las tasas de interés son procesos no estacionarios. En general, la literatura sobre el efecto traspaso encuentra evidencia de que las tasas de interés pueden ser descritas por este tipo de procesos.

CUADRO 2. Pruebas de raíz unitaria para las tasas de interés

	Niveles	Diferencias
Tasas de interés activas		
Préstamos de corto plazo (hasta 360 días)		
Preferencial a 90 días	-0.80	-6.34
Corporativa	-0.64	-5.16
Grandes Empresas	-0.28	-5.65
Medianas Empresas	-0.79	-9.56
Préstamos de largo plazo (mayor a 360 días)		
Corporativa	0.39	-6.91
Grandes Empresas	0.59	-5.94
Medianas Empresas	-0.86	-9.53
Tasas de interés promedio.		
TAMN	-1.20	-4.39
FTAMN	-1.16	-10.09
Tasas de interés pasivas		
Cuenta corriente	-1.14	-4.42
Ahorros	-3.10	-13.47
Depósitos a plazo		
Hasta 90 días	-0.48	-6.39
Hasta 180 días	-0.48	-3.72
Hasta 360 días	-0.28	-4.28
Mayor a 360 días	-1.24	-4.88
Tasas de interés promedio.		
TIPMN	0.49	-6.53
FTIPMN	-0.62	-6.82
Tasa de política monetaria	-0.36	-6.88

NOTAS: Para las series en niveles, se aplicó la prueba de raíz unitaria DF-GLS de Elliot y Otros (1996), cuya especificación incluye solo intercepto. Para las series en diferencias, se aplicó la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF), cuya especificación no incluye componentes determinísticos. En ambos casos, el número de rezagos fue seleccionado utilizando el criterio de Schwarz y los valores críticos al 1, 5 y 10 por ciento de significación son, respectivamente, -2.59, -1.94 y -1.61.

Grandes Empresas), mientras que la prueba de Johansen sugiere la presencia de cointegración en todos los casos, al 5% (para 14 tasas de interés) o 10% de significancia (para las tasas de préstamos corporativa de corto y largo plazo, y la tasa de cuentas corrientes).

Tomando en cuenta estos resultados y los de las pruebas de raíz unitaria, el reducido tamaño de muestra y longitud temporal disponibles (80 observaciones mensuales), se asumirá que todas las tasas de interés bancarias cointegran con la tasa de interés de política monetaria. Sin embargo, los resultados obtenidos para la tasa de interés de ahorros (que sería un proceso estacionario), la tasa de interés de préstamos corporativos de largo plazo y la tasa de interés de cuentas corrientes (que no cointegran al 5% con la tasa de interés de política monetaria en la muestra analizada) serían los menos precisos y deberían ser tomados con precaución.

El Cuadro 4 (p. 20) muestra los estimados del efecto traspaso y la velocidad de ajuste de las tasas de interés activas, obtenidos a partir del enfoque uniecuacional descrito en la sección 2. Los resultados muestran que las tasas de interés activas de corto plazo (créditos con plazos menores a 1 año) son las que registran los mayores coeficientes de traspaso y los menores tiempos de ajuste. En particular, la tasa

CUADRO 3. Pruebas de cointegración entre las tasas de interés bancarias y la tasa de política monetaria

	Engle-Granger		Johansen		
	Rezagos	$H_0 : r = 0$	Rezagos	$H_0 : r = 0$	$H_0 : r = 1$
Tasas de interés activas					
Préstamos de corto plazo (hasta 360 días)					
Preferencial a 90 días	8	0.000	10	0.049	0.087
Corporativa	12	0.000	8	0.089	0.265
Grandes Empresas	8	0.230	8	0.017	0.140
Medianas Empresas	1	0.004	1	0.001	0.237
Préstamos de largo plazo (mayor a 360 días)					
Corporativa	8	0.350	8	0.056	0.390
Grandes Empresas	9	0.707	9	0.035	0.766
Medianas Empresas	1	0.837	14	0.030	0.690
Tasas de interés promedio					
TAMN	4	0.611	4	0.047	0.662
FTAMN	7	0.175	7	0.034	0.246
Tasas de interés pasivas					
Cuenta corriente	8	0.777	15	0.081	0.575
Ahorro	8	0.522	1	0.018	0.361
Depósitos a plazo					
Hasta 90 días	8	0.523	7	0.013	0.264
Hasta 180 días	8	0.734	4	0.013	0.863
Hasta 360 días	9	0.779	9	0.037	0.424
Mayor a 360 días	9	0.509	9	0.028	0.251
Tasas de interés promedio					
TIPMN	10	0.927	7	0.046	0.483
FTIPMN	1	0.167	3	0.036	0.359

NOTAS: Se reporta el número de rezagos y las probabilidades asociadas a cada hipótesis. Los resultados de la prueba de cointegración de Engle-Granger se basan en el vector de cointegración estimado por FMOLS (Phillips y Hansen, 1990), donde la variable independiente es la tasa de interés de política monetaria. Las probabilidades reportadas corresponden al estadístico Z y se basan en MacKinnon (1996). En el caso de la prueba de Johansen, se reportan las probabilidades del estadístico de la traza, según MacKinnon y Otros (1999).

de interés de préstamos para Grandes Empresas hasta 360 días es la que registra el mayor coeficiente de traspaso (0.98) y el menor coeficiente de velocidad de ajuste hacia el equilibrio (-0.16); dado que el efecto traspaso de corto plazo es 0.01, el coeficiente de ajuste implica que dicha tasa se ajusta a su nuevo nivel de equilibrio en 6.3 meses (en promedio).

Por otro lado, la tasa preferencial corporativa a 90 días registra el coeficiente de traspaso más bajo de todas las tasas activas de corto plazo (0.89) y el efecto de corto plazo más alto (0.89). En el caso de las tasas activas de largo plazo, se observa que la tasa de interés de préstamos a Medianas Empresas con plazos mayores a 360 días es la que registra el menor efecto traspaso de largo plazo (0,36) y el mayor efecto contemporáneo (0.38), mientras que la tasa de préstamos a Grandes Empresas es la que toma más tiempo en ajustarse (15.1 meses). En el caso de las tasas activas promedio, el efecto traspaso de la TAMN y el tiempo que toma en ajustarse (1.44 y 69.2 meses) son mayores que en el caso de la FTAMN (1.33 y 4.6 meses).

El Gráfico 5 (p. 20) muestra el efecto traspaso estimado para cada tasa activa (línea que divide cada

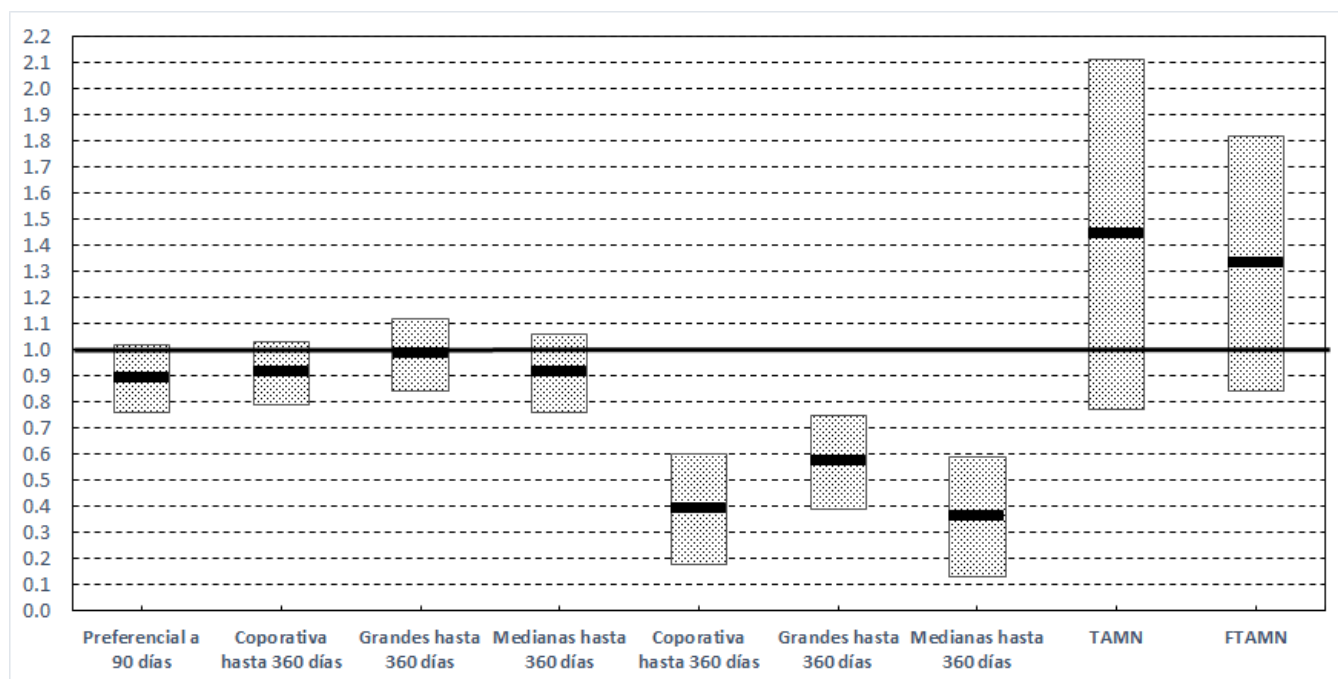
CUADRO 4. Efecto traspaso y velocidad de ajuste. Tasas de interés activas, enfoque uniecuacional

	Préstamos de corto plazo (hasta 360 días)				Préstamos de largo plazo (mayor a 360 días)			Tasas promedio	
	Preferencial a 90 días	Corporativa	Grandes Empresas	Medianas Empresas	Corporativa	Grandes Empresas	Medianas Empresas	TAMN	FTAMN
Efecto traspaso	0.89	0.91	0.98	0.91	0.39	0.57	0.36	1.44	1.33
Desvío Estándar	0.13	0.12	0.14	0.15	0.21	0.18	0.23	0.67	0.49
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.12	0.03	0.01
Efecto contemporáneo	0.89	0.17	0.01	0.53	0.03	0.09	0.38	-0.23	0.03
Desvío Estándar	0.12	0.16	0.17	0.23	0.09	0.08	0.21	0.26	0.89
Probabilidad	0.00	0.31	0.95	0.02	0.78	0.25	0.07	0.37	0.97
MCE lineal									
Velocidad de ajuste	-0.17	-0.16	-0.16	-0.33	-0.06	-0.06	-0.04	-0.02	-0.21
Desvío Estándar	0.05	0.04	0.06	0.13	0.04	0.02	0.03	0.02	0.08
Probabilidad	0.00	0.00	0.01	0.02	0.15	0.01	0.12	0.20	0.01
Promedio (meses)	0.00	5.1	6.3	1.2	7.0	15.1	8.3	69.2	4.6
MCE no lineal									
Velocidad de ajuste “+”			-0.25	-0.41	-0.09	-0.13			-0.54
Desvío Estándar			0.08	0.17	0.05	0.04			0.12
Probabilidad			0.00	0.02	0.08	0.00			0.00
Promedio (meses)			4.0	1.2	10.6	7.6			1.9
Velocidad de ajuste “-”						0.05			
Desvío Estándar						0.02			
Probabilidad						0.01			
Promedio (meses)						18.9			

NOTA: Resultados basados en la estimación del vector de cointegración de la metodología FMOLS (Phillips y Hansen, 1990).

rectángulo) y una banda de confianza de un error estándar (rectángulo sombreado) que permite identificar un intervalo de confianza para el efecto traspaso. A partir de dicho gráfico se observa que el efecto traspaso de todas las tasas de préstamos menores a 360 días, de la TAMN y la FTAMN sería estadísticamente completo, pues el intervalo de confianza contiene al 1. Sin embargo, el efecto traspaso de las tasas de interés de préstamos mayores a 360 días sigue siendo estadísticamente menor a 1.

Los resultados del enfoque uniecuacional también muestran evidencia de asimetrías en el proceso de

GRÁFICO 5. Efecto traspaso de la tasa de interés de política sobre las tasas de interés activas

ajuste de la mayoría de las tasas activas analizadas ante cambios en la tasa de interés de política monetaria. En particular, se encuentra que las tasas de interés de préstamos de corto plazo para Grandes Empresas, de corto plazo para Medianas Empresas, de largo plazo para Corporativas y la FTAMN se ajustan solo ante aumentos de la tasa de interés de política, siendo la velocidad de ajuste mayor en comparación al caso lineal. Además, en el caso de la tasa de préstamos de largo plazo para Grandes Empresas se evidencia el ajuste es más rápido ante subidas que ante reducciones de la tasa de interés de política.

La mayoría de los resultados obtenidos bajo el enfoque uniecuacional son confirmados al aplicar el enfoque multiecuacional, como se observa en el Cuadro 5 (p. 21). Los resultados del VAR cointegrado sin restricciones, ubicados en la parte superior del Cuadro 5, muestran coeficientes de ajuste similares a los obtenidos bajo el enfoque uniecuacional, aunque los coeficientes de traspaso muestran mayores diferencias. Sin embargo, como se observa en los siguientes bloques de resultados, al imponer restricciones sobre el efecto traspaso y la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria, se obtienen resultados similares a los encontrados bajo el enfoque uniecuacional.

La primera restricción o hipótesis que se evalúa es la de traspaso completo. Como se observa en el segundo bloque del Cuadro 5, el único caso en el cual no se puede rechazar la hipótesis de traspaso completo al 10% de significancia es el de la tasa de interés de préstamo preferencial a 90 días (estadístico $\chi^2 = 0.80$, $prob = 0.37$). La segunda hipótesis es la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria, pero condicional a la existencia de un efecto traspaso completo; nuevamente, la tasa de interés de préstamo preferencial a 90 días es la única que no rechaza dicha hipótesis (estadístico $\chi^2 = 4.17$, $prob = 0.12$).

Dados estos resultados, se procedió a evaluar la hipótesis conjunta de traspaso incompleto y exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria. Como se observa en el tercer bloque de resultados del Cuadro 5, se encontró evidencia de traspaso incompleto y exogeneidad débil para todos los casos, con

CUADRO 5. Efecto traspaso y velocidad de ajuste. Tasas de interés activas, VAR cointegrado

	Préstamos de corto plazo (hasta 360 días)				Préstamos de largo plazo (mayor a 360 días)			Tasas promedio	
	Preferencial a 90 días	Corporativa	Grandes Empresas	Medianas Empresas	Corporativa	Grandes Empresas	Medianas Empresas	TAMN	FTAMN
VAR cointegrado sin restricciones									
Efecto traspaso	0.68	0.15	0.36	0.68	-0.15	2.12	3.16	6.03	4.11
Desvío Estándar	0.21	0.25	0.24	0.15	0.36	0.51	0.71	1.24	0.79
Estadístico <i>t</i>	3.17	0.60	1.50	4.42	-0.43	4.15	4.45	4.85	5.24
Velocidad de ajuste	-0.23	-0.17	-0.12	-0.33	-0.08	0.02	0.02	-0.01	-0.28
Desvío Estándar	0.10	0.05	0.03	0.07	0.02	0.01	0.02	0.01	0.08
Estadístico <i>t</i>	-2.26	-3.14	-3.75	-5.09	-3.61	2.09	1.40	-0.78	-3.46
Pruebas de hipótesis									
Traspaso completo									
Estadístico Chi-cuadrado	0.80	7.03	4.75	3.41	6.35	3.73	14.53	13.33	9.28
Probabilidad	0.37	0.01	0.03	0.06	0.01	0.05	0.00	0.00	0.00
Exogeneidad débil									
Estadístico Chi-cuadrado	4.17	8.22	8.15	5.49	7.01	12.69	16.95	15.11	11.50
Probabilidad	0.12	0.02	0.02	0.06	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00
VAR cointegrado con restricciones									
Traspaso incompleto y exogeneidad débil									
Estadístico Chi-cuadrado	4.17	4.49	4.60	4.49	3.88				4.54
Probabilidad	0.12	0.11	0.10	0.11	0.14				0.10
Efecto traspaso	1.00	0.75	0.83	0.96	0.60				2.25
Velocidad de ajuste	-0.20	-0.19	-0.13	-0.33	-0.07				-0.33
Desvío Estándar	0.08	0.07	0.04	0.07	0.02				0.10
Estadístico <i>t</i>	-2.55	-2.67	-3.23	-4.88	-3.15				-3.16
Promedio (meses)	5.0	5.3	7.7	3.0	14.3				3.0
MCE no lineal									
Velocidad de ajuste “+”			-0.20	-0.42					
Desvío Estándar			0.05	0.17					
Estadístico <i>t</i>			-4.02	-2.46					
Promedio (meses)			4.1	1.1					

excepción de las tasas de préstamos de largo plazo para Grandes Empresas y Medianas Empresas y la TAMN. En estos casos, los coeficientes de traspaso y velocidad de ajuste son similares a los encontrados bajo el enfoque uniecuacional. En particular, se obtiene que el efecto traspaso de las tasas de interés activas de corto plazo es mayor que para las tasas activas de largo plazo; además, el efecto traspaso es completo para la tasa de interés preferencial a 90 días y cercano a 1 para el resto de las tasas activas de corto plazo. Respecto a la velocidad de ajuste, se encuentra que las tasas activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las tasas activas de largo plazo.

Al evaluar la presencia de no linealidades en el proceso de ajuste, el enfoque multiecuacional confirma que las tasas de interés de préstamos de corto plazo para Grandes Empresas y Medianas Empresas muestran evidencia de ajuste asimétrico. Además, se observa que los coeficientes de velocidad de ajuste (-0.20 y -0.42, respectivamente) y el número de meses promedio que demoran en ajustarse (4.1 y 1.1 meses, respectivamente) son muy similares a los obtenidos bajo el enfoque uniecuacional.

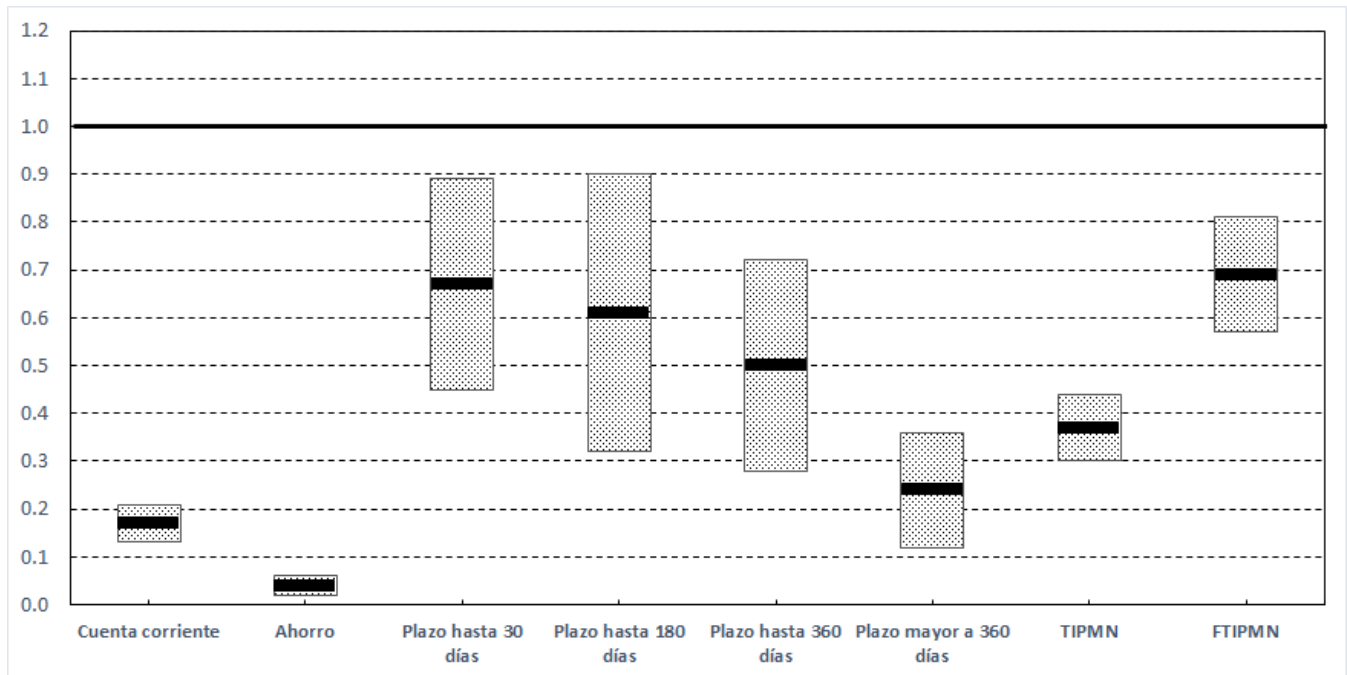
El Cuadro 6 muestra los estimados del efecto traspaso y la velocidad de ajuste de las tasas de interés pasivas, obtenidos a partir del enfoque uniecuacional descrito en la sección 2. El Gráfico 6 presenta un comparativo de estimados en donde se observa que en ningún caso el efecto es completo y que este disminuye mientras mayor sea la duración de los depósitos a plazo.

En particular, se observa que el efecto traspaso es incompleto, siendo las tasas de interés de las cuentas corrientes y los depósitos de ahorro los que registran los menores coeficientes de traspaso (0.17 y 0.4, respectivamente) y los menores tiempos de ajuste (1.0 y -0.8 meses, respectivamente). Las tasas de depósitos a plazo registran los mayores coeficientes de traspaso y los mayores tiempos de ajuste. En particular, se observa que el efecto traspaso disminuye cuando el plazo aumenta: 0.67 para depósitos hasta 30 días, 0.61 para depósitos hasta 180 días, 0.50 para depósitos hasta 360 días y 0.24 para depósitos mayores a 360 días. Además, la velocidad de ajuste es menor para los depósitos de largo plazo (9.1 meses), en comparación a los depósitos de corto plazo (16.6 meses en promedio).

CUADRO 6. *Efecto traspaso y velocidad de ajuste. Tasas de interés pasivas, enfoque uniecuacional*

	Cuenta corriente	Ahorro	Depósitos a plazo (en días)				Tasas promedio	
			hasta 30	hasta 180	hasta 360	> a 360	TIPMN	FTIPMN
Efecto traspaso	0.17	0.04	0.67	0.61	0.50	0.24	0.37	0.69
Desvío Estándar	0.04	0.02	0.22	0.29	0.22	0.12	0.07	0.12
Probabilidad	0.00	0.04	0.00	0.04	0.03	0.05	0.00	0.00
Efecto contemporáneo	0.06	0.05	0.59	0.17	0.16	0.02	0.13	0.26
Desvío Estándar	0.08	0.02	0.14	0.07	0.05	0.02	0.04	0.14
Probabilidad	0.45	0.06	0.00	0.01	0.00	0.50	0.01	0.07
MCE lineal								
Velocidad de ajuste	-0.17	-0.43	-0.10	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.17
Desvío Estándar	0.13	0.13	0.04	0.01	0.02	0.02	0.03	0.05
Probabilidad	0.19	0.00	0.01	0.14	0.09	0.23	0.22	0.00
Promedio(meses)	1.0	-0.8	1.2	32.3	26.3	9.1	10.9	3.6
MCE no lineal								
Velocidad de ajuste “+”	-0.30					-0.05	-0.74	
Desvío Estándar	0.13					0.02	0.04	
Probabilidad	0.03					0.01	0.10	
Promedio (meses)	3.4					20.4	0.9	

NOTA: Resultados basados en la estimación del vector de cointegración de la metodología FMOLS (Phillips y Hansen, 1990).

GRÁFICO 6. Efecto traspaso de la tasa de interés de política sobre las tasas de interés pasivas

Los resultados del enfoque uniecuacional muestran evidencia de asimetrías en el proceso de ajuste de solo tres tasas de interés pasivas ante cambios en la tasa de interés de política monetaria: cuenta corriente, depósitos a plazo mayores a 360 días y la TIPMN. En todos los casos, se encuentra que dichas tasas de interés se ajustan solo ante aumentos de la tasa de interés de política, siendo la velocidad de ajuste mayor en comparación al caso lineal.

A diferencia del caso de las tasas activas, la mayoría de los resultados del enfoque uniecuacional no se mantienen bajo el enfoque multiecuacional, como se observa en el Cuadro 7 (p. 24). Si bien los resultados del VAR cointegrado sin restricciones muestran coeficientes de largo plazo y de velocidad de ajuste significativos (estadísticos t mayores a 2 en la mayoría de casos), al imponer restricciones sobre el efecto traspaso y la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria se obtienen resultados estadísticamente significativos solamente para la tasa de interés de depósitos a plazo mayores a 360 días y para la FTIPMN.

En el caso de la tasa de interés de depósitos a plazo mayores a 360 días, se rechaza la hipótesis de traspaso completo al 5% de significancia (estadístico $\chi^2 = 7.17$, $prob = 0.01$) y la hipótesis de exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria (estadístico $\chi^2 = 7.80$; $prob = 0.02$). Sin embargo, si se restringe el coeficiente de traspaso a 0.78 (mayor al coeficiente estimado bajo el enfoque uniecuacional), entonces no se puede rechazar la hipótesis de exogeneidad débil al 10% de significancia. En este caso, el coeficiente de ajuste y el número de meses promedio (-0.06 y 16.7 meses, respectivamente) son similares a los obtenidos bajo el enfoque uniecuacional (-0.05 y 20.4 meses, respectivamente).

La FTIPMN también muestra resultados similares a los del enfoque uniecuacional cuando se restringe el coeficiente de traspaso. Como se observa en el Cuadro 7, se rechaza la hipótesis de traspaso completo al 1% de significancia (estadístico $\chi^2 = 11.99$, $prob = 0.00$) y la hipótesis de exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria (estadístico $\chi^2 = 12.61$, $prob = 0.00$). Sin embargo, si se restringe el coeficiente de traspaso a 0.46 (menor al coeficiente estimado bajo el enfoque uniecuacional), entonces no se puede rechazar la hipótesis de exogeneidad débil al 5% de significancia. En este caso, el coeficiente de ajuste y el número de meses promedio (-0.16 y 6.3 meses, respectivamente) son similares a los obtenidos

CUADRO 7. Efecto traspaso y velocidad de ajuste. Tasas de interés pasivas, VAR cointegrado

	Cuenta corriente	Ahorro	Depósitos a plazo (en días)				Tasas promedio	
			hasta 30	hasta 180	hasta 360	> a 360	TIPMN	FTIPMN
VAR cointegrado sin restricciones								
Efecto traspaso	4.31	0.04	-1.28	-4.30	-27.22	0.40	-1.43	0.06
Desvío Estándar	1.39	0.02	0.43	1.04	7.22	0.14	0.45	0.20
Estadístico <i>t</i>	3.09	2.20	-2.96	-4.12	-3.77	2.86	-3.16	0.31
Velocidad de ajuste	0.03	-0.38	-0.12	-0.01	-0.00	-0.09	-0.02	-0.11
Desvío Estándar	0.02	0.11	0.03	0.00	0.00	0.03	0.01	0.04
Estadístico <i>t</i>	1.71	-3.53	-3.38	-3.82	-2.64	-3.42	-2.22	-3.05
VAR cointegrado con restricciones								
Traspaso completo								
Estadístico Chi cuadrado	0.39	13.76	13.87	21.12	11.30	7.17	8.66	11.99
Probabilidad	0.53	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
Exogeneidad débil								
Estadístico Chi cuadrado	12.38	18.81	15.60	21.25	17.03	7.80	14.68	12.61
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00
Traspaso incompleto y exogeneidad débil								
Estadístico Chi cuadrado						4.57		6.13
Probabilidad						0.10		0.05
Efecto traspaso						-0.78		-0.46
Velocidad de ajuste						-0.06		-0.16
Desvío Estándar						0.02		0.05
Estadístico <i>t</i>						-3.12		-3.32
Promedio (meses)						16.7		6.3
MCE no lineal								
Velocidad de ajuste “+”								-0.08
Desvío Estándar								0.05
Estadístico <i>t</i>								-1.59
Promedio (meses)								12.0
Velocidad de ajuste “-”								-0.30
Desvío Estándar								0.09
Estadístico <i>t</i>								-3.43
Promedio (meses)								3.4

bajo el enfoque uniecuacional (-0.17 y 3.6 meses, respectivamente).

Finalmente, los resultados del enfoque multiecuacional sugieren la existencia de un ajuste no lineal solo para el caso de la FTIPM. En particular, se encuentra evidencia que la FTIPM reacciona asimétricamente ante cambios en la tasa de interés de política monetaria, siendo mayor la respuesta ante disminuciones de dicha tasa.

4 CONCLUSIONES

La evidencia reciente, para el período de agosto 2010 a mayo 2017, muestra que el efecto traspaso y su velocidad de transmisión hacia las tasas de interés bancarias son diferentes para cada tipo de tasa y plazo. En particular, se encuentra que el efecto traspaso: (i) es mayor sobre las tasas de interés activas que sobre las tasas pasivas; (ii) es mayor cuando los plazos de los créditos son menores a un año; y (iii) es incluso cercano a 1 para el caso de las tasas activas menores a un año. Respecto a la velocidad de transmisión del efecto traspaso, se encuentra que: (i) las tasas de interés activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las tasas activas de largo plazo; y (ii) las tasas de interés activas se ajustan en promedio más rápidamente

que las tasas pasivas.⁶ Además, si bien se encuentran indicios de asimetrías en la respuesta de algunas tasas de interés, los resultados dependen del enfoque empírico utilizado.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos en estudios previos hechos para Perú. Por un lado, [Lahura \(2006\)](#) muestra que el efecto traspaso sobre las tasas de interés activas es mayor que sobre las tasas pasivas; además, encuentra que el efecto traspaso sobre los depósitos a plazo disminuye a mayor plazo. Por su parte, [Rodríguez \(2009\)](#) concluye que la tasa de interés preferencial tiene un traspaso completo y mayor al de las tasas pasivas. Respecto a las tasas pasivas, [Rodríguez \(2009\)](#) encuentra que el efecto traspaso para los depósitos a plazo disminuye mientras mayor sea el plazo.

Los resultados obtenidos plantean nuevas preguntas que deben ser estudiadas posteriormente, como por ejemplo determinar cuál es el efecto traspaso sobre las tasas de interés por tipo de crédito (empresas, consumo, hipotecario) y por entidad financiera. En términos metodológicos, el análisis presentado asume que existe un único modelo (número de rezagos y número de vectores de cointegración) que describe la relación entre la tasa de interés de política monetaria y las tasas de interés bancarias. Sería interesante, no obstante, asumir incertidumbre respecto de la especificación del modelo (e incluso respecto de la existencia de cointegración), lo cual podría ser implementado utilizando un enfoque bayesiano que permita promediar todos los posibles modelos. Asimismo, en el caso de los MCEs no lineales, los resultados asumen que los vectores de cointegración estimados son invariantes a la presencia de un proceso de ajuste asimétrico de las tasas de interés. Por ello, consideramos relevante profundizar el análisis no lineal a través de metodologías similares a la propuesta por [Enders y Siklos \(2001\)](#).

Por su parte, la literatura postula diferentes motivos por los cuales el efecto traspaso podría no ser completo y su velocidad de transmisión podría no ser automática, entre los que destacan la posible colusión entre bancos, la presencia de discriminación de precios por parte de los bancos ante la inercia en el comportamiento de sus clientes, la presencia de costos hundidos y costos de menú en los bancos, la presencia de información asimétrica, entre otros (véase, por ejemplo, [Cottarelli y Kourelis, 1994](#); [Heffernan, 1997](#); [Sharpe, 1997](#); [Hofmann y Mizen, 2004](#)). Así, consideramos relevante extender el análisis para identificar el impacto de las diferentes características del sistema bancario y de su entorno sobre el efecto traspaso y su velocidad de transmisión. Por ello, una extensión necesaria de este trabajo debería incluir información de datos de panel por bancos, como en [Gambacorta \(2008\)](#), [Bernhofer y van Treeck \(2013\)](#) o [Illes y Otros \(2015\)](#), que permitan actualizar y evaluar la evidencia para el caso peruano encontrada en [Lahura y Otros \(2006\)](#) y [Cermeño y Otros \(2015\)](#).

Finalmente, es importante señalar que, durante el período analizado, una de las herramientas operativas del BCRP ha sido la tasa de encaje, tanto en moneda nacional como extranjera. Ello sugiere la necesidad de evaluar los resultados obtenidos controlando por los cambios discrecionales registrados en las diferentes tasas de encaje, un análisis que queda pendiente para la investigación futura.

REFERENCIAS

- Andújar, S. y J. Gabriel (2012), “Efecto traspaso de tasas de interés: análisis econométrico de los efectos de las decisiones de política monetaria en República Dominicana”, *Finanzas y Política Económica* 4(2), 83-102.
- Aristei, D. y M. Gallo (2014), “Interest rate pass-through in the Euro area during the financial crisis: A multivariate regime-switching approach”, *Journal of Policy Modeling* 36(2), 273-295.

⁶ Este resultado difiere del supuesto que establece que el efecto traspaso hacia las tasas de interés pasivas es completo, el cual es utilizado en diferentes modelos teóricos (por ejemplo [Gerali y Otros, 2010](#)).

- Ayvouyi-Dovi, S., G. Horny y P. Sevestre (2017), “The stability of short-term interest rates pass-through in the euro area during the financial market and sovereign debt crises”, *Journal of Banking and Finance* 79(June), 74-94.
- Barquero, J. y D. Mora (2014), “El efecto traspaso de la tasa de interés de los instrumentos del Banco Central en Costa Rica hacia las tasas de interés del sistema financiero”, Banco Central de Costa Rica, Documento de Investigación No 1.
- Bernhofer, D. y T. van Treeck (2013), “New evidence of heterogeneous bank interest rate pass-through in the euro area”, *Economic Modelling* 35, 418-429.
- von Borstel, J., S. Eickmeier y L. Krippner (2016), “The interest rate pass-through in the euro área during the sovereign debt crisis”, *Journal of International Money and Finance* 68, 386-402.
- Campbell, J. y R. Shiller (1987), “Cointegration and tests of present value models”, *Journal of Political Economy* 95(5), 1062-1088.
- Cottarelli, C. y A. Kourelis (1994), “Financial Structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy”, International Monetary Fund, *IMF Staff Papers* 41(4), 587-623.
- Cermeño, R., O. Dancourt, G. Ganiko y W. Mendoza (2015), “Tasa de interés y política monetaria en el Perú. Un análisis con datos de bancos individuales”, Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de Trabajo No. 410.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg y J. Stock (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica* 64(4), 813-836
- Enders, W. y P. L. Siklos (2001), “Cointegration and threshold adjustment”, *Journal of Business and Economic Statistics* 19(1), 166-176.
- Engle, R. y C. Granger (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica* 55(2), 251-276.
- Gambacorta, L. y S. Iannotti (2007), “Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?”, *Applied Economics* 39(19), 2503-2517.
- Gambacorta, L. (2008), “How do banks set interest rates?”, *European Economic Review* 52(5), 792-819.
- Gambacorta, L., A. Illes y M. Lombardi (2014), “Has the transmission of policy rates to lending rates been impaired by the Global Financial Crisis?”, Bank for International Settlements, BIS Working Papers 477.
- Gerali, A., S. Neri, L. Sessa y F. Signoretti (2010), “Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area” *Journal of Money, Credit and Banking* 42(6): 107-141.
- Gianelli, D. (2010), “El traspaso de tasas de interés en el sistema bancario uruguayo”, Banco Central de Uruguay, Documento de Trabajo No 2.
- Gomez-Gonzalez, J., E. González-Molano, C. Huertas-Campos, D. Cristiano-Botia y X. Chavarro-Sanchez (2016), “Evaluación de la transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de interés del sistema financiero Colombiano”, *Ecos de Economía* 20(42), 19-45.
- Heffernan, S. (1997), “Modelling British Interest Rate Adjustment: An Error Correction Approach”, *Economica* 64(254), 211-231.
- Hendry, D. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.

- Hofmann, B. y P. Mizen (2004), "Interest rate pass-through and monetary transmission: Evidence from individual financial institutions? retail rates", *Economica* 71(281), 99-123.
- Illes, A., M. Lombardi y P. Mizen (2015), "Why did bank lending rates diverge from policy rates after the financial crisis?", Bank for International Settlements, BIS Working Paper 486.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. (1992), "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis", *Journal of Econometrics* 52(3), 389-402.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand of money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.
- Lahura, E. (2006), "El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* 13.
- Lahura, E. R. Gondo y D. Rodríguez (2006), "El efecto traspaso de la tasa de interés en el Perú: un análisis a nivel de bancos (2002-2005)", Presentación realizada en el XXIII Encuentro de Economistas del BCRP.
- MacKinnon, J. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics* 11(6), 601-618.
- MacKinnon, J., A. Haug y L. Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics* 14(5), 563-577.
- Paisley, J. (1994), "A model of building society interest rate setting", Bank of England, Bank of England Working Paper 22.
- Park, J. (1992), "Canonical Cointegrating Relations", *Econometrica* 60(1), 119-143.
- Phillips, P. y B. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies* 57(1), 99-125.
- Rodríguez, D. (2009), "Efecto de las decisiones de política monetaria sobre las tasas de los bancos comerciales", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 141, 25-29.
- Sander, H. y S. Kleimeier (2004), "Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration", *Journal of International Money and Finance* 23(3), 461-492.
- Sharpe, S. (1997), "The effect of consumer switching costs on prices: a theory and its application to the bank deposit market", *Review of Industrial Organization* 12(1), 79-94.
- Stock, J. y M. Watson (1993), "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order cointegrated systems", *Econometrica* 61(4), 783-820.

Página en blanco