



UNIVERSIDAD ESAN
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS
ECONOMÍA Y NEGOCIOS INTERNACIONALES

El efecto traspaso de la tasa de interés de referencia sobre las tasas de la banca comercial en el Perú durante el periodo del *tapering* del 2013 al 2021: un enfoque de cointegración multivariado y regresiones recursivas

Tesis para optar por el Título Profesional de Licenciado en Economía y Negocios Internacionales que presenta:

Autor:

Ramsés Antonio Escobedo Pro

Asesor:

Pablo Alfredo Boza Torrejón

000-0002-8207-9829

Lima, noviembre de 2023

Tesis Profesional de Licenciatura - Ramsés Antonio Escobedo Pro

ORIGINALITY REPORT

12%

SIMILARITY INDEX

11%

INTERNET SOURCES

6%

PUBLICATIONS

3%

STUDENT PAPERS

PRIMARY SOURCES

1

hdl.handle.net

Internet Source

2%

2

Submitted to Universidad ESAN -- Escuela de Administración de Negocios para Graduados

Student Paper

1%

3

repositorio.unp.edu.pe

Internet Source

<1%

4

repositorio.unac.edu.pe

Internet Source

<1%

5

www.scielo.org.mx

Internet Source

<1%

6

suscripciones.bcrp.gob.pe

Internet Source

<1%

7

revistas.ulima.edu.pe

Internet Source

<1%

8

repositorio.ucv.edu.pe

Internet Source

<1%

Publication

Exclude quotes On

Exclude matches Off

Exclude bibliography On

Esta tesis

**EL EFECTO TRASPASO DE LA TASA DE INTERÉS DE REFERENCIA SOBRE
LAS TASAS DE LA BANCA COMERCIAL EN EL PERÚ DURANTE EL PERIODO
DEL *TAPERING* DEL 2013 AL 2021: UN ENFOQUE DE COINTEGRACIÓN
MULTIVARIADO Y REGRESIONES RECURSIVAS**

Ha sido aprobada.



Jubitza Mariana Franciskovic Ingunza (Jurado Presidente)



Jorge Alberto Cortez Cumpa (Jurado)



Walter Armando Otiniano Aranda (Jurado)

Universidad ESAN

2023

**EL EFECTO TRASPASO DE LA TASA DE INTERÉS DE REFERENCIA SOBRE LAS
TASAS DE LA BANCA COMERCIAL EN EL PERÚ DURANTE EL PERIODO DEL
TAPERING DEL 2013 AL 2021: UN ENFOQUE DE COINTEGRACIÓN
MULTIVARIADO Y REGRESIONES RECURSIVAS**

DEDICATORIA

Deseo expresar mi profundo agradecimiento a mis padres y a mis padrinos: Maruja y Chris Melvin, por todo su apoyo a lo largo de mi vida. También agradezco a mi asesor Pablo Boza Torrejón y al funcionario William Sánchez Tapia por su tiempo, paciencia, sugerencias y comentarios constructivos que han realzado el mérito de esta investigación. Asimismo, quisiera manifestar mi más afectuoso y caluroso saludo a mi profesor y amigo Gary Aguilar Lagos por todas sus enseñanzas durante el pregrado y sinceros consejos para mi crecimiento profesional, y a mis compañeros Alejandro Ibarra, Donald Salazar y Francisco García por haber labrado juntos un destino común de fraternidad y confianza en nuestra *alma mater*. Finalmente, agradezco la generosa hospitalidad de la universidad ESAN por haberme permitido realizar esta investigación.

Índice general

Resumen.....	13
Abstract.....	14
Introducción	15
Capítulo I: Planteamiento del problema	18
1.1. Descripción de la realidad problemática.....	18
1.2. Formulación del problema	21
1.2.1. Problema general	21
1.2.2. Problemas específicos.....	21
1.3. Objetivos de la investigación	22
1.3.1. Objetivo general.....	22
1.3.2. Objetivos específicos	22
1.4. Justificación	22
1.4.1. Justificación teórica	22
1.4.2. Justificación práctica.....	22
1.4.3. Justificación metodológica.....	22
1.5. Delimitación.....	23
Capítulo II: Marco teórico	23
2.1. Bases teóricas.....	23
2.1.1. Teorías y modelos	23
2.1.1.1. El diseño de MEI	23
2.1.1.2. Determinación del rango meta	25
2.1.1.3. Formación de las tasas de interés.....	27
2.1.2. Definición de las variables.....	28
2.1.2.1. Tasa de interés corporativa, grandes y medianas empresas	28

2.1.2.2. Tasa de interés a pequeñas y microempresas.....	28
2.1.2.3. Tasa de interés interbancaria.....	28
2.1.3. Revisión del vínculo entre variables.....	28
2.2. Antecedentes de la investigación.....	29
2.2.1. Investigaciones en Europa.....	29
2.2.2. Investigaciones en Asia.....	33
2.2.3. Investigaciones en América Latina y el Caribe.....	36
2.2.4. Investigaciones en el Perú.....	40
2.3. Contexto de la investigación.....	41
2.4. Hipótesis.....	48
2.4.1. Argumentación.....	48
2.4.2. Enunciado de hipótesis.....	48
2.4.2.1. Hipótesis general.....	48
2.4.2.2. Hipótesis específicas.....	48
Hipótesis específica 1.....	48
Hipótesis específica 2.....	49
Hipótesis específica 3.....	49
Hipótesis específica 4.....	49
Capítulo III: Metodología.....	49
3.1. Diseño de la investigación.....	49
3.2. Población y muestra.....	49
3.2.1. Población objetivo.....	49
3.2.2. Método de muestreo.....	50
3.2.3. Tamaño de muestra.....	50
3.3. Método de recolección de datos.....	50

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

3.3.1. Instrumento de medición	50
3.4. Método de análisis de datos	50
3.4.1. Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada.....	52
3.4.2. Prueba de raíz unitaria de Philips-Perron	52
3.4.3. Prueba de raíz unitaria de Pierre Perron	53
3.4.4. Prueba de raíz unitaria de Zivot-Andrews	54
3.4.5. Prueba de cointegración de Johansen	56
3.4.6. Modelo de corrección de errores	57
3.4.7. Regresiones recursivas.....	58
3.4.8. Modelo autorregresivo con umbral.....	60
Capítulo IV: Análisis de resultados	61
4.1. Análisis descriptivo.....	61
4.2. Resultados de las pruebas de raíz unitaria	64
4.3. Resultados de las pruebas de cointegración.....	68
4.3.1. Créditos de primera modalidad.....	70
4.3.1.1. En moneda nacional hasta 360 días	70
4.3.1.2. En moneda nacional a más de 360 días	70
4.3.2. Créditos de segunda modalidad	71
4.3.2.1. En moneda nacional hasta 360 días	71
4.3.2.2. En moneda nacional a más de 360 días	72
4.4. Resultados del vector de corrección de errores.....	73
4.4.1. Créditos de primera modalidad.....	76
4.4.1.1. En moneda nacional hasta 360 días	76
4.4.1.2. En moneda nacional a más de 360 días	77
4.4.2. Créditos de segunda modalidad	78

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

4.4.2.1. En moneda nacional hasta 360 días	78
4.4.2.2. En moneda nacional a más de 360 días	79
4.5. Resultados de las estimaciones de los coeficientes recursivos	80
4.5.1. Créditos de primera modalidad	80
4.5.1.1. En moneda nacional hasta 360 días	80
4.5.1.1. En moneda nacional a más de 360 días	81
4.5.2. Créditos de segunda modalidad	82
4.5.2.1. En moneda nacional hasta 360 días	82
4.5.2.1. En moneda nacional a más de 360 días	83
4.6. Resultados de las pruebas de asimetría	84
4.6.1. Créditos de primera modalidad	84
4.6.1.1. En moneda nacional hasta 360 días	84
4.6.1.2. En moneda nacional a más de 360 días	85
4.6.2. Créditos de segunda modalidad	85
4.6.2.1. En moneda nacional hasta 360 días	85
Capítulo V: Discusión, conclusiones y recomendaciones	87
5.1. Discusión.....	87
5.2. Conclusiones	88
5.3. Recomendaciones	90
Referencias.....	91

Índice de figuras

Figura 1 <i>Los efectos de la política macroeconómica</i>	19
Figura 2 <i>Rendimiento de los bonos peruanos a 10 años en soles y dólares</i>	20
Figura 3 <i>Creditos de primera modalidad (expresado en miles de millones de soles)</i>	41
Figura 4 <i>Créditos de primera modalidad (proporción individual)</i>	42
Figura 5 <i>Créditos de primera modalidad (tasa de crecimiento)</i>	43
Figura 6 <i>Créditos de segunda modalidad (expresado en miles de millones de soles)</i>	44
Figura 7 <i>Créditos de segunda modalidad (proporción individual)</i>	45
Figura 8 <i>Créditos de segunda modalidad (tasa de crecimiento)</i>	45
Figura 9 <i>Tasas de primera modalidad en moneda nacional</i>	46
Figura 10 <i>Tasas de segunda modalidad en moneda nacional</i>	47
Figura 11 <i>Tasa de referencia y la tasa de interés interbancaria</i>	47
Figura 12 <i>Etapas del análisis de datos</i>	51
Figura 13 <i>Estimación de regresiones recursivas</i>	59
Figura 14 <i>Esquema del modelo autorregresivo con umbral</i>	61
Figura 15 <i>Efecto traspaso de largo plazo de ambas modalidades</i>	73
Figura 16 <i>Velocidad de ajuste de corto plazo de ambas modalidades</i>	74
Figura 17 <i>Regresión recursiva de CGM en moneda nacional hasta 360 días</i>	81
Figura 18 <i>Regresión recursiva de CGM en moneda nacional a más de 360 días</i>	82
Figura 19 <i>Regresión recursiva de MYPE en moneda nacional hasta 360 días</i>	83
Figura 20 <i>Regresión recursiva de MYPE en moneda nacional a más de 360 días</i>	84

Índice de tablas

Tabla 1 <i>Descripción de las tasas de interés activas promedio</i>	62
Tabla 2 <i>Estadística descriptiva de las tasas de interés activas promedio</i>	63
Tabla 3 <i>Resultados de las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller y Phillips-Perron</i>	65
Tabla 4 <i>Resultados de las pruebas de raíz unitaria de Zivot-Andrews y Pierre Perron</i>	67
Tabla 5 <i>Resultados de las pruebas de cointegración de Johansen</i>	69
Tabla 6 <i>Resultados de las pruebas del efecto traspaso y la velocidad de ajuste</i>	75
Tabla 7 <i>Resultados de las pruebas asimetría del coeficiente de velocidad de ajuste</i>	86

Índice de anexos

Anexo 1 <i>Matriz de consistencia</i>	98
Anexo 2 <i>Monto total de activos financieros adquiridos por la FED</i>	99
Anexo 3 <i>Relación entre el tipo de cambio promedio y la tasa de interés de la FED</i>	100
Anexo 4 <i>Comparación entre la tasa de política monetaria del BCRP y de la FED</i>	101
Anexo 5 <i>Relación entre la tasa de interés del BCRP y las expectativas de inflación</i>	102
Anexo 6 <i>Etapas del efecto traspaso en el sistema financiero bancario del Perú</i>	103
Anexo 7 <i>Relación entre las tasas de interés y los precios de los bonos</i>	104
Anexo 8 <i>Variación porcentual de las expectativas de inflación en el Perú</i>	105
Anexo 9 <i>Ranking de créditos directos corporativos, a grandes y medianas empresas</i>	106
Anexo 10 <i>Ranking de créditos directos a pequeñas y microempresas</i>	107
Anexo 11 <i>Raíz unitaria de primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días</i>	108
Anexo 12 <i>Raíz unitaria de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días</i>	109
Anexo 13 <i>Raíz unitaria de la tasa de interés interbancaria</i>	110
Anexo 14 <i>Raíz unitaria con quiebre de primera modalidad en moneda nacional</i>	111
Anexo 15 <i>Raíz unitaria con quiebre de segunda modalidad en moneda nacional</i>	112
Anexo 16 <i>Raíz unitaria con quiebre de la tasa de interés interbancaria</i>	113
Anexo 17 <i>Serie de residuos de la tasa de interés interbancaria</i>	114
Anexo 18 <i>Cointegración de primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días</i>	115
Anexo 19 <i>Cointegración de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días</i> ...	116
Anexo 20 <i>Cointegración de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días</i>	117
Anexo 21 <i>Cointegración de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días</i> ...	118
Anexo 22 <i>VEC de primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días</i>	119
Anexo 23 <i>VEC de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días</i>	120
Anexo 24 <i>VEC de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días</i>	121

Anexo 25 <i>VEC de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días</i>	122
Anexo 26 <i>Evolución de los coeficientes de regresiones recursivas</i>	123
Anexo 27 <i>Regresión recursiva de primera modalidad en moneda nacional</i>	124
Anexo 28 <i>Regresión recursiva de segunda modalidad en moneda nacional</i>	125
Anexo 29 <i>Asimetría de primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días</i>	126
Anexo 30 <i>Asimetría de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días</i>	127
Anexo 31 <i>Asimetría de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días</i>	128
Anexo 32 <i>Asimetría de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días</i>	129

Resumen

El siguiente documento estudia la relación entre el efecto traspaso de la tasa de interés de referencia del Perú con las tasas de interés activas promedio en moneda nacional del sistema financiero durante el periodo del *tapering*. Esta postura de política económica contractiva, anunciada por la Reserva Federal (FED) en el 2013 y que se comenzó a implementar desde diciembre de ese año, generó la salida de capitales en países emergentes. Ante esto, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) tuvo que adoptar medidas preventivas para mantener las expectativas de la inflación cerca del rango meta, el cual se ubicaba entre el 1 por ciento y 3 por ciento. Los resultados de la prueba de cointegración de Johansen muestran un efecto traspaso completo y una velocidad de ajuste mayor a un año en la mayoría de las tasas de interés activas promedio. Asimismo, esta investigación es diferente de otras anteriores porque toma en cuenta pruebas de raíz unitaria con quiebre estructural, utiliza regresiones recursivas para determinar la evolución de la velocidad de ajuste, incluye el modelo autorregresivo con umbral para hallar asimetrías según el régimen de la economía y aborda la pandemia de la COVID-19.

Palabras clave: tasa de interés interbancaria, efecto traspaso de tasa de interés, cointegración de Johansen, modelo de corrección de errores, regresiones recursivas, asimetría.

Abstract

The following paper studies the relationship between the pass-through effect of the reference interest rate in Peru with the average active interest rates of commercial banks during the tapering. This period of contractive economic policy, announced by the Federal Reserve (FED) in 2013 and applied since December of that year, resulted in the withdrawal of investment made in previous years in emergent countries. To face this, the Central Bank of Peru (BCRP) had to adopt preventive measures to anchor the inflation expectations with the inflation target it had established, which was between 1 percent and 3 percent. The results of the Johansen cointegration test show a complete pass-through effect and an adjustment velocity above one year for the majority of the average active interest rates. Furthermore, this investigation is different from previous ones because it considers unit root tests with structural break, it uses rolling regressions to determine the evolution of the speed of adjustment, it also includes the threshold autoregressive model to find asymmetries according to the regime of the economy and it approaches the COVID-19 pandemic.

Key words: interbank interest rate, interest rate pass-through effect, Johansen cointegration, vector error correction model, rolling regressions, asymmetry.

Introducción

En mayo de 2013 la FED anunció que la política monetaria expansiva que se había adoptado desde la crisis financiera en el 2008 se iba a abandonar y se pasaría a una política monetaria contractiva (Carrera, 2014). Es decir, la expansión cuantitativa, que consistía en la adquisición específica de instrumentos financieros a largo plazo respaldados por hipotecas con un valor de 85 mil millones de USD y cuyo propósito era el de aumentar la base monetaria y reducir sus rendimientos, sería reemplazada por el *tapering* (Carrera et al., 2014). El anexo 2 muestra esta postura que la FED adoptó el 18 de diciembre de 2013 y tenía como objetivo reducir la compra de estos activos financieros: primero de 85 a 75 mil millones de dólares americanos, para luego pasar, paulatinamente, hasta los 10 mil millones de USD mensualmente a finales de 2014 (Aizenman et al., 2014).

Esto tuvo un efecto indirecto en la economía del Perú; el anexo 3 muestra cómo ante la espera de una subida progresiva de la tasa de interés de la FED —la cual estuvo en niveles cercanos a cero (0,16) desde diciembre de 2008—, el sol se depreció frente al USD desde mayo de 2013 con S/2,64 por USD1,00 hasta febrero de 2016 con S/3,51 por USD1,00, es decir, aumentó en 32,58 %. Como respuesta, el BCRP redujo su tasa de interés a través de una posición expansiva en el mercado abierto (Castillo y Pérez, 2019).

El anexo 4 muestra cómo, durante los dos primeros años, el BCRP redujo su tasa desde 4,25 % en octubre de 2013 hasta 3,25 % en agosto de 2015, mientras que la de la FED se mantuvo en el mismo nivel. No obstante, Castillo y Pérez (2019) también mencionan que la decisión del BCRP para reducir la tasa de interés se debe, principalmente, a un resultado negativo en la brecha producto, ya que este ayuda a determinar tanto presiones deflacionarias como inflacionarias por parte de la demanda agregada. Esto tiene sentido, puesto que ambas tasas, de la FED y del BCRP, desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2021, tuvieron un coeficiente de correlación de 0,0469; es decir, no están relacionadas linealmente entre sí y esto

se puede explicar por la brecha producto de ambos países, así como también por sus diferentes objetivos: el del BCRP prioriza la solidez monetaria, mientras que los de la FED son maximizar el empleo y tener precios estables. Adicionalmente, mencionan que existe una correlación lineal entre las tasas del BCRP y lo que se espera de la inflación a doce meses de 0,63. De manera similar, el anexo 5, para el periodo de estudio de este trabajo, muestra una correlación lineal de Pearson, entre ambas variables, de 0,5688.

Por consiguiente, cuando hay presiones deflacionarias en la economía y las expectativas de la inflación son bajas se opta por una política monetaria expansiva bajando la tasa de referencia; por el contrario, cuando hay presiones inflacionarias sobre la economía y, por ende, las expectativas de inflación aumentan se prefiere subir la tasa de referencia. Ahora bien, para que esta sea efectiva: mantener la inflación entre el 1 % y 3 %, la transmisión del efecto traspaso debe ser completo; es decir, el cambio en las tasas de préstamos y depósitos del sistema financiero debe responder en similar magnitud que el cambio de la tasa de interés de referencia. Además, este efecto traspaso debe atravesar las dos etapas que se muestran en el anexo 6.

En la etapa uno, los cambios en la tasa de interés de referencia impactan a la tasa de interés interbancaria. En la etapa dos, estos cambios se trasladan a las tasas comerciales de préstamos y depósitos (Rodríguez, 2009). Además, durante este proceso es común tener un efecto traspaso incompleto; es decir, que la magnitud del cambio de la política monetaria alcance en menor medida al resto de tasas de la banca comercial. Y esto se debe a que existen características propias del mercado como su estructura, imperfecciones, el nivel de regulación, los riesgos asociados, las condiciones de liquidez y el *modus operandi*.

Es así como frente a la coyuntura de la salida de capitales durante los primeros años de la retirada gradual del estímulo monetario por parte de la FED, las tasas de interés del sistema financiero peruano, en ambas modalidades: corporativas, grandes y medianas empresas, así como pequeñas y microempresas, en soles y a diferentes plazos: hasta 360 y más de 360 días,

tenían que ajustarse a la tasa de referencia establecida por el BCRP para mantener una inflación adecuada y que el sistema financiero continúe siendo competitivo.

El resto de esta investigación está dividido en cinco capítulos: el primero aborda la problemática, desde el anuncio del *tapering* hasta sus implicancias sobre la economía peruana; el segundo, el marco teórico en donde se detallan los modelos económicos que explican la relación entre las variables de interés; el tercero, la metodología que se centra en el análisis de cointegración de Johansen y de corrección de errores; el cuarto, los resultados obtenidos y su comprobación de las hipótesis planteadas y, finalmente, se presentan las conclusiones así como las recomendaciones para futuras investigaciones.

Capítulo I: Planteamiento del problema

1.1. Descripción de la realidad problemática

La tasa de interés de política monetaria del BCRP afecta a las decisiones de inversión de los prestamistas y prestatarios, y, por ende, a la producción real. Así, las entidades financieras deben transmitir de forma inmediata y completa a sus clientes los efectos de los cambios en la tasa de referencia (Apergis y Cooray, 2015).

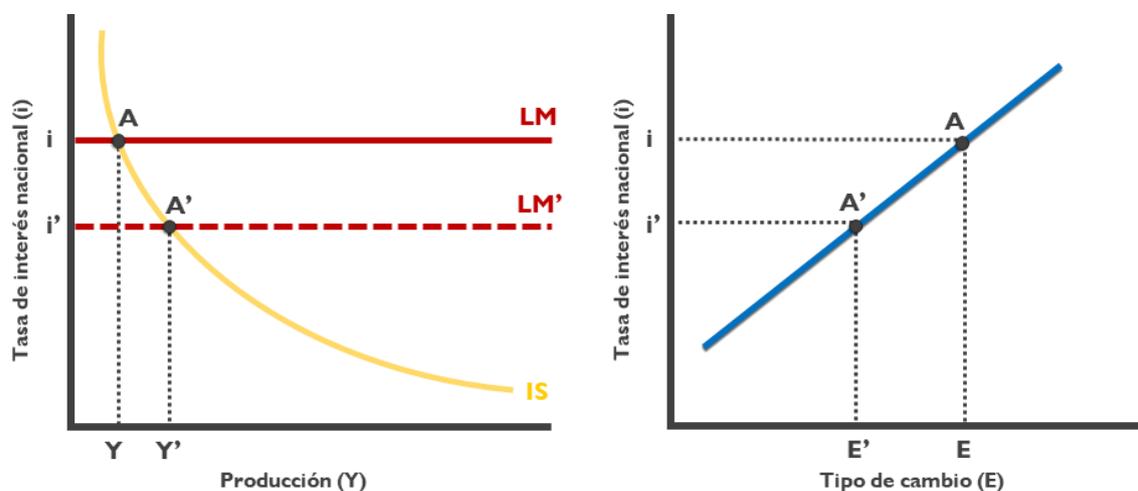
Andries y Billon (2016) definen el efecto traspaso como el ajuste de las tasas de interés del sistema financiero, tanto en los depósitos cobrados como en los préstamos otorgados a empresas y hogares, cuando hay una variación en la tasa de referencia. Adicionalmente, Rodríguez (2009) menciona que si se conocen estas estimaciones del efecto traspaso entonces se podrá determinar la posición expansiva o restrictiva del BCRP. Lahura (2017) afirma que en el Perú, este efecto presenta dos características: para los préstamos hasta 360 días, el efecto es rápido y completo; sin embargo, para los depósitos a más de 360 días es incompleto y lento.

El efecto traspaso es incompleto, o inferior a uno, por varias razones. La primera es que los factores macroeconómicos suelen influir a largo plazo en la magnitud del efecto traspaso (Égert et al., 2007). Por ejemplo, Jamilov y Égert (2014) mencionan que los bancos tardan más en establecer sus tasas de interés cuando existe excesiva volatilidad en el sistema financiero. La segunda es que los bancos modifican más rápidamente sus tasas de préstamo y depósito en reacción a las decisiones del BCRP en épocas de rápido desarrollo económico.

Además, Cotarelli y Kourelis (1994) enumeran otras causas del carácter incompleto del efecto traspaso, como el nivel de rivalidad del sistema bancario, su fase de crecimiento, los costes del menú y las tácticas de política monetaria. Por otro lado, bajo el contexto de la reducción de liquidez por parte de la FED, se puede comprobar que cuando cae la tasa del BCRP aumenta la producción y también disminuye el tipo de cambio. Esto se señala en la figura 1.

Figura 1

Los efectos de la política macroeconómica



Nota. Fuente: Blanchard (2017). Elaboración propia.

Primero, el efecto directo sobre la inversión; es decir, una caída de i a i' —la cual se consigue mediante un desplazamiento de LM a LM' — provoca una subida en la inversión y la demanda, así como de la producción y también del consumo. En este caso se observa un deslizamiento desde A hasta A' sobre la curva IS y un aumento de la producción desde Y hasta Y' . El segundo efecto es a través de la tasa de interés, ya que una bajada de esta también genera una depreciación en el tipo de cambio desde E hasta E' ; es decir, el precio de las mercancías interiores cae en relación con las exteriores; esto aumenta las exportaciones y la producción.

Adicionalmente, la figura 2 indica el efecto que tuvo el anuncio de la retirada gradual del estímulo monetario de la FED sobre los bonos peruanos a 10 años, desde mayo de 2013 hasta agosto de 2016 en moneda nacional. Para el primer caso se ve cómo su rendimiento aumentó de 4,20 % en mayo de 2013 a 7,35 % en febrero de 2016; es decir, el precio del bono soberano en moneda nacional cayó durante ese periodo. En el segundo, se ve cómo los rendimientos descienden desde 4,56 % en agosto de 2013 a 2,54 % en agosto de 2016; en otras palabras, desde que la FED anunció la subida de su tasa de referencia, el valor del bono peruano en moneda extranjera aumentó debido a la apreciación del dólar americano frente al sol.

Figura 2

Rendimiento de los bonos peruanos a 10 años en soles y dólares



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Luego, se observa cómo los rendimientos de ambos bonos disminuyen hasta niveles mínimos durante el último trimestre del 2020 (aproximadamente 1,73 % para aquellos en dólares americanos y 3,63 % para los de moneda nacional). Hasta aquí, los precios de ambos bonos estuvieron al alza; sin embargo, desde los albores del 2021, sus rendimientos escalan rápidamente, por lo que sus precios volvieron a descender. Esto pudo deberse a factores domésticos como al eco de la contienda política de las elecciones presidenciales durante los dos primeros trimestres de ese año y a las endeble perspectivas de los agentes, ya que pocos meses después, en octubre, el tipo de cambio subió a S/4,130 por USD1,00 (BCRP, 2021).

Ahora bien, sobre los bonos del Tesoro Público del Perú, García y Villafuerte (2019) mencionan que estos son valores de renta fija de mediano y largo plazo que emite el Gobierno a través de subastas con fecha de vencimiento hasta 36 años; además, poseen un valor facial de S/1.000; ofrecen un pago fijo de cupones durante el tiempo restante hasta su vencimiento y su precio se ve inversamente afectado por la tasa de referencia.

La tasa de interés del mercado y el precio de los bonos con cupones constantes presentan una relación inversa y se puede observar en el anexo 7. Según Tong (2019), si la tasa de interés del mercado se encuentra por debajo de la tasa cupón ($r < r_{cupón}$), entonces el bono se cotizará con premio, puesto que se debe compensar aquel menor rendimiento del bono con un mayor precio. Por otro lado, si es mayor a la tasa del cupón ($r > r_{cupón}$), el bono se venderá con descuento, es decir, a un menor precio.

Por lo tanto, este trabajo analizará las tasas de interés activas promedio divididas en dos modalidades: la primera son las corporativas, grandes y medianas empresas y la segunda son las pequeñas y microempresas, ambas categorías en moneda nacional hasta 360 días (corto plazo) y más de 360 días (largo plazo). Se verificará la cointegración con la tasa interbancaria, ya que esta es una adecuada variable *proxy* de la de referencia del BCRP. De existir una relación de equilibrio de largo plazo, se calculará su magnitud, su velocidad de ajuste, su evolución ante choques domésticos o externos (mediante regresiones recursivas) y su asimetría según el régimen de la economía: baja o alta producción.

1.2. Formulación del problema

1.2.1. Problema general

¿Cuánto es la magnitud del efecto traspaso en las tasas activas promedio del Perú del 2013 al 2021?

1.2.2. Problemas específicos

¿Cuánto es la magnitud del efecto traspaso en ambas modalidades de tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo plazo del Perú del 2013 al 2021?

¿Cuánto es la velocidad del efecto traspaso en ambas modalidades de tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo plazo del Perú del 2013 al 2021?

1.3. Objetivos de la investigación

1.3.1. Objetivo general

Determinar cuánto es la magnitud del efecto traspaso en las tasas activas promedio del Perú del 2013 al 2021.

1.3.2. Objetivos específicos

Determinar la magnitud del efecto traspaso en ambas modalidades de tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo del Perú del 2013 al 2021.

Determinar la velocidad del efecto traspaso en ambas modalidades de tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo del Perú del 2013 al 2021.

1.4. Justificación

1.4.1. Justificación teórica

La importancia de este trabajo radica en que permite conocer si, después del anuncio de la FED en el 2013, el efecto traspaso ha sido completo (mayor o igual a la unidad) o incompleto (menor a uno) sobre el resto de las tasas por modalidad en moneda nacional de la banca comercial en el Perú del 2013 al 2021.

1.4.2. Justificación práctica

Los hallazgos de este documento tienen importantes implicancias sobre las decisiones del BCRP. Por ejemplo, si el efecto traspaso es incompleto y no puede ser mejorado, debido a la falta de un mercado de intermediación financiera desarrollado, entonces la banca comercial adoptaría tasas activas promedio en moneda nacional que dificulten las metas establecidas por el BCRP.

1.4.3. Justificación metodológica

La metodología de este trabajo ayuda a entender mejor el equilibrio entre las tasas de interés y el resto de las tasas por modalidad en moneda nacional, así como el tiempo que toman sus correcciones en el corto plazo, ante choques domésticos y externos.

1.5. Delimitación

Esta investigación analiza el efecto traspaso a través de la relación de equilibrio de largo plazo entre la tasa interbancaria y las tasas de interés activas promedio de dos modalidades, en moneda nacional de la banca comercial del Perú, desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2021. Estos datos se obtuvieron de la página del BCRP con periodicidad mensual.

Capítulo II: Marco teórico

2.1. Bases teóricas

2.1.1. Teorías y modelos

Muchos países de América Latina han adoptado un esquema de metas explícitas de inflación (MEI) con el objetivo de tener un adecuado grado de anclaje de las expectativas hacia niveles de inflación aceptables. Para el caso del Perú, los tres principales beneficios, todos relacionados, son que reduce la inflación y la hace menos volátil, también disminuye los costos de la desinflación, y, finalmente, ancla las expectativas al rango meta del BCRP (Gondo, 2018).

Adicionalmente, el esquema de MEI no solo afecta el nivel de las expectativas de inflación, sino también su dispersión entre los distintos agentes económicos, tal como muestra el anexo 8. En otras palabras, una política monetaria de MEI reduce la heterogeneidad de las expectativas de inflación, generando así pronósticos más acertados y menor incertidumbre sobre las transacciones monetarias (Capistrán y Ramos, 2010). Estos autores sugieren el siguiente modelo que ancla la inflación a un rango meta.

2.1.1.1. El diseño de MEI

La fórmula de la inflación para l periodos después se muestra a continuación:

$$\pi_{t+l} = s_t - i_t + \varepsilon_{t+l} \dots (1)$$

En donde s_t representa la presión inflacionaria, i_t es el instrumento de política monetaria y ε_{t+l} representa los choques imprevisibles (con media cero). Se asume que s y ε son independientes de la política monetaria y que su diferencia es que s se realiza antes de que

la política monetaria tome acción, mientras que ε sucede después. Cabe mencionar que l representa el control de rezago.

Debido a que el BCRP tiene un esquema de MEI estricto, su objetivo en el periodo t es escoger una secuencia de instrumentos $\{i_\tau\}_{\tau=t}^\infty$ que resuelva lo siguiente:

$$\min_{\{i_\tau\}_{\tau=t}^\infty} E \left[\sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} \frac{1}{2} (\pi_\tau - \pi^T)^2 | \Omega_t \right] \dots (2)$$

En donde δ es el factor de descuento, π^T es la inflación meta, y Ω_t es el conjunto de información del BCRP. Si el instrumento fuera la tasa de referencia, en t no afectará la inflación, pero sí lo hará en el periodo $t + l$; por lo tanto, se tiene la solución de optimización al problema a través de cada periodo:

$$\min_{i_t} E \left[\delta^l \frac{1}{2} (\pi_{t+l} - \pi^T)^2 | \Omega_t \right] \dots (3)$$

Luego, se tiene:

$$E[\pi_{t+l} | \Omega_t] = \pi^T \dots (4)$$

En donde las expectativas se evalúan en i_t^* : el instrumento óptimo. Asimismo, la ecuación anterior muestra cómo el BCRP establece su tasa en base a un nivel de expectativas de inflación, condicionado a su conjunto de información e igualado a la inflación meta. Por lo tanto, si el BCRP conoce la estructura de la economía, es decir (1), entonces podrá formar el siguiente pronóstico:

$$E[\pi_{t+l} | \Omega_t] = s_t - i_t \dots (5)$$

Al reemplazar (5) en (4) se consigue la tasa de referencia óptima:

$$i_t^* = s_t - \pi^T \dots (6)$$

Así, se puede apreciar el equilibrio para la ecuación de la economía en (1):

$$\pi_{t+l} = \pi^T + \varepsilon_{t+l} \dots (7)$$

De aquí se observa que la inflación no está correlacionada con s_t . En cuanto a los pronósticos de inflación de los agentes económicos, se asume que estos desean minimizar el error de los cuadrados medios para cada t :

$$\min_f E [(\pi_{t+l} - f_{t+l})^2 | I_t]$$

En donde f_{t+l} es el pronóstico de la inflación hecha en t para el periodo $t + l$, e I_t es el conjunto de información de los agentes. La condición de primer orden es la siguiente:

$$f_{t+l}^* = E[\pi_{t+l} | I_t]$$

El pronóstico óptimo es el valor esperado condicionado al conjunto de información en t . Si se asume que $I_t = \Omega_t$, entonces hay simetría de información y el agente puede encontrar el equilibrio obtenido en (7) y usarlo para formar un pronóstico óptimo:

$$f_{t+l}^* = E[\pi_{t+l} | I_t]$$

$$f_{t+l}^* = E[\pi^T + \varepsilon_{t+l} | I_t]$$

$$f_{t+l}^* = \pi^T$$

En este modelo es posible que cuando el agente forme sus expectativas sobre la inflación del siguiente periodo, la inflación del periodo actual no esté en el objetivo; sin embargo, el agente conoce que el diseño de MEI se cumplirá.

2.1.1.2. Determinación del rango meta

Para Orphanides y Wieland (2000), el problema del BCRP, periodo por periodo, se puede escribir de la siguiente manera:

$$\min_{i_t} E \left[\delta^l \frac{1}{2} [Z(\pi_{t+l} - \pi^T; \zeta)]^2 | \Omega_t \right]$$

En donde $Z(\pi_{t+l} - \pi^T; \zeta)$ es una función que genera una zona de ancho ζ , la cual es aproximadamente cero por dentro y linear fuera de esta. Entonces, asumiendo que la función Z toma el valor de cero dentro de la zona, esta tiene la siguiente forma linear:

$$Z(\pi_{t+l} - \pi^T; \zeta) = \begin{cases} \pi_{t+l} - \pi^T + \frac{\zeta}{2}, & \text{si } (\pi_{t+l} - \pi^T) < -\frac{\zeta}{2} \\ 0, & \text{si } -\frac{\zeta}{2} \leq (\pi_{t+l} - \pi^T) \leq \frac{\zeta}{2} \\ \pi_{t+l} - \pi^T - \frac{\zeta}{2}, & \text{si } \frac{\zeta}{2} < (\pi_{t+l} - \pi^T) \end{cases}$$

En este contexto, con las condiciones de primer orden, $E_t[\cdot] = E_t[\cdot | \Omega_t]$ resulta:

$$E_t[Z(\pi_{t+l} - \pi^T; \zeta)]|_{i^*} = \begin{cases} E_t[\pi_{t+l}]|_{i^*} = \pi^T - \frac{\zeta}{2}, & \text{si } E_t[\pi_{t+l}] < \pi^T - \frac{\zeta}{2} \\ 0, & \text{si } \pi^T - \frac{\zeta}{2} \leq E_t[\pi_{t+l}] \leq \pi^T + \frac{\zeta}{2} \\ E_t[\pi_{t+l}]|_{i^*} = \pi^T + \frac{\zeta}{2}, & \text{si } \pi^T + \frac{\zeta}{2} < E_t[\pi_{t+l}] \end{cases}$$

En donde las expectativas se evalúan en i_t^* , el instrumento óptimo, el cual se resuelve con la ecuación $\pi_{t+l} = s_t - i_t + \varepsilon_{t+l} \dots$ (1) y se obtiene lo siguiente:

$$i_t^* = \begin{cases} s - \left(\pi^T - \frac{\zeta}{2}\right), & \text{si } E_t[\pi_{t+l}] < \pi^T - \frac{\zeta}{2} \\ \text{no hay cambio}, & \text{si } \pi^T - \frac{\zeta}{2} \leq E_t[\pi_{t+l}] \leq \pi^T + \frac{\zeta}{2} \\ s - \left(\pi^T + \frac{\zeta}{2}\right), & \text{si } \pi^T + \frac{\zeta}{2} < E_t[\pi_{t+l}] \end{cases}$$

En esta economía, el equilibrio sería el siguiente:

$$\pi_{t+l} = \left(\pi^T - \frac{\zeta}{2}\right) v\left(\pi^T - \frac{\zeta}{2}\right) + \pi^T \left[v\left(\pi^T + \frac{\zeta}{2}\right) - v\left(\pi^T - \frac{\zeta}{2}\right)\right] + \left(\pi^T + \frac{\zeta}{2}\right) \left[1 - v\left(\pi^T + \frac{\zeta}{2}\right)\right] + \varepsilon_{t+l}$$

En donde $v(\cdot)$ es la función de densidad de $E_t[\pi_{t+l}]$ y se asume que la media de la inflación en equilibrio es igual a π^T cuando el instrumento óptimo está en “no hay cambio”.

Por lo tanto, el mejor pronóstico del agente sería el siguiente:

$$f_{t+l}^* = \left(\pi^T - \frac{\zeta}{2}\right) v\left(\pi^T - \frac{\zeta}{2}\right) + \pi^T \left[v\left(\pi^T + \frac{\zeta}{2}\right) - v\left(\pi^T - \frac{\zeta}{2}\right)\right] + \left(\pi^T + \frac{\zeta}{2}\right) \left[1 - v\left(\pi^T + \frac{\zeta}{2}\right)\right]$$

Debido a que las ponderaciones se agregan y todas son positivas, el pronóstico del agente se encuentra entre $\pi^T - \frac{\zeta}{2}$ y $\pi^T + \frac{\zeta}{2}$. Aunque este modelo es relativamente simple, si un

país tiene como objetivo un rango meta de inflación en vez de un punto en específico, debería reducir la dispersión de las expectativas de inflación con respecto al caso de no contar con una.

2.1.1.3. Formación de las tasas de interés

Choy et al. (2015) plantean un modelo para estimar el costo del crédito, así como sus otros componentes, mediante la siguiente ecuación:

$$ta = tp + go + rc + m$$

En donde ta es la tasa de interés activa que cobra el banco a los prestatarios, tp es la tasa de interés pasiva que paga el banco a los prestamistas, go son los gastos operativos en los que el banco incurre, rc es el riesgo de crédito que enfrentan el banco ante la probabilidad de impago, y m corresponde al margen de ganancias de las colocaciones.

En este modelo, los autores muestran cómo la entidad bancaria establece una tasa de interés activa implícita con la cual se espera recuperar todos los costos relacionados a ella; es decir, se trabaja mediante la perspectiva del banco: la oferta de créditos. Además, este modelo se ha planteado en base a cada uno de los segmentos de la banca comercial del Perú, desde las empresas corporativas hasta las microempresas, incluyendo también el de consumo e hipotecas.

Por último, Nassar et al. (2014) estudian la relación entre el margen del interés neto y los costos operativos. Entre estos se tiene el riesgo de liquidez, el cual es la potencial pérdida que el banco enfrenta cuando sus tasas de interés activas y de depósitos no son las idóneas y por lo general se suele utilizar el cociente de activos líquidos sobre activos totales; el riesgo de crédito, el cual puede subir si el banco destina recursos productivos a préstamos más riesgosos o hacia aquellos con una mayor probabilidad de impago; el riesgo de fondeo, cuyo cociente es préstamos sobre depósitos. Y también se considera la concentración del sistema financiero:

$$(ta - tp) \approx C(\text{liquidez}, \text{crédito}, \text{fondeo}) + \text{concentración de mercado}$$

Sin embargo, Choy et al. (2015) mencionan que el margen del interés neto se obtiene después de que el prestatario pague su deuda y por esto está incluida en la tasa de interés activa

implícita. Asimismo, como el mercado de créditos está segmentado por tamaño de empresa (las corporativas con un menor riesgo de crédito, mientras que las microempresas y créditos para el consumo e hipotecas con un mayor riesgo de crédito), y divisa (nacional o extranjera), pues su modelo de formación de tasa de interés activa se ajusta mejor a la realidad peruana.

2.1.2. Definición de las variables

2.1.2.1. Tasa de interés corporativa, grandes y medianas empresas

Estas tasas corresponden, principalmente, a personas jurídicas y los montos de créditos varían según el tipo de empresa. En el caso de la empresa corporativa, sus ventas durante el año deben estar por encima de los S/200 millones; para la grande, por encima de los S/20 millones; para la mediana, de los S/300 mil, tomando en cuenta sus estados financieros auditados (Superintendencia de Banca, Seguros y AFP [SBS], 2015, p. 3).

2.1.2.2. Tasa de interés a pequeñas y microempresas

Esta tasa corresponde, principalmente, a personas jurídicas y los montos de créditos varían según el tipo de empresa. En el caso de las pequeñas empresas el endeudamiento debe estar por encima de los S/20 mil en el último medio año; para las microempresas, el endeudamiento debe estar por debajo de los S/20 mil (SBS, 2015, p. 3).

2.1.2.3. Tasa de interés interbancaria

Esta representa una media ponderada de las tasas de interés de los préstamos a un día sin garantía concedidos por distintas instituciones bancarias en moneda nacional (BCRP, 2011).

2.1.3. Revisión del vínculo entre variables

Como se mencionó anteriormente, el esquema de MEI desempeña un importante rol en establecer el equilibrio; es decir, la tasa de referencia provee un mecanismo por el cual las tasas de ambas modalidades en moneda nacional de corto y largo plazo influyen los precios.

2.2. Antecedentes de la investigación

2.2.1. Investigaciones en Europa

Cottarelli y Kourelis (1994), en su trabajo pionero que engloba a 31 países, señalan que se produce un efecto traspaso sustancial de la tasa de interés de la política monetaria en un entorno caracterizado por una inflación elevada, la movilidad del capital y el crecimiento del mercado de divisas. Según la investigación de Sanders y Kleimeier (2004), estos tres factores tienen un impacto estadístico significativo en el efecto traspaso sobre las tasas de interés interbancarias.

A mediados de los noventa, Cottarelli y Kourelis utilizaron la prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA) —desarrollada por Dickey y Fuller en 1979— para determinar la existencia de raíces unitarias. Desde entonces, un amplio número de pruebas de raíces unitarias se han utilizado en la literatura, como la prueba de Phillips-Perron (PP) —desarrollada por Phillips y Perron en 1988—, ya que las tasas suelen no ser estacionarias, sino más bien integradas de orden uno: $I(1)$, y también por una mayor atención al análisis de cointegración en este ámbito (Andries y Billon, 2016).

Aquel estudio, durante la década del noventa, muestra el efecto completo en las tasas de préstamo a las empresas en el corto plazo; sin embargo, es mayor en el largo plazo. Por ejemplo, el efecto traspaso promedio, para la zona de Europa y con una base de 100, fue de 75 y 90. Es decir, en ambos casos se tiene un efecto traspaso incompleto debido a que la banca comercial varía en inferior proporción al cambio de la tasa de referencia (Debondt, 2005).

Sorensen y Werner (2006), en su investigación comparativa entre diez países de Europa, muestran que el resultado más importante es la heterogeneidad que tienen las diferentes tasas de los bancos en Europa. Es decir, los coeficientes de ajuste que indican la velocidad de este efecto varían mucho en los países de la zona. Una de las causas puede ser el nivel de fragmentación. Sin embargo, esto no significa que el sistema bancario en Europa sea

ineficiente, sino que, si se consideran los diferentes indicadores macroeconómicos y financieros, el nivel de competencia es muy desigual en muchos de estos países. Por lo tanto, si se observan los diferentes factores cíclicos y las características específicas de la estructura financiera de cada una de estas economías, se esperaría que los costos de los bancos afecten el equilibrio de las tasas de depósito y préstamo.

También, Kwapil y Scharler (2010) analizan el efecto traspaso en Europa y los Estados Unidos. Ellos plantean el modelo nekeynesiano con ciclos económicos en el cual participan las empresas, los intermediarios financieros y las familias. La economía tiene un único activo libre de riesgo (bonos de un periodo) que paga intereses; sin embargo, se asume que las familias no pueden comprar los bonos directamente, sino que realizan depósitos a través de los intermediarios financieros. Estos operan en un mercado competitivo y su costo de oportunidad está en función de las tasas. Se usó una variable *proxy* de tres meses. Además, tanto en los Estados Unidos como en Europa, las cuatro tasas de interés de depósitos fueron de similares periodos, mientras que las de préstamos englobaron a las de negocios, las hipotecas y a las del consumo, todas de corto y largo plazo. También, se crearon promedios ponderados con las tasas de depósitos y préstamos según su importancia con el propósito de resumir el efecto traspaso de largo plazo.

Ahora bien, Ng y Perron (2001) mencionan que las pruebas de DFA y PP presentan dos principales problemas: el primero es que tienen baja potencia cuando las raíces del polinomio autorregresivo están muy cerca, pero son menores a la unidad, y el segundo es que la mayoría de estas pruebas sufren de severas distorsiones cuando el polinomio de media móvil de la serie en primeras diferencias tiene una raíz negativa de alto valor. Por esta razón, Kwapil y Scharler aplican otras cuatro pruebas más de mayor robustez.

Como las series resultaron ser integradas de primer orden se desarrollaron cuatro pruebas de cointegración: la primera fue la de los residuos de mínimos cuadrados ordinarios

propuesto por Engle y Granger basado en los cálculos de DFA; la segunda, la prueba de Phillips y Ouliaris utilizando los resultados de PP; la tercera, la prueba de Perron y Rodríguez que utiliza la robustes de mínimos cuadrados generalizados sin tendencia; el último, la prueba multiecuacional de Johansen. Mediante estas pruebas no se halló cointegración para las series en los Estados Unidos; sin embargo, en el caso de Europa, utilizando las diversas pruebas, los resultados fueron ambiguos, ya que en algunos casos se rechazó y en otros no. Por esa razón, también se utilizó, en Europa y en los Estados Unidos, el modelo autorregresivo distribuido rezagado.

En los Estados Unidos, mediante las relaciones de cointegración, en todas las categorías de las tasas de depósitos se obtuvo un efecto casi completo. Asimismo, el efecto traspaso inmediato también tuvo valores altos. Para los préstamos, los resultados fueron menos homogéneos, y se puede decir que el efecto traspaso es incompleto. Según el promedio ponderado de ambas categorías, las pruebas de cointegración indican que el 73 % del cambio de las tasas de interés es transmitido a los consumidores. Por otro lado, el modelo autorregresivo distribuido rezagado también mostró un efecto traspaso completo en las tasas de depósitos e incompleto en dos de las tres tasas de préstamo; asimismo, la media ponderada de las tasas de ambas categorías sugiere que el 57 % del cambio de las tasas de interés es transmitido a los consumidores.

En Europa, el efecto traspaso estuvo por debajo de la unidad en casi todas las tasas. Para la media ponderada de depósitos se obtuvo un efecto traspaso de 58 % y para las de préstamo: 73 % (el cual fue igual en los Estados Unidos), mientras que con el modelo autorregresivo distribuido rezagado resultó 32 % y 48 % respectivamente. En general, estos números estuvieron alineados con los de De Bondt (2005).

Por último, Kwapil y Scharler mencionan que varios estudios documentan cómo los bancos responden asimétricamente ante incrementos o disminuciones en la tasa interbancaria,

aunque mucha de esta literatura se enfoca en el proceso de velocidad de ajuste, mas no en las asimetrías que pueda presentar el efecto traspaso de largo plazo.

En los Estados Unidos, en ambas categorías es, principalmente, simétrico. La hipótesis nula que establece un efecto traspaso de largo plazo igual ante subidas o bajadas en la tasa interbancaria solamente se rechaza, al 1 % de significancia, en las tasas de depósitos de un mes y en las de préstamo de negocios de corto plazo y, al 10 % de significancia, para las de depósitos a seis meses. Para estas tres tasas, el efecto traspaso es mucho mayor cuando la tasa de interés interbancaria disminuye. En Europa, en ambas categorías es, esencialmente, simétrico. La hipótesis nula que establece un efecto traspaso de largo plazo igual ante subidas o bajadas solamente se rechaza, al 10 % de significancia, para las tasas de depósitos mayores a tres meses. En este caso es superior cuando la tasa interbancaria disminuye.

En conclusión, para los depósitos en Europa es incompleto y de menor magnitud que en los Estados Unidos; asimismo, en las de préstamo también es incompleto y comparables en magnitud con los Estados Unidos. Y, dependiendo de la especificación del modelo, la media ponderada puede variar entre 57 % y 73 % en ambas regiones económicas.

Adicionalmente, Gigineishvili (2011) realiza regresiones de forma separada para las variables macroeconómicas y las del sector financiero; esto se debió a que algunas de estas no estaban disponibles para todos los países; además, iba a haber problemas de multicolinealidad por la fuerte correlación entre ambos tipos de variables. Por esta razón se trabajó con tres modelos de regresión. Es así como los resultados muestran un coeficiente positivo para el PBI per cápita (0,37 al 1 por ciento de significancia), puesto que los países avanzados tienen un efecto traspaso más completo. Esto se debe a que su sistema financiero es más desarrollado y debería funcionar mejor. Asimismo, los préstamos incrementan sus márgenes y están asociados con mayor incertidumbre; los bancos, en aquellas economías, pasan el riesgo a los

prestatarios con una mayor tasa de préstamo para maximizar los retornos ajustados al riesgo y proteger su rentabilidad.

Por otro lado, altos niveles de rentabilidad financiera en el sector bancario, lo cual es un reflejo de una inadecuada competencia y un alto poder de mercado, debilitan el efecto traspaso. Los resultados muestran un coeficiente negativo (-0,21 al 5 por ciento de significancia), lo cual se explica porque en un ambiente con poca competencia los bancos pueden cobrar mayores primas y desviarse de su costo marginal. Como resultado, los costos del préstamo se vuelven menos elásticos frente a los cambios de los costos de fondeo.

Por último, el tipo de cambio flexible, el cual se trabajó mediante una variable dicotómica, tuvo un coeficiente positivo (0,63 al 5 por ciento de significancia). Es decir, un aumento en las tasas de interés domésticos atraería los capitales extranjeros y haría que la divisa nacional se aprecie ante la extranjera; esto ocurriría hasta que los rendimientos de los bonos del país doméstico como extranjero regresen a la normalidad. Sin embargo, el autor advierte que los resultados de esta variable binaria deben tomarse con cuidado, puesto que no todos los países de la muestra tenían un tipo de cambio flexible, sino más bien uno de flotación sucia.

2.2.2. Investigaciones en Asia

Singh et al. (2008) hallan que el efecto traspaso, tanto en el periodo inmediato como en los de largo plazo, es mayor en los países desarrollados que en los países asiáticos. También, la velocidad de convergencia dura menos en los primeros, con un resultado similar para el corto plazo, es decir, en tres meses. Sin embargo, la diferencia del efecto traspaso entre ambos se reduce cuando el periodo de tiempo se extiende. Mientras que la tasa de referencia se transmite rápidamente a las tasas de interés del mercado en el primer grupo y es más lento en el segundo, cuando estos cambios ocurren en los países asiáticos, en periodos más largos, el efecto traspaso se incrementa y es similar en ambos grupos, aunque todavía mayor en los países desarrollados.

Es así como el Reino Unido tiene el mayor efecto traspaso, muy cercano a 1,00 para las tasas de depósito y préstamos; por otro lado, Alemania tiene el menor efecto traspaso con coeficientes de 0,30 y 0,40 para el efecto traspaso inmediato y de 0,60 y 0,85 para el largo plazo en ambas tasas. En cuanto a los países de Asia, Corea tiene el mayor efecto con 0,13 y cercano al 0,5 en el largo plazo, mientras que Indonesia es el menor con 0,07 y cercano a 0,5 en ambas tasas.

También, Wang y Lee (2009) analizan el efecto traspaso en nueve países asiáticos y los Estados Unidos. Ellos utilizan data mensual para investigar el efecto traspaso en los depósitos y préstamos. Los países asiáticos de la serie empiezan desde enero de 1994 hasta diciembre de 2004, y en el resto de los países desde febrero de 1988 hasta diciembre de 2004. A diferencia de estudios anteriores que empleaban el sistema lineal como la prueba de Engle y Granger, Wang y Lee optan por un modelo no lineal para evitar los sesgos a causa de las asimetrías. Ellos argumentan que el primero no toma en cuenta los factores no lineales como la estructura del mercado, las asimetrías de información y está sesgado a concluir la no existencia del efecto traspaso. Adicionalmente, mencionan que el modelo lineal de corrección de errores no considera las asimetrías, ignora la volatilidad y el nivel de riesgo asociado a ellas.

Los autores realizaron dos etapas: primero establecieron el equilibrio con la tasa interbancaria, luego examinaron el proceso de ajuste de corto plazo. Después, aplicaron los modelos autorregresivos con umbral y el de *momentum* autorregresivo con umbral sugeridos por Enders y Siklos (2001) para asegurar una relación asimétrica de cointegración de largo plazo. Además, examinaron el impacto en la volatilidad de la tasa interbancaria sobre las demás con un EGARCH(1,1) en media. Este último resuelve el problema de la heterocedasticidad en la varianza de la corrección de errores.

Según los criterios disponibles y al 5 % de significancia, los resultados estimados para el efecto traspaso de depósitos son incompletos en todos los países, siendo el más alto 0,990

en los Estados Unidos y el más bajo 0,103 en Taiwán. Con respecto a los préstamos, también es incompleto en todas las series, siendo el más alto 0,857 en los Estados Unidos y el más bajo 0,229 en Taiwán. Los autores concluyen que como el efecto traspaso es incompleto, cuando los costos financieros de los bancos comerciales aumenten, estos no los pasarán completamente a los consumidores mediante un aumento en sus tasas de interés comerciales.

El modelo autorregresivo con umbral estima que la asimetría en la cointegración existe en Hong Kong, Indonesia, Malasia y en los Estados Unidos. Y para los préstamos, la asimetría también sucede en Hong Kong, mientras que la relación simétrica se evidencia en Singapur. Por otro lado, el modelo *momentum* autorregresivo con umbral estima que la asimetría en la cointegración existe en Hong Kong, Malasia, Filipinas, Singapur y Taiwán. Y para los préstamos, la asimetría también sucede en Hong Kong, Filipinas y Taiwán, mientras que la relación simétrica se presenta en Singapur y para los depósitos, la simetría ocurre en los Estados Unidos.

Finalmente, los países que tuvieron asimetría en el modelo *momentum* autorregresivo con umbral se usaron para el EGARCH(1,1) en media. En los préstamos existe el ajuste de rigidez hacia abajo en Hong Kong, Filipinas y Taiwán, mientras que en los depósitos existe el ajuste de rigidez hacia arriba en Hong Kong, Malasia, Filipinas, Singapur y Taiwán. Asimismo, la volatilidad tiene repercusiones positivas en los préstamos en Hong Kong, Japón y Malasia, y ocurre lo mismo en los depósitos en Filipinas y los Estados Unidos; por otro lado, la volatilidad tiene un efecto negativo en los préstamos en Filipinas, Singapur y Tailandia, y sucede lo mismo en los depósitos en Corea, Malasia y Taiwán.

Otro estudio que se realizó para el continente asiático fue el de Tai y Wai (2012). Ellos compararon el efecto traspaso en los depósitos y préstamos en siete economías asiáticas durante la crisis financiera de 1997. Asimismo, el periodo consta de dos partes: la primera, antes de la crisis, recoge data desde enero de 1988 hasta junio de 1997 y la segunda, después de la crisis,

desde enero de 1999 hasta diciembre de 2010. Toda la información se obtuvo del Fondo Monetario Internacional (FMI), de la sección de International Financial Statistics.

Es así como las tasas pasivas y de préstamos no exhiben diferencias, ni en el corto ni en el largo plazo, con excepción de Malasia y Hong Kong. Estos dos países tienen un alto efecto traspaso, aunque incompleto, y es mayor en los préstamos de largo plazo después de la crisis con coeficientes de 0,69 y 0,38 respectivamente. Por otro lado, Tailandia y Corea tienen un bajo efecto traspaso en los préstamos de largo plazo, también después de la crisis, con coeficientes de 0,05 y -0,08. En general, no habría suficiente evidencia para afirmar la efectividad sobre las pasivas y activas, ya que el efecto traspaso se mantiene bajo e incluso en algunas de estas economías disminuyó luego de la crisis financiera. Por lo tanto, se concluyó que existen imperfecciones en el mercado financiero de aquellos países y que también carecen de integración financiera.

2.2.3. Investigaciones en América Latina y el Caribe

Haughton e Iglesias (2012), en su artículo, comparan las asimetrías del efecto traspaso y la volatilidad de los depósitos y préstamos de seis países del Mercado Único y de Economía del Caribe (CSME) con la investigación de Wang y Lee (2009) en Asia y los Estados Unidos. Los países miembros del CSME fueron Barbados, Guyana, Haití, Jamaica, Trinidad y Tobago y Santa Lucía. La data se obtuvo del FMI, de la sección de International Financial Statistics. Como no había información sobre las tasas de política monetaria en estos países, se escogió como variable *proxy* una tasa de tres meses. La data empieza desde 1995 porque muchos de los países del Caribe adoptaron un tipo de cambio flexible entre 1991 y 1993. Así, los autores permiten suficiente tiempo para que el mercado se ajuste al cambio y no presente ningún quiebre estructural.

Primero, se evaluaron si las series presentaban raíces unitarias. Como estas indicaron que, efectivamente, eran integradas de orden uno, se examinaron las asimetrías utilizando el

modelo autorregresivo con umbral y el *momentum* autorregresivos con umbral. Como el umbral es generalmente desconocido, se procedió a estimarlo con el método de Chan (1993), el cual ordena cada una de los depósitos y préstamos desde el valor más bajo hasta el más alto, sin considerar el periodo o mes. Luego, retira el 15 % de las observaciones inferiores y superiores, es decir, mantiene el 70 % de los valores centrales. Finalmente, realiza las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios varias veces con ese conjunto de datos.

Similar al trabajo de Wang y Lee (2009), Haughton e Iglesias consideran que el mecanismo del vector de corrección de errores (VEC) presenta heterocedasticidad y es prevalente en el análisis de tasas de interés. Por eso, prefieren utilizar el modelo EGARCH(1,1) en media. Existe un efecto traspaso incompleto en todos los países del CSME excepto Trinidad y Tobago y Santa Lucía. Luego, según el modelo autorregresivo con umbral, existe asimetría en la cointegración en Guyana, Jamaica y Santa Lucía, y se tiene simetría en la cointegración en Barbados, Haití y Trinidad y Tobago. Con respecto al modelo *momentum* autorregresivo con umbral, también existe asimetría en la cointegración en Guyana, Jamaica y Santa Lucía; pero hay simetría en la cointegración en Barbados, Haití y Trinidad y Tobago en los préstamos. Y para los depósitos se halló asimetría en la cointegración en Guyana y Santa Lucía, pero simetría en la cointegración en Barbados, Haití, Jamaica y Trinidad y Tobago.

Después, se desarrolló el modelo EGARCH(1,1) en media para los países en donde hubo asimetría en la cointegración. Aquí se tuvo rigidez hacia arriba para los depósitos en Jamaica y rigidez hacia abajo para los préstamos en Guyana y Santa Lucía. Además, Haughton e Iglesias afirman que estos resultados son similares a los que obtuvieron Wang y Lee (2009) y que, además, la rigidez hacia abajo en Guyana y Santa Lucía se alinea cuando las tasas en los Estados Unidos caen. Los préstamos en estos dos países no disminuirán; serán rígidas hacia abajo. Por último, la volatilidad tiene un efecto negativo en los depósitos en Barbados, Guyana, Haití y Trinidad y Tobago y un efecto positivo en Jamaica.

Adicionalmente, en América Latina, Andrújar (2012) analizó la relación de las variables endógenas para República Dominicana; no obstante, para estimar los coeficientes de este modelo se escogió una variable *proxy* de la tasa de referencia. Esto se hizo porque el sistema financiero en República Dominicana carece de abundante liquidez, es decir, es poco profundo y, por esa razón, se escogió una tasa de noventa días.

Se empezó con las pruebas de DFA y PP y luego se estimó la cointegración. Para estos modelos de vectores autorregresivos se utilizaron dos rezagos para las tasas pasivas y activas. Para la pasiva de largo plazo hasta 360 días, el efecto traspaso fue de 0,77, es decir, incompleto; asimismo, se halló la ecuación de corrección de errores, la cual estima, aproximadamente, cinco meses. Luego, para la pasiva a más de 360 días, el efecto traspaso fue de 0,73, es decir, también fue incompleto y, en cuanto al VEC, los desequilibrios vuelven a la normalidad después de tres meses. Con respecto a la tasa, fue casi completo con un coeficiente de 0,94, y se corrige en cuatro meses y medio.

Por otra parte, Barquero y Mora (2015) estudiaron si el efecto traspaso era unitario, si este había sufrido una variación tras haber adoptado un distinto arreglo cambiario en el 2006 y si la velocidad de ajuste aumentó frente a este nuevo régimen. Fue así como las variables correspondían a ocho tasas de los bancos privados y estatales. Posteriormente, se continuó con la prueba de DFA a las ocho tasas en nivel; es decir, todas eran integradas del mismo orden: $I(1)$, y se podía realizar la prueba de Engle y Granger. Esta última evalúa los residuos y deben ser integradas de orden cero: $I(0)$ —de lo contrario se tendría una regresión espuria—. En vista de que hubo evidencia estadística suficiente para respaldar la hipótesis planteada, se evaluaron la hipótesis de linealidad y de asimetría.

Para hallar esta relación de largo plazo se desarrollaron dos modelos: uno sin ninguna modificación frente al nuevo régimen cambiario y el otro con el uso de variables dicotómicas —su propósito era crear un modelo con independencia entre dos periodos, es decir, uno antes

y el otro después de la implementación del régimen cambiario—. De esta forma, la variable dicotómica pudo tomar el valor de uno previo al cambio del régimen y cero ante la implementación de este. El periodo de análisis fue desde enero de 2000 hasta julio de 2013, siendo el 2006 el año del cambio. En el primer periodo, de 2000 al 2006, en promedio se tenía que esperar hasta veinte meses, pero en el segundo periodo, de 2006 al 2013, tan solo entre cinco y once meses.

En Colombia, Chavarro et al. (2016) analizan el efecto traspaso de la tasa de referencia hacia las demás tasas de interés. Los autores encuentran heterogeneidad en el efecto traspaso de diferentes modalidades y plazos. Se utilizaron tres modelos: el de regresión, el econométrico y el de duración. El primero señala que las tasas son $I(1)$, y existe cointegración. Asimismo, para cada una se usaron dos variables explicativas: la tasa de referencia como *proxy* y las de otras modalidades.

El segundo modelo toma en cuenta las variables macroeconómicas y microfinancieras, así como también la asimetría del efecto traspaso. Aquí se observó que la reacción, durante el primer mes, fue mayor (81,9 %) que los créditos ordinarios y de consumo. Por otro lado, el efecto traspaso es más completo (120,8 %) en los créditos de consumo y ordinarios y toma cinco meses.

El tercer modelo, el de duración, determina en cuánto tiempo el efecto traspaso se transmite a la banca comercial. Para esto se formaron cuatro escenarios de transmisión que ascendían en 25 % cada uno. Los resultados mostraron que la especificación del modelo fue el adecuado y el efecto traspaso disminuye en circunstancias de alta inflación o deflación. Los autores concluyeron que el efecto traspaso es distinto en cada modalidad; además, otros factores que también influyen en esta transmisión son las condiciones económicas del país.

2.2.4. Investigaciones en el Perú

Ahora bien, para el caso peruano, Cermeño et al. (2015), en su documento de trabajo elaboran un panel dinámico, así como las tasas de interés activos y pasivos en los seis bancos más importantes del país (los cuales conforman el 94 % del crédito comercial). Esencialmente, siguen un modelo de mínimos cuadrados con variables dicotómicas, el cual resulta confiable al utilizar 81 observaciones mensuales desde junio de 2003 hasta junio de 2010. Además, el modelo permite controlar los problemas de endogeneidad.

Entre sus principales hallazgos se encontró que la tasa de encaje no tiene ningún efecto sobre la tasa activa. Luego, cuando se excluye la tasa de encaje del modelo, se concluye que los préstamos en ambas divisas serían sustitutos entre sí. Asimismo, otro resultado destacable es que el VEC se reduce cuando aumenta el plazo de las tasas activas.

Por último, Lahura (2017) utilizó series de tiempo: nueve activas y ocho pasivas, fue desde agosto de 2010 hasta mayo de 2017. Primero se evaluaron si las series eran procesos estacionarios; luego, se determinó la relación de cointegración mediante la metodología uniecuacional propuesta por Engle y Granger para luego continuar con la multiecuacional desarrollada por Johansen.

Los resultados muestran que los coeficientes son muy cercanos a uno (entre 0,89 y 0,98); es decir, si se considera el intervalo de confianza, entonces serían mayores a uno. Sin embargo, para los préstamos mayores a 360 días, los coeficientes están muy por debajo (entre 0,36 y 0,57), por lo que el efecto traspaso es incompleto. Asimismo, también se encontró congruencia con los resultados obtenidos mediante el sistema uniecuacional y multiecuacional, lo cual significa que hay cointegración entre la mayoría de las series de tasas activas.

Con respecto a las pasivas, ninguna de estas tiene un efecto traspaso completo. Es más, las series poseen 0,17 y 0,04 respectivamente de todas las tasas de depósitos y ahorros. Por otro lado, a diferencia de las tasas activas, la relación de un sistema uniecuacional no se mantiene

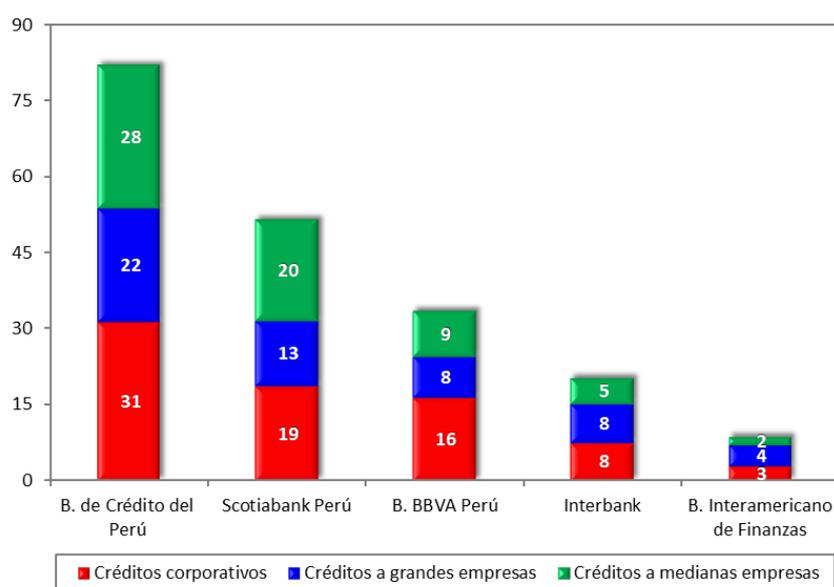
para el multiecuacional; por lo tanto, dependiendo de la metodología que se use, las pasivas podrían no cointegrar con la política monetaria del BCRP.

2.3. Contexto de la investigación

Según Barajas et al. (2014), el Perú adoptó el esquema de MEI en enero de 2002 y tiene una meta de inflación del $2,0 \% \pm 1$ puntos porcentuales, con un anclaje en las expectativas del $2,55 \%$ para un periodo de tiempo de mediano plazo. Además, desde el 2009 hasta el 2016, las expectativas de inflación se encontraron dentro de una desviación estándar aceptable: entre el 2% y 4% ; por otro lado, el índice de precios al consumo, medido como la variación porcentual en doce meses, ha fluctuado entre $0,36 \%$ y $4,36 \%$. Esto implica que el esquema de MEI ha tenido el efecto deseado: los resultados han sido favorables, ya que se establecieron políticas macroprudenciales que se enfocaron en vigilar al sistema financiero, es decir, las instituciones financieras, los mercados y su infraestructura como un todo, así como los efectos que pueden tener sobre la economía real con el fin de limitar el riesgo sistémico.

Figura 3

Creditos de primera modalidad (expresado en miles de millones de soles)



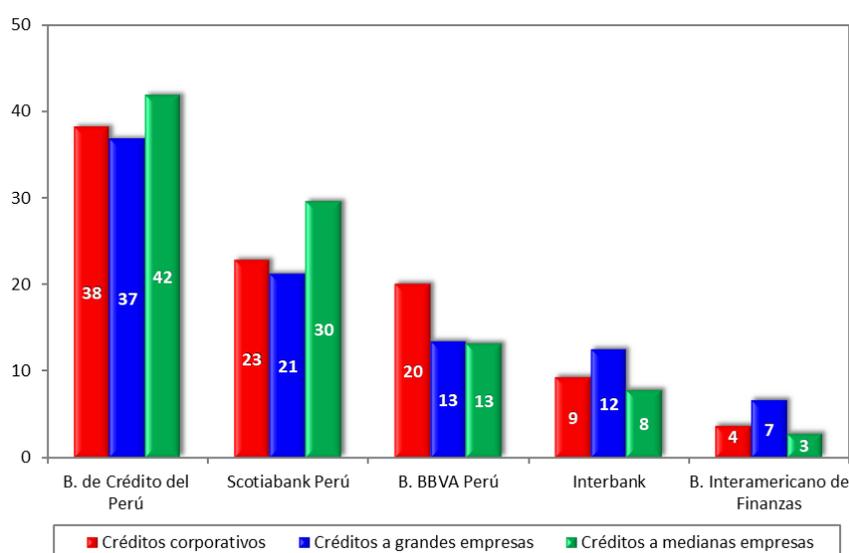
Nota. Fuente: SBS. Elaboración propia.

Ahora bien, hasta diciembre de 2021, los créditos directos otorgados por la banca comercial se pueden dividir en dos modalidades. La primera de estas se muestra en la figura 3 y está conformada por tres tipos de créditos: corporativos, a grandes y a medianas empresas.

Es así como los cinco principales bancos que ofrecen los mayores montos, expresados en miles de millones de soles, son los siguientes: Banco de Crédito del Perú, Scotiabank Perú, BBVA Perú, Interbank y el Banco Interamericano de Finanzas. También se observa que el monto de créditos corporativos es el mayor de todos, seguido de los créditos a medianas empresas y finalmente el crédito a grandes empresas. Además, como muestra la figura 4, el Banco de Crédito lidera el grupo con una participación promedio de 39 % en los tres tipos de créditos, mientras que el Banco Interamericano de Finanzas llega, a lo mucho, al 7 % en los créditos otorgados a grandes empresas. El anexo 9 muestra la participación de mercado total, para estos cinco bancos, en los tres tipos de créditos. Así, se tiene una participación de mercado acumulada del 93,83 % para los créditos corporativos, 90,34 % para los créditos a grandes empresas y 95,02 % para los créditos a medianas empresas.

Figura 4

Créditos de primera modalidad (proporción individual)

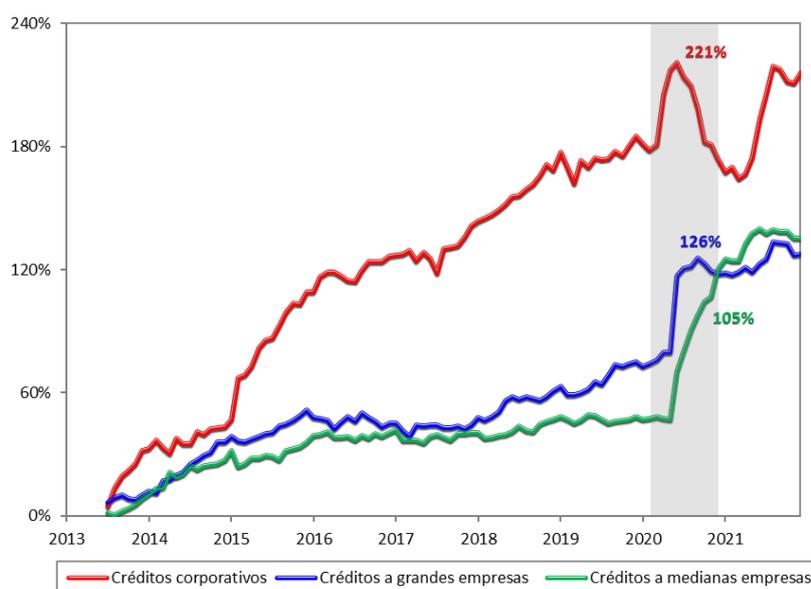


Nota. Fuente: SBS. Elaboración propia.

La figura 5 muestra la evolución porcentual de los mismos tres tipos de créditos ofrecidos por el sistema financiero tanto en ambas divisas. Para esto se tomó como base el mes de mayo de 2013 y, según la data disponible por la SBS, se proyectó su crecimiento hasta diciembre de 2021.

Figura 5

Créditos de primera modalidad (tasa de crecimiento)



Nota. Fuente: SBS. Elaboración propia.

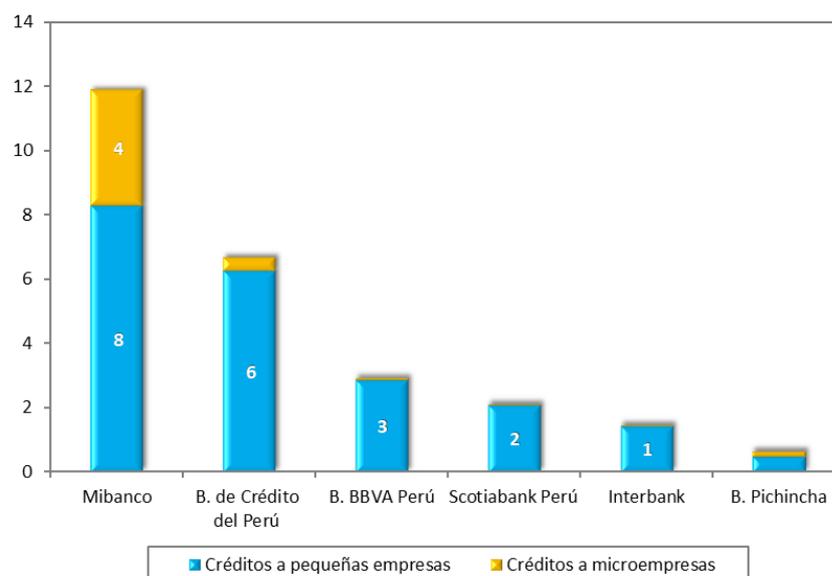
Aquí se nota cómo los créditos corporativos han aumentado mucho más que los otros dos tipos de crédito, llegando a 221 % en mayo de 2020. El crecimiento porcentual del crédito a las grandes empresas también aumentó, pero en menor magnitud, hasta 126 % en agosto de 2020 y, finalmente, el crédito a medianas empresas es el menor, llegando así al 105 % en septiembre de 2020. Asimismo, desde mayo de 2020 se observa un aumento considerable para los tres tipos de créditos y esto se debe al plan Reactiva Perú, el cual otorgó un 49 % del monto colocado a 6.519 grandes empresas y 4,9 % a 2.011 medianas empresas por un total de 31.165,4 millones de soles (Ministerio de Economía y Finanzas [MEF], 2020, p. 2).

La segunda modalidad está conformada por los créditos otorgados a las pequeñas y a las microempresas. La figura 6 muestra los seis principales bancos que ofrecen los mayores

montos, expresados en miles de millones de soles, y son los siguientes: Mibanco, Banco de Crédito del Perú, Scotiabank Perú, BBVA Perú, Interbank y el Banco Pichincha. Se puede apreciar que el monto de crédito otorgado a las pequeñas empresas es mucho mayor al de las microempresas en cinco de los seis bancos, siendo Mibanco el más balanceado.

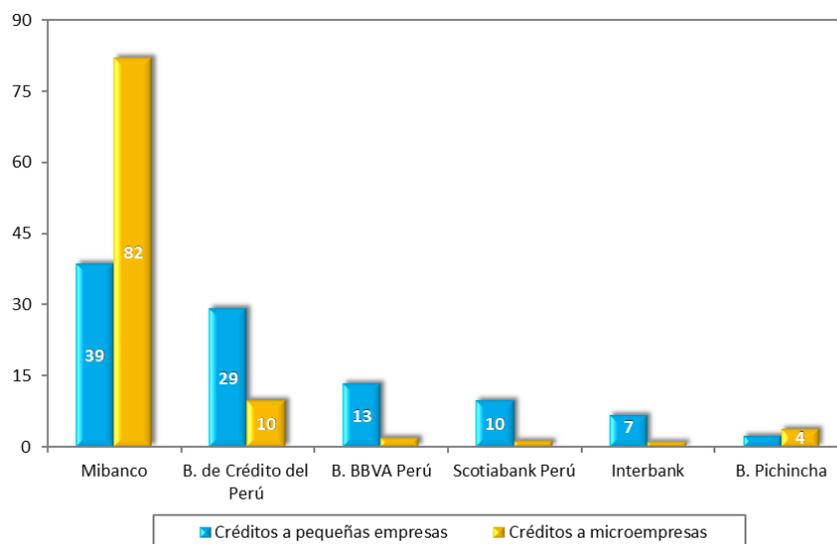
Figura 6

Créditos de segunda modalidad (expresado en miles de millones de soles)

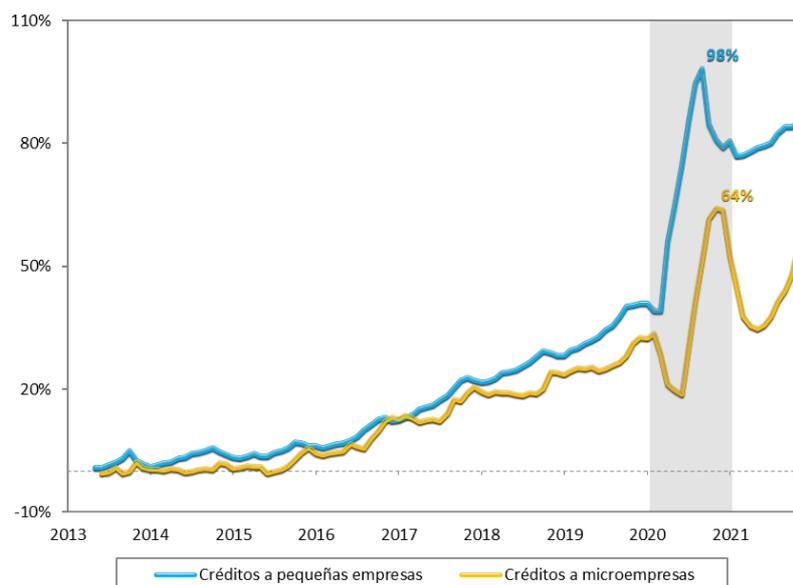


Nota. Fuente: SBS. Elaboración propia.

Luego, la figura 7 muestra cómo Mibanco tiene una participación individual del 82 % del crédito otorgado a las microempresas y de un 39 % al crédito ofrecido a las pequeñas empresas, mientras que Interbank tiene solo el 7 % de los créditos a pequeñas empresas y el Banco Pichincha el 4 % de los créditos a microempresas. El anexo 10 muestra la participación de mercado de los principales bancos para los dos tipos de créditos. Entre estos seis bancos tienen el 99,89 % de los créditos a las pequeñas empresas y el 99,93 % de los créditos a las microempresas.

Figura 7*Créditos de segunda modalidad (proporción individual)**Nota.* Fuente: SBS. Elaboración propia.

La figura 8 muestra la evolución porcentual de los dos tipos de créditos ofrecidos por el sistema financiero en moneda nacional en el mismo periodo de la modalidad anterior.

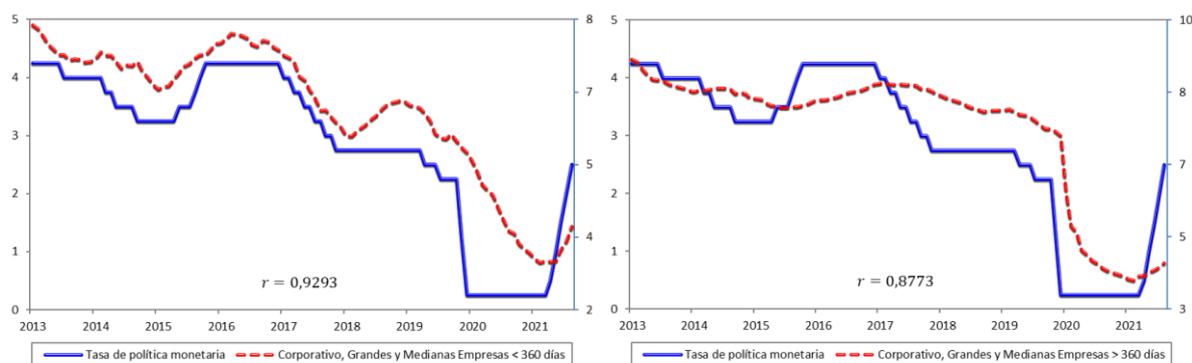
Figura 8*Créditos de segunda modalidad (tasa de crecimiento)**Nota.* Fuente: SBS. Elaboración propia.

Aquí se nota cómo los créditos a pequeñas empresas han aumentado mucho más que los créditos a microempresas, llegando al 98 % en octubre de 2020. Por otro lado, el crédito a microempresas siguió un comportamiento similar, pero en menor medida, llegando así al 64 % en noviembre de 2020. Cabe mencionar que, desde mayo de 2020, ambos créditos muestran un súbito incremento y esto se puede atribuir al plan Reactiva Perú. En donde el 31,9 % del monto colocado, fue destinado a 47.234 pequeñas empresas, mientras que el 14,2 % benefició a 445.534 microempresas. Ambos grupos recibieron 26.698,4 millones de soles (MEF, 2020). No obstante, estos incrementos fueron menores que los otorgados a los tipos de crédito de primera modalidad vistos previamente.

En este sentido, durante el periodo del *tapering* se puede observar la relación que existe entre la tasa de referencia del BCRP y las de ambas modalidades en moneda nacional, hasta 360 y más de 360 días. Por ejemplo, las siguientes figuras representan las relaciones conjuntas, de corto y largo plazo, entre la tasa de referencia y las distintas tasas activas promedio en moneda nacional. En estas, el eje de las ordenadas del lado izquierdo representa los valores de la tasa de referencia y el de la derecha a las modalidades en promedio, ambos expresados en porcentajes.

Figura 9

Tasas de primera modalidad en moneda nacional

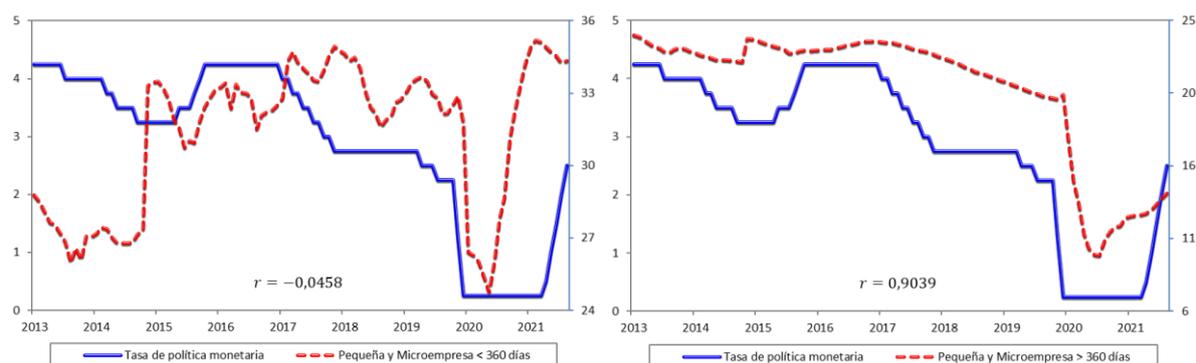


Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

La figura 9 señala la trayectoria conjunta entre la tasa de referencia y la tasa activa promedio a corporaciones, grandes y medianas empresas en soles de corto plazo, la cual tiene una correlación muy alta: 0,9293, mientras que la de largo plazo es menor, aunque también alta: 0,8773.

Figura 10

Tasas de segunda modalidad en moneda nacional

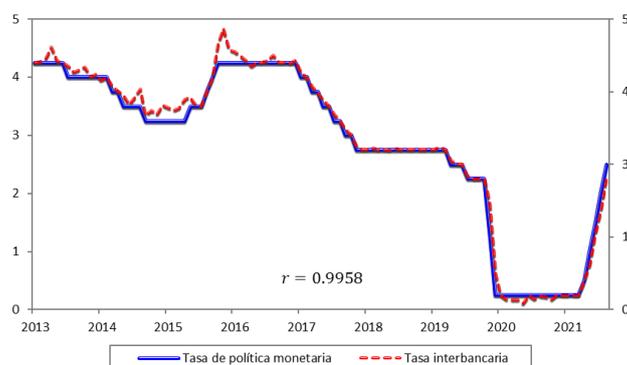


Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

La figura 10 señala trayectoria conjunta entre la tasa de referencia y la tasa activa promedio a pequeñas y microempresas en soles de corto plazo, la cual tiene una correlación negativa: -0,0458, mientras que la de largo plazo tiene una bastante alta: 0,9039.

Figura 11

Tasa de referencia y la tasa de interés interbancaria



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

La figura 11 señala la trayectoria conjunta entre la tasa de referencia y la interbancaria, así como su alta correlación: 0,9958. Esto significa que, desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2021, se han tomado decisiones adecuadas sobre el manejo de las tasas de interés para que los bancos se presten entre sí a través de la tasa interbancaria.

Luego de haber visto estas relaciones entre las distintas tasas, se utilizará la tasa interbancaria para determinar el efecto traspaso con las tasas activas promedio y se espera obtener un mayor efecto traspaso en donde hubo un alto coeficiente de correlación.

2.4. Hipótesis

2.4.1. Argumentación

Como la tasa interbancaria se encuentra al final de la etapa uno del efecto traspaso y está más cerca de las tasas comerciales de préstamo, se hará uso de esta para determinar el efecto traspaso con el resto de las tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo plazo. Esto se logrará mediante una prueba de cointegración, ya que permite saber si los residuos son estacionarios y, por lo tanto, afirmar que existe una relación de largo plazo. En ese caso se propone el siguiente modelo:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 r_{int_t} + \varepsilon_t$$

En donde r_t es la variable endógena, es decir, una de las tasas activas promedio, r_{int_t} es la tasa interbancaria, β_0 y β_1 son los parámetros que se desean estimar y ε_t representa la variable aleatoria que tiene las características de ruido blanco.

2.4.2. Enunciado de hipótesis

2.4.2.1. Hipótesis general

Las tasas activas promedio tienen un efecto traspaso mayor a uno.

2.4.2.2. Hipótesis específicas

Hipótesis específica 1

Ambas modalidades en soles hasta 360 días tienen un efecto traspaso mayor a uno.

Hipótesis específica 2

Ambas modalidades en soles a más de 360 días tienen un efecto traspaso mayor a uno.

Hipótesis específica 3

Ambas modalidades en soles hasta 360 días tienen una velocidad de ajuste menor a doce meses.

Hipótesis específica 4

Ambas modalidades en soles a más de 360 días tienen una velocidad de ajuste menor a doce meses.

Capítulo III: Metodología**3.1. Diseño de la investigación**

Esta investigación no se considera experimental porque se obtuvieron los datos de forma directa para su posterior análisis. En este sentido, se busca determinar el equilibrio con las demás tasas activas promedio de ambas modalidades en moneda nacional, hasta 360 y más de 360 días, desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2021 en el Perú. Asimismo, como se tiene data histórica, principalmente series de tiempo, se desarrollará un análisis cuantitativo a través de diversas pruebas econométricas. Es así como esta investigación será longitudinal y correlacional y se desarrollará en tres etapas para rechazar o no rechazar las cuatro hipótesis específicas previamente planteadas.

3.2. Población y muestra***3.2.1. Población objetivo***

La población objetivo de este trabajo es el Perú. Se busca determinar la magnitud del efecto traspaso en las tasas activas promedio de ambas modalidades en moneda nacional hasta 360 y más de 360 días.

3.2.2. Método de muestreo

Este trabajo es no probabilístico porque las observaciones mensuales no se escogen al azar, se consiguen de la página del BCRP. Para este estudio, el periodo empieza desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2021.

3.2.3. Tamaño de muestra

Se usa series de tiempos, mensuales, desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2021. Se tendrán 104 observaciones por cada tasa de interés.

3.3. Método de recolección de datos

3.3.1. Instrumento de medición

Se usará una fuente secundaria: la página web del BCRP. También se hará uso del programa EViews para poder trabajar las regresiones y determinar el efecto traspaso y su velocidad de ajuste.

3.4. Método de análisis de datos

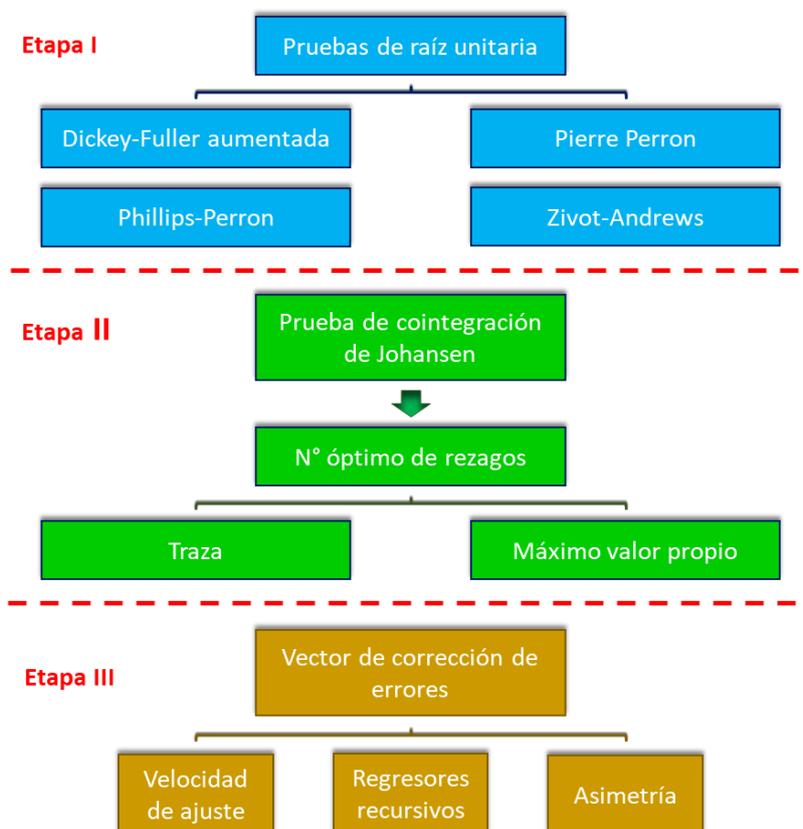
El proceso se muestra en la figura 12 y consta de tres etapas, las cuales se realizan en el siguiente orden: En la primera se evalúa si las series de tiempo tienen raíz unitaria, ya que esta condición es necesaria para que exista cointegración. Para esto se utilizan dos tipos de pruebas de raíz unitaria: aquellas que son consideradas convencionales y más empleadas como la de DFA y PP, así como otras, más rigurosas, que detectan un posible quiebre estructural como la de Zivot-Andrews y Pierre Perron. Luego se procede a la siguiente etapa con aquellas series que sí presentan raíz unitaria.

En la etapa II se desarrolla la cointegración de Johansen con cada una de las tasas activas promedio de ambas modalidades, en moneda nacional a corto y largo plazo. Sin embargo, antes de esto se determina cuántos rezagos se deben utilizar para modelar óptimamente la ecuación de vectores autorregresivos (VAR). Una vez que se tienen los rezagos

óptimos, según algún criterio en particular, se determina si existe cointegración mediante la traza o el máximo valor propio.

Figura 12

Etapas del análisis de datos



Nota. Fuente: Elaboración propia.

De haber cointegración entre ambas series, se procede a la tercera etapa en donde se calcula la velocidad de ajuste con el VEC. Asimismo, se calcula la estabilidad de la velocidad de ajuste mediante la metodología de los regresores recursivos. Por último, se determina su asimetría en cada uno de los dos regímenes cuando el indicador de demanda interna se desvía del promedio. Para la explicación de las siguientes pruebas se ha recurrido, principalmente, al libro de Enders (2014).

3.4.1. Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada

Para que exista cointegración entre las variables, primero se debe determinar que hay raíz unitaria mediante la prueba de DFA. Si se tiene una raíz unitaria, entonces no será estacionaria; por consiguiente, se tendrá una tendencia estocástica o también llamada paseo aleatorio. En este caso, el polinomio característico tiene sus raíces con valores mayores a la unidad. Es así cómo se plantea el modelo autorregresivo de la prueba en cada una de las tasas de interés:

$$\Delta r_t = a_0 + \gamma r_{t-1} + a_1 t + \sum_{k=1}^n \beta_k \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$H_0: \gamma = 0$, existe raíz unitaria; por ende, no es estacionaria.

$H_1: \gamma < 0$, no existe raíz unitaria; por ende, es estacionaria.

Aquí, primero se evaluarán los elementos determinísticos a_0 y $a_1 t$ en nivel, es decir, el intercepto y la tendencia. Para esta última, si no se rechaza $H_0: \gamma = a_1 = 0$, entonces se procede a evaluar solamente el intercepto. En este caso se plantea $H_0: \gamma = a_0 = 0$. Finalmente, se procede a evaluar una regresión pura de paseo aleatorio.

3.4.2. Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron

Esta difiere de la DFA, principalmente, en el manejo de la autocorrelación y la heterocedasticidad de los residuos. En particular, mientras que la anterior utiliza una regresión paramétrica para aproximar la estructura de un modelo $ARMA(p, q)$ de los errores en la regresión, la prueba de Phillips-Perron realiza una inducción sesgada al ignorar la autocorrelación en la regresión (Zivot y Wang, 2006).

$$\Delta r_t = \beta' D_t + \pi r_{t-1} + \varepsilon_t$$

En donde D_t es un vector determinístico de constante, tendencia, etc., π representa a $\gamma - 1$, γ es la regresión de mínimos cuadrados del modelo autorregresivo de raíz unitaria, y ε_t es $I(0)$ y puede tener heterocedasticidad. La prueba de Phillips-Perron corrige la

autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos (ε_t) de la regresión al modificar los estadísticos $t_{\pi=0}$ y $T_{\hat{\pi}}$. Estos estadísticos modificados se denotan por Z_t y Z_π :

$$Z_t = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2}} t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right) \left(\frac{T * SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right)$$

$$Z_\pi = T_{\hat{\pi}} - \frac{1}{2} \left(\frac{T^2 * SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right) (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2)$$

Lo términos $\hat{\sigma}^2$ y $\hat{\lambda}^2$ son estimadores consistentes de la varianza de los parámetros:

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E[\varepsilon_t^2]$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} S_T^2]$$

En donde $S_T = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t$ y $SE(\hat{\pi})$ es el estimado de π . La varianza muestral de los residuos $\hat{\varepsilon}_t$ es un estimador consistente de σ^2 y la varianza estimada de largo plazo de Newey-West, utilizando $\hat{\varepsilon}_t$, es un estimador consistente de λ^2 .

$H_0: \pi = 0$, los estadísticos Z_t y Z_π tienen el mismo estadístico de la distribución asintótica y el estadístico de sesgo normalizado.

$H_1: \pi \neq 0$, los estadísticos Z_t y Z_π no tienen el mismo estadístico de la distribución asintótica ni el estadístico de sesgo normalizado.

Una ventaja de la prueba de Phillips-Perron sobre la anterior es que es más robusta en corregir la heterocedasticidad de los residuos ε_t ; asimismo, no necesita especificar el número de rezagos óptimos para la regresión.

3.4.3. Prueba de raíz unitaria de Pierre Perron

Perron (1989) plantea un procedimiento para detectar raíces unitarias cuando se tiene un quiebre estructural en el periodo $t = \tau$. Tres modelos son considerados bajo la hipótesis nula: el primero permite una variación exógena de nivel (una crisis como el crac de 1929), el

segundo permite una variación exógena en la pendiente o la tasa de crecimiento (aquí menciona el choque de la crisis del petróleo en 1973) y el tercero incluye ambos cambios. Para este trabajo se utilizará el primero, es decir, un modelo con cambio en intercepto.

Las siguientes dos ecuaciones muestran las hipótesis nula y alternativa:

$$r_t = a_0 + \mu_1 D_t^P(\tau) + r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$r_t = a_0 + \mu_2 D_t^L(\tau) + a_1 t + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula tiene la raíz unitaria r_{t-1} , así como $D_t^P(\tau)$ cuyo valor es 1 en un periodo τ y 0 después. Por otro lado, la hipótesis alternativa no tiene una raíz unitaria, pero es estacionaria alrededor de una tendencia $a_1 t$; asimismo, tiene $D_t^L(\tau)$ cuyo valor es 1 desde el periodo τ en adelante.

Se procede a estimar ambas hipótesis en una sola ecuación:

$$r_t = a_0 + \gamma r_{t-1} + a_1 t + \mu_1 D_t^P(\tau) + \mu_2 D_t^L(\tau) + \varepsilon_t$$

Luego, en caso de que exista autocorrelación en los residuos ε_t , se estima la ecuación anterior agregando p rezagos del cambio de la variable r_{t-1} , en donde β_i son sus coeficientes:

$$r_t = a_0 + \gamma r_{t-1} + a_1 t + \mu_1 D_t^P(\tau) + \mu_2 D_t^L(\tau) + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

Finalmente se calcula el estadístico de la hipótesis $\gamma = 1$, es decir, si es raíz unitaria:

$$t_\gamma = \frac{\hat{\gamma} - 1}{\text{error estándar}(\gamma)}$$

Y este resultado, t_γ , se compara con el de Perron. Si el valor estimado $\hat{\gamma}$ es menor que el valor crítico se rechaza la hipótesis nula. Además, este valor crítico de Perron está condicionado a λ , es decir, al número de observaciones antes del quiebre.

3.4.4. Prueba de raíz unitaria de Zivot-Andrews

Zivot y Andrews (1992) desarrollan una prueba de raíz unitaria basada en la de Perron (1989). Este planteaba una hipótesis nula en donde la fracción del quiebre (λ) era exógena y

por eso tenía la variable dicotómica $D_t^P(\tau)$; sin embargo, Zivot y Andrews proponen una hipótesis nula en donde la serie r_t es integrada sin un quiebre estructural exógeno; además, la hipótesis alternativa es estacionaria en tendencia —similar a la de Perron—, pero esta vez se desconoce la fecha del quiebre y es estimado por el modelo.

Las siguientes dos ecuaciones muestran las hipótesis nula y alternativa:

$$r_t = a_0 + r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$r_t = a_0 + \mu_2 D_t^L(\tau) + a_1 t + \varepsilon_t$$

Se procede a estimar ambas hipótesis en una sola ecuación:

$$r_t = a_0 + \gamma r_{t-1} + a_1 t + \mu_2 D_t^L(\tau) + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

En donde $D_t^L(\tau)$ representa el cambio de nivel en la serie, $a_1 t$ es la tendencia determinística, r_{t-1} es el rezago de la serie y $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta r_{t-1}$ es el ajuste de los rezagos. Además, como la fracción de quiebre es endógena, ahora $D_t^L(\tau)$ depende de la proporción de datos (λ) anteriores al cambio estructural: $D_t^L(\lambda) = I(t > \lambda T)$, aquí T es el total de observaciones.

Finalmente se calcula el estadístico de la hipótesis $\gamma = 1$, es decir, si es raíz unitaria:

$$t_\gamma(\lambda) = \frac{\hat{\gamma} - 1}{\text{error estándar}(\gamma)}$$

En este caso, $\hat{\gamma}$ va a depender de la fracción de quiebre λ : $t_\gamma(\lambda)$. Entonces se procede a estimar aquella fracción de quiebre $\hat{\lambda}$ como posible valor de λ que permita rechazar la hipótesis de que la serie tiene una raíz unitaria:

$$\hat{\lambda} = \min_{\lambda \in (0,1)} [t_\gamma(\lambda)]$$

Y este resultado mínimo, $t_\gamma(\lambda)$, se compara con el valor crítico de Zivot y Andrews. Si el valor estimado $\hat{\lambda}$ es menor, entonces se rechaza la hipótesis nula.

3.4.5. Prueba de cointegración de Johansen

Esta metodología se fundamenta en un sistema de ecuaciones VAR de orden p ; por lo que primero se tiene que determinar cuántos rezagos se deben incorporar. Para esto se tendrán en cuenta tres criterios, principalmente, el de Schwartz, ya que este es el más parsimonioso. La ecuación de la prueba es la siguiente:

$$\Delta r_t = \pi r_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \pi_k \Delta r_{t-k} + \varepsilon_t$$

Donde la matriz $\pi = \sum_{k=1}^p A_k - I$ y su rango indican los vectores propios. De esta forma, Johansen plantea dos pruebas para determinar cuántos vectores de cointegración pueden existir.

La primera plantea los siguientes valores propios de la matriz π .

$$\lambda_{traza}(s) = -T \sum_{k=s+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_k)$$

H_0 : los vectores de cointegración son menores o iguales a s .

H_1 : los vectores de cointegración son mayores a s .

En donde T es el número de observaciones y $\hat{\lambda}_i$ son las estimaciones de los valores propios de la matriz π . Entonces, en el caso de que el mayor de los $\hat{\lambda}_i$ sea cercano a cero, el resultado de $\lambda_{traza}(s)$ también sería muy pequeño y no superaría al valor crítico. Por lo tanto, no se rechaza H_0 , entonces los vectores de cointegración son cero. Si el $\hat{\lambda}_i$ es cercano a uno, entonces el $\lambda_{traza}(s)$ será un estadístico que supere al valor crítico y se rechaza la H_0 .

La segunda toma en cuenta solo el máximo valor propio de la matriz π .

$$\lambda_{max}(s, s+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{s+1})$$

H_0 : los vectores de cointegración son menores o iguales a s .

H_1 : los vectores de cointegración son mayores a $s+1$.

En donde $\hat{\lambda}_{s+1}$ representa el máximo valor propio y, dependiendo de este, el $\lambda_{max}(s, s + 1)$ puede superar el valor crítico, rechazando así H_0 . De lo contrario no se rechaza H_0 y los vectores de cointegración son menores o iguales a s .

3.4.6. Modelo de corrección de errores

Este modelo complementa la prueba de cointegración de Johansen. Es decir, si las series r_t y r_{int_t} cointegran, entonces se formará el vector de cointegración normalizado: $[1, -\beta]$. Por consiguiente, el VEC explica cómo las desviaciones en el corto plazo de las variables r_t y r_{int_t} están influenciadas por sus desviaciones con respecto al equilibrio de largo plazo hallado en la cointegración. Es decir, si una de las series se desvía de su relación de equilibrio, se desea conocer cómo van a responder ambas series. Por ejemplo, en el siguiente sistema de dos ecuaciones:

$$\Delta r_t = \alpha_r (r_{t-1} - \beta r_{int_{t-1}}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta r_{int_t} = \alpha_i (r_{t-1} - \beta r_{int_{t-1}}) + \varepsilon_t$$

Se observa que el Δr_t está en función a la relación de equilibrio $(r_{t-1} - \beta r_{int_{t-1}})$ y si, por alguna razón, r_{t-1} aumenta se puede medir el efecto sobre el Δr_t a través de α_r . De forma análoga, el Δr_{int_t} se puede medir a través de α_i cuando hay una desviación del equilibrio.

También se puede plantear el modelo como vectores autorregresivos en donde se incorporan los rezagos de las variaciones Δr_t y Δr_{int_t} :

$$\Delta r_t = a_{10} + \alpha_r (r_{t-1} - \beta r_{int_{t-1}}) + \sum_{k=1}^n a_{11}(k) \Delta r_{t-k} + \sum_{k=1}^n a_{12}(k) \Delta r_{int_{t-k}} + \varepsilon_t$$

$$\Delta r_{int_t} = a_{20} + \alpha_i (r_{t-1} - \beta r_{int_{t-1}}) + \sum_{k=1}^n a_{21}(k) \Delta r_{t-k} + \sum_{k=1}^n a_{22}(k) \Delta r_{int_{t-k}} + \varepsilon_t$$

Los parámetros α_r y α_i son conocidos como los coeficientes de velocidad de ajuste cuando ocurre una desviación del equilibrio. Y según Hendry (1995), la velocidad de

convergencia se puede interpretar como el número promedio de periodos (en meses) que requiere r_t para retornar a su equilibrio mediante la siguiente ecuación:

$$\text{velocidad de ajuste} = \frac{-(\beta_1 - \sum_{k=1}^n a_{12}(k))}{\beta_1 * \alpha_r}$$

3.4.7. Regresiones recursivas

Zivot y Wang (2006) explican que los análisis de regresiones recursivas a las series de tiempo son utilizados, principalmente, para identificar qué tan estable es el modelo a través del periodo de estudio. Para esto se hace uso de una estimación de los parámetros mediante una ventana móvil sobre una muestra fija. Si estos son correctos, entonces estos no deberían variar mucho a través de toda la muestra; sin embargo, si estos oscilan en algún momento, entonces las estimaciones recursivas deberían capturar este cambio.

En general, la regresión recursiva es una metodología que permite abordar las regresiones utilizando una pequeña muestra del total de los datos al variar desde el comienzo hasta el final con una ventana móvil. Por ejemplo, si se tiene la siguiente estimación de mínimos cuadrados, las regresiones recursivas serían las siguientes:

$$r_{t_i} = \beta_{0_i} + \beta_{1_i} r_{int_{t,i}} + \varepsilon_{t,i} \quad \forall i = 1, 2, \dots, n$$

En donde r_t es la variable dependiente, r_{int_t} es el vector de variables independientes, β_0 y β_1 son parámetros, ε_t es el término de error e i es el número de las regresiones recursivas. Asimismo, si el número total de observaciones es N , la muestra que varía es w , y los incrementos por intervalo o en cada periodo de tiempo es d , entonces el número total de regresiones recursivas sería:

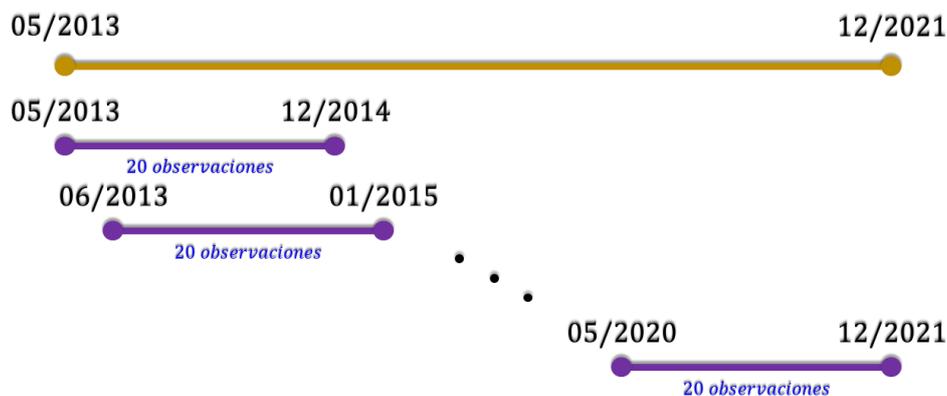
$$n = \left\lfloor \frac{N - w}{d} \right\rfloor + 1$$

En donde $\lfloor X \rfloor$ se refiere al piso de X , es decir, el entero más grande menor o igual a X . Además, en muchos casos, las estimaciones son realizadas en incrementos de comienzo a fin

en puntos de uno, es decir, se tiene $d = 1$. Por lo tanto, se plantea que $n = N - w + 1$ en donde $t, i \in [i, i + w - 1]$ para todo i .

Figura 13

Estimación de regresiones recursivas



Nota. Fuente: EViews (2016). Elaboración propia

Se usaron 104 observaciones, desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2021, y se escogió una ventana móvil con 20 observaciones. La figura 13 muestra cómo se realizaron las regresiones: el primer periodo abordó desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2014; el segundo, desde junio de 2013 hasta enero de 2015 y así sucesivamente hasta el último periodo desde mayo de 2020 hasta diciembre de 2021. Entonces, el número total de regresiones —las 104 de observaciones de la muestra menos las 20 observaciones de la ventana móvil más uno— para cada parámetro estimado es de 85.

Con respecto a la elección de los parámetros para la regresión recursiva, es recomendable escoger intervalos pequeños, por eso $d = 1$. Asimismo, para la ventana móvil, Su y Hwang (2009) mencionan que cuanto más pequeña esta sea más detallada será el movimiento de los parámetros estimados que varían en el tiempo, mientras que ventanas móviles más grandes dificultan determinar los cambios estructurales en la muestra. Por esta razón se escogió $w = 20$.

3.4.8. Modelo autorregresivo con umbral

Este es un modelo de transición determinística, en donde el cambio de régimen es observable. Por régimen se entiende un estado diferente de la economía; es decir, la serie de tiempo presenta un comportamiento no lineal, lo cual implica diferentes propiedades, principalmente en su varianza y media (Brufman et al., 2017). En este modelo los cambios de régimen están generados por una variable de transición observable y exógena: el indicador de demanda interna (d_{int_t}), el cual cruza un umbral c y está determinado según algún criterio. Para este trabajo se promediaron las 104 observaciones: 2,9530, las cuales son variaciones porcentuales anualizadas y se obtuvieron del BCRP.

Es así como una vez hallado el vector de corrección de errores, se busca determinar si existe asimetría en la velocidad de ajuste de corto plazo cuando el indicador de la demanda interna está por encima o debajo del promedio. Según Krolzig (2002), se puede plantear el siguiente proceso generador de datos:

$$\Delta r_t = [\alpha_{1,r}(r_{t-1} - \beta r_{int_{t-1}})](1 - I(d_{int_t}, c)) + [\alpha_{2,r}(r_{t-1} - \beta r_{int_{t-1}})](I(d_{int_t}, c)) + \varepsilon_t$$

En ambos casos se utiliza la siguiente función indicador:

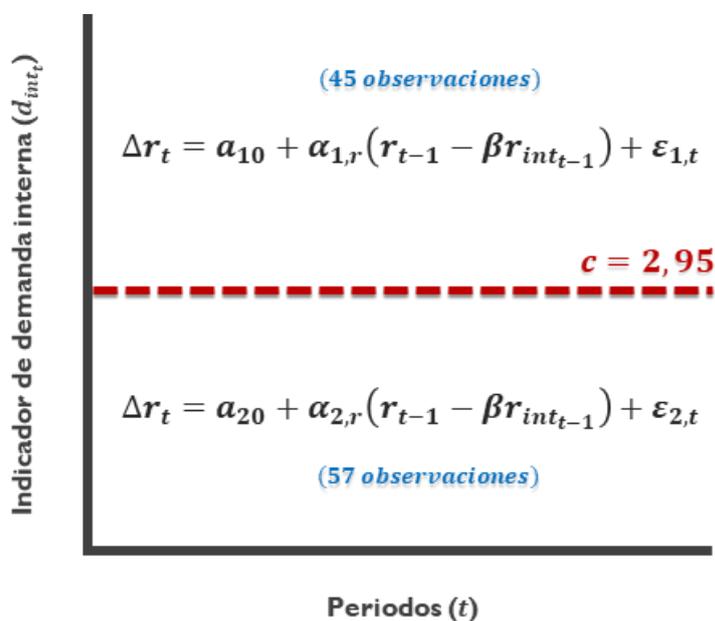
$$I(d_{int_t}, c) = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{int_t} > c \\ 0 & \text{si } d_{int_t} \leq c \end{cases}$$

En donde $\alpha_{1,r}$ representa el coeficiente de asimetría para el régimen cuando la demanda interna, d_{int_t} , está por encima del umbral, es decir, se encuentra en un escenario de inflación o sobreproducción. Por otro lado, $\alpha_{2,r}$ representa el coeficiente de asimetría cuando d_{int_t} está por debajo del umbral, es decir, se tiene una coyuntura de baja producción o recesión.

La figura 14 muestra una idea general de lo que se está planteando. Aquí, el umbral de 2,9530 permite obtener un número de observaciones mayor a 30 y proporcionalmente similares en número para cada régimen: 45 observaciones para una economía con sobreproducción y 57 observaciones con baja producción.

Figura 14

Esquema del modelo autorregresivo con umbral



Nota. Fuente: Elaboración propia

Capítulo IV: Análisis de resultados

4.1. Análisis descriptivo

Las variables de esta investigación se señalan en la tabla 1. Se las ha dividido, principalmente, en dos grupos de tasas activas promedio y en un grupo de macroeconómicas. El primero corresponde a corporaciones, grandes y medianas empresas, en moneda nacional, así como hasta 360 y más de 360 días. El segundo representa a las pequeñas y microempresas en moneda nacional, ambas hasta 360 y más de 360 días. El tercero contiene a la tasa interbancaria y al indicador de demanda interna.

Por otro lado, las estadísticas descriptivas de las cuatro tasas activas promedio y de los dos indicadores macroeconómicos se señalan en la tabla 2. En esta se ve que las tasas a pequeñas y microempresas en moneda nacional, hasta 360 y más de 360 días son, en promedio, las más alta de todas con 31,37 % y 20,56 % respectivamente. Según Choy et al. (2015), esto se debe a su bajo poder de negociación y al mayor riesgo crediticio por vender al menudeo.

Tabla 1

Descripción de las tasas de interés activas promedio

Clasificación de empresas según modalidad, tipo de moneda y plazo			
	Pequeñas y microempresa en moneda nacional	Pequeñas y microempresa en moneda nacional	
$cgm_{mn_{cp}}$	Tasa activa promedio hasta 360 días	$mype_{mn_{cp}}$	Tasa activa promedio hasta 360 días
$cgm_{mn_{lp}}$	Tasa activa promedio a más de 360 días	$mype_{mn_{lp}}$	Tasa activa promedio a más de 360 días
Macroeconómicas			
r_{int_t}	Tasa de interés interbancaria	d_{int_t}	Indicador de demanda interna

Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Tabla 2*Estadística descriptiva de las tasas de interés activas promedio*

	$cgm_{mn,cp}$	$cgm_{mn,ip}$	$mype_{mn,cp}$	$mype_{mn,ip}$	$r_{int,t}$	$d_{int,t}$
Promedio	6,16	7,36	31,37	20,56	2,86	2,95
Mediana	6,58	8,06	32,47	22,65	3,25	2,87
Máximo	7,88	9,04	35,20	24,05	4,25	52,48
Mínimo	2,97	3,70	24,76	9,64	0,25	-34,63
Asimetría	-1,02	-1,50	-0,72	0,67	-0,93	1,17
Curtosis	-0,04	0,57	-0,97	-1,50	-0,34	11,14
Desviación estándar	1,40	1,62	3,00	4,28	1,36	9,91

Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

4.2. Resultados de las pruebas de raíz unitaria

La tabla 3 señala las pruebas convencionales, como la de DFA y PP, para las tasas de interés activas promedio. En algunas de estas se escogieron, automáticamente, los rezagos a través del criterio de Schwartz; sin embargo, en otras se tuvo que seleccionar cuántos rezagos había que utilizar para que el resultado del Durbin Watson sea lo más cercano a dos y no haya autocorrelación en los residuos.

En todas las series se prosiguió con la metodología sugerida; es decir, primero, se aplicó la prueba con tendencia e intercepto; si su valor de significancia era superior al 5 %, entonces se proseguía con la prueba de solamente intercepto. En este caso su nivel de significancia también resultó mayor al 5 %, y por eso se evaluaron sin tendencia ni intercepto, obteniendo así un nivel de significancia menor al 5 %.

En este último paso también se concluye que ninguna presentaba estacionariedad, es decir, poseían raíz unitaria, eran integradas de orden uno y podían ser utilizadas para el análisis de cointegración. Esto se evidencia cuando se vuelve a aplicar las pruebas de DFA y PP a todas las series, pero esta vez ya no en nivel, sino luego de haber sido integradas de orden uno, y se rechaza la hipótesis nula al 1 %. Es decir, las raíces del polinomio característico sí se encuentran dentro del círculo unitario, lo que lo hace un proceso estocástico estable.

Ahora bien, no se hizo ninguna de las pruebas convencionales al indicador de la demanda interna (d_{int_t}), ya que esta variable macroeconómica se utilizará para un análisis posterior: el de asimetría, luego de haber hallado el VEC. Por último, los resultados obtenidos en EViews para las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron se encuentran desde el anexo 11 al 13.

Tabla 3

Resultados de las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller y Phillips-Perron

Empresas	Dickey-Fuller aumentada				Pierre Perron			
	Rezagos	t-estadístico	Prob.	t-estadístico	Prob.	Valor 5 %	Valor 1 %	
$cgm_{mn_{cp}}$	2	-0,8704	0,3366	-1,7663	0,0735	-1,9440	-2,5881	
$\Delta cgm_{mn_{cp}}$	1	-2,8333*	0,0050	-4,0375*	0,0001	-1,9440	-2,5881	
$cgm_{mnl_{ip}}$	1	-1,5051	0,1234	-1,6739	0,0889	-1,9440	-2,5876	
$\Delta cgm_{mnl_{ip}}$	0	-5,4092*	0,0000	-5,2868*	0,0000	-1,9440	-2,5878	
$mype_{mn_{cp}}$	1	0,2687	0,7620	0,2376	0,7532	-1,9440	-2,5876	
$\Delta mype_{mn_{cp}}$	0	-5,5698*	0,0000	-8,1153*	0,0000	-1,9440	-2,5878	
$mype_{mnl_{ip}}$	2	-0,9665	0,2964	-1,2374	0,1972	-1,9440	-2,5881	
$\Delta mype_{mnl_{ip}}$	1	-3,5561*	0,0005	-4,8335*	0,0000	-1,9440	-2,5883	
Macroeconómicas								
r_{int_t}	1	-1,0171	0,2762	-1,1313	0,2333	-1,9440	-2,5876	
Δr_{int_t}	0	-5,7777*	0,0000	-5,7499*	0,0000	-1,9440	-2,5878	

Nota. (*) representa el rechazo de la raíz unitaria al 1 %.

Por otro lado, es importante mencionar que la prueba de DFA está sesgada a no rechazar la hipótesis nula. Según Perron (1989), muchas de las series de tiempo macroeconómicas no se caracterizan por tener raíz unitaria; en otras palabras, las fluctuaciones retornan a su tendencia determinística luego de pequeños y frecuentes choques. Por esta razón se realizaron dos pruebas de raíz unitaria adicionales que toman en cuenta un quiebre estructural: Zivot-Andrews y Pierre Perron.

La tabla 4 señala los valores obtenidos. La mayoría de las series presentan raíz unitaria con un quiebre en intercepto. Esto se concluye porque el valor del estadístico hallado es mayor al 5 %. Sin embargo, la tasa activa promedio a corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional a más de 360 días (cgm_{mnlp}) y la tasa activa promedio a pequeñas y microempresas en moneda nacional a más de 360 días ($mype_{mnlp}$) rechazan la hipótesis nula. La primera serie obtuvo un estadístico de -11,7605 y -12,2670 en la prueba de Zivot-Andrews y Pierre Perron respectivamente y en ambos casos se rechazó la hipótesis nula al 1 %. En la segunda serie se obtuvo un estadístico de -8,4216 y -9,0357 en cada prueba, rechazándose, también, la hipótesis nula al 1 %. Por lo tanto, estas dos series serían estacionarias alrededor de una tendencia.

Asimismo, estas pruebas señalan las fechas del quiebre y se tomarán en cuenta, posteriormente, para incorporar en el modelo las variables dicotómicas correspondientes para el análisis de cointegración (Mazur y Ramírez, 2013). De este modo se tiene que, según las pruebas de DFA y PP, todas las tasas activas promedio y la tasa interbancaria presentan raíces unitarias y las pruebas de Zivot-Andrews y Pierre Perron ayudan a identificar el posible quiebre en cada serie. Por último, los resultados obtenidos en EViews para las pruebas de raíz unitaria con quiebre estructural de Zivot-Andrews y Pierre Perron desde el anexo 14 al 16.

Tabla 4

Resultados de las pruebas de raíz unitaria de Zivot-Andrews y Pierre Perron

Empresas	Zivot-Andrews				Pierre Perron			
	Rezagos	t-estadístico	Valor 5 %	Valor 1 %	Rezagos	t-estadístico	Valor 5 %	Valor 1 %
$cgm_{mn_{cp}}$	2	-4,0846	-4,93	-5,34	3	-4,3358	-4,8598	-5,3476
$cgm_{mn_{lp}}$	1	-11,7605*	-4,93	-5,34	3	-12,2670*	-4,8598	-5,3476
$mype_{mn_{cp}}$	2	-4,0977	-4,93	-5,34	2	-4,0766	-4,8598	-5,3476
$mype_{mn_{lp}}$	1	-8,4216*	-4,93	-5,34	8	-9,0357*	-4,8598	-5,3476
Macroeconómicas								
r_{int_t}	1	-2,4397	-4,93	-5,34	1	-2,4416	-4,8598	-5,3476

Nota. (*) Indica el rechazo de la hipótesis nula al 1 %.

4.3. Resultados de las pruebas de cointegración

Al tener todas las series integradas de orden uno, se prosiguió con la metodología de Johansen, la cual considera un sistema de ecuaciones para hallar una combinación lineal entre las series. Además, para cada prueba de cointegración se seleccionaron dos variables dicotómicas: una que corresponde al mes de mayo de 2020, ya que en aquel entonces la tasa interbancaria cae hasta niveles cercanos a cero y, como muestra el anexo 17, su serie de residuos presenta un choque bastante negativo en ese periodo (alcanzando -1,04); la otra corresponde a una de las fechas sugeridas por las pruebas de raíz unitaria con quiebre estructural de Zivot-Andrews y Pierre Perron.

Luego de incluir las variables dicotómicas al modelo, se seleccionaron los rezagos según uno de los siguientes tres criterios: el de Akaike, Schwartz y Hannan Queen. Después, se trabajó la cointegración entre cada una de las tasas activas promedio. Los resultados de la cointegración, la traza y el máximo valor propio, se señalan en la tabla 5.

En todas las pruebas se rechaza, al 5 % de significancia; la hipótesis nula en la prueba de la traza establece que no existe ninguna ecuación de cointegración. Entonces, al rechazarla significa que sí hubo, al menos, una relación de equilibrio entre todas las tasas activas promedio con la tasa interbancaria, especialmente en la tasa activa promedio a corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional hasta 360 días ($cgm_{mn_{cp}}$) con un estadístico de 22,4773 y un valor probabilístico de 0,0038.

Con respecto a los resultados obtenidos en la prueba del máximo valor propio, al 5 % de significancia, no se rechaza la hipótesis nula de que no existe cointegración en ninguno de los casos. Por último, la siguiente sección explica cada una de las pruebas de cointegración, y los resultados obtenidos en EViews se encuentran desde el anexo 18 hasta el 21.

Tabla 5

Resultados de las pruebas de cointegración de Johansen

Empresas	Rezagos	Traza			Máximo valor propio				
		$H_0: r = 0$	Prob.	$H_0: r \leq 1$	Prob.	$H_0: r = 0$	Prob.	$H_0: r \leq 1$	Prob.
$cgm_{mn_{cp}}$	2	22,4773**	0,0038	10,0082**	0,0016	12,4691	0,0943	10,0082	0,0016
$cgm_{mn_{lp}}$	6	17,3690*	0,0258	4,6300*	0,0314	12,7390	0,0859	4,6300	0,0314
$mype_{mn_{cp}}$	4	19,4926*	0,0118	8,3155**	0,0039	11,1771	0,1456	8,3155	0,0039
$mype_{mn_{lp}}$	2	15,9880*	0,0421	5,4701*	0,0193	10,5180	0,1801	5,4701	0,0193

Nota. (*) y (**) indican el rechazo de la hipótesis nula al 5 % y al 1 % respectivamente.

4.3.1. Créditos de primera modalidad

4.3.1.1. En moneda nacional hasta 360 días

Para la primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días ($cgm_{mn_{cp}}$), primero se añadió la variable dicotómica para la fecha de quiebre sugerida por la prueba de Pierre Perron: 2020m2, junto con 2020m4; luego se eligió la cantidad de rezagos. Como se observa en el anexo 18, tanto el criterio de Akaike, Schwartz y Hannan Queen señalan que el número ideal debería ser dos; así que se escogió este para verificar si existía cointegración.

El mismo anexo y la tabla 5 señalan lo obtenido en la prueba de la traza. Allí se observa que, al 1 % de significancia, existe cointegración con un estadístico de 22,4773 y una probabilidad de 0,0038; así como también hay cointegración con un estadístico de 10,0082 y una probabilidad de 0,0016, es decir, hay dos ecuaciones de cointegración. Esto significa que existen dos relaciones de equilibrio con la tasa interbancaria.

Asimismo, considerando el máximo valor propio, se muestra que, al 5 % de significancia, no existe ninguna ecuación de cointegración —aunque sí al 10 %— con un estadístico de 12,4691 y una probabilidad de 0,0943. Por consiguiente, no habría equilibrio con la tasa interbancaria. Se tomará la prueba de la traza para afirmar que sí existe cointegración con la tasa interbancaria.

4.3.1.2. En moneda nacional a más de 360 días

Para la primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días ($cgm_{mn_{lp}}$), primero se añadió la variable dicotómica para la fecha de quiebre sugerida por la prueba de Pierre Perron: 2020m5, junto con 2020m4; luego se eligió la cantidad de rezagos. Como se observa en el anexo 19, tanto el criterio de Akaike, Schwartz y Hannan Queen señalan diferentes números: ocho, cuatro y seis respectivamente. Se escogieron seis para verificar si existía cointegración.

El mismo anexo y la tabla 5 señalan lo obtenido en la prueba de la traza. Allí se observa que, al 5 % de significancia, existe una ecuación de cointegración con un estadístico de 17,3690 y una probabilidad de 0,0258; así como también existe una ecuación más de cointegración con un estadístico de 4,6300 y una probabilidad de 0,0314, es decir, hay dos ecuaciones de cointegración. Esto significa que existen dos relaciones de equilibrio con la tasa interbancaria.

Asimismo, considerando el máximo valor propio, se tiene que, al 5 % de significancia, no existe ninguna ecuación de cointegración —aunque sí al 10 %— con un estadístico de 12,7390 y una probabilidad de 0,0859. Por consiguiente, no habría equilibrio con la tasa interbancaria. Se tomará la prueba de la traza para afirmar que sí existe cointegración con la tasa interbancaria.

4.3.2. Créditos de segunda modalidad

4.3.2.1. En moneda nacional hasta 360 días

Para la segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días ($mype_{mn_{cp}}$), primero se añadió la variable dicotómica para la fecha de quiebre sugerida por la prueba de Pierre Perron: 2015m3, junto con 2020m4; luego se eligió la cantidad de rezagos. Como se observa en el anexo 20, tanto el criterio de Akaike, Schwartz y Hannan Queen señalan que el número ideal debería ser dos; así que se escogió este para verificar si existía cointegración.

En el mismo anexo se muestra lo obtenido en la prueba de la traza. Allí se observa que, al 5 % de significancia, no existe ninguna ecuación de cointegración con un estadístico de 11,8211 y una probabilidad de 0,1657. Asimismo, considerando la prueba del máximo valor propio, se tiene que, al 5 % de significancia, tampoco existe ninguna ecuación de cointegración con un estadístico de 7,9751 y una probabilidad de 0,3812. Por consiguiente, no habría equilibrio de largo plazo con la tasa interbancaria.

Ahora bien, como se observa en el mismo anexo, utilizando la otra fecha de quiebre sugerida por la prueba de Zivot-Andrews: 2015m2, los criterios de Akaike y Hannan Queen

señalan cuatro rezagos, mientras que el de Schwartz dos; así que se escogieron cuatro para verificar si existía cointegración con la tasa interbancaria.

En la tabla 5, los resultados de la traza muestran que, al 5 % de significancia, existe una ecuación de cointegración con un estadístico de 19,4926 y una probabilidad de 0,0118; así como también existe una ecuación de cointegración más con un estadístico de 8,3155 y una probabilidad de 0,0039, es decir, hay dos ecuaciones de cointegración. Esto significa que existen dos relaciones de equilibrio con la tasa interbancaria.

Asimismo, considerando la prueba del máximo valor propio, se tiene que, al 5 % de significancia, no existe ninguna ecuación de cointegración con un estadístico de 11,1771 y una probabilidad de 0,1456. Por consiguiente, no habría equilibrio con la tasa interbancaria. Se tomará la prueba de la traza para afirmar que sí existe cointegración con la tasa interbancaria.

4.3.2.2. En moneda nacional a más de 360 días

Para la segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días ($mtype_{mn_{tp}}$), primero se añadió la variable dicotómica para la fecha de quiebre sugerida por la prueba de Pierre Perron: 2020m5, junto con 2020m4; luego se eligió la cantidad de rezagos. Como se observa en el anexo 21, tanto el criterio de Akaike, Schwartz y Hannan Queen señalan que el número ideal de rezagos debería ser dos; así que se escogió este para verificar si existía cointegración.

El mismo anexo y la tabla 5 señalan lo obtenido por la traza. Allí se tiene que, al 5 % de significancia, existe una ecuación de cointegración con un estadístico de 15,9880 y una probabilidad de 0,0421; así como también hay una más con un estadístico de 5,4701 y una probabilidad de 0,0193, es decir, hay dos ecuaciones de cointegración. Esto significa que existen dos relaciones de equilibrio con la tasa interbancaria.

Asimismo, considerando la prueba del máximo valor propio, se tiene que, al 5 % de significancia, no existe ninguna ecuación de cointegración con un estadístico de 10,5180 y una probabilidad de 0,1801. Por consiguiente, se concluye que no habría equilibrio con la tasa

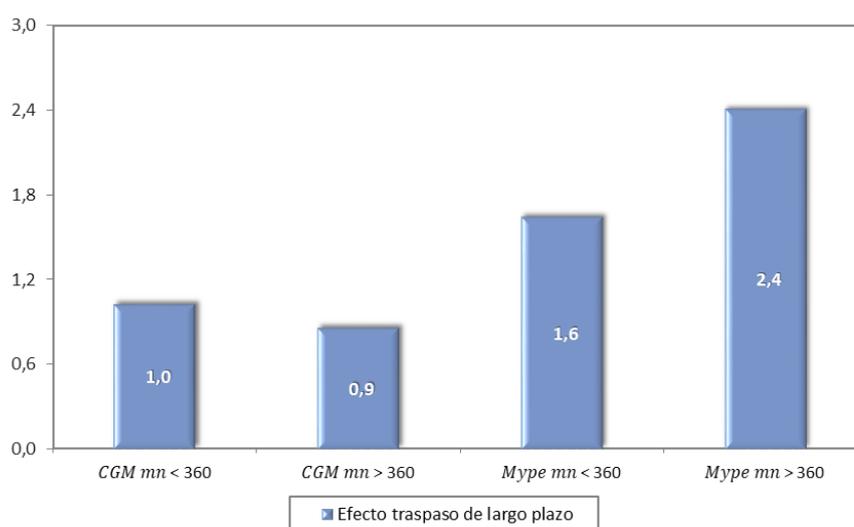
interbancaria. Se tomará la prueba de la traza para afirmar que sí existe cointegración con la tasa interbancaria.

4.4. Resultados del vector de corrección de errores

Como todas las tasas de interés activas promedio cointegran con la tasa interbancaria, se procedió a calcular el efecto traspaso de largo plazo. La figura 15 muestra los cuatro coeficientes para los créditos de ambas modalidades. Aquí se observa que tres de estos resultaron ser completos, es decir, mayor a uno, mientras que uno, incompleto. Además, los créditos de primera modalidad tuvieron los coeficientes más bajos. Por otro lado, los de segunda modalidad correspondientes a las tasas activas promedio a pequeñas y microempresas tuvieron los coeficientes más altos, principalmente la tasa de interés a más de 360 días.

Figura 15

Efecto traspaso de largo plazo de ambas modalidades



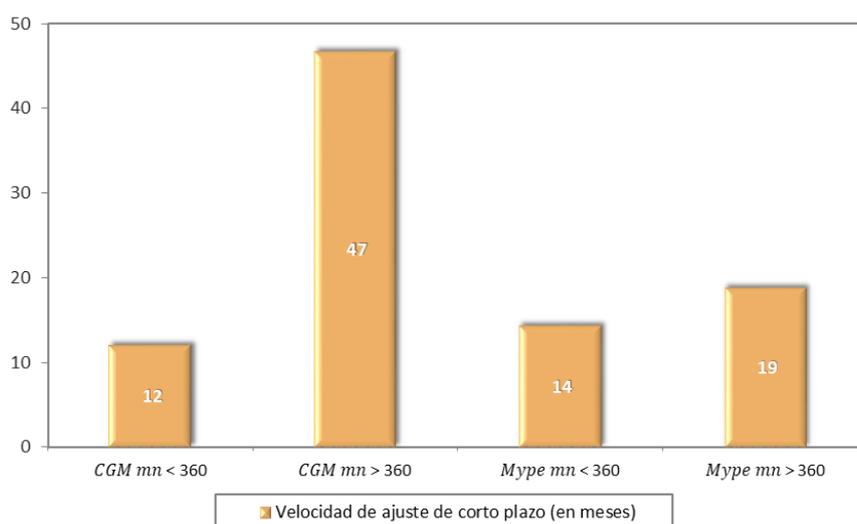
Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

También, se realizó la prueba del mecanismo de corrección del vector de errores, el cual muestra la persistencia de los rezagos y el tiempo de velocidad de ajuste de corto plazo. Este último explica cuánto tiempo tomaría a la variación de cada una de las variables para converger hacia el equilibrio cuando ocurre una desviación por un choque transitorio.

En la figura 16 se observa que dos de estos corresponden a las tasas activas promedio hasta 360 días y toman, aproximadamente, un año: entre 12 y 14 meses; por otro lado, los dos créditos correspondientes a las tasas activas promedio a más de 360 días toman más de un año y medio: 19 y 47 meses. Además, las tasas activas promedio a pequeñas y microempresas tuvieron, en general, una velocidad de ajuste más rápida que la de primera modalidad a más de 360 días, aunque más lenta a la tasa hasta 360 días.

Figura 16

Velocidad de ajuste de corto plazo de ambas modalidades



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Por último, los resultados obtenidos en EViews para las pruebas del vector de corrección de errores se encuentran desde el anexo 22 al 25. Asimismo, la tabla 6 muestra los coeficientes exactos obtenidos en cada una de las pruebas, así como su nivel de significancia. Y en la siguiente sección se explica, detalladamente, el cálculo del efecto traspaso y del coeficiente de velocidad de ajuste de corto plazo para cada una de las tasas activas promedios de las dos modalidades.

Tabla 6

Resultados de las pruebas del efecto traspaso y la velocidad de ajuste

Empresas	Efecto traspaso de largo plazo			Velocidad de ajuste de corto plazo			
	Coefficiente	t-estadístico	Prob.	Coefficiente	t-estadístico	Prob.	Meses
$cgm_{mn_{cp}}$	1,0268	-12,6309***	0,0001	-0,0753	-3,4998***	0,0007	12,0957
$cgm_{mn_{lp}}$	0,8593	-5,8900***	0,0001	-0,0214	-2,6727***	0,0088	46,7443
$mype_{mn_{cp}}$	1,6419	-2,0329**	0,0448	-0,0453	-1,9196*	0,0578	14,3162
$mype_{mn_{lp}}$	2,4053	-6,8420***	0,0001	-0,0529	-2,8212***	0,0058	18,8929

Nota. (*), (**), (***) indican el rechazo de la hipótesis nula al 10 %, 5 % y al 1 % respectivamente.

4.4.1. Créditos de primera modalidad

4.4.1.1. En moneda nacional hasta 360 días

Para la tasa activa promedio a corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional hasta 360 días, se tiene el siguiente vector de cointegración normalizado:

$$[1 \quad -3,1783 \quad -1,0268]$$

En donde $\beta_0 = -3,1783$, $\beta_1 = -1,0268$ y despejando la ecuación se obtiene: $cgm_{mn_{cp}} = 3,1783 + 1,0268r_{int}$. De esta forma, el efecto traspaso es 1,0268, es decir, completo. Adicionalmente, se halló el VEC. Los resultados se encuentran en el anexo 22 y se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta cgm_{mn_{cp}} = & -0,0131 - 0,0753 \left(cgm_{mn_{cpt-1}} - 1,0268r_{int_{t-1}} \right) + 0,5339\Delta cgm_{mn_{cpt-1}} \\ & + 0,0910\Delta r_{int_{t-1}} - 0,1657D_{2020m2} + 0,0298D_{2020m4} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La ecuación anterior muestra cómo ante un desequilibrio en la relación de cointegración, expresada así: $\left(cgm_{mn_{cpt-1}} - 1,0268r_{int_{t-1}} \right)$, se tendría un impacto negativo de 0,0753 sobre la variación de la tasa activa promedio a corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional hasta 360 días para que vuelva a converger con la tasa interbancaria.

Así, la velocidad de ajuste sería, aproximadamente, 7,53 % en cada periodo hasta llegar al equilibrio. Asimismo, según la fórmula de Hendry se puede obtener el número de meses utilizando $\beta_1 = -1,0268$, $\alpha_r = -0,0753$ y los rezagos significativos de la variación de la tasa interbancaria ($\Delta r_{int_{t-k}}$):

$$velocidad\ de\ ajuste = \frac{-(1,0268 - 0,0910)}{1,0268 * (-0,0753)} = 12,0957\ meses$$

Por lo tanto, tomaría, aproximadamente, 12 meses para que ambas tasas vuelvan a su relación de convergencia después de un choque transitorio.

4.4.1.2. En moneda nacional a más de 360 días

Para la tasa de interés activa promedio a corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional a más de 360 días, se tiene el vector de cointegración normalizado:

$$[1 \quad -4,8725 \quad -0,8593]$$

En donde $\beta_0 = -4,8725$, $\beta_1 = -0,8593$ y despejando la ecuación se obtiene: $cgm_{mnipt} = 4,8725 + 0,8593r_{int}$. De esta forma, el efecto traspaso es 0,8593, es decir, incompleto. Adicionalmente, se halló el VEC. Los resultados se encuentran en el anexo 23 y se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta cgm_{mnipt} = & -0,0031 - 0,0214 \left(cgm_{mnipt-1} - 0,8593r_{int-1} \right) + 0,4758\Delta cgm_{mnipt-1} \\ & - 0,1389\Delta cgm_{mnipt-2} + 0,2996\Delta cgm_{mnipt-3} - 0,1392\Delta cgm_{mnipt-4} \\ & + 0,1077\Delta cgm_{mnipt-5} - 0,0025\Delta r_{int-1} + 0,0430\Delta r_{int-2} - 0,0099\Delta r_{int-3} \\ & + 0,0056\Delta r_{int-4} - 0,0388\Delta r_{int-5} - 0,0395D_{2020m4} - 1,3041D_{2020m5} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La ecuación anterior muestra cómo ante un desequilibrio en la relación de cointegración, expresada así: $\left(cgm_{mnipt-1} - 0,8593r_{int-1} \right)$, se tendría un impacto negativo de 0,0214 sobre la variación de la tasa activa promedio a corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional a más de 360 días para que vuelva a converger con la tasa interbancaria. Así, la velocidad de ajuste sería, aproximadamente, 2,14 % en cada periodo hasta llegar al equilibrio.

Asimismo, según la fórmula de Hendry se puede obtener el número de meses utilizando $\beta_1 = -0,8593$, $\alpha_r = -0,0214$ y los rezagos significativos de la variación de la tasa interbancaria (Δr_{int-k}):

$$velocidad\ de\ ajuste = \frac{-(0,8593)}{0,8593 * (-0,0214)} = 46,7443\ meses$$

Por lo tanto, tomaría, aproximadamente, 47 meses para que ambas tasas vuelvan a su relación de convergencia después de un choque transitorio.

4.4.2. Créditos de segunda modalidad

4.4.2.1. En moneda nacional hasta 360 días

Para la tasa activa promedio a pequeñas y microempresas en moneda nacional hasta 360 días, se tiene el siguiente vector de cointegración normalizado:

$$[1 \quad -26,6985 \quad -1,6419]$$

En donde $\beta_0 = -26,6985$, $\beta_1 = -1,6419$ y despejando la ecuación se obtiene: $mype_{mn_{cp}} = 26,6985 + 1,6419r_{int}$. De esta forma, el efecto traspaso es 1,6419, es decir, completo. Adicionalmente, se halló el VEC. Los resultados se encuentran en el anexo 24 y se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta mype_{mn_{cp}} = & 0,0696 - 0,0453 \left(mype_{mn_{cpt-1}} - 1,6419r_{int_{t-1}} \right) + 0,3296\Delta mype_{mn_{cpt-1}} \\ & + 0,0147\Delta mype_{mn_{cpt-2}} + 0,0988\Delta mype_{mn_{cpt-3}} + 2,8763\Delta r_{int_{t-1}} \\ & - 2,3002\Delta r_{int_{t-2}} + 1,0252\Delta r_{int_{t-3}} + 1,2692D_{2015m2} - 0,0056D_{2020m4} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La ecuación anterior muestra cómo ante un desequilibrio en la relación de cointegración, expresada así: $\left(mype_{mn_{cpt-1}} - 1,6419r_{int_{t-1}} \right)$, se tendría un impacto negativo de 0,0453 sobre la variación de la tasa activa promedio a pequeñas y microempresas en moneda nacional hasta 360 días para que vuelva a converger con la interbancaria. Así, el tiempo que tomaría sería, aproximadamente, 4,53 % en cada periodo hasta llegar al equilibrio.

Asimismo, según la fórmula de Hendry se puede obtener el número de meses utilizando $\beta_1 = -1,6419$, $\alpha_r = -0,0453$ y los rezagos significativos de la variación de la tasa interbancaria ($\Delta r_{int_{t-k}}$):

$$velocidad \ de \ ajuste = \frac{-(1,6419 - (2,8763 - 2,3002))}{1,6419 * (-0,0453)} = 14,3162 \text{ meses}$$

Por lo tanto, tomaría, aproximadamente, 14 meses para que ambas tasas vuelvan a su relación de convergencia después de un choque transitorio.

4.4.2.2. En moneda nacional a más de 360 días

Para la tasa activa promedio a pequeñas y microempresas en moneda nacional a más de 360 días, se tiene el siguiente vector de cointegración normalizado:

$$[1 \quad -13,5975 \quad -2,4053]$$

En donde $\beta_0 = -13,5975$, $\beta_1 = -2,4053$ y despejando la ecuación se obtiene: $mype_{mnlp} = 13,5975 + 2,4053r_{int}$. De esta forma, el efecto traspaso es 2,4053, es decir, completo. Adicionalmente, se halló el VEC. Los resultados se encuentran en el anexo 25 y se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta mype_{mnlp} = & -0,0116 - 0,0529 \left(mype_{mnlp_{t-1}} - 2,4053r_{int_{t-1}} \right) + 0,6248\Delta mype_{mnlp_{t-1}} \\ & + 0,1416\Delta r_{int_{t-1}} + 0,5594D_{2020m4} - 2,5525D_{2020m5} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La ecuación anterior muestra cómo ante un desequilibrio en la ecuación de cointegración, expresada así: $\left(mype_{mnlp_{t-1}} - 2,4053r_{int_{t-1}} \right)$, se tendría un impacto negativo de 0,0529 sobre la variación de la tasa activa promedio a pequeñas y microempresas en moneda nacional a más de 360 días para que vuelva a converger con la interbancaria. Así, el tiempo que tomaría sería, aproximadamente, 5,29 % en cada periodo hasta llegar al equilibrio.

Asimismo, según la fórmula de Hendry se puede obtener el número de meses utilizando $\beta_1 = -2,4053$, $\alpha_r = -0,0529$ y los rezagos significativos de la variación de la tasa interbancaria ($\Delta r_{int_{t-k}}$):

$$velocidad\ de\ ajuste = \frac{-(2,4053)}{2,4053 * (-0,0529)} = 18,8929\ meses$$

Por lo tanto, tomaría, aproximadamente, 19 meses para que ambas tasas vuelvan a su relación de convergencia después de un choque transitorio.

4.5. Resultados de las estimaciones de los coeficientes recursivos

Para determinar qué tan estables han sido los coeficientes de velocidad de ajuste, se realizaron las regresiones recursivas a los cuatro vectores de corrección de errores de ambas modalidades. El anexo 26 muestra la evolución de cada uno de ellos desde enero de 2015 hasta diciembre de 2021, y los resultados obtenidos en EViews están desde el anexo 27 hasta el 28.

4.5.1. Créditos de primera modalidad

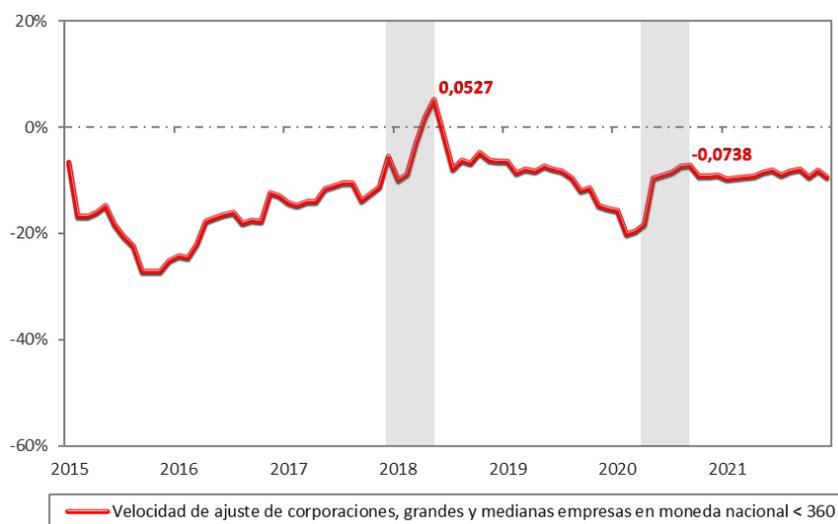
4.5.1.1. En moneda nacional hasta 360 días

La figura 17 señala la regresión recursiva del coeficiente de las corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional hasta 360 días. Aquí se observan dos periodos de importante volatilidad. El primero ocurre en noviembre de 2017 con un aumento vertiginoso de la velocidad de ajuste hasta mayo de 2018 —incluso llegando a ser positivo con un coeficiente de 0,0527 para luego decaer, en julio de ese mismo año, hasta ser negativo nuevamente—. Esto pudo haber ocurrido por un choque interno de carácter político. Por esta razón, al tener un coeficiente de velocidad de ajuste más cercano a cero o positivo, el efecto traspaso de la política monetaria tuvo que haber tomado más meses.

Por otro lado, se puede observar que en abril de 2020, el aumento fue de menor magnitud y se estabilizó después de septiembre de 2020 (el coeficiente fue -0,0738). Es decir, el choque externo de la COVID-19 no tuvo mucho impacto sobre el efecto traspaso para esta modalidad de crédito, ya que la velocidad de retorno al equilibrio aumentó moderadamente. Y esto pudo deberse a los créditos otorgados a las corporaciones, grandes y medianas empresas mediante el plan Reactiva Perú. El haber ofrecido 31.165,4 millones de soles a estos tres sectores de la banca comercial y el hecho de disminuir la tasa de interés a niveles mínimos ayudaron a atenuar el impacto desfavorable de la pandemia.

Figura 17

Regresión recursiva de CGM en moneda nacional hasta 360 días



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

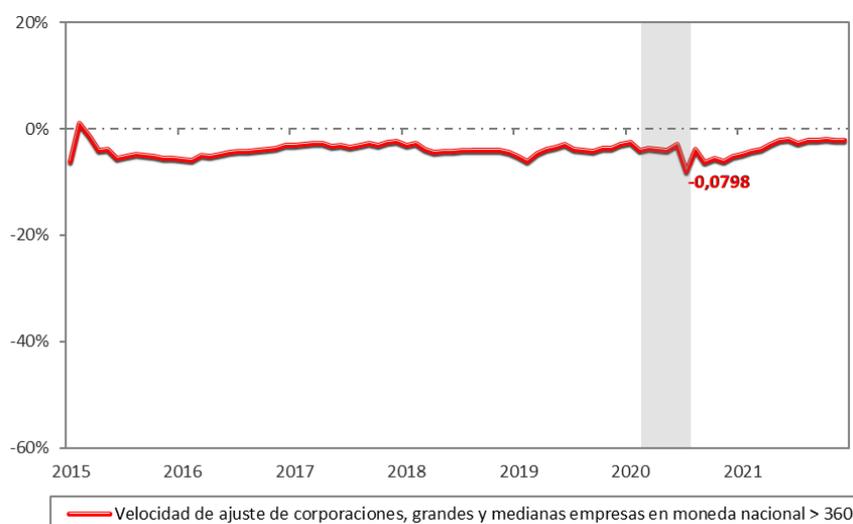
4.5.1.1. En moneda nacional a más de 360 días

La figura 18 señala la regresión recursiva del coeficiente de las corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional a más de 360 días. Aquí se observa que hubo muy poca volatilidad durante gran parte de la muestra, es decir, permaneció relativamente constante durante cinco años: desde junio de 2015 hasta junio de 2020. Luego cayó ligeramente en julio de 2020 (con un coeficiente de -0,0798), lo cual implica que, al volverse un poco más negativo, el choque externo de la COVID-19 fue contenido satisfactoriamente, puesto que el efecto traspaso mejoró la velocidad de retorno al equilibrio.

Por otro lado, los sucesos a finales de noviembre de 2017 no parecen haber tenido ningún impacto en el coeficiente de velocidad de ajuste. Esto se debe a que solo hubo un diminuto incremento y no llegó a ser positivo; además, se mantuvo por encima de -4 % a través de gran parte de la muestra. Por esta razón, el número de meses para que el efecto traspaso sea efectivo toma, aproximadamente, 47 meses.

Figura 18

Regresión recursiva de CGM en moneda nacional a más de 360 días



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

4.5.2. Créditos de segunda modalidad

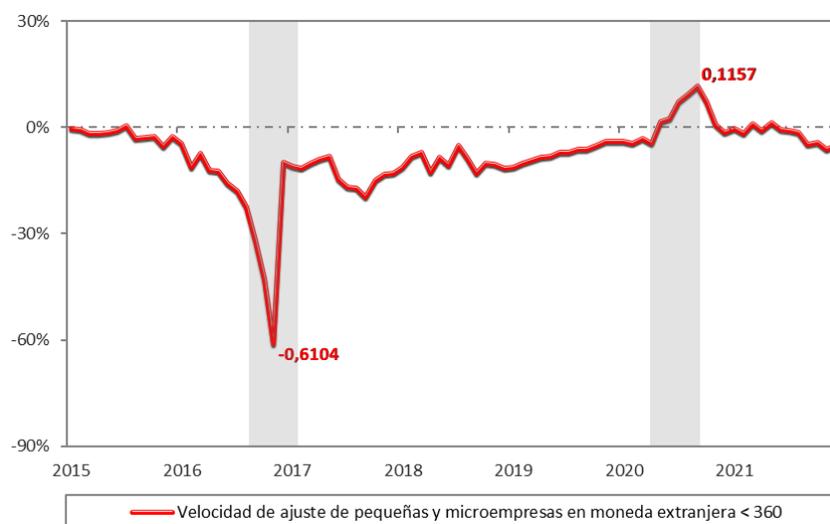
4.5.2.1. En moneda nacional hasta 360 días

La figura 19 señala la regresión recursiva del coeficiente de las pequeñas y microempresas en moneda nacional hasta 360 días. Aquí se observan dos periodos de importante volatilidad. El primero empieza en marzo de 2016 con una notoria caída de la velocidad de ajuste hasta noviembre de 2016, llegando a un mínimo de $-0,6104$. Al parecer, el choque interno de carácter político tuvo un efecto contrario al que se observó en la primera modalidad en soles hasta 360 días. Luego, en diciembre de 2016 aumenta rápidamente y permanece, aproximadamente, en niveles por encima de -20% durante el resto de la muestra.

Por otro lado, el choque externo de la COVID-19 no fue contenido satisfactoriamente, pues la velocidad de ajuste aumentó súbitamente desde abril de 2020 hasta septiembre de 2020, llegando a tener un coeficiente de $0,1157$. En aquellos meses el efecto traspaso de la política monetaria no fue bastante efectivo, se tornó más lento, aunque luego empieza a descender y desde noviembre de 2020 se mantiene en valores muy cercanos a cero.

Figura 19

Regresión recursiva de MYPE en moneda nacional hasta 360 días



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

4.5.2.1. En moneda nacional a más de 360 días

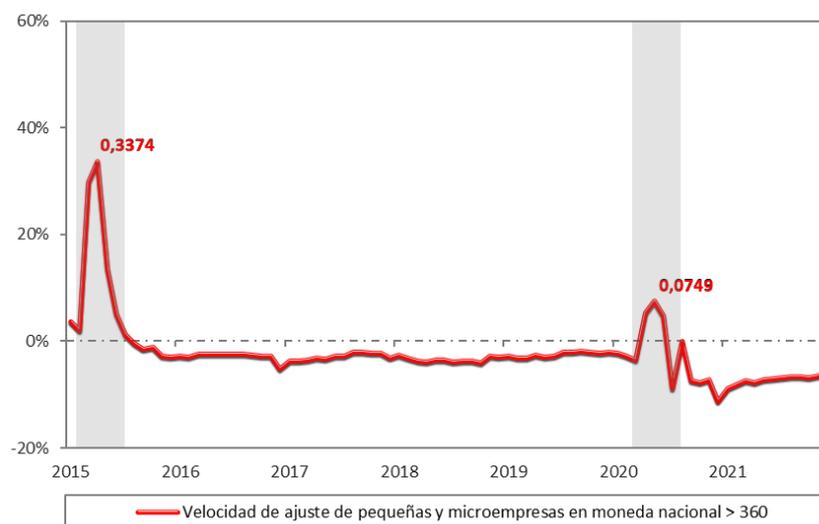
La figura 20 señala la regresión recursiva del coeficiente de las pequeñas y microempresas en moneda nacional a más de 360 días. Aquí se observan dos periodos de importante volatilidad. El primero empieza en febrero de 2015 con una notoria subida de la velocidad de ajuste hasta abril de 2015, llegando a un máximo de 0,3374. Esto pudo haber ocurrido a causa de una caída promedio de 6,3 % en los términos de intercambio, ya que durante ese año hubo tres importantes eventos que marcaron la coyuntura internacional: la disminución de los precios de los minerales por la menor exportación hacia China, la incertidumbre acerca de las medidas de la FED y un súbito descenso en el precio del petróleo (BCRP, 2015).

Luego, desde septiembre de 2015 el coeficiente de velocidad de ajuste permaneció relativamente constante con valores por encima de -5 % hasta marzo de 2020; sin embargo, dos meses después alcanzó un coeficiente positivo de 0,0749 y luego, en julio de ese mismo año, retornó a niveles negativos cercanos a -7 %. Esto significa que el choque externo de la

COVID-19 redujo el efecto traspaso, pero solo por un breve periodo, puesto que después mejoró su velocidad de retorno al equilibrio de largo plazo.

Figura 20

Regresión recursiva de MYPE en moneda nacional a más de 360 días



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

4.6. Resultados de las pruebas de asimetría

Con respecto a los cambios de regímenes en el indicador de la demanda interna, sus efectos sobre la velocidad de ajuste se hallaron mediante las pruebas de asimetría. La tabla 7 señala lo obtenido para las distintas tasas de interés activas promedio de ambas modalidades. De estas, solo tres presentan asimetría en los distintos regímenes: de alta y baja producción. Por otro lado, los resultados obtenidos en EViews se encuentran desde el anexo 29 hasta el 32.

4.6.1. Créditos de primera modalidad

4.6.1.1. En moneda nacional hasta 360 días

La primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días indica una ligera diferencia en ambos regímenes. En el de baja producción, con una muestra de 57 observaciones, se obtuvo -0,0823; por lo tanto, la velocidad de ajuste sería, aproximadamente, 8,23 % en cada periodo hasta llegar al equilibrio: 11 meses. Por otro lado, en el de alta producción, con una muestra de

45 observaciones, resultó $-0,0892$; es decir, se tiene una velocidad de ajuste cercana a $8,92\%$ en cada periodo para llegar al equilibrio: 10 meses. Asimismo, los coeficientes de velocidad de ajuste son menores al hallado cuando se toma todo el periodo de estudio como uno solo. En aquel caso, con las 102 observaciones, resultó $-0,0753$.

4.6.1.2. En moneda nacional a más de 360 días

La primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días indica una diminuta diferencia en ambos regímenes. En el de baja producción, con una muestra de 56 observaciones, se obtuvo $-0,0254$; por lo tanto, la velocidad de ajuste sería, aproximadamente, $2,54\%$ en cada periodo hasta llegar al equilibrio: 39 meses. Por otro lado, en el de alta producción, con una muestra de 45 observaciones, resultó $-0,0252$; es decir, se tiene una velocidad de ajuste cercana a $2,52\%$ en cada periodo para llegar al equilibrio: 40 meses. Asimismo, los coeficientes de velocidad de ajuste son menores al hallado cuando se toma todo el periodo de estudio como uno solo. En aquel caso, con 98 observaciones, resultó $-0,0214$.

4.6.2. Créditos de segunda modalidad

4.6.2.1. En moneda nacional hasta 360 días

La tasa activa promedio a pequeñas y microempresas en moneda nacional hasta 360 días indica una ligera diferencia en ambos regímenes. En el de baja producción, con una muestra de 56 observaciones, se obtuvo $-0,0685$; por lo tanto, la velocidad de ajuste sería, aproximadamente, $6,85\%$ en cada periodo hasta llegar al equilibrio: 9 meses. Por otro lado, en el de alta producción, con una muestra de 44 observaciones, resultó $-0,0650$; es decir, se tiene una velocidad de ajuste cercana a $6,50\%$ en cada periodo para llegar al equilibrio: 10 meses. Asimismo, los coeficientes de velocidad de ajuste son menores al hallado cuando se toma todo el periodo de estudio como uno solo. En aquel caso, con 100 observaciones, resultó $-0,0453$.

Tabla 7

Resultados de las pruebas asimetría del coeficiente de velocidad de ajuste

Empresas	Régimen de baja producción				Régimen de alta producción			
	Muestra	Coefficiente	t-estadístico	Prob.	Muestra	Coefficiente	t-estadístico	Prob.
$cgm_{mn_{cp}}$	57	-0,0823	-3,7087**	0,0004	45	-0,0892	-3,7644**	0,0003
$cgm_{mn_{lp}}$	56	-0,0254	-2,8772**	0,0051	42	-0,0252	-2,9105**	0,0046
$mype_{mn_{cp}}$	56	-0,0685	-2,4169*	0,0177	44	-0,0650	-2,3819*	0,0194
$mype_{mn_{lp}}$	57	-0,0168	-1,6446	0,1034	45	-0,0105	-1,3690	0,1742

Nota. (*), (**) indican el rechazo de la hipótesis nula al 5 %, 1 % respectivamente.

Capítulo V: Discusión, conclusiones y recomendaciones

5.1. Discusión

Este trabajo explora la presencia del efecto traspaso en las tasas activas promedio de dos modalidades: corporativas, grandes y medianas empresas, así como en pequeñas y microempresas en moneda nacional de corto y largo plazo durante el periodo del *tapering* desde mayo de 2013 hasta diciembre de 2021. Esta investigación ayuda a comprender cómo el efecto traspaso, ante cambios en la tasa de referencia, impacta a la banca comercial y, por ende, a los precios reales de la economía; además, provee información sobre los bancos, su relación con los agentes económicos y su evolución de las condiciones de competitividad (Apergis y Cooray, 2015).

Para determinar la cointegración, primero se realizaron las pruebas de raíz unitaria de DFA y PP como en los estudios de Wang y Lee (2009), Kwapil y Scharler (2010), Haughton e Iglesias (2012), entre otros. En esta investigación, todas las series presentaron raíz unitaria. No obstante, como mencionan Mazur y Ramírez (2013), las pruebas convencionales de raíz unitaria tienen, relativamente, baja potencia cuando la hipótesis alternativa de estacionariedad es verdadera y se ignora un quiebre estructural en la data. En otras palabras, se podría concluir, erróneamente, que existe raíz unitaria cuando se desconoce el quiebre estructural. Por eso, las pruebas de raíz unitaria con quiebre estructural de Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992) complementan a las anteriores y ayudan a identificar la fecha del quiebre.

Luego, como sugieren los trabajos de Lahura (2017), Andrújar (2012), entre otros, para establecer si existía cointegración y cuál era su magnitud, se recurrió al modelo multivariado de Johansen, seguido del VEC para determinar el tiempo de convergencia. Aquí se halló que las cuatro tasas activas promedio de ambas modalidades cointegraban con la tasa interbancaria y tienen un efecto traspaso mayoritariamente completo. Asimismo, todas las velocidades de

ajuste toman 12 meses o más para que ambas tasas vuelvan a converger después de un choque transitorio.

Por último, la gran mayoría de las regresiones recursivas de las velocidades de ajuste se tornaron más lentas durante los primeros meses de la pandemia de la COVID-19, llegando a alcanzar, incluso, valores positivos —aunque también sucedió lo mismo en otros periodos por choques internos como externos—. Y con respecto a las asimetrías de las velocidades de ajuste según el régimen de producción, solo tres de ellas mostraron pequeñas diferencias si el estado de la economía era de alta o baja producción.

5.2. Conclusiones

Los resultados empíricos de esta investigación muestran que el efecto traspaso de la banca comercial del Perú varía según la modalidad y el plazo. Sus valores exactos se encuentran en la tabla 6 y con ellos se pueden responder las hipótesis planteadas anteriormente. Así, para la hipótesis general, se concluye que el efecto traspaso es mayoritariamente completo, ya que en tres de las cuatro tasas de interés resultó ser mayor a uno.

Para la hipótesis específica 1, no se rechaza que las tasas activas promedio de ambas modalidades en moneda nacional hasta 360 días tienen un efecto traspaso mayor a uno, puesto que $cgm_{mn_{cp}}$ y $mype_{mn_{cp}}$ tuvieron 1,0268 y 1,6419 respectivamente. El primer resultado es similar a lo que halló Lahura (2017) cuando evaluó, por separado, cada una de ellas en moneda nacional hasta 360 días, cuyos efectos trasposos fueron 0,91, 0,98 y 0,91 respectivamente. El segundo resultado confirma lo mencionado por Debondt (2005), es decir, la banca comercial debe incrementar sus tasas de interés mucho más de lo que aumenta la tasa de referencia para, así, reducir, en parte, la asimetría de información.

Para la hipótesis específica 2, se rechaza que ambas modalidades en soles a más de 360 días tienen un efecto traspaso mayor a uno, puesto que $cgm_{mn_{lp}}$ y $mype_{mn_{lp}}$ tuvieron 0,8593 y 2,4053 respectivamente. El primer resultado presenta un efecto traspaso incompleto y está

por encima de lo que halló Lahura (2017) cuando evaluó el efecto traspaso, por separado, en cada una de ellas en moneda nacional a más de 360 días, cuyos efectos trasposos fueron 0,39, 0,57 y 0,36 respectivamente. El segundo resultado, al presentar un efecto traspaso completo de 2,4053, confirma lo mencionado por Debondt (2005); además, en este caso, los bancos comerciales transmiten completamente los costos financieros a los consumidores mediante un aumento en sus tasas de interés, principalmente para reducir el riesgo de crédito.

Para la hipótesis específica 3, se rechaza que ambas modalidades en soles hasta 360 días tienen una velocidad de ajuste menor a doce meses, puesto que $cgm_{mn_{cp}}$ y $mype_{mn_{cp}}$ toman, aproximadamente, 12 y 14 meses respectivamente para converger al equilibrio con la tasa interbancaria ante choques transitorios.

Para la hipótesis específica 4, se rechaza que ambas modalidades en soles a más de 360 días tienen una velocidad de ajuste menor a doce meses, puesto que $cgm_{mn_{lp}}$ y $mype_{mn_{lp}}$ toman, aproximadamente, 47 y 19 meses respectivamente para converger al equilibrio con la tasa interbancaria ante choques transitorios.

En conclusión, el efecto traspaso tuvo la menor magnitud en las tasas activas promedio de primera modalidad, especialmente, en la moneda nacional a más de 360 días; sin embargo, tuvo la mayor magnitud en las tasas activas promedio de segunda modalidad, principalmente, en la de moneda nacional a más de 360 días. Esto quiere decir que la política monetaria, al comparar ambas modalidades, es mucho más efectiva en la segunda que en la primera. Por otro lado, con respecto a la velocidad de ajuste, los resultados son mucho más homogéneos, salvo en la tasa activa promedio de primera modalidad a más de 360 días; no obstante, coincide con lo hallado por Lahura (2017), es decir, cuanto más prolongado sea el plazo, más tiempo se demorará en converger nuevamente ante un choque transitorio.

5.3. Recomendaciones

En vista de que ambas modalidades tuvieron resultados mixtos (tres completos y uno incompleto), el esquema de MEI y las decisiones de política monetaria han sido exitosos; no obstante, se recomienda enfocar ciertos instrumentos de mercado o de ventanilla hacia aquellas tasas de interés en donde el efecto traspaso resultó incompleto o con una velocidad de ajuste superior a los 18 meses, como fue el caso de las tasas activas promedios a más de 360 días.

Como se mencionó anteriormente, para determinar si existe asimetría en ambas modalidades, se recomienda utilizar los modelos autorregresivos con umbral y el de *momentum* autorregresivo con umbral desarrollados por Enders y Siklos (2001), ya que estas tienen mayor potencia si, efectivamente, las relaciones de cointegración son asimétricas y, además, se podría implementar el modelo de corrección de errores EGARCH(1,1) en media desarrollado por Wang y Lee (2009) para obtener mejores coeficientes en la dinámica de corto plazo.

Finalmente, se recomienda ampliar esta investigación hacia otras modalidades de crédito como el hipotecario o de consumo, en moneda nacional, de corto y largo plazo, y hacer un estudio comparativo con otros países de la región que pertenezcan al mismo grupo de integración económica como la Comunidad Andina o la Alianza del Pacífico, similar al que realizaron Haughton e Iglesias (2012).

Referencias

- Andries, N. y Billon, S. (2016). Retail bank interest rate pass-through in the euro area: An empirical survey. *Economic System*, 40(1), 170-194.
<https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.06.001>
- Andrújar Scheker, J. G. (2012). Efecto traspaso de tasas de interés : análisis econométrico de los efectos de las decisiones de política monetaria en República Dominicana. *Revista Finanzas y Política Económica*, 4(2), 83-102.
<https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v4.n2.2012.463>
- Apergis, N. y Cooray, A. (2015). Asymmetric interest rate pass-through in the U.S., the U.K. and Australia: New evidence from selected individual banks. *Journal of Macroeconomics*, 45, 155-172. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2015.04.010>
- Aizenman, J., Binici, M. y Hutchison, M. (2014). The transmission of Federal Reserve tapering news to emerging financial markets. *NBER Working Papers 19980*, National Bureau of Economic Research, Inc. <https://www.nber.org/papers/w19980>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2011). *Glosario de términos económicos*. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Glosario/Glosario-BCRP.pdf>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2015). *Memoria 2015 – Sector externo*. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Memoria/2015/memoria-bcrp-2015-2.pdf>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2021). *Reporte de inflación – Diciembre 2021*. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2021/diciembre/reporte-de-inflacion-diciembre-2021.pdf>
- Barajas, A., Stein, R., Villar, L. y Pabon, C. (2014) Inflation targeting in Latin America. *IDB Working Paper*, (473). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2377644>

- Barquero Romero, J., P. y Mora Guerrero, D., R. (2015). 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. *Revista de Ciencias Económicas*, 33(1). 37-61. <http://dx.doi.org/10.15517/rce.v33i1.19966>
- Blanchard, O. (2017). *Macroeconomía* (Séptima ed.). Pearson.
- Brufman, J. Z., Trajtenberg, L. A. y Donaldson, M. P. (2017). Modelos autorregresivos con umbral: estimando el pass-through del tipo de cambio a precios domésticos. *Cuadernos del CIMBAGE*, (19), 67-85. <https://www.redalyc.org/pdf/462/46251257005.pdf>
- Cano, C., Correa, R. y Ruiz, L. (2010). La curva de rendimientos y la toma de decisiones financieras. *Revista Moneda*, (145), 30-34. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/Moneda-145/Moneda-145-08.pdf>
- Capistrán, C. y Ramos Francia, M. (2010). Does inflation targeting affect the dispersion of inflation expectations? *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), 113-134. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2009.00280.x>
- Carrera, C. (2014). Adelanto del retiro del estímulo monetario de la FED y sus efectos sobre los mercados financieros. *Revista Moneda*, (160), 4-7. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/moneda-160/moneda-160-01.pdf>
- Carrera, C., Pérez Forero, F. y Ramírez Rondán, N. (2014). Efectos de la política de expansión cuantitativa de EUA sobre la economía peruana. *Series de documentos de trabajo*. BCRP. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2014/documento-de-trabajo-17-2014.pdf>

- Castillo, P. y Pérez, F. (2019). La política monetaria del BCRP y la tasa de interés de la FED. *Revista Moneda*, (177), 4-6. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/moneda-177/moneda-177-01.pdf>
- Cermeño, R., Dancourt, O., Ganiko, G. y Mendoza, W. (2015). Tasas de interés y política monetaria en el Perú. Un análisis con datos de bancos individuales. *Documento de trabajo*, (410). Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://repositorio.pucp.edu.pe/index/handle/123456789/52497>
- Chan, K. S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21(1), 520-533. <https://doi.org/10.1214/aos/1176349040>
- Chavarro Sánchez, X., Cristiano Botia, D., Gómez González, J., Gonzáles Molano, E. y Huertas Campos, C. (2016). Evaluación de la tasa de interés de referencia a las tasas de interés del sistema financiero colombiano. *Ecos de Economía*, 20(42): 19-45. <https://doi.org/10.17230/ecos.2016.42.2>
- Choy, M., Costa, E. y Churata, E. (2015). Radiografía del costo del crédito en el Perú. *Revista Estudios Económicos*, (30), 25-55. <https://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html>
- Cottarelli, C. y Kourelis, A. (1994). Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy. *IMF Staff papers*, 41(4), 587-623. <https://doi.org/10.2307/3867521>
- Debondt, G. (2005). Interest rate pass-through: empirical results from the Euro area. *German Economics Review*, 6(1), 37-78. <https://doi.org/10.1111/j.1465-6485.2005.00121.x>
- De Gregorio, J. (2022). La experiencia con metas de inflación en América Latina. En M. Ortiz y D. Winkelried (Eds), *Hitos de la reforma macroeconómica en el Perú 1990-2020. La recompensa de los tamías* (pp. 69-80). Fondo Editorial Universidad del Pacífico.

- Égert, B., Crespo Cuaresma, J. y Reininger, T. (2007). Interest rate pass-through in central and eastern Europe: Reborn from ashes merely to pass away? *Journal of Policy Modeling*, 29(2), 209-225. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2007.01.005>
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. 4th Edition. John Wiley.
- Enders, W. y Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166-176. <https://doi.org/10.1198/073500101316970395>
- EViews. (2016). *Econometric analysis insight blog. Rolling regression*. <https://blog.eviews.com/2016/02/rolling-regression.html>
- García, G. y Villafuerte, S. (2019). Títulos emitidos por el tesoro público como alternativas de inversión para personas. *Revista Moneda*, (177), 16-21. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/moneda-177/moneda-177-04.pdf>
- Gigineishvili, N. (2011). Determinants of interest rate pass-through: Do macroeconomic conditions and financial market structure matter? *IMF Working Papers*, 2011(176). <https://doi.org/10.5089/9781462312313.001>
- Gondo, R. (2018). Esquema de metas explícitas de inflación, credibilidad de la política monetaria y anclaje de las expectativas de inflación. *Revista Moneda*, (174), 9-12. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/moneda-174/moneda-174-02.pdf>
- Haughton, A. Y. e Iglesias, E. M. (2012). Interest rate volatility, asymmetric interest rate pass through and the monetary transmission mechanism in the Caribbean compared to US and Asia. *Economic Modelling*, 29(6), 2071-2089. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.034>
- Hendry, D. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press.

- Jamilov, R. y Égert, B. (2014). Interest rate pass-through and monetary policy asymmetry: A journey into the Caucasian black box. *Journal of Asian Economics*, 31-32, 57-70. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2014.03.006>
- Krolzig, H. M. (2002). Regime-switching models. <https://perhuaman.files.wordpress.com/2014/09/krolzig2002.pdf>
- Kwapil, C. y Scharler, J. (2010). Interest rate pass-through, monetary policy rules and macroeconomic stability. *Journal of International Money and Finance*, 29(2), 236-251. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.06.010>
- Lahura, E. (2017). El efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria en Perú: Evidencia reciente. *Revista Estudios Económicos*, (33), 9-27. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/33/ree-33-lahura.pdf>
- Mazur, M. y Ramírez, M. (2013). The forward exchange rate unbiasedness hypothesis: A single break unit root and cointegration analysis. *Modern Economy*, 4(9), 605-626. doi: 10.4236/me.2013.49066
- Ministerio de Economía y Finanzas. (2020). *Estadísticas del programa Reactiva (Actualizado al 30 de octubre de 2020)*. https://www.mef.gob.pe/contenidos/archivos-descarga/Estadisticas_Reactiva_Peru_al_30102020.pdf
- Nassar, K., Martinez E. y Pineda, A. (2014). Determinants of Banks net interest margins in Honduras, *IMF Working Paper* 2014(163). <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2014/wp14163.pdf>
- Ng, S. y Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>

- Orphanides, A. y Wieland, V. (2000). Inflation zone targeting. *European Economic Review*, 44(7), 1351-1387. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00033-7](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00033-7)
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- Piraján, J. (2018). *Análisis de la relación entre variables macroeconómicas y la curva de rendimientos en Colombia*. [Tesis de maestría, Pontificia Universidad Javeriana]. Repositorio. <http://hdl.handle.net/10554/35335>
- Rodríguez, D. (2009). Efecto de las decisiones de política monetaria sobre las tasas de los bancos comerciales. *Revista Moneda*, (141), 25-29. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/Moneda-141/Moneda-141-04.pdf>
- Sander, H. y Kleimeier, S. (2004). Convergence in Eurozone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition, and integration. *Journal of International Monetary and Finance*, 23, 461-492. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2004.02.001>
- Singh, S., Razi, A., Endut, N. y Ramlee, H. (2008). Impact of financial market developments on the monetary transmission mechanism. *BIS*. 44-99 39e. <https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap39e.pdf>
- Sorensen C. K. y Werner T. (2006). Bank interest rate pass-through in the euro area: A cross country comparison. *Working Paper Series*, (580), European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp580.pdf>
- Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. (2015). Glosario de términos e indicadores financieros. <https://intranet2.sbs.gob.pe/estadistica/financiera/2015/Setiembre/SF-0002-se2015.PDF>

- Su, Y. y Hwang, J. S. (2009). A two-phase approach to estimating time-varying parameters in the capital asset pricing model. *Journal of Applied Statistics*, 36(1), 79-89.
<https://doi.org/10.1080/02664760802443871>
- Tai, P. y Wai Mun, H. (2012). Interest rate pass-through and monetary transmission in Asia. *International Journal of Economics and Finance*, 4(10).
<https://doi.org/10.5539/ijef.v4n2p163>
- Tong, J. (2019). *Finanzas empresariales: la decisión de inversión*. (2da ed.). Fondo Editorial Universidad del Pacífico.
- Wang, K. M. y Lee, Y. M. (2009). Market volatility and retail interest rate pass-through. *Economic Modelling*, 26(6), 1270-1282.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.06.002>
- Zivot, E. y Andrews, D. W K. (1992). Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270. <http://dx.doi.org/10.2307/1391541>
- Zivot, E. y Wang, J. (2006). *Modeling Financial Time Series with S-Plus*. (2da ed.). Springer.
<https://faculty.washington.edu/ezivot/econ589/manual.pdf>

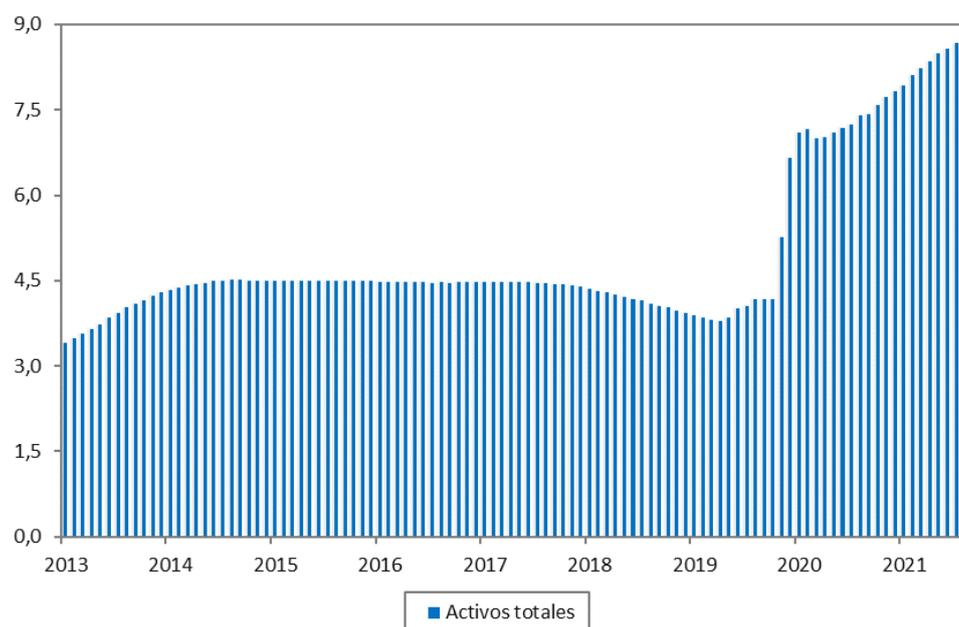
Anexo 1

Matriz de consistencia

Problema general	Objetivo general	Hipótesis general
<p>¿Cuánto es la magnitud del efecto traspaso en las tasas activas promedio del Perú del 2013 al 2021?</p> <p>Problemas específicos</p> <p>¿Cuánto es la magnitud del efecto traspaso en ambas modalidades de tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo plazo del Perú del 2013 al 2021?</p> <p>¿Cuánto es la velocidad del efecto traspaso en ambas modalidades de tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo plazo del Perú del 2013 al 2021?</p>	<p>Determinar cuánto es la magnitud del efecto traspaso en las tasas activas promedio del Perú del 2013 al 2021.</p> <p>Objetivos específicos</p> <p>Determinar la magnitud del efecto traspaso en ambas modalidades de tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo plazo del Perú del 2013 al 2021.</p> <p>Determinar la velocidad del efecto traspaso en ambas modalidades de tasas activas promedio en moneda nacional de corto y largo plazo del Perú del 2013 al 2021.</p>	<p>H_0: Las tasas activas promedio tienen un efecto traspaso mayor a uno.</p> <p>Hipótesis específicas</p> <p>H_1: Ambas modalidades en soles hasta 360 días tienen un efecto traspaso mayor a uno.</p> <p>H_2: Ambas modalidades en soles a más de 360 días tienen un efecto traspaso mayor a uno.</p> <p>H_3: Ambas modalidades en soles hasta 360 días tienen una velocidad de ajuste menor a doce meses.</p> <p>H_4: Ambas modalidades en soles a más de 360 días tienen una velocidad de ajuste menor a doce meses</p>
Variables de estudio		
<p>Variables dependientes de primera modalidad:</p> <p>Tasa de interés activa promedio a corporaciones, grandes y medianas empresas en moneda nacional hasta 360 y más de 360 días ($cgmm_{cp}, cgm_{mcp}$).</p> <p>Variable independiente:</p> <p>Tasa de interés interbancaria (r_{int_t}).</p>	<p>Variables dependientes de segunda modalidad:</p> <p>Tasa de interés activa promedio a pequeñas y microempresas en moneda nacional hasta 360 y más de 360 días ($mype_{mcp}, mype_{mnp}$).</p> <p>Indicador de demanda interna (d_{int_t}).</p>	<p>Metodología</p> <p>Tipo de investigación: no experimental (longitudinal)</p> <p>Enfoque de investigación: cuantitativo</p> <p>Periodo de la investigación: 05/2013 – 12/2021.</p> <p>Técnica de recolección de datos: no probabilístico, se obtienen de fuentes secundarias, como la página del BCRP.</p> <p>Análisis de datos: series de tiempo que serán evaluadas en tres etapas a través de diversas pruebas econométricas.</p>

Anexo 2

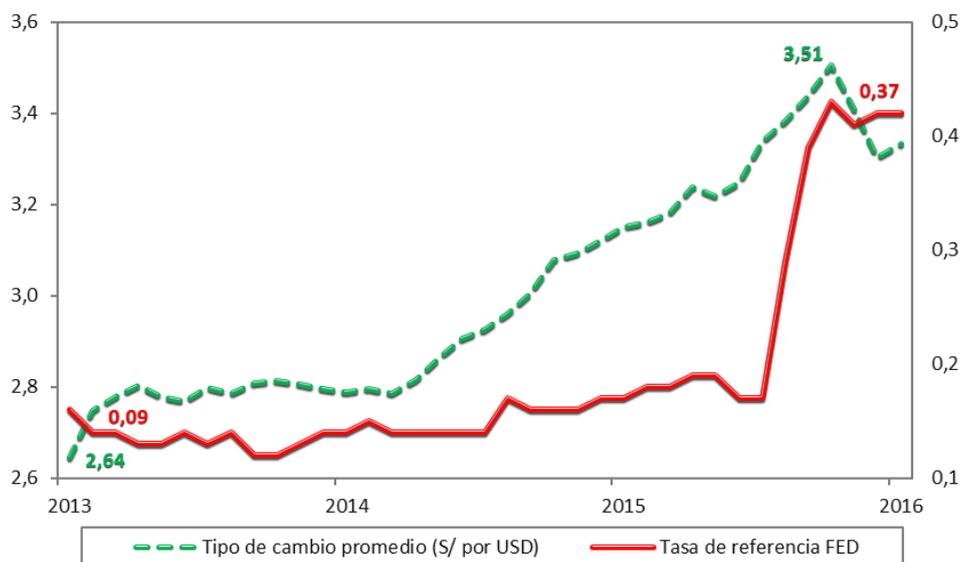
Monto total de activos financieros adquiridos por la FED



Nota. Fuente: FRED. Elaboración propia.

Anexo 3

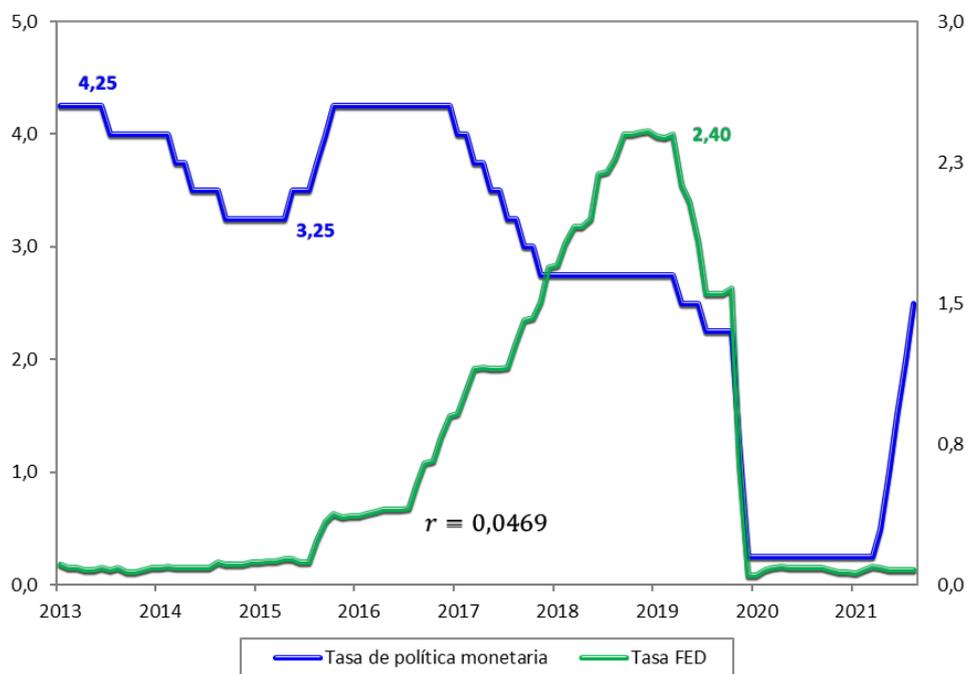
Relación entre el tipo de cambio promedio y la tasa de interés de la FED



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Anexo 4

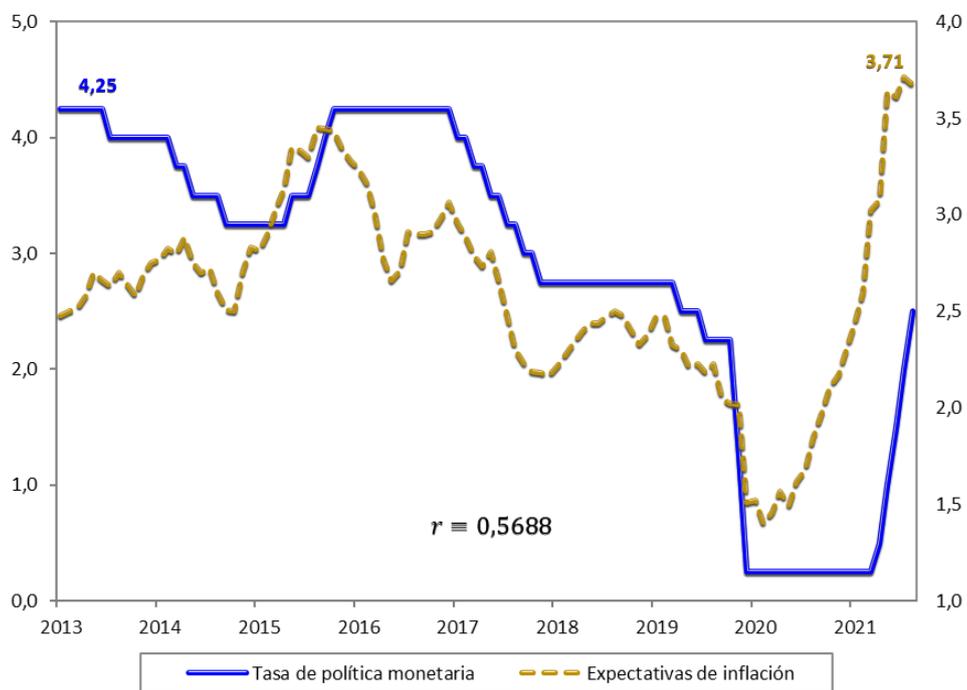
Comparación entre la tasa de política monetaria del BCRP y de la FED



Nota. Fuente: FRED y BCRP. Elaboración propia.

Anexo 5

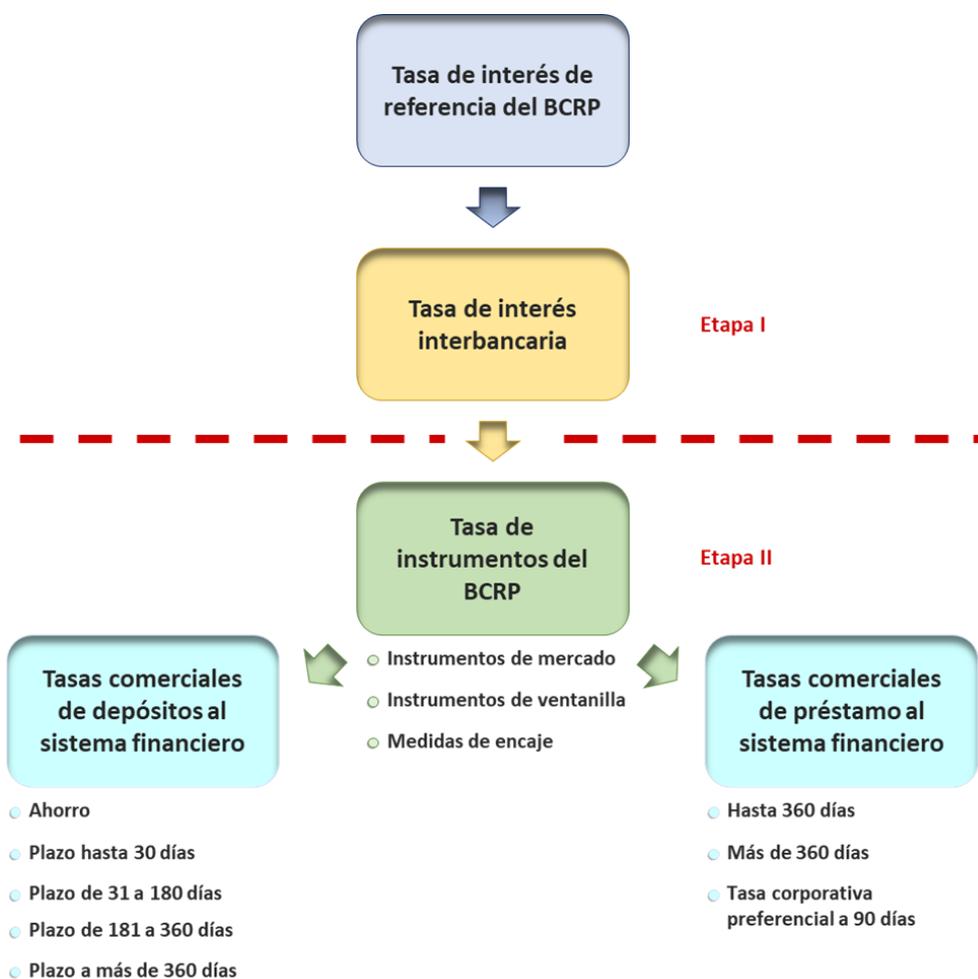
Relación entre la tasa de interés del BCRP y las expectativas de inflación



Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Anexo 6

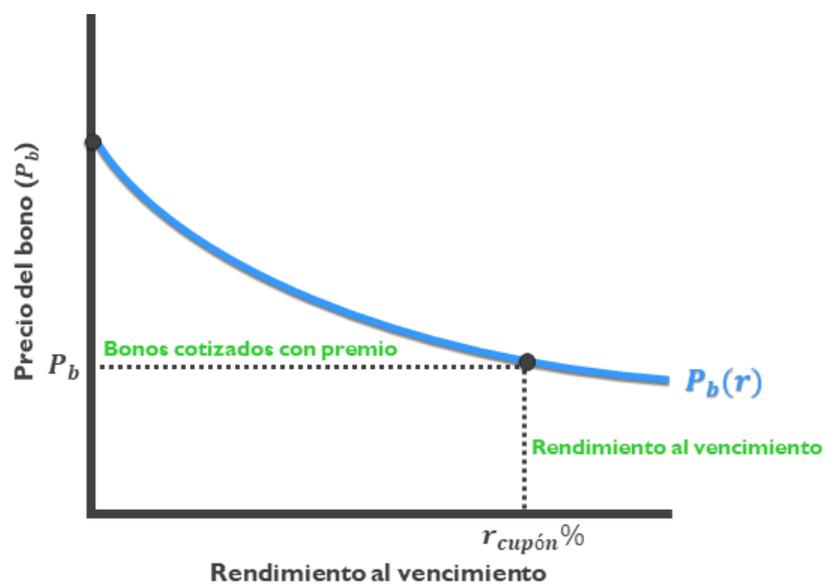
Etapas del efecto traspaso en el sistema financiero bancario del Perú



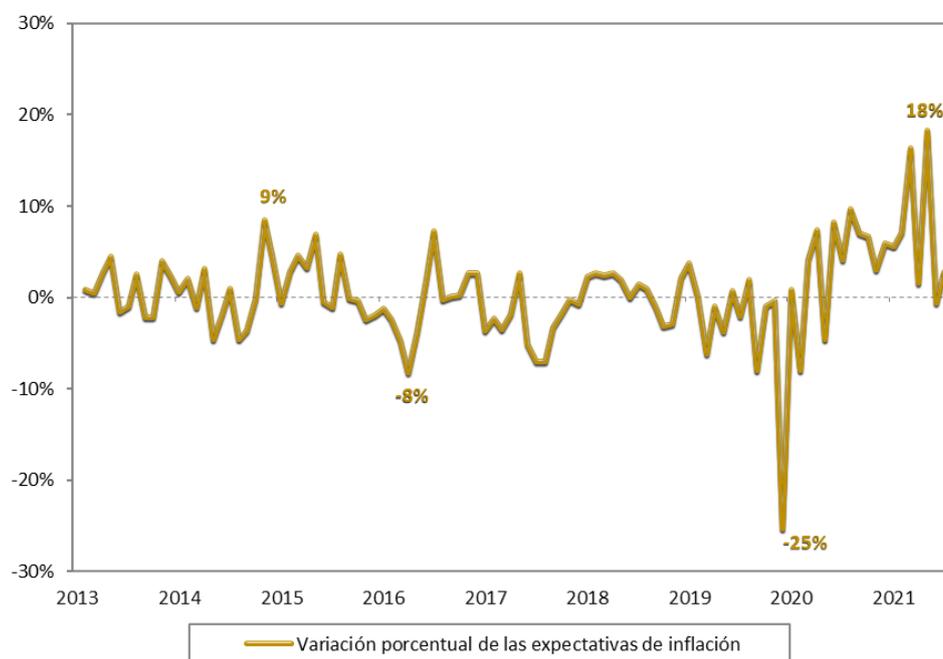
Nota. Fuente: Rodríguez (2019). Elaboración propia.

Anexo 7

Relación entre las tasas de interés y los precios de los bonos



Nota. Fuente: Jesús Tong (2019). Elaboración propia.

Anexo 8*Variación porcentual de las expectativas de inflación en el Perú*

Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

Anexo 9

Ranking de créditos directos corporativos, a grandes y medianas empresas

Créditos Corporativos				
Empresas	Monto	Participación (%)	Porcentaje Acumulado	
1	B. de Crédito del Perú	31,420,691	38.20	38.20
2	Scotiabank Perú	18,735,804	22.78	60.98
3	B. BBVA Perú	16,434,142	19.98	80.97
4	Interbank	7,586,031	9.22	90.19
5	B. Interamericano de Finanzas	2,992,275	3.64	93.83
6	B. Santander Perú.	2,272,365	2.76	96.59
7	B. Pichincha	857,858	1.04	97.63
8	Citibank	754,036	0.92	98.55
9	B. ICBC	716,739	0.87	99.42
10	B. GNB	437,833	0.53	99.96
11	Bank of China	20,000	0.02	99.98
12	B. de Comercio	16,998	0.02	100.00
13	Alfin Banco	-	-	-
14	B. Ripley	-	-	-
15	Mibanco	-	-	-
16	B. Falabella Perú	-	-	-

Créditos a Grandes Empresas				
Empresas	Monto	Participación (%)	Porcentaje Acumulado	
1	B. de Crédito del Perú	22,309,095	36.74	36.74
2	B. BBVA Perú	12,862,938	21.18	57.92
3	Scotiabank Perú	8,124,043	13.38	71.29
4	Interbank	7,563,924	12.46	83.75
5	B. Interamericano de Finanzas	3,999,808	6.59	90.34
6	B. Santander Perú	2,395,785	3.95	94.28
7	B. Pichincha	1,895,185	3.12	97.40
8	Citibank	936,861	1.54	98.94
9	B. GNB	414,895	0.68	99.63
10	B. de Comercio	131,554	0.22	99.84
11	B. ICBC	94,808	0.16	100.00
12	B. Falabella Perú	0	0.00	100.00
13	Alfin Banco	-	-	-
14	Mibanco	-	-	-
15	B. Ripley	-	-	-
16	Bank of China	-	-	-

Créditos a Medianas Empresas				
Empresas	Monto	Participación (%)	Porcentaje Acumulado	
1	B. de Crédito del Perú	28,418,544	41.77	41.77
2	B. BBVA Perú	20,110,391	29.56	71.33
3	Scotiabank Perú	8,979,850	13.20	84.53
4	Interbank	5,279,953	7.76	92.29
5	B. Interamericano de Finanzas	1,857,480	2.73	95.02
6	B. Pichincha	1,446,085	2.13	97.15
7	B. Santander Perú.	923,057	1.36	98.50
8	Mibanco	492,138	0.72	99.23
9	B. GNB	195,176	0.29	99.52
10	B. de Comercio	138,003	0.20	99.72
11	Citibank	118,811	0.17	99.89
12	B. ICBC	67,779	0.10	99.99
13	Alfin Banco	5,096	0.01	100.00
14	B. Falabella Perú	84	0.00	100.00
15	B. Ripley	-	-	-
16	Bank of China	-	-	-

Nota. Fuente: SBS. Elaboración propia.

Anexo 10*Ranking de créditos directos a pequeñas y microempresas*

Créditos a Pequeñas Empresas			
Empresas	Monto	Participación (%)	Porcentaje Acumulado
1	Mibanco	8,256,515	38.57
2	B. de Crédito del Perú	6,249,635	29.20
3	B. BBVA Perú	2,859,546	13.36
4	Scotiabank Perú	2,081,312	9.72
5	Interbank	1,444,855	6.75
6	B. Pichincha	490,913	2.29
7	B. Interamericano de Finanzas	17,358	0.08
8	B. de Comercio	3,203	0.01
9	B. GNB	2,775	0.01
10	B. Santander Perú.	132	0.00
11	Citibank	80	0.00
12	B. Falabella Perú	-	-
13	B. Ripley	-	-
14	Alfin Banco	-	-
15	B. ICBC	-	-
16	Bank of China	-	-

Créditos a Microempresas			
Empresas	Monto	Participación (%)	Porcentaje Acumulado
1	Mibanco	3,625,630	82.13
2	B. de Crédito del Perú	429,722	9.73
3	B. BBVA Perú	80,399	1.82
5	Scotiabank Perú	58,249	1.32
6	Interbank	48,083	1.09
4	B. Pichincha	169,227	3.83
7	B. Interamericano de Finanzas	2,681	0.06
8	Citibank	192	0.00
9	B. de Comercio	116	0.00
10	B. GNB	73	0.00
11	B. Santander Perú	-	-
12	B. Ripley	-	-
13	B. Falabella Perú	-	-
14	Alfin Banco	-	-
15	B. ICBC	-	-
16	Bank of China	-	-

Nota. Fuente: SBS. Elaboración propia.

Anexo 11*Raíz unitaria de primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días*

-0.870390	0.3366	-2.833337	0.0050
-2.588059		-2.588059	
-1.944039		-1.944039	
-1.614637		-1.614637	

-1.766313	0.0735	-4.037504	0.0001
-2.587607		-2.587831	
-1.943974		-1.944006	
-1.614676		-1.614656	

Raíz unitaria de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días

-1.505063	0.1234	-5.409189	0.0000
-2.587831		-2.587831	
-1.944006		-1.944006	
-1.614656		-1.614656	

-1.673935	0.0889	-5.286826	0.0000
-2.587607		-2.587831	
-1.943974		-1.944006	
-1.614676		-1.614656	

Anexo 12*Raíz unitaria de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días*

0.268725	0.7620	-5.569782	0.0000
-2.587831		-2.588059	
-1.944006		-1.944039	
-1.614656		-1.614637	

0.237586	0.7532	-8.115255	0.0000
-2.587607		-2.587831	
-1.943974		-1.944006	
-1.614676		-1.614656	

Raíz unitaria de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días

-0.966468	0.2964	-3.556136	0.0005
-2.588059		-2.588292	
-1.944039		-1.944072	
-1.614637		-1.614616	

-1.237350	0.1972	-4.833472	0.0000
-2.587607		-2.587831	
-1.943974		-1.944006	
-1.614676		-1.614656	

Anexo 13*Raíz unitaria de la tasa de interés interbancaria*

-1.017062	0.2762	-5.777671	0.0000
-2.587831		-2.587831	
-1.944006		-1.944006	
-1.614656		-1.614656	

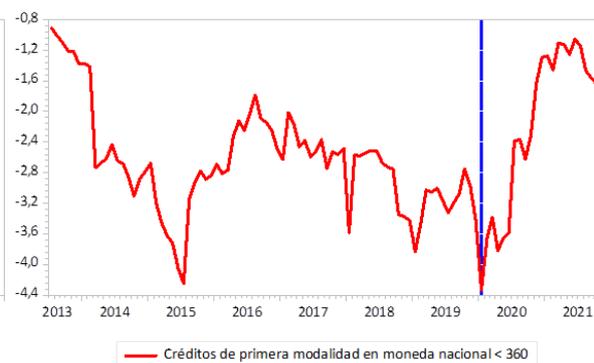
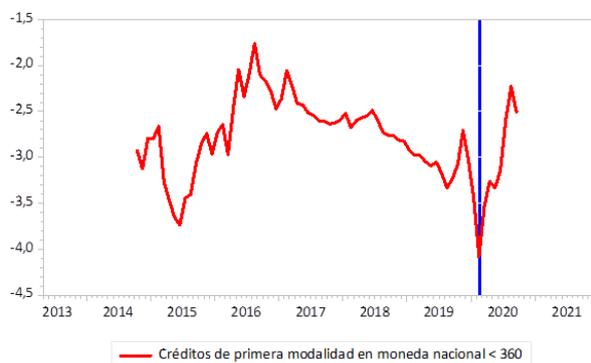
-1.131343	0.2333	-5.749944	0.0000
-2.587607		-2.587831	
-1.943974		-1.944006	
-1.614676		-1.614656	

Anexo 14

Raíz unitaria con quiebre de primera modalidad en moneda nacional

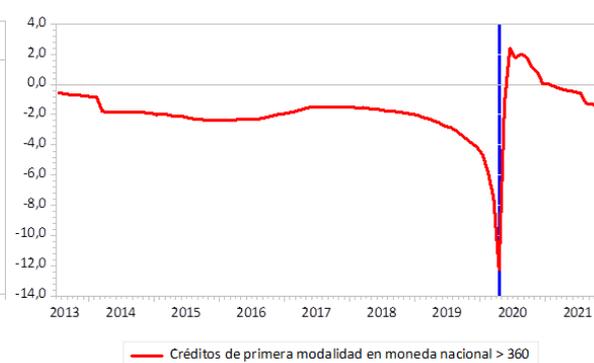
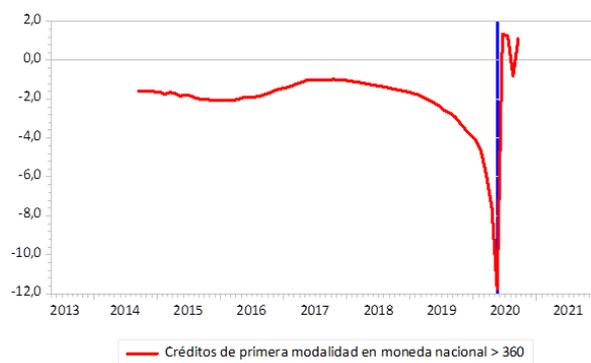
Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 02/28/23 Time: 20:02		
Sample: 2013M05 2021M12		
Included observations: 104		
Null Hypothesis: R_CGM_MN_CP has a unit root with a structural break in the intercept		
Chosen lag length: 2 (maximum lags: 2)		
Chosen break point: 2020M02		
	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-4.084636	0.007376
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	
* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process		

Null Hypothesis: R_CGM_MN_CP has a unit root		
Trend Specification: Trend and intercept		
Break Specification: Intercept only		
Break Type: Innovational outlier		
Break Date: 2020M01		
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic		
Lag Length: 3 (Automatic - based on F-statistic selection, lagpval=0.1, maxlag=8)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.335828	0.1940
Test critical values:	1% level	-5.347598
	5% level	-4.859812
	10% level	-4.607324
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.		



Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 02/28/23 Time: 21:02		
Sample: 2013M05 2021M12		
Included observations: 104		
Null Hypothesis: R_CGM_MN_LP has a unit root with a structural break in the intercept		
Chosen lag length: 1 (maximum lags: 1)		
Chosen break point: 2020M05		
	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-11.76046	1.69E-17
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	
* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process		

Null Hypothesis: R_CGM_MN_LP has a unit root		
Trend Specification: Trend and intercept		
Break Specification: Intercept only		
Break Type: Innovational outlier		
Break Date: 2020M04		
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic		
Lag Length: 3 (Automatic - based on F-statistic selection, lagpval=0.1, maxlag=8)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.26700	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.347598
	5% level	-4.859812
	10% level	-4.607324
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.		

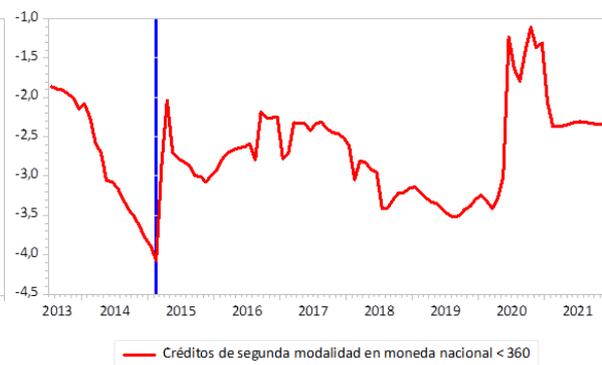
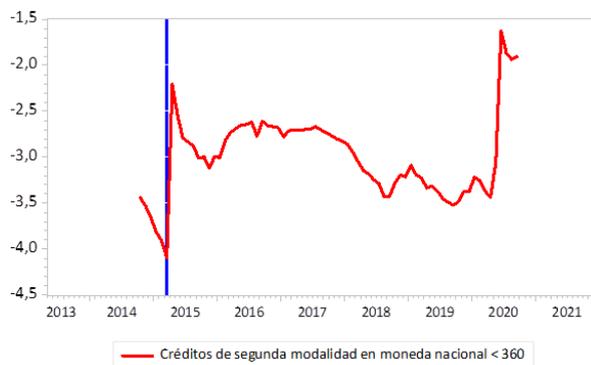


Anexo 15

Raíz unitaria con quiebre de segunda modalidad en moneda nacional

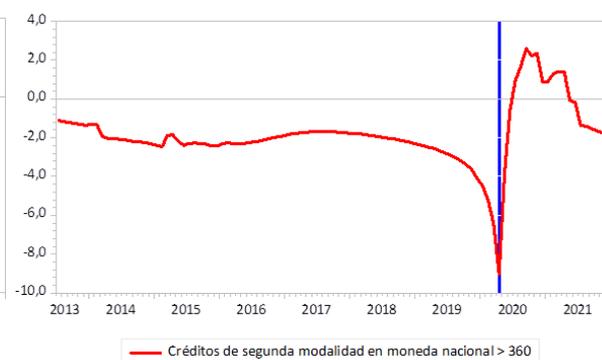
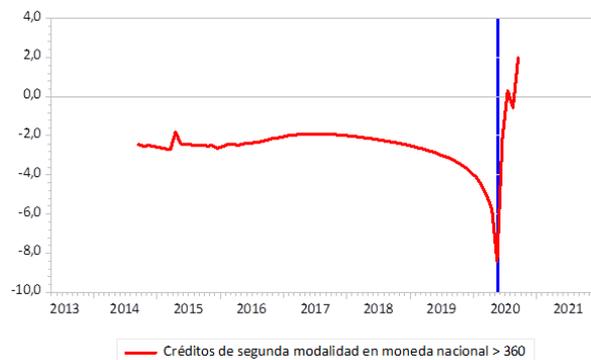
Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 03/04/23 Time: 13:03		
Sample: 2013M05 2021M12		
Included observations: 104		
Null Hypothesis: R_MYPE_MN_CP has a unit root with a structural break in the intercept		
Chosen lag length: 2 (maximum lags: 2)		
Chosen break point: 2015M03		
	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-4.097673	0.058091
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	
* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process		

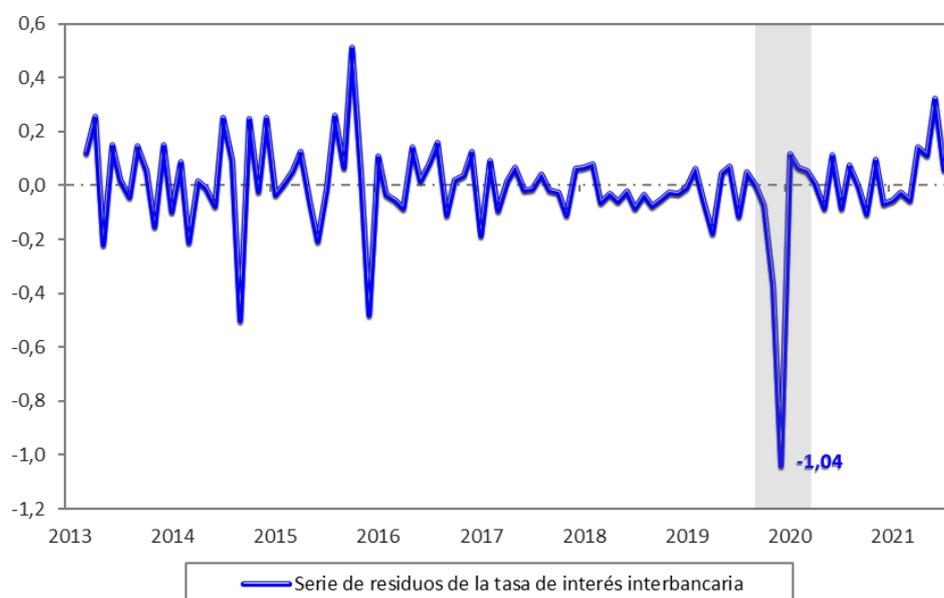
Null Hypothesis: R_MYPE_MN_CP has a unit root		
Trend Specification: Trend and intercept		
Break Specification: Intercept only		
Break Type: Innovational outlier		
Break Date: 2015M02		
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic		
Lag Length: 2 (Automatic - based on F-statistic selection, lagpval=0.1, maxlag=8)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.076588	0.3253
Test critical values:	1% level	-5.347598
	5% level	-4.859812
	10% level	-4.607324
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.		



Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 03/04/23 Time: 14:03		
Sample: 2013M05 2021M12		
Included observations: 104		
Null Hypothesis: R_MYPE_MN_LP has a unit root with a structural break in the intercept		
Chosen lag length: 1 (maximum lags: 2)		
Chosen break point: 2020M05		
	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-8.421553	2.45E-11
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	
* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process		

Null Hypothesis: R_MYPE_MN_LP has a unit root		
Trend Specification: Trend and intercept		
Break Specification: Intercept only		
Break Type: Innovational outlier		
Break Date: 2020M04		
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic		
Lag Length: 8 (Automatic - based on F-statistic selection, lagpval=0.1, maxlag=8)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.035662	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.347598
	5% level	-4.859812
	10% level	-4.607324
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.		



Anexo 17*Serie de residuos de la tasa de interés interbancaria*

Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

Anexo 18*Cointegración de primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días*

0	-231.8003	NA	0.486003	4.954172	5.114444	5.018957
1	131.2638	688.3090	0.000274	-2.526329	-2.259209	-2.418355
2	158.4430	50.39482*	0.000169*	-3.009229*	-2.635262*	-2.858066*
3	160.8661	4.391827	0.000175	-2.976377	-2.495562	-2.782023
4	163.2645	4.247226	0.000181	-2.943011	-2.355348	-2.705468
5	163.7543	0.846883	0.000195	-2.869881	-2.175370	-2.589148
6	167.9149	7.021026	0.000195	-2.873227	-2.071868	-2.549305
7	168.5589	1.059935	0.000209	-2.803311	-1.895104	-2.436199
8	169.2411	1.094305	0.000225	-2.734189	-1.719134	-2.323887

Traza de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días

0.115069	22.47725	15.49471	0.0038
0.093459	10.00819	3.841465	0.0016

Máximo valor propio de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días

0.115069	12.46907	14.26460	0.0943
0.093459	10.00819	3.841465	0.0016

Anexo 19*Cointegración de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días*

0	-268.7502	NA	1.049432	5.723962	5.884234	5.788747
1	151.8272	797.3447	0.000179	-2.954734	-2.687615	-2.846760
2	195.4659	80.91329	7.82e-05	-3.780539	-3.406572	-3.629375
3	197.1533	3.058400	8.21e-05	-3.732360	-3.251544	-3.538006
4	215.6185	32.69889	6.08e-05	-4.033719	-3.446056*	-3.796176
5	223.3750	13.41219	5.63e-05	-4.111978	-3.417467	-3.831246
6	229.9265	11.05565	5.35e-05	-4.165135	-3.363776	-3.841212*
7	233.3917	5.703178	5.42e-05	-4.153993	-3.245787	-3.786881
8	239.7755	10.24073*	5.18e-05*	-4.203657*	-3.188602	-3.793355

Traza de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días

0.121895	17.36895	15.49471	0.0258
0.046146	4.629988	3.841465	0.0314

Máximo valor propio de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días

0.121895	12.73896	14.26460	0.0859
0.046146	4.629988	3.841465	0.0314

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

Anexo 20*Cointegración de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días*

0	-404.2728	NA	17.66591	8.547350	8.707622	8.612135
1	-76.28582	621.8087	0.020693	1.797621	2.064741	1.905595
2	-47.43295	53.49803*	0.012334*	1.279853*	1.653821*	1.431017*
3	-44.05475	6.122987	0.012502	1.292807	1.773623	1.487161
4	-40.19076	6.842477	0.012549	1.295641	1.883304	1.533184
5	-39.97163	0.378911	0.013596	1.374409	2.068920	1.655142
6	-36.21215	6.344121	0.013689	1.379420	2.180779	1.703342
7	-33.11076	5.104385	0.013981	1.398141	2.306347	1.765253
8	-32.25698	1.369603	0.014973	1.463687	2.478742	1.873989

Traza y máximo valor propio de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días

0.075209	11.82108	15.49471	0.1657
0.037004	3.845987	3.841465	0.0499

Máximo valor propio de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días

0.075209	7.975090	14.26460	0.3812
0.037004	3.845987	3.841465	0.0499

Cointegración de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días

0	-403.1588	NA	17.26064	8.524142	8.684414	8.588926
1	-96.91952	580.5787	0.031807	2.227490	2.494610	2.335464
2	-70.12201	49.68704	0.019788	1.752542	2.126509*	1.903706
3	-63.22111	12.50789	0.018638	1.692106	2.172922	1.886460
4	-56.92547	11.14853*	0.017784*	1.644281*	2.231944	1.881824*
5	-56.77420	0.261572	0.019294	1.724462	2.418973	2.005195
6	-54.63036	3.617722	0.020091	1.763133	2.564491	2.087055
7	-53.19714	2.358848	0.021246	1.816607	2.724814	2.183719
8	-52.13066	1.710806	0.022653	1.877722	2.892777	2.288024

Traza de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días

0.105751	19.49256	15.49471	0.0118
0.079791	8.315453	3.841465	0.0039

Máximo valor propio de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días

0.105751	11.17711	14.26460	0.1456
0.079791	8.315453	3.841465	0.0039

Anexo 21*Cointegración de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días*

0	-343.1700	NA	4.946404	7.274374	7.434646	7.339159
1	-6.678133	637.9324	0.004853	0.347461	0.614581	0.455435
2	35.68855	78.55489	0.002183*	-0.451845*	-0.077877*	-0.300681*
3	36.13900	0.816450	0.002352	-0.377896	0.102919	-0.183543
4	39.23227	5.477655	0.002399	-0.359006	0.228658	-0.121463
5	45.19656	10.31325*	0.002306	-0.399928	0.294583	-0.119196
6	47.20820	3.394642	0.002408	-0.358504	0.442855	-0.034582
7	51.56294	7.167170	0.002396	-0.365895	0.542312	0.001217
8	52.06748	0.809369	0.002584	-0.293072	0.721982	0.117229

Traza de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días

0.097979	15.98803	15.49471	0.0421
0.052215	5.470057	3.841465	0.0193

Máximo valor propio de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días

0.097979	10.51798	14.26460	0.1801
0.052215	5.470057	3.841465	0.0193

Anexo 22*VEC de primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días*

Cointegrating Eq:	CointEq1	
R_CGM_MN_CP(-1)	1.000000	
R_INTERBANCARIA(-1)	-1.026833 (0.08130) [-12.6309]	
C	-3.178326	
Error Correction:	D(R_CGM...	D(R_INTERBANCARIA)
CointEq1	-0.075344 (0.02153) [-3.49988]	0.009425 (0.03913) [0.24086]
D(R_CGM_MN_CP(-1))	0.533860 (0.07681) [6.95079]	0.305624 (0.13961) [2.18905]
D(R_INTERBANCARIA...	0.091040 (0.05026) [1.81130]	0.333398 (0.09137) [3.64907]
C	-0.013081 (0.00905) [-1.44498]	0.012904 (0.01646) [0.78414]
DUMMY_2020M2	-0.165701 (0.08461) [-1.95837]	-0.048614 (0.15380) [-0.31608]
DUMMY_2020M4	0.029808 (0.08553) [0.34851]	-1.064440 (0.15548) [-6.84630]

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

Anexo 23

VEC de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días

Cointegrating Eq:		CointEq1	
R_CGM_MN_LP(-1)		1.000000	
R_INTERBANCARIA(-1)		-0.859300 (0.14589) [-5.88995]	
C		-4.872534	
Error Correction:		D(R_CGM...	D(R_INTERBANCARIA)
CointEq1		-0.021393 (0.00800) [-2.67266]	-0.070578 (0.02916) [-2.42000]
D(R_CGM_MN_LP(-1))		0.475804 (0.03971) [11.9825]	-0.119322 (0.14468) [-0.82475]
D(R_CGM_MN_LP(-2))		-0.138885 (0.04096) [-3.39109]	0.037123 (0.14922) [0.24878]
D(R_CGM_MN_LP(-3))		0.299620 (0.03914) [7.65480]	0.153123 (0.14261) [1.07370]
D(R_CGM_MN_LP(-4))		-0.139245 (0.03954) [-3.52127]	-0.004936 (0.14408) [-0.03426]
D(R_CGM_MN_LP(-5))		0.107707 (0.03065) [3.51353]	-0.045541 (0.11169) [-0.40774]
D(R_INTERBANCARIA...		-0.002460 (0.03392) [-0.07251]	0.259424 (0.12360) [2.09884]
D(R_INTERBANCARIA...		0.043042 (0.03292) [1.30762]	0.079112 (0.11993) [0.65966]
D(R_INTERBANCARIA...		-0.009938 (0.03303) [-0.30086]	0.003736 (0.12035) [0.03105]
D(R_INTERBANCARIA...		0.005553 (0.03265) [0.17010]	-0.094612 (0.11895) [-0.79542]
D(R_INTERBANCARIA...		-0.038849 (0.03242) [-1.19843]	0.004548 (0.11811) [0.03850]
C		-0.003088 (0.00464) [-0.66585]	-0.003238 (0.01690) [-0.19162]
DUMMY_2020M5		-1.304143 (0.05521) [-23.6211]	0.093697 (0.20116) [0.46578]
DUMMY_2020M4		-0.039534 (0.04385) [-0.90150]	-1.057626 (0.15978) [-6.61929]

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

Anexo 24

VEC de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días

Cointegrating Eq:		CointEq1	
R MYPE MN CP(-1)		1.000000	
R_INTERBANCARIA(-1)		-1.641946	
		(0.80769)	
		[-2.03289]	
C		-26.69847	
Error Correction:		D(R_MYPE... D(R_INTERBANCARIA)	
CointEq1		-0.045344	0.011656
		(0.02362)	(0.00413)
		[-1.91955]	[2.82453]
D(R_MYPE_MN_CP(-1))		0.329646	0.013584
		(0.09943)	(0.01737)
		[3.31535]	[0.78204]
D(R_MYPE_MN_CP(-2))		0.014719	-0.037887
		(0.10102)	(0.01765)
		[0.14571]	[-2.14696]
D(R_MYPE_MN_CP(-3))		0.098802	-0.008475
		(0.08959)	(0.01565)
		[1.10278]	[-0.54147]
D(R_INTERBANCARIA...		2.876259	0.369672
		(0.50403)	(0.08805)
		[5.70656]	[4.19840]
D(R_INTERBANCARIA...		-2.300192	-0.007803
		(0.58963)	(0.10301)
		[-3.90106]	[-0.07575]
D(R INTERBANCARIA...		1.025248	0.139169
		(0.57192)	(0.09991)
		[1.79263]	[1.39292]
C		0.069601	0.001691
		(0.08881)	(0.01551)
		[0.78372]	[0.10898]
DUMMY_2015M2		1.269235	0.293528
		(0.90114)	(0.15742)
		[1.40848]	[1.86457]
DUMMY_2020M4		-0.005602	-1.105612
		(0.87602)	(0.15304)
		[-0.00640]	[-7.22451]

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

Anexo 25

VEC de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días

Cointegrating Eq:	CointEq1	
R_MYPE_MN_LP(-1)	1.000000	
R_INTERBANCARIA(-1)	-2.405310 (0.35155) [-6.84203]	
C	-13.59747	
Error Correction:	D(R_MYPE...	D(R_INTERBANCARIA)
CointEq1	-0.052930 (0.01876) [-2.82125]	-0.013739 (0.01014) [-1.35480]
D(R_MYPE_MN_LP(-1))	0.624841 (0.05526) [11.3069]	0.020794 (0.02987) [0.69611]
D(R_INTERBANCARIA..	0.141646 (0.20524) [0.69014]	0.322352 (0.11094) [2.90564]
C	-0.011556 (0.02903) [-0.39809]	0.000134 (0.01569) [0.00857]
DUMMY_2020M5	-2.552456 (0.36988) [-6.90082]	0.085465 (0.19993) [0.42747]
DUMMY_2020M4	0.559367 (0.29440) [1.90005]	-1.067905 (0.15913) [-6.71089]

COINTEGRACIÓN Y REGRESIONES RECURSIVAS

Anexo 26

Evolución de los coeficientes de regresiones recursivas

Fecha	CGM mn < 360	CGM mn > 360	Mype mn < 360	Mype mn > 360
31/01/2015	-0,0660	-0,0618	-0,0047	0,0372
28/02/2015	-0,1670	0,0105	-0,0077	0,0204
31/03/2015	-0,1673	-0,0145	-0,0183	0,2976
30/04/2015	-0,1595	-0,0414	-0,0183	0,3374
31/05/2015	-0,1473	-0,0391	-0,0151	0,1358
30/06/2015	-0,1832	-0,0555	-0,0086	0,0512
31/07/2015	-0,2041	-0,0528	0,0051	0,0126
31/08/2015	-0,2232	-0,0487	-0,0305	-0,0042
30/09/2015	-0,2707	-0,0496	-0,0275	-0,0141
31/10/2015	-0,2719	-0,0515	-0,0259	-0,0116
30/11/2015	-0,2723	-0,0554	-0,0535	-0,0271
31/12/2015	-0,2518	-0,0554	-0,0246	-0,0295
31/01/2016	-0,2418	-0,0582	-0,0442	-0,0283
29/02/2016	-0,2456	-0,0596	-0,1136	-0,0304
31/03/2016	-0,2187	-0,0496	-0,0732	-0,0233
30/04/2016	-0,1775	-0,0512	-0,1219	-0,0238
31/05/2016	-0,1692	-0,0489	-0,1232	-0,0236
30/06/2016	-0,1632	-0,0445	-0,1580	-0,0237
31/07/2016	-0,1607	-0,0427	-0,1804	-0,0238
31/08/2016	-0,1806	-0,0422	-0,2240	-0,0246
30/09/2016	-0,1756	-0,0412	-0,3189	-0,0263
31/10/2016	-0,1769	-0,0383	-0,4301	-0,0284
30/11/2016	-0,1228	-0,0366	-0,6104	-0,0280
31/12/2016	-0,1278	-0,0319	-0,0988	-0,0518
31/01/2017	-0,1420	-0,0314	-0,1109	-0,0374
28/02/2017	-0,1480	-0,0288	-0,1153	-0,0371
31/03/2017	-0,1400	-0,0273	-0,1001	-0,0355
30/04/2017	-0,1395	-0,0279	-0,0915	-0,0322
31/05/2017	-0,1151	-0,0328	-0,0825	-0,0326
30/06/2017	-0,1108	-0,0312	-0,1466	-0,0285
31/07/2017	-0,1046	-0,0356	-0,1684	-0,0278
31/08/2017	-0,1055	-0,0304	-0,1728	-0,0196
30/09/2017	-0,1380	-0,0275	-0,1968	-0,0209
31/10/2017	-0,1249	-0,0310	-0,1496	-0,0224
30/11/2017	-0,1115	-0,0259	-0,1332	-0,0217
31/12/2017	-0,0542	-0,0228	-0,1294	-0,0322
31/01/2018	-0,0983	-0,0314	-0,1114	-0,0268
28/02/2018	-0,0878	-0,0264	-0,0808	-0,0321
31/03/2018	-0,0288	-0,0395	-0,0696	-0,0377
30/04/2018	0,0192	-0,0449	-0,1254	-0,0388
31/05/2018	0,0527	-0,0431	-0,0835	-0,0356
30/06/2018	-0,0151	-0,0416	-0,1080	-0,0351
31/07/2018	-0,0793	-0,0400	-0,0515	-0,0379
31/08/2018	-0,0625	-0,0398	-0,0887	-0,0378
30/09/2018	-0,0671	-0,0402	-0,1293	-0,0373
31/10/2018	-0,0462	-0,0405	-0,1017	-0,0405
30/11/2018	-0,0615	-0,0414	-0,1030	-0,0283
31/12/2018	-0,0636	-0,0448	-0,1165	-0,0301
31/01/2019	-0,0640	-0,0520	-0,1120	-0,0283
28/02/2019	-0,0862	-0,0605	-0,1022	-0,0313
31/03/2019	-0,0777	-0,0464	-0,0929	-0,0323
30/04/2019	-0,0830	-0,0386	-0,0845	-0,0254
31/05/2019	-0,0735	-0,0345	-0,0824	-0,0291
30/06/2019	-0,0778	-0,0288	-0,0707	-0,0276
31/07/2019	-0,0817	-0,0382	-0,0709	-0,0210
31/08/2019	-0,0960	-0,0405	-0,0619	-0,0201
30/09/2019	-0,1198	-0,0417	-0,0613	-0,0190
31/10/2019	-0,1139	-0,0362	-0,0509	-0,0207
30/11/2019	-0,1477	-0,0372	-0,0402	-0,0217
31/12/2019	-0,1527	-0,0286	-0,0387	-0,0198
31/01/2020	-0,1569	-0,0257	-0,0403	-0,0225
29/02/2020	-0,2010	-0,0414	-0,0465	-0,0274
31/03/2020	-0,1956	-0,0369	-0,0329	-0,0355
30/04/2020	-0,1825	-0,0378	-0,0464	0,0531
31/05/2020	-0,0951	-0,0406	0,0162	0,0749
30/06/2020	-0,0902	-0,0295	0,0236	0,0477
31/07/2020	-0,0840	-0,0798	0,0709	-0,0877
31/08/2020	-0,0738	-0,0387	0,0942	-0,0009
30/09/2020	-0,0708	-0,0638	0,1157	-0,0737
31/10/2020	-0,0911	-0,0552	0,0708	-0,0775
30/11/2020	-0,0908	-0,0616	0,0064	-0,0728
31/12/2020	-0,0896	-0,0525	-0,0160	-0,1123
31/01/2021	-0,0978	-0,0474	-0,0022	-0,0883
28/02/2021	-0,0954	-0,0419	-0,0168	-0,0818
31/03/2021	-0,0940	-0,0389	0,0098	-0,0742
30/04/2021	-0,0923	-0,0288	-0,0097	-0,0783
31/05/2021	-0,0833	-0,0219	0,0141	-0,0723
30/06/2021	-0,0809	-0,0196	-0,0058	-0,0695
31/07/2021	-0,0889	-0,0271	-0,0092	-0,0678
31/08/2021	-0,0822	-0,0218	-0,0136	-0,0669
30/09/2021	-0,0777	-0,0221	-0,0478	-0,0666
31/10/2021	-0,0932	-0,0205	-0,0425	-0,0682
30/11/2021	-0,0809	-0,0217	-0,0619	-0,0650
31/12/2021	-0,0927	-0,0211	-0,0518	-0,0604

Nota. Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Anexo 27*Regresión recursiva de primera modalidad en moneda nacional*

$D(R_CGM_MN_CP) = C(1)*(R_CGM_MN_CP(-1) - 1.02683294953$ $*R_INTERBANCARIA(-1) - 3.17832577784) + C(2)$ $*D(R_CGM_MN_CP(-1)) + C(3)*D(R_INTERBANCARIA(-1)) + C(4)$ $*DUMMY_2020M2$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.070722	0.021217	-3.333307	0.0012
C(2)	0.573557	0.071227	8.052577	0.0000
C(3)	0.095490	0.049158	1.942520	0.0549
C(4)	-0.183196	0.083790	-2.186373	0.0312

$D(R_CGM_MN_LP) = C(1)*(R_CGM_MN_LP(-1) - 0.859299842797$ $*R_INTERBANCARIA(-1) - 4.87253353816) + C(2)$ $*D(R_CGM_MN_LP(-1)) + C(3)*D(R_CGM_MN_LP(-2)) + C(4)$ $*D(R_CGM_MN_LP(-3)) + C(5)*D(R_CGM_MN_LP(-4)) + C(6)$ $*D(R_CGM_MN_LP(-5)) + C(7)*DUMMY_2020M5$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.023468	0.005977	-3.926426	0.0002
C(2)	0.508729	0.029067	17.50200	0.0000
C(3)	-0.148161	0.032597	-4.545292	0.0000
C(4)	0.296768	0.032038	9.263012	0.0000
C(5)	-0.169644	0.032617	-5.201097	0.0000
C(6)	0.122461	0.028755	4.258723	0.0000
C(7)	-1.314217	0.042617	-30.83815	0.0000

Anexo 28*Regresión recursiva de segunda modalidad en moneda nacional*

$D(R_MYPE_MN_CP) = C(1)*(R_MYPE_MN_CP(-1) - 1.64194638775$ $*R_INTERBANCARIA(-1) - 26.6984668203) + C(2)$ $*D(R_MYPE_MN_CP(-1)) + C(3)*D(R_INTERBANCARIA(-1)) + C(4)$ $*D(R_INTERBANCARIA(-2)) + C(5)*D(R_INTERBANCARIA(-3))$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.043479	0.022329	-1.947232	0.0545
C(2)	0.356091	0.094383	3.772846	0.0003
C(3)	2.597087	0.463568	5.602391	0.0000
C(4)	-2.224180	0.563933	-3.944046	0.0002
C(5)	1.120019	0.491444	2.279038	0.0249

$D(R_MYPE_MN_LP) = C(1)*(R_MYPE_MN_LP(-1) - 2.40530978688$ $*R_INTERBANCARIA(-1) - 13.5974658109) + C(2)$ $*D(R_MYPE_MN_LP(-1)) + C(3)*DUMMY_2020M5$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.054281	0.017176	-3.160195	0.0021
C(2)	0.636387	0.053327	11.93377	0.0000
C(3)	-2.734562	0.298664	-9.155969	0.0000

Anexo 29*Asimetría de primera modalidad en moneda nacional hasta 360 días*

DEMANDA_INTERNA < 2.977231 -- 57 obs				
R_CGM_MN_CP(-1)-R_INTERBANCAR...	-0.082323	0.022197	-3.708735	0.0004
2.977231 <= DEMANDA_INTERNA -- 45 obs				
R_CGM_MN_CP(-1)-R_INTERBANCAR...	-0.089231	0.023704	-3.764418	0.0003
Non-Threshold Variables				
C	0.264354	0.073038	3.619425	0.0005
D(R_CGM_MN_CP(-1))	0.532745	0.076243	6.987474	0.0000
D(R_INTERBANCARIA(-1))	0.080964	0.050655	1.598325	0.1133
DUMMY_2020M2	-0.152115	0.085042	-1.788711	0.0768
DUMMY_2020M4	0.015863	0.085679	0.185144	0.8535

Anexo 30*Asimetría de primera modalidad en moneda nacional a más de 360 días*

DEMANDA_INTERNA < 2.977231 -- 56 obs				
R_CGM_MN_LP(-1)-R_INTERBANCARI...	-0.025365	0.008816	-2.877248	0.0051
2.977231 <= DEMANDA_INTERNA -- 42 obs				
R_CGM_MN_LP(-1)-R_INTERBANCARI...	-0.025191	0.008655	-2.910514	0.0046
Non-Threshold Variables				
D(R_CGM_MN_LP(-1))	0.468232	0.039517	11.84890	0.0000
D(R_CGM_MN_LP(-2))	-0.139519	0.040814	-3.418431	0.0010
D(R_CGM_MN_LP(-3))	0.296090	0.038829	7.625401	0.0000
D(R_CGM_MN_LP(-4))	-0.140103	0.039390	-3.556781	0.0006
D(R_CGM_MN_LP(-5))	0.101177	0.030634	3.302802	0.0014
D(R_INTERBANCARIA(-1))	-0.004993	0.033755	-0.147930	0.8828
D(R_INTERBANCARIA(-2))	0.041481	0.032849	1.262797	0.2102
D(R_INTERBANCARIA(-3))	-0.012730	0.033058	-0.385094	0.7012
D(R_INTERBANCARIA(-4))	0.002359	0.032987	0.071498	0.9432
D(R_INTERBANCARIA(-5))	-0.040590	0.032352	-1.254650	0.2131
C	0.108446	0.038350	2.827815	0.0059
DUMMY_2020M4	-0.033618	0.044228	-0.760122	0.4493
DUMMY_2020M5	-1.292604	0.055578	-23.25749	0.0000

Anexo 31*Asimetría de segunda modalidad en moneda nacional hasta 360 días*

DEMANDA_INTERNA < 2.977231 -- 56 obs				
R_MYPE_MN_CP(-1)-R_INTERBANCAR...	-0.068484	0.028336	-2.416885	0.0177
2.977231 <= DEMANDA_INTERNA -- 44 obs				
R_MYPE_MN_CP(-1)-R_INTERBANCAR...	-0.065024	0.027299	-2.381929	0.0194
Non-Threshold Variables				
C	1.983722	0.794890	2.495592	0.0144
D(R_MYPE_MN_CP(-1))	0.323543	0.099820	3.241272	0.0017
D(R_MYPE_MN_CP(-2))	0.023589	0.100480	0.234764	0.8149
D(R_MYPE_MN_CP(-3))	0.104743	0.090434	1.158232	0.2499
D(R_INTERBANCARIA(-1))	2.851756	0.502101	5.679647	0.0000
D(R_INTERBANCARIA(-2))	-2.205916	0.592268	-3.724523	0.0003
D(R_INTERBANCARIA(-3))	1.045854	0.567198	1.843896	0.0685
DUMMY_2015M2	1.105306	0.907378	1.218132	0.2264
DUMMY_2020M4	0.052414	0.874314	0.059949	0.9523

Anexo 32*Asimetría de segunda modalidad en moneda nacional a más de 360 días*

DEMANDA_INTERNA < 2.977231 -- 57 obs				
R_MYPE_MN_LP(-1)-R_INTERBANCAR...	-0.016754	0.010188	-1.644538	0.1034
2.977231 <= DEMANDA_INTERNA -- 45 obs				
R_MYPE_MN_LP(-1)-R_INTERBANCAR...	-0.014377	0.010502	-1.369025	0.1742
Non-Threshold Variables				
C	0.272477	0.183102	1.488115	0.1400
D(R_MYPE_MN_LP(-1))	0.641477	0.058416	10.98119	0.0000
D(R_INTERBANCARIA(-1))	0.292243	0.205394	1.422839	0.1581
DUMMY_2020M4	0.543668	0.306149	1.775828	0.0790
DUMMY_2020M5	-2.599503	0.390883	-6.650335	0.0000