

UNIVERSIDAD CATÓLICA SANTO TORIBIO DE MOGROVEJO
FACULTAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES
ESCUELA DE ECONOMÍA



**Determinantes de las expectativas de inflación de los agentes económicos del
Perú para el periodo de 2003 – 2020**

**TESIS PARA OPTAR EL TÍTULO DE
ECONOMISTA**

AUTOR

FIDEL MANUEL TRAGANO MONTENEGRO MORALES

ASESOR

CARLOS ALBERTO LEON DE LA CRUZ

<https://orcid.org/0000-0002-7718-3904>

Chiclayo, 2023

**Determinantes de las expectativas de inflación de los agentes económicos del
Perú para el periodo de 2003 – 2020**

PRESENTADA POR:

FIDEL MANUEL TRAGANO MONTENEGRO MORALES

A la Facultad de Ciencias Empresariales de la
Universidad Católica Santo Toribio de Mogrovejo
para optar el título de

ECONOMISTA

APROBADA POR:

Willy Rolando Anaya Morales
PRESIDENTE

Joel Vladimir Diaz Plaza
SECRETARIO

Carlos Alberto Leon de la Cruz
VOCAL

Dedicatoria

Dedico a mis padres, mi hermana Cindy, mi primo Carlos y a todos los que me brindaron su apoyo oportuno al trabajo de investigación.

Agradecimientos

Agradezco a los maestros de la universidad por enseñarme los conocimientos claves en la formación profesional. Agradezco al profesor Carlos León de la Cruz por asesorarme y guiarme para el desarrollo de la investigación.

Informe final

INFORME DE ORIGINALIDAD

23%

INDICE DE SIMILITUD

21%

FUENTES DE INTERNET

6%

PUBLICACIONES

9%

TRABAJOS DEL
ESTUDIANTE

FUENTES PRIMARIAS

1	repositorio.unap.edu.pe Fuente de Internet	2%
2	tesis.usat.edu.pe Fuente de Internet	1%
3	Submitted to CITY College, Affiliated Institute of the University of Sheffield Trabajo del estudiante	1%
4	banguat.gob.gt Fuente de Internet	1%
5	hdl.handle.net Fuente de Internet	1%
6	doku.pub Fuente de Internet	1%
7	www.revistas-conacyt.unam.mx Fuente de Internet	1%
8	Submitted to Universidad San Ignacio de Loyola Trabajo del estudiante	1%

Índice

Resumen.....	10
Abstract.....	11
I.Introducción	12
II.Revisión de literatura.....	14
2.1.Antecedentes del problema	14
2.2.Bases teórico científicas	19
2.2.1.Teoría acerca de la formación de expectativas de los agentes económicos	18
2.2.1.1.Expectativas estáticas.....	19
2.2.1.2.Expectativas regresivas.....	19
2.2.1.3.Expectativas adaptativas.....	20
2.2.1.4.Expectativas racionales.....	20
2.2.2.Curva de Phillips de Información Pegajosa	20
III.Materiales y métodos	23
3.1.Tipo y nivel de investigación	23
3.2.Diseño de investigación	23
3.3.Población, muestra y muestreo.....	24
3.4.Criterios de selección	25
3.5.Operacionalización de variables.....	26
3.6.Técnicas e instrumentos de recolección de datos.....	28
3.7.Procedimientos	28
3.8.Plan de procesamiento y análisis de datos	29
3.2.1.Modelo autorregresivo de retardos distribuidos de expectativas de inflación para Perú	30
3.9.Matriz de consistencia.....	35
3.10.Consideraciones éticas	38
IV.Resultados y discusión	39

4.1.Análisis descriptivo	39
4.2.Estimación econométrica	50
4.2.1.Estimación econométrica del modelo ARDL: expectativas de inflación a 12 meses	50
4.2.2.Estimación econométrica del modelo ARDL: expectativas de inflación a 24 meses	59
V.Conclusiones	71
VI.Recomendaciones.....	74
VII.Lista de referencias	74
VIII.Anexos.....	79

Listas de tablas

Tabla 1 Operacionalización de variables	26
Tabla 2 Matriz de consistencia.....	35
Tabla 3 Estadística descriptiva de los datos	40
Tabla 4 Test de raíces unitarias de las series en niveles. Periodo:2003-2020.....	41
Tabla 5 Test de raíces unitarias de las series en primeras diferencias. Periodo: 2003-2020 ...	52
Tabla 6 Criterios de selección de retardos óptimos para el modelo I	53
Tabla 8 Prueba de límites del primer modelo ARDL.....	54
Tabla 9 Factores de corto y largo plazo de las expectativas de inflación a 12 meses.....	55
Tabla 10 Test de raíces unitarias de las series en niveles. Periodo: 2007-2020.....	60
Tabla 11 Test de raíces unitarias de las series en primeras diferencias. Periodo: 2007-2020 .	61
Tabla 12 Criterios de selección de retardos óptimos para el modelo II	62
Tabla 13 Estimación del segundo modelo ARDL.....	63
Tabla 14 Prueba de límites del segundo modelo ARDL.....	64
Tabla 15 Factores de corto y largo plazo de las expectativas de inflación a 24 meses.....	65

Listas de figuras

Figura 1 Expectativas de inflación a un año y a dos años.....	41
Figura 2 Credibilidad del banco central de las expectativas de inflación a un año.....	42
Figura 3 Credibilidad del banco central de las expectativas de inflación a dos año	43
Figura 4 Brecha del producto en porcentajes del PBI potencial	44
Figura 5 Tasa interbancaria en MN (términos efectivos anuales).....	46
Figura 6 Expectativas de inflación a 12 meses y Credibilidad del BCRP	47
Figura 7 Expectativas de inflación a 24 meses y Credibilidad del BCRP	47
Figura 8 Expectativas de inflación a 12 meses y Brecha del producto en porcentajes del PBI potencial	48
Figura 9 Expectativas de inflación a 24 meses y Brecha del producto porcentajes del PBI potencial	48
Figura 10 Expectativas de inflación a 12 meses y Tasa interbancaria en MN.....	49
Figura 11 Expectativas de inflación a 24 meses y Tasa interbancaria en MN.....	49
Figura 12 Test de estabilidad CUSUM y CUSUM cuadrado del primer modelo.....	55
Figura 13 Test de estabilidad CUSUM y CUSUM cuadrado del segundo modelo	65
Figura 14 Criterios de longitud de retrasos del modelo I.....	79
Figura 15 Criterios de longitud de retrasos del modelo II.....	79
Figura 16 Estimación ARDL del modelo I	80
Figura 17 Estimación ARDL del modelo II	81
Figura 18 Veinte mejores modelos de los criterios de información de Akaike del modelo I ..	82
Figura 19 Veinte mejores modelos de los criterios de información de Akaike del modelo II.	82
Figura 20 Test de Breusch -Godfrey con un rezago del modelo I	83
Figura 21 Test de Breusch -Godfrey con un rezago del modelo II	84
Figura 22 Test de Breusch -Godfrey con cuatro rezagos del modelo I.....	85
Figura 23 Test de Breusch -Godfrey con cuatro rezagos del modelo II	86
Figura 24 Test de heterocedasticidad ARCH del modelo I.....	87

Figura 25 Test de heterocedasticidad de White del modelo I	88
Figura 26 Test de Bound del modelo I.....	89
Figura 29 Corrección de errores del modelo I.....	90
Figura 28 Test de Bound del modelo II.....	91
Figura 29 Corrección de errores del modelo II	92

Resumen

El objetivo principal de esta tesis es estimar el efecto de los choques de demanda, credibilidad del banco central y tasa de interés sobre las expectativas de inflación a 12 meses y 24 meses. Para ello, se recogió la muestra mediante la base de datos del BCRP y las respuestas de las encuestas de expectativas macroeconómicas del sistema financiero y los analistas económicos, en el periodo de 2003-2020. Aplicando la metodología ARDL, se obtienen los efectos de las variables. Encontrando que en el corto plazo los choques de demanda impactan en el periodo actual 2.04 y sus rezagos entre 2.62 y 3.50 a las expectativas a 12 meses, y para las expectativas a 24 meses, los retrasos de los choques impactan en 0.88 y 1.31; lo que es superado por la credibilidad del banco central que impacta aún más en -5.55 a la variable dependiente de expectativas a 12 meses y -6.30 a las expectativas a 24 meses. También existe una relación inversa a largo plazo entre la credibilidad y todas las expectativas; y en el corto plazo la tasa de interés tiene un efecto tenue en ambas expectativas. Dado que las variables son significativas, las expectativas encuestadas han estado fuertemente ancladas, pero los efectos del pasado y los choques también han sido claves en la dirección de las proyecciones.

Palabras clave: Expectativas de inflación, Inflación, Agentes económicos

Clasificaciones JEL: E52, E31, Z13

Abstract

The main objective of this thesis is to estimate the effect of demand shocks, central bank credibility and interest rate on inflation expectations at 12 months and 24 months. To do this, the sample was collected using the BCRP database and the responses of the surveys of macroeconomic expectations of the financial system and economic analysts, in the period 2003-2020. Applying the ARDL methodology, the effects of the variables are obtained. Finding that in the short term the impact of the demand shocks in the current period 1.80 and their lags between 3.36 and 3.50 to the expectations at 12 months, and for the expectations at 24 months, the delays of the shocks impact in 0.88 and 1.31; what is surpassed by the credibility of the central bank that impacts even more in -5.55 to the dependent variable of expectations to 12 months and -6.30 the expectations of 24 months. There is also a long-term inverse relationship between credibility and all expectations; and in the short term the interest rate has a dim effect on both expectations. The variables being significant, the expectations surveyed have been hard anchored, but the effects of the past and shocks have also been key in the direction of the projections.

Keywords: Inflation expectation, Inflation, Economics agents

JEL Classifications: E52, E31, Z13

I. Introducción

Desde el año 2002, el Banco Central de Reserva del Perú (en adelante BCRP) incorpora el esquema de metas para conducir a la tasa de inflación a una meta de inflación en medio de dos límites (inferior y de inflación superior) y procura que las expectativas de inflación estén ancladas al rango meta de inflación. En efecto, a lo largo de los últimos años se han hecho estudios para probar como las expectativas sirven como predictor sobre la tasa de inflación, debido a la credibilidad de los agentes económicos respecto a la autoridad monetaria sobre el manejo de la estabilidad de precios.

Por ende, es importante controlar las expectativas de inflación para la estabilidad de precios. Agregando a lo anterior, según Pina & Martínez, (2015) Ben Bernanke, economista teórico y responsable en la función de la política monetaria afirma que “un prerrequisito esencial para controlar la inflación es controlar las expectativas de inflación”. Por otra parte, respecto a los individuos, con sus previsiones, logran afectar a la inflación mediante sus expectativas, ya que según Bullard (2016) las empresas y los hogares tienen de cerca la tasa de inflación esperada al momento de tomar sus decisiones. Asimismo, también creen en los anuncios de mediano y largo plazo del banco central (Negret, 2010). Se llega a entender que la comunicación como la credibilidad tienen un papel fundamental en explicar la inflación del futuro.

Por otro lado, de acuerdo al estudio de Schaefer Luperdi & Velarde García (2020), el cambio de meta de inflación en el año 2007 ocasionó un comportamiento de expectativas cerca del límite superior. Mientras que durante el periodo de 2015-2016 se registró un aumento de la depreciación del tipo de cambio y un incremento de las expectativas de inflación por encima del rango meta de inflación provocado por caídas persistentes de los precios de las materias primas, lo que trajo consigo una subida de la tasa de referencia (Gondo, 2018).

Asimismo, las expectativas de inflación llegan a formarse por diferentes grupos de agentes económicos, para el caso peruano está compuesta por: empresas no financieras, analistas económicos y el sistema financiero, estos varían según cada país. Cada uno de estos agentes tiene expectativas muy distintas y cada uno de ellos es relevante para la formación de la inflación esperada. Además, según el ámbito económico, social y político que acontece en

un periodo determinado es que se determinará cómo será la inflación dentro de los próximos 12 meses y 24 meses.

Esto sugiere estudiar las expectativas a partir de los efectos por shocks de oferta y demanda, ya que según Schaefer Luperdi & Velarde García (2020) las expectativas de largo plazo, al ser adaptativas, son afectadas por shocks de corto plazo. Entonces, el problema del estudio planteado es el siguiente: ¿Cuál es el impacto de los choques de demanda, credibilidad del banco central y tasa de interés en las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses?

Para resolverlo, esta investigación tiene como objetivo la de estimar el efecto de los choques de demanda, credibilidad del banco central y tasa de interés en las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses. Es fundamental hacer el estudio debido a que las expectativas de inflación determinan la tasa de inflación y el seguimiento de los agentes económicos sobre las predicciones de la inflación del futuro.

Para la elaboración, se buscó información internacional para estudiar el comportamiento de las expectativas en el resto de economías, recogiendo modelos predictivos que ayuden a explicar mucho más la inflación esperada, antecedentes de artículos científico y revistas son los que se averiguaron.

Y en bases teóricas, se encontró que la teoría de la formación de expectativas detalla como forman los individuos sus valores esperados, y que, si la expectativa depende de la información del pasado, de acuerdo con la Curva de Phillips, específicamente la de información pegajosa (SICP en inglés), la difusión lenta es la que retarda el cambio de precios de las firmas, estas seguirían basándose en la última actualización de precios (hecha en periodos previos). En base a la teoría, se percibe que los predictores en Perú retardan ese cambio de expectativa para no cambiarla en el presente, y en base a esa teoría se desarrolla un modelo en que la información del pasado (factores macro y micro) afecta a la tasa de inflación esperada.

Para estimar los factores, en el capítulo III se presentó la metodología adecuada que surgió del marco teórico del capítulo II y para finalizar con el capítulo IV y V en donde se detallan los resultados, las conclusiones y las recomendaciones finales de lo estudiado.

II. Revisión de literatura

2.1. Antecedentes del problema

Batres, (2020) estimó los efectos de los rezagos de la credibilidad del banco central, inflación esperada, tasa de interés interbancaria, riesgo país y precio del petróleo sobre las expectativas de inflación de México en el periodo 2002-2018 para tres temporalidades: expectativas a 3 meses, expectativas a 6 meses y expectativas a 12 meses. Para lograr el objetivo se aplicaron tres modelos de Vectores Autorregresivos (VAR).

En primera instancia, se encontraron efectos positivos y significativos de la inflación esperada del mes pasado y de once meses previos de 0.44 y 0.17 en la inflación esperada a 3 meses respectivamente; y una relación inversa de la inflación esperada de hace un año de -.25. Asimismo, para el resto de variables se halló un débil efecto, específicamente en la tasa interbancaria, el cual es de -.002, y uno más significativo, como la credibilidad, que corresponde al valor de -.04.

Para el segundo modelo, donde se miden las expectativas a 6 meses los resultados no cambian mucho, pues se sigue teniendo un efecto directo y fuerte de la inflación esperada del mes previo, con un valor de 0.53, y uno similar, pero de la inflación esperada de hace un año, que concierne a un valor de -.21. Y como en el caso anterior, tanto la tasa interbancaria como la credibilidad mantienen el signo y el efecto significativo, que corresponde a los valores de -.002 y -.04 respectivamente.

Para el tercer modelo, se tiene que la inflación esperada del mes pasado, de ocho meses, de once meses y de un año previamente tienen impactos significativos de 0.48, 0.21, 0.22 y -.33 respectivamente sobre la inflación esperada a 12 meses. Se resalta que las tasas interbancarias de periodos previos tienen impactos entre 0.001 y -.001, y el factor de credibilidad mantiene la relación inversa, con un efecto de -.01. De acuerdo a los resultados se señala que las expectativas generadas por los agentes, en las tres temporalidades, afectan a las expectativas en el periodo t . Además, se encontró un efecto inverso de la credibilidad del banco central sobre la inflación esperada en las tres etapas.

Bulut, (2018) evalúa la relación que tiene la tasa de inflación del periodo anterior, la brecha del producto rezagado en dos periodos, el tipo de cambio, la meta de inflación, el EMBI, el precio del petróleo en las expectativas de inflación de 12 meses en adelante y de 24 meses en

adelante para Turquía. Basándose en el método Autorregresivo de Retardos Distribuidos (ARDL), se encontró que el impacto de la brecha del producto fue de 0.12, mientras que la meta de inflación y la inflación rezagada tuvieron un efecto de 0.674 y 0.158; además, se tuvo un impacto de 1.964 del tipo de cambio, 0.009 del precio del petróleo y -0.722 del EMBI sobre las expectativas de inflación a 12 meses.

A su vez, para el segundo modelo, la relación cambia entre la meta de inflación y las expectativas, ya que está presenta una relación opuesta a la del anterior modelo. Además, el impacto de la brecha del producto sobre la inflación esperada a 24 meses es de 0.036, en tanto, la meta de inflación tiene un efecto de -0.892, restándole aciertos al pronóstico de los agentes sobre la inflación. Asimismo, la inflación rezagada, el tipo de cambio, el precio del petróleo y el EMBI tienen efectos de 0.091, 1.783, 0.007 y -0.145 respectivamente sobre la inflación esperada a 24 meses. Por último, el autor hace hincapié de que aumentando la tasa de interés se lograría la meta de inflación deseada y, además, se garantizaría pronósticos de inflación más precisos.

Martin et al., (2020) resuelve la siguiente interrogante: “¿puede afectar la política fiscal a la inflación y a sus expectativas incluso en un contexto de autonomía del Banco Central?”. Estimando el modelo de Sargent et al (2009) con la elección de las siguientes variables: tipo de cambio nominal y EMBI, encuentran que las variaciones del tipo de cambio nominal tienen efectos positivos y significativos de 0.024 hacia las expectativas en la etapa de dominancia fiscal; aunque el peso de la inflación rezagada es mucho mayor, siendo este un valor de 0.10.

Por el contrario, en la etapa de autonomía, la inflación previa tiene impactos de 0.7263 sobre las expectativas de inflación, a diferencia de las variaciones del tipo de cambio que afectan en 0.0048 a la inflación esperada; y el EMBI que explica en 0.0097 a las expectativas de inflación. En conclusión, tanto el tipo de cambio como la prima de riesgo soberano mediante ajustes de déficits fiscales por canales indirectos aún podrían conseguir afectar la inflación esperada de México en la etapa de autonomía del banco central.

Ciro & Anzoategui-Zapata, (2019) estudiaron los efectos de la comunicación sobre las expectativas de inflación a un año en diferentes escenarios de credibilidad para el periodo de 2008-2016. Para ello utilizaron variables como la tasa de interés y variables de control, las cuales son: la volatilidad del mercado de opciones de Chicago, la tasa de cambio del precio del petróleo y la variación del tipo de cambio, siendo la estimación mediante el método EGARCH.

Se realizaron cuatro modelos en las etapas de desarrollo e inestabilidad. Los resultados demuestran que las tasas de interés tienen efectos inversos y significativos de $-.132$, $-.149$, $-.134$ y $-.122$. Además, la variación del tipo de cambio es significativa y tiene un tenue efecto de 0.07 sobre la inflación esperada, mientras que la variación del precio del petróleo es también baja en $-.01$, pero no significativo; asimismo la volatilidad de opciones presenta un efecto significativo y débil de tan solo 0.004 .

Por el contrario, para la fase de inestabilidad, las tasas de interés incrementan su impacto sobre las expectativas de inflación a un año, siendo estas de $-.962$, $-.925$, $-.936$ y $-.902$ (presentando más significancia con la agregación de las variaciones del tipo de cambio). Se reducen los impactos de las variables de control, con efectos de 0.001 , $-.009$ y 0.01 de las variables volatilidad de opciones, precio del petróleo y tipo de cambio. Se concluye que ante aumentos de la credibilidad disminuyen los choques externos hacia las expectativas de inflación.

Schaefer Luperdi & Velarde García (2020) comprueban la hipótesis del efecto que tiene el esquema de metas explícitas de inflación sobre la economía peruana mediante un análisis de literatura científica y teórica. Se encontró que desde 2002 la tasa de inflación, la desdolarización y el efecto *pass-through* del tipo de cambio se vienen reduciendo por el esquema incorporado. Sin embargo, para el caso de la inflación esperada, las expectativas solo estarían ancladas a la meta en el corto plazo (un año), y a largo plazo se muestran adaptativas, desmeritando el impacto de la meta publicada por el BCRP. Se concluye que las expectativas de inflación a largo plazo dependen también de información del pasado, siendo sensibles a desviaciones de la meta por choques de oferta.

Gershy Damet Vargas (2019), utiliza las encuestas de expectativas macroeconómicas del BCRP para separar por grupos y hacer diferentes estimaciones en horizontes de tiempo para estudiar el comportamiento de las expectativas de inflación, debido a que estas han permanecido en el nivel superior del rango establecido. Finalmente, se revela que las expectativas de los agentes son adaptativas, inclusive en el largo plazo. Concluye entonces que la formación de expectativas toma en cuenta proyecciones del pasado, así como las de consenso, mediante un proceso de *herding*.

Xu (2016) estimó los factores de las expectativas de inflación mediante la Curva de Phillips de Información Pegajosa para China durante el periodo de 2015-2019. Se elaboran diez

modelos y también pruebas de causalidad de Granger. Los resultados demuestran que la brecha del producto del periodo anterior tiene impactos significativos entre 0.37 y 0.50 sobre la inflación esperada. De igual manera, la tasa de inflación (actual, primer rezago y segundo rezago) tiene impactos que van entre 0.08 y 0.10. Asimismo, la tasa de interés de un periodo previo revela efectos de signos diferentes de 0.17 y -0.14.

Para el resto de variables, entre ellas el tipo de cambio, mantiene su efecto inverso sobre la inflación esperada, que impacta en -0.002 y -0.305 sobre las expectativas de inflación. Del mismo modo, la oferta monetaria (dos periodos previos) tiene efectos de -0.04 y -0.05, el precio de la propiedad tiene efectos diferentes en magnitud que van entre 0.43 y 3.06 y la cobertura de medios posee efectos tenues de 0.04 y 0.05. Por el contrario, se tuvieron variables que participaron una sola vez en algún modelo, como lo son la percepción de la inflación, el precio de cierre del índice de Shanghái y el precio del petróleo; aquellas engloban efectos de 0.217, 0.11 y 0.105 sobre las expectativas de inflación, respectivamente.

Se concluye que la tasa de inflación, la brecha del producto, el precio de la propiedad, la tasa de interés, el tipo de cambio, la oferta monetaria y la cobertura de medios causan estadísticamente a las expectativas de inflación. Asimismo, la percepción de la inflación, el precio de cierre del índice de Shanghái y el precio del petróleo también tienen efectos significativos en las expectativas de inflación. Por otra parte, las pruebas de Granger exponen que la tasa de inflación, el tipo de cambio, la cobertura de medios, el precio del petróleo y el precio de cierre del índice de Shanghái son los factores de las expectativas de inflación. Finalmente, de acuerdo a los resultados de las pruebas el autor argumenta que la tasa de interés y la percepción de la inflación evidencian una causalidad reciproca con las expectativas de inflación.

España, (2018) evaluó los determinantes de las expectativas de inflación en Filipinas entre 2002-2018. Utilizó la inflación esperada proyectada a un año del sector privado como dependiente y como variables explicativas tomaron la tasa de inflación (rezagada cuatro trimestres), la inflación esperada (rezagada un trimestre), la meta de inflación, la inflación pronosticada a un año del BCF (Banco Central de Filipinas), la tasa de política monetaria, la desviación del tipo de cambio de su nivel de tendencia, la tasa de inflación del petróleo, el saldo fiscal en porcentajes del PBI y una variable dummy que recoge los momentos en donde la inflación observada está adentro o fuera del rango meta de inflación. Las estimaciones se realizaron mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Método Generalizado de

Momentos (MGM). Para obtener resultados se estimaron varios modelos, en donde se consiguieron varios efectos significativos que causan a las expectativas de inflación.

Se despliegan impactos de la expectativa de inflación (rezagada un trimestre) desde 0.99 hasta 1.44 sobre la inflación esperada. Alternativamente, variables como la tasa de inflación (rezagada cuatro trimestres) inciden su impacto a partir de 0.09 hasta 0.12, y variables como la tasa de política (tasa de interés real y nominal), la meta de inflación y la inflación pronostica por el BCF revelan relaciones inversas y directas, respectivamente, que va desde -.04 hasta -.09, otra con un impacto mayor de 0.25 aun 0.37 y la última que impacta desde 0.26 hasta 0.29 (los pronósticos de inflación se incorporan recién en los modelos que integran la tasa RRP real).

Asimismo, las variables precio del petróleo, tipo de cambio y saldo fiscal (todas rezagadas un periodo) aseguran efectos tenues y hasta incluso no significativos, a diferencia de la dummy incluida en los modelos el cual tuvo impactos sobresalientes entre 0.35 y 1.22. En buena cuenta, inclusive el precio del petróleo con efectos bajos mantuvo impactos significativos en todos los modelos ejecutados. En efecto, el estudio finaliza en lo siguiente: la credibilidad de la meta de inflación es efectiva para anclar las expectativas, los efectos de las tasas de interés (nominal y real) son mixtos, existen efectos pequeños de la inflación internacional del petróleo sobre las expectativas de inflación y la política fiscal creíble alinea la inflación esperada del sector privado con la meta de inflación.

Güler, (2020) estima los efectos de la credibilidad del banco central sobre las expectativas de inflación para seis economías emergentes (Turquía, Sudáfrica, Brasil, Chile, Polonia y República Checa) durante los años 2004-2018. Además, otras variables incluidas en el estudio que afectaron a la inflación esperada son la inflación y la meta de inflación. Se estimaron las variables mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Asimismo, se consideró primero en estimar la relación entre la credibilidad del banco central y la inflación esperada y luego se hicieron tres estimaciones en donde se consideraron a la inflación y la inflación objetivo (en la segunda estimación), después a las variables mencionadas más la credibilidad (en la tercera estimación) y finaliza con un modelo de interacción.

Los resultados demuestran que la credibilidad (en las estimaciones) para Turquía causa en -1.57 y -1.76 a la inflación esperada, la credibilidad del banco central de Polonia causa en -5.63 y -4.67 a la inflación prevista, la confianza del banco central de Brasil causa en -4.18 y -4.07 a la inflación del futuro, en República Checa la credibilidad causa en -4.85 y -4.69, en

Sudáfrica causa en -2.35 y -2.30 y en Chile el impacto es de -3.89 y 3.87. El estudio concluye que la credibilidad del banco central disminuye las expectativas de inflación y, también, es un peso significativo para fortalecer la meta de inflación en anclar la inflación esperada.

2.2. Bases teórico científicas

2.2.1. Teoría acerca de la formación de expectativas de los agentes económicos

Para interpretar las diferentes posturas, en primer lugar, entendemos que los agentes económicos están conformados por familias, asalariados, demandantes de bienes y servicios, oferentes o también organizaciones que realicen actividades económicas (Sepulveda, 1995). Por consiguiente, las expectativas se definen como el valor futuro de las variables económicas, hechas por creencias de los individuos, jugando un papel crucial en las decisiones individuales y colectivas, ya que los comportamientos de ciertas variables en el futuro son consecuencia de acciones que toman los agentes económicos (Diaz Pulido, 2018).

De la misma forma, las “expectativas” también se definen como las previsiones de los agentes, debido a que repercute en el futuro sobre las variables económicas. Y, además, en el trabajo de Phillip Cagan se introdujo los pronósticos de los individuos mediante extrapolación hacia el pasado, utilizando como variable de predicción a la inflación (Roca, 2002). De ahí en adelante se incorporaría las expectativas de inflación, estando dentro del estudio de los efectos de la política monetaria sobre la dinámica de precios.

Diaz (1996), en su escrito, recoge de la literatura las contribuciones de Robert Lucas hacia la teoría macroeconómica, explicando detalladamente a priori la formación de expectativas. Dicho trabajo analiza que los agentes miden sus valores esperados, los cuales se dividen en las siguientes expectativas: estáticas, regresivas, adaptativas y racionales.

2.2.1.1. Expectativas estáticas.

Según la teoría de formación de expectativas de los agentes económicos, las estáticas son las que aluden al valor inalterable de la expectativa, es decir, el valor de una variable no cambia al pasar de los tiempos, ya sea para formar una expectativa hacia el futuro, seguirá teniendo el mismo valor (Diaz, 1996).

2.2.1.2. Expectativas regresivas.

Una vez más la teoría de formación de expectativas de los agentes económicos detalla que la variable a predecir se debe estimar, teniendo como resultado un valor de equilibrio para la variable, y esperando que en ajustes instantáneos no retorne en desviaciones eventuales (Diaz, 1996).

2.2.1.3. Expectativas adaptativas.

Cagan (1956) planteó las hipótesis de expectativas adaptativas, por lo cual, los agentes económicos forman sus expectativas observando el valor de la variable en el periodo pasado, estos agentes pueden cometer errores sistemáticos en los pronósticos, conllevando así a desequilibrios en el corto plazo.

Por otra parte, el pronóstico se forma antes de comenzar el periodo, considerando que ante el evento no previsto se generan factores de corrección, siendo estos constantes (Diaz, 1996).

2.2.1.4. Expectativas racionales.

Muth (1961) formuló las hipótesis de expectativas racionales, debido a que las predicciones a futuro son semejantes a las de teoría económica. En vista de ello, los agentes económicos usan toda la información, y a diferencia de las expectativas adaptativas estas incorporan la credibilidad y la especulación (Roca, 2015).

Asimismo, esta teoría tiene permanencia histórica por la nueva macroeconomía clásica, debido a que parte de dos supuestos fundamentales: el equilibrio automático del mercado y formación racional o eficiente de las expectativas (Roca, 1999).

2.2.2. *Curva de Phillips de Información Pegajosa*

Mankiw y Reis (2002), propusieron un nuevo enfoque para explicar la dinámica de la inflación, suponiendo que los precios siempre están cambiando, y que la información se difunde lentamente. Se reemplazó el modelo de precios escalonado de Calvo (1983) en un modelo de flujos de información escalonada, partiendo de que una fracción de las firmas actualiza sus precios de manera óptima; pero el resto tan solo se quedaría con los precios de información pasada.

De acuerdo con Briseño (2010), la Curva de Phillips de Información Pegajosa explica que la desinflación causa recesiones. Asimismo, se señala que la desactualización de precios se da también por los costos de adquirir nueva información. El nivel general de precios se da de la siguiente forma:

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda)^j E_{t-j}(p_t + \alpha y_t) \quad (1)$$

En la ecuación (1), los precios agregados están dados por un promedio entre las firmas que actualizan sus precios y las que basan sus precios en planes pasados, siendo p_t el nivel de precios, y_t la brecha del producto y α la estrategia que representa las consideraciones para el producto y los precios de otras empresas en el mercado de competencia monopolística.

$$\pi_t = \left[\frac{\alpha \lambda}{(1 - \lambda)} \right] y_t + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda)^j E_{t-j-1}(\pi_t + \alpha gap_t) \quad (2)$$

De la ecuación (2) se extrae el valor esperado de la tasa de inflación y se considera la inflación esperada del periodo t π_t^e y lo mismo con la brecha del producto del periodo t gap_t .

$$\pi_t = \left[\frac{\alpha \lambda}{(1 - \lambda)} \right] y_t + \pi_t^e + \alpha \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda)^j E_{t-j-1} gap_t \quad (3)$$

Finalmente, considerando la ecuación (3), Xu (2016) desarrolla un modelo teórico explicando el efecto de los shocks de oferta y demanda en la inflación esperada. En buena cuenta, de acuerdo con Galí y Gertler (1999), las empresas fijan sus precios de forma prospectiva y retrospectiva y Xu (2016), de acuerdo a la ecuación (3) planteada, las empresas simultáneamente fijan sus precios en base a aspectos del pasado y del futuro. Xu (2016), denota finalmente las siguientes ecuaciones.

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f \pi_t^e + \sum_i \rho_i gap_{t-i-1} \quad (4)$$

$$\pi_t^e = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i-1} + \sum_i \beta_i gap_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

La ecuación (4) representa la dinámica de la tasa de inflación y la ecuación (5) representa los efectos de la sumatoria de la inflación rezagada y la sumatoria de la brecha del producto rezagada en la inflación esperada en el periodo t . Para explicar a detalle los factores retrospectivos hacia la inflación esperada, Xu (2016), fundamenta su modelo mediante la teoría de la oferta y la demanda.

La ecuación (5) explica que, ante un aumento en la demanda agregada, formulada como la brecha del producto se esperan mayores tasas de inflación (mayor inflación esperada) y ante precios a la baja, un aumento de la oferta agregada se esperarían tasas de inflación más bajas (menor inflación esperada).

III. Materiales y métodos

3.1. Tipo y nivel de investigación

El tipo de investigación es de enfoque cuantitativo porque se busca contrastar la hipótesis de investigación a través del uso de modelos matemáticos y estadísticos que puedan estimar las relaciones entre variables independientes y dependientes.

Asimismo, la investigación es aplicada, ya que en base a Xu (2016) y la teoría de oferta y demanda que parte de la Curva de Phillips de Información Pegajosa se estiman los efectos de la política monetaria, la credibilidad y los choques de demanda sobre las expectativas de inflación en el Perú.

Es de nivel explicativa. Ello debido a que está dirigido a responder los factores establecidos en la teoría y a ejecutar las relaciones de causa-efecto. Además, pretende establecer a las variables explicativas como predictores de la inflación esperada mediante modelos econométricos.

3.2. Diseño de investigación

La investigación es de diseño no experimental debido a que se obtuvo el comportamiento existente de las variables sin la manipulación de las mismas.

Es longitudinal porque se recolectan datos de las variables en diferentes periodos de tiempo. A su vez es prospectivo dado a que se estudiaron a las variables dependientes en dos periodos hacia el futuro, y también se analizaron las trayectorias de las demás variables. Además, todo el estudio se centra durante el periodo 2003-2020.

En efecto, el método econométrico utilizado es el de autorregresivo de retardos distribuidos (ARDL), debido a que considera variables independientes como las que influyen en la toma de decisiones de los agentes económicos en pronosticar sus expectativas. Asimismo, la teoría económica usualmente recomienda el uso de otras variables que pueden ayudar a predecir el comportamiento de variables endógenas. (Stock & Watson, 2011/2012).

En el libro de Stock & Watson (2011/2012) sobre modelos de retardos distribuidos también se menciona que el término 'autorregresivo' proviene de la inclusión de los valores retardados de las variables dependientes e independientes. Además, la siguiente expresión

'retardos distribuidos' denota que la regresión incluye diversos retardos. Por otra parte, dado que se tienen más de una variable independiente y según lo revisado en el libro, el modelo se amplía en una regresión de series temporales con varios predictores.

En buena cuenta, las variables a utilizar, que conformaran parte del modelo econométrico ARDL, para cumplir los objetivos de la investigación y poder responder a lo ya establecido en la hipótesis son: las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses, la brecha del producto, la tasa de política monetaria (como variable proxy la tasa de interés interbancaria en moneda nacional) y el índice de credibilidad del banco central.

3.3. Población, muestra y muestreo

La población está conformada por los agentes económicos que predicen las variables macroeconómicas (Analistas económicos, sistema financiero y empresas no financieros), la cual se visualiza mediante la encuesta de expectativas macroeconómicas del BCRP.

En concreto, existe un promedio de 15 encuestados de los analistas económicos y sistema financiero, y para las firmas no financieras una media de 300 encuestados. Por consiguiente, el banco publica en la encuesta de expectativas macroeconómicas de inflación la mediana de cada grupo económico. Además, el BCRP considera solo las expectativas de analistas y del sistema financiero debido a que existe volatilidad en las expectativas de las firmas que podrían quebrantar el resultado global (Basurto, 2021).

De acuerdo con Saldarriaga et al. (2017) la aplicación de la encuesta va dirigida a tres grupos: (1) analistas domésticos y económicos de think tanks, universidades y áreas de investigación bancarias; (2) instituciones financieras nacionales, quienes son contestadas por los tesoreros o representantes; y (3) una muestra representativa estratificada de empresas corporativas no financieras, es decir, pesca, agricultura, construcción, manufactura, comercio, minería y servicios no financieros, las cuales son respondidas por los gerentes o los intermediadores.

Finalmente, la encuesta se distribuye en dos formatos distintos, se entrega uno a analistas económicos y entidades financieras, y el otro a empresas no financieras (estas se dirigen por una parte a sector manufactura, pesca agropecuaria, minería e hidrocarburos y por otro, a comercio, construcción, transporte y servicios); dicho sea de paso, esta distribución radica en que existen ciertas preguntas que corresponden únicamente a cada sector.

La muestra es de tipo no probabilística conteniendo dos series hacia el futuro a partir de la encuesta de expectativas macroeconómicas estando conformada por datos mensuales para el periodo de 2003-2020 de las expectativas de inflación a un año y a dos años (variables endógenas). Y variables exógenas conformado por: la tasa de interés interbancaria, la brecha del producto y la credibilidad del banco central.

3.4. Criterios de selección

Para la selección, se delimitó según los agentes económicos que pronostican la inflación esperada y que no presentan volatilidad. En concreto, la inflación hacia el futuro de mejores pronósticos, de acuerdo a lo afirmado por Cervantes & Alejandro (2021), se catalogan los analistas económicos y el sistema financiero.

Los datos de las variables en general se obtuvieron de acuerdo a la disponibilidad del periodo en que se observan. En el caso de las independientes solo el PBI muestra datos a partir de 2003, por lo tanto, el periodo de estimación es desde enero de 2003 hasta diciembre de 2020.

3.5. Operacionalización de variables

Tabla 1

Operacionalización de variables

VARIABLES		DEFINICIÓN	DIMENSIONES	MEDICIÓN	INDICADORES
Dependiente	Expectativas de inflación	Es la variación interanual del índice de precios de los agentes económicos para pronosticar el futuro de la tasa de inflación.	Macroeconómica	Mensual	Expectativas de inflación a 12 meses
Independiente	Tasa de interés interbancaria	Es el promedio diario de las operaciones durante el mes de las tasas activas y pasivas de las empresas bancarias en moneda nacional expresado en términos efectivos anuales.	Macroeconómica	Mensual	Expectativas de inflación a 24 meses Tasa interbancaria promedio en moneda nacional (terminos)

					efectivos anuales)
Independiente	Brecha del producto	Desviación del PBI real de su PBI potencial.	Macroeconómica	Mensual	Brecha del producto en porcentajes del PBI potencial.
Independiente	Credibilidad del banco central	La desviación de las expectativas de inflación respecto al rango meta de inflación.	Macroeconómica	Mensual	CRED=0 / nula credibilidad 0<CRED<1 / plena credibilidad CRED=1 / máxima credibilidad

3.6. Técnicas e instrumentos de recolección de datos

La información es provista por fuentes secundarias, siendo la página web oficial del BCRP la principal para recolectar los datos, para el caso de las expectativas éstas se encuentran en la encuesta de expectativas macroeconómicas y para las variables independientes en las series estadísticas. En buena cuenta, dentro de las categorías señalamos las siguientes sub-categorías para mostrar las series y poder recolectar los datos: “Producto bruto interno y demanda interna (índice 2007=100) y la serie “PBI”; “Tasa de interés activas y pasivas promedio de las empresas bancarias en MN (términos efectivos anuales)” y la serie “Tasa Interbancaria Promedio”.

Asimismo, para la credibilidad del banco central se considera la meta de inflación fijada en el año 2002 del 2.5 por ciento y los límites de 1.5 a 3.5 por ciento y, desde febrero del 2007 se considera también inflación meta de 2 por ciento y los límites de 1 a 3 por ciento.

3.7. Procedimientos

El proceso a seguir abarca a priori en extraer de la página web oficial del BCRP los datos de los agentes económicos a cerca de sus previsiones, en donde el banco central mediante la encuesta obtiene la información de la inflación del próximo año para cada mes (corto plazo) y la inflación a dos años de igual forma para cada mes (largo plazo). Es pertinente recalcar que se ejecutaron dos modelos, tanto para determinar los efectos en el tiempo más corto y para el tiempo más largo, y que se estimaron para saber el impacto sobre la inflación esperada a un año y a dos años.

Las demás variables independientes se calculan a partir de otros indicadores; por ejemplo, el indicador del PBI y demanda interna es apto para el cálculo de la brecha del producto o ciclo del producto. Se ingresará a la página web oficial del BCRP para descargar dichas variables.

Además, para el índice de credibilidad considerado como variable proxy de la credibilidad del banco central, se encontraron diversidad de índices, pero para esta investigación se trabajó con el índice de credibilidad usado en la investigación de Cecchetti & Krause (2002).

Finalmente, la tasa de política monetaria del BCRP será participe para evaluar los efectos de política monetaria sobre la inflación del futuro. Como variable proxy se considera a la tasa de interés interbancaria debido a que según Pérez (2017) la tasa de referencia es

consistente o altamente correlacionada con la tasa interbancaria. Y al influir en el resto de tasas del sistema financiero consigue formar las expectativas de inflación. Se tomará en cuenta la tasa efectiva en moneda nacional.

3.8. Plan de procesamiento y análisis de datos

Se descargó la base de datos de cada variable en frecuencia mensual. De igual forma en Excel estarán todas las expectativas de los agentes para calcular las expectativas a 1 año y 2 años.

El cálculo de la proyección inicia con el producto de las expectativas en el momento t y los meses restantes del año (m) dividido entre el total de meses del año (12). A su vez, para las expectativas individuales de analistas (A_t) y de empresas financieras (S_t) estas se multiplican por el factor ($m/12$) que va descontando los valores de las expectativas en cada mes. Asimismo, para las expectativas en el momento $t+12$ de los analistas (A_{t+12}) y del sistema financiero (S_{t+12}) se multiplica por la unidad menos el factor $\left(1 - \frac{m}{12}\right)$. De igual manera, las sumas de los promedios ponderados dan como resultado las expectativas de inflación a 12 meses para cada uno de los meses.

$$\pi_{t+12/t}^e = \frac{A_t \left(\frac{m}{12}\right) + A_{t+12} \left(1 - \frac{m}{12}\right)}{2} + \frac{S_t \left(\frac{m}{12}\right) + S_{t+12} \left(1 - \frac{m}{12}\right)}{2} \quad (6)$$

En el caso de las expectativas a 24 meses el proceso varió, porque los pronósticos de los agentes son más recurrentes desde marzo de 2007, por lo que la serie de tiempo a conseguir comenzó a partir de ese mes. No obstante, se aclara que desde el año 2009 en los meses de enero y diciembre no se contó con el pronóstico, por ende, se tuvo que completar los datos restantes mediante el método de medias móviles simple. Este método consiste en promediar los datos recientes para que el dato siguiente mantenga similitud con la predicción que vienen sosteniendo los agentes.

Una vez solucionado el problema de datos faltantes se procede a aplicar la fórmula. La siguiente ecuación contiene a priori los pronósticos hechos por los analistas (A_t) y el sistema financiero (S_t). Dichos pronósticos del periodo t se multiplicaron por el factor ($m/12$). De igual forma las expectativas a 24 meses de los agentes económicos se multiplican por la unidad menos el factor $\left(1 - \frac{m}{12}\right)$. Se realizó el promedio ponderado y la suma respectiva. Finalmente

se obtiene la serie de tiempo de las expectativas de inflación a 24 meses. Siendo esta serie una aproximación, que se origina del cálculo de la suma de promedios ponderados, medias móviles y el factor mencionado anteriormente.

$$\pi_{t+24/t}^e = \frac{A_t \left(\frac{m}{12}\right) + A_{t+24} \left(1 - \frac{m}{12}\right)}{2} + \frac{S_t \left(\frac{m}{12}\right) + S_{t+24} \left(1 - \frac{m}{12}\right)}{2} \quad (7)$$

El cálculo de la brecha del producto se ejecuta mediante el filtro Christiano-Fitzgerald. Se extrae el componente estacional de la serie PBI real (que se obtuvo de la serie PBI y demanda interna) en el software Eviews 10 mediante el ajuste estacional “Census X-13”. A diferencia de otros métodos como el filtro Hodrick-Prescott este no requiere, por ejemplo, escoger un valor lambda para suavizar la serie, ya que según Francisco (2011), el método sigue el proceso de filtrar los componentes de la serie. Y también de acuerdo al estudio de Nilsson & Gyomai (2011), el filtro Christiano-Fitzgerald funciona mejor en una agrupación más grande de series de tiempo.

En el programa existen dos tipos de filtros, se escogió el filtro “Full length asymmetric”. Asimismo, seleccionando la opción “Full sample asymmetric” y considerando el supuesto de estacionariedad I (1) se escogió de esta manera, debido a que no se pierden datos como si sucede en el filtro de tipo simétrico, y también porque la serie PBI es estacionaria en primera diferencia.

En efecto, una vez aplicado estos detalles el filtro se ejecuta y obtenemos las series: brecha del producto (ciclo del producto) y PBI potencial. Posterior a ello dividimos la brecha del producto sobre el PBI potencial para expresarlo en porcentajes.

A su vez, la variable proxy de la credibilidad del banco central será el índice de credibilidad para poder medir la fiabilidad que tienen los agentes económicos acerca del banco central, destacamos que el índice detalla el número de credibilidad por medio de las expectativas futuras de inflación durante el periodo de análisis. En buena cuenta, este índice (seleccionado por haberlo hallado en los antecedentes) es propuesto a priori por Cecchetti & Krause (2002), el cual se expresa en la siguiente ecuación:

$$CRED = \begin{cases} 1 & \text{Si } \pi_t^e \leq \pi_T \\ 1 - \frac{1}{0.2 - \pi_T} |E(\pi) - \pi_T| & \text{Si } \pi_T < E(\pi) < 20\% \\ 0 & \text{Si } \pi_T \leq 20\% \end{cases} \quad (8)$$

El índice CRED de la ecuación (6) nos revela que el banco central es totalmente creíble si las expectativas de inflación $E(\pi)$ son iguales que la meta de inflación π_T , obteniendo el valor de 1 (máxima credibilidad), y si por el contrario un banco central llega a perder el control de la tasa inflacionaria en una variación de precios de 20% se obtiene un valor de 0 (nula credibilidad).

Existe el caso intermedio, donde todavía se encuentran dentro de las bandas su valor se define entre 0 y 1 (plena credibilidad), el cálculo adiciona al valor del límite de 20% y a la diferencia entre la inflación esperada y la meta de inflación en valor absoluto $|E(\pi) - \pi_T|$. Por último, el banco central no tendría credibilidad si las expectativas rebasan el 20%

En Microsoft Excel también se calculó el índice de credibilidad de acuerdo a la ecuación (6). Igualmente, los datos de la tasa interbancaria promedio se ingresan al Excel para luego importar todos los datos al software Eviews 10.

3.2.1. Modelo autorregresivo de retardos distribuidos de expectativas de inflación para Perú

Para estimar el impacto de los factores de demanda agregada, consideramos a la brecha del producto, definida como la desviación del PBI real de su nivel tendencial, establecido en la metodología de Debabrata Patra & Ray (2010) como una variable que encarna el exceso de demanda agregada y, ante aumentos, los agentes económicos reaccionan incrementando sus expectativas de inflación.

Ahora bien, es clave para un modelo de expectativas considerar la política monetaria, dado que en los antecedentes se encontró evidencia en el resto de economías. Se considera la tasa de interés interbancaria como proxy de la tasa de política monetaria, además resaltar que si bien es cierto la tasa de referencia es el instrumento para controlar la inflación esperada se correlaciona fuertemente con la tasa interbancaria en moneda nacional. En efecto, ante cualquier perturbación la tasa de interés presionaría a la baja a las expectativas de inflación.

Asimismo, una de las variables que determina la confiabilidad de los agentes económicos en el BCRP por estabilizar la inflación es la credibilidad del banco central. Y según Batres (2018), la credibilidad tendría impacto negativo sobre las expectativas de inflación debido a que ante una situación de plena credibilidad una subida repentina de la tasa de inflación provocaría una disminución de la credibilidad del banco central, pero como los agentes tienen confiabilidad hacia las decisiones del banco central dada la situación de confianza estos

esperarían a que la inflación converja hacia la inflación objetivo, ocasionando un efecto positivo en la credibilidad, y una disminución de la inflación esperada. Por otra parte, si están debajo del nivel meta, el factor de credibilidad es alto y dada la situación de la inflación las expectativas se ajustan la baja, pero dada la situación de confianza estos esperarían a que la inflación vuelva al nivel objetivo.

Finalmente, considerando las variables tasa interbancaria, credibilidad, y brecha del producto, se llega al siguiente modelo econométrico, basado en la teoría planteada por Xu (2016), el siguiente modelo contiene los rezagos de las variables independientes y dependientes, se considera de esta manera ya que en la metodología usada por Batres (2018), las expectativas de inflación o las perspectivas de inflación de los agentes en periodos atrás tienen influencia estadística en la nueva expectativa del momento t , he ahí el motivo de los rezagos.

Otro factor que alude a la incorporación de rezagos, es la relación con la teoría de las expectativas adaptativas, puesto que no solamente son las otras variables las que injieren en la variable endógena, ya que si bien es cierto los agentes saben del entorno económico (expectativas racionales), también influye la información de la expectativa del pasado sobre la inflación esperada (expectativas adaptativas). En buena cuenta, los niveles de expectativas racionales dependen del grado de credibilidad en el banco central, y el nivel adaptativo depende de la importancia que tienen las respuestas del pasado sobre las respuestas actuales.

Se realizará las relaciones de las variables en vista del siguiente modelo general ARDL:

$$Y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^p \psi_i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

El modelo ARDL(p, q_1, \dots, q_j) relaciona los valores rezagados de las dependientes e independientes, en donde p vendrían a ser los retrasos límites de Y_t como también q_j los retrasos de la variable explicativa.

a_0 : es el término constante

ψ_i : Coeficientes de la variable Y_t

β_{j,l_j} : Coeficientes de las variables $x_{j,t-l_j}$

ε_t : errores o innovaciones habituales

Asimismo, los coeficientes asociados a las variables se les conoce como los polinomios de rezagos (IHSEViews, s. f.). Lo expresamos de la siguiente forma.

$$\psi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \psi_i L^i \text{ y } B_j(L) = 1 - \sum_{l_j=1}^{q_j} \psi_i L^i$$

Además, para el modelamiento se siguió la metodología de Pesaran et al. (2001). El primer paso para estimar el modelo es definir la integración de todas las variables. Se detiene el proceso a seguir si las variables no cumplen con $I(D)$ e $D < 2$. Esto se logra mediante la prueba de Dickey Fuller Aumentada (ADF). La interpretación de las hipótesis de los test es de la siguiente manera (se tomó en cuenta otras pruebas de raíces unitarias):

H_0 : X_t tiene raíz unitaria

H_1 : X_t no tiene raíz unitaria

El segundo paso a seguir es definir el número de retardos. Los valores de retardo se pueden determinar a través de diferentes criterios de información como los son el Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQ) que plantean apropiados números de rezagos que elimine las auto correlaciones en los residuos. Se supone la aparición de ruido blanco en las perturbaciones para conseguir estimadores insesgados. Para luego seguir y probar las relaciones de equilibrio de largo plazo de las variables.

El modelo ARDL se ejecuta mediante mínimos cuadrados ordinarios. En esa misma línea, el modelo con las variables definidas a priori es de la siguiente manera:

$$\pi_{t+h/t}^e = a_0 + \sum_{i=1}^p \psi_i \pi_{t+h-i}^e + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

En donde $h = (12,24)$

$\pi_{t+k/t}^e$: Son las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses.

$x_{j,t-l_j}$: Está conformado por las variables tasa interbancaria, brecha del producto y credibilidad del banco central.

Bajo este enfoque, Pesaran et al. (2001) proporciona cinco alternativas de agregar en la estimación constante y tendencia. Se dividen en caso 1 “sin constante y tendencia”, caso 2

“constante restringida”, caso 3: solo constante, caso 4: tendencia restringida y caso 5: constante y tendencia no restringida.

Se probó con cada uno de las cinco alternativas para comparar resultados. Como siguiente paso se debe asegurar que los residuos no estén correlacionados en serie, para ello se hace la prueba Breusch-Godfrey. La interpretación del test es de la siguiente manera:

H_0 : Los errores son homocedásticos

H_1 : Los errores no son homocedásticos

El paso siguiente es hacer las pruebas límites para verificar la cointegración o relación de equilibrio. Esto se valida con el “Test de bound”. Al ser menor al valor crítico de $I(0)$ decimos que no se rechaza la hipótesis nula, y al ser el F-estadístico mayor al valor crítico $I(1)$ al nivel del 1% existe ecuación de cointegración (IHSEViews, s. f.). La hipótesis del test de bond se interpreta de la siguiente forma:

H_0 : sin ecuación de cointegración

H_1 : H_0 no es cierto

La información se procesó en Eviews, aplicando los test respectivos para cada uno de los modelos y así encontrar la mayor significancia de las variables.

	sobre las expectativas de inflación a 12 meses y 24 meses?	Estimar el impacto de la brecha del producto sobre las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses		Hipótesis específicas	Tasa de interés (Variable independiente)	Es el promedio diario de las operaciones durante el mes de las tasas activas y pasivas de las empresas bancarias en moneda nacional expresado en términos efectivos anuales.	Macro económica	Mensual	Tasa interbancaria promedio en moneda nacional (términos efectivos anuales)
	¿Cuál es el efecto de la credibilidad del banco central sobre las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses?	Estimar el impacto de la tasa de interés de política monetaria sobre las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses.		H1: El impacto de la brecha del producto en las expectativas a 12 meses y a 24 meses si es positivo.		Desviación del PBI real de su PBI potencial.			Brecha del producto en porcentajes del PBI potencial
	¿Cuál es el efecto de la tasa de interés de política monetaria sobre las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses?	Estimar el impacto de la credibilidad del banco central sobre las expectativas de inflación a 12 meses y a 24 meses.		H0: El impacto de la tasa de interés de política monetaria sobre las expectativas a 12 meses y 24 meses no es positivo.		La desviación de las expectativas respecto a la			CRED=0 / nula credibilidad 0<CRED<1 / plena credibilidad
				H0: El impacto de la tasa de interés de política monetaria sobre las expectativas a 12 meses y 24 meses no es positivo.	Brecha del producto	Macro económica	Mensual		
				H1: El impacto de la tasa de interés de política monetaria sobre las expectativas a 12 meses y 24 meses si es positivo.	Credibilidad del banco central (Variable independiente)	Macro económica	Mensual		

				<p>H0: El impacto de la credibilidad del banco central sobre las expectativas a 12 meses y 24 meses no es positivo.</p> <p>H1: El impacto de la credibilidad del banco central expectativas a 12 meses y a 24 meses si es positivo</p>		meta anunciada			CRED=1 / alta credibilidad

Fuente: Elaboración propia

3.10. Consideraciones éticas

Se tuvo en cuenta la integridad para la recolección de la información, solventando la calidad del estudio, aproximándonos a la realidad de la situación en secuencia de cada punto a tocar en la investigación. En consecuencia, el estudio tenderá a ser replicable por el grado de validez que tiene, dando área a nuevas investigaciones.

IV. Resultados y discusión

4.1. Análisis descriptivo

En la tabla 3, se hallaron los valores estadísticos de las variables, es pertinente aclarar que se encontraron 216 datos para todas las variables menos para las expectativas de inflación a 24 meses y también para el segundo índice de credibilidad, esto debido a que la encuesta comienza a preguntar en cada mes a partir de marzo de 2007 para plazos de tiempo más largos. Respecto a la media y mediana, podemos reconocer que la inflación esperada a un año obtiene una media más arriba que la de dos años (2.626%).

Asimismo, la expectativa anual que se generan los agentes económicos se encuentra con una mediana ligeramente por encima de la meta de inflación (2.55% y 2.51%). Las variables credibilidad obtienen en media valores más cercanos a la unidad (0.969 y 0.968), y su mediana todavía más cerca a la plena credibilidad, que está cercano a 1 (0.972 y 0.48). Para la brecha del producto los valores de media y mediana son en efecto brechas negativas en media y mediana (-0.0023% y -0.0013%).

La variable tasa interbancaria obtiene la media y mediana más alta que el resto de variables (3.51% y 3.73%). La inflación del futuro a un año presenta el mayor valor máximo (4.65%) y el valor mínimo lo presentan la brecha del producto. A su vez, la desviación estándar para ambas expectativas de inflación es bastante pequeña (0.52 y 0.29), por lo que cada uno de los datos se alejan en 0.52 y 0.29 de sus medias poblacionales. Por otra parte, su varianza es también baja (0.27 y 0.08), no habiendo mayor variabilidad en los datos.

Con relación al resto de variables, para la tasa interbancaria esta muestra mayor varianza y desviación estándar (1.28 y 1.64). Se tiene asimetría positiva para todas las variables excepto para la tasa interbancaria, la brecha del producto y los índices de credibilidad, lo cual explica una mayor cola a la izquierda para esas variables y, para el resto, mayor cola a la derecha; también todas las variables, como lo son la brecha del producto, tasa interbancaria, las expectativas de inflación a 12 y 24 meses y las credibilidades presentan una curtosis de tipo leptocúrtica (>3).

En tanto, la prueba Jarque-Bera denota que la probabilidad de cada una de las variables presenta una distribución no normal ($<0.05\%$). De igual manera, vemos que a lo largo del tiempo se han identificado valores máximos mayores que el límite superior del rango meta de

inflación de las tasas de inflación esperadas de los agentes, esto debido a los eventos ocurridos en la crisis financiera entre los años 2008 y 2009.

Tabla 3

Estadística Descriptiva de los Datos

Estadísticos	EX12	CRED1_1	TII	GAP	EX24	CRED1_2
Media	2.626221	0.969023	3.519843	-0.002354	2.568168	0.968314
Mediana	2.55	0.972302	3.7348	-0.001377	2.51875	0.971181
Máximo	4.65	1	6.6015	0.067027	3.516667	1
Mínimo	1.4	0.852778	0.1106	-0.128616	1.895833	0.915741
Desviación estándar	0.527886	0.030292	1.281188	0.02672	0.293087	0.016028
Asimetría	0.890387	-1.237711	-0.418456	-1.397042	0.517749	-0.620777
Kurtosis	5.308418	4.83307	3.721344	8.936912	4.431954	4.417021
Varianza	0.278663629	0.0009176	1.641442691	0.00071396	0.08589999	0.000256897
Jarque-Bera	76.49957	85.39074	10.98684	387.4845	21.59903	24.55005
Probabilidad	0	0	0.004114	0	0.00002	0.000005
Sum	567.2637	209.309	760.2861	-0.508451	426.3158	160.7401
Sum Sq. Dev.	59.9126	0.197282	352.9102	0.153504	14.17351	0.04239
Observaciones	216	216	216	216	166	166

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas y series estadísticas del BCRP

En relación a lo mencionado, los momentos más relevantes de la inflación esperada se dan cuando se preveía constantemente subidas de la tasa de inflación esperada, tanto para un año como para dos años en adelante; la cual se registra en agosto de 2008 como la previsión más alta desde la implementación del esquema explícito de metas de inflación y también desde que se bajó el rango meta de inflación. Y durante el periodo 2009-2010 la tasa de inflación anual iba a ser según las predicciones de los agentes mucho mayor que el límite superior.

Las expectativas presentaron esta subida debido a la alta incertidumbre económica mundial, el crecimiento de la demanda interna y también por la elevación de los precios de los alimentos y combustibles de ese entonces que de cierta forma fue contrarrestado por las subidas de la tasa de interés de referencia. Asimismo, debido a la elevada relación con la meta de

inflación se ve en periodos siguientes como las expectativas de inflación a 12 meses muestran un comportamiento cercano a límite superior, aunque las expectativas de inflación a 24 meses se ven más bajas frente a este comportamiento. Esto explica que la credibilidad de la meta de inflación sobre expectativas de más largo tiempo llega a ser bastante cercano al objetivo de inflación.

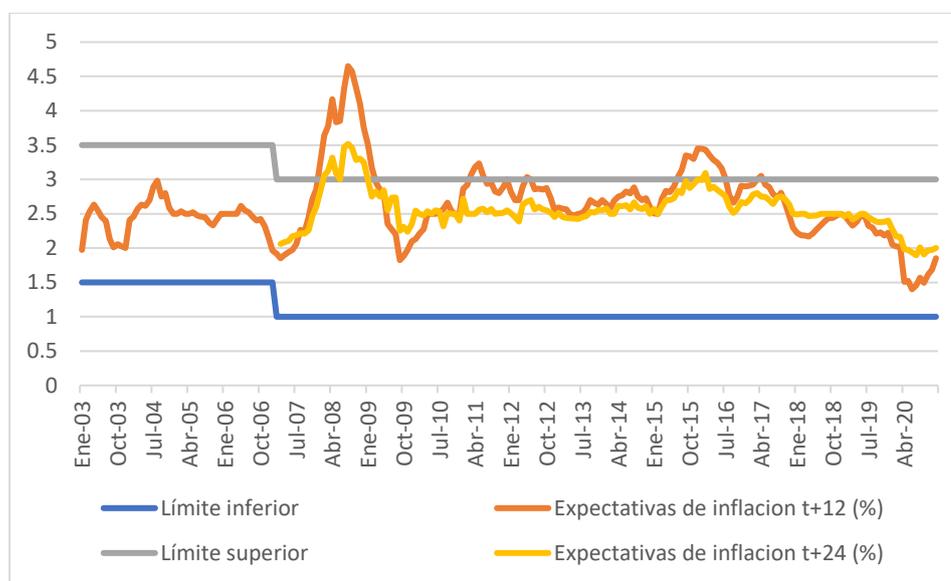


Figura 1: Expectativas de inflación a un año y a dos años

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

A su vez, la credibilidad de los agentes respecto al BCRP es plena (a lo largo del tiempo se comporta de manera creíble), no presentando caídas muy recurrentes a lo largo del periodo salvo el periodo de agosto de 2008. En esa misma línea, durante el periodo 2003-2007 se ve una situación menos fluctuante, esto debe a la fase estable de los precios de los *commodities* en no generar presiones inflacionarias. Sin embargo, a partir de 2008 a pesar de la alta credibilidad el índice no llega a ser del todo pleno, presentando escenarios fluctuantes, que repercuten en movimientos en la credibilidad hacia arriba y abajo. A su vez, se puede explicar la caída en el periodo de 2008 debido a que en esa fecha las expectativas a un año estaban fuera del rango meta.

Posterior a ello vemos como la credibilidad toma valores aleatorios de 0.9, y que nuevamente en 2011 y 2015 iba a tener poca credibilidad en ciertos meses, esto debido a que el alza de los precios de alimentos y combustibles genera una subida de la tasa de referencia lo que transmite información de un evento que puede ser permanente o temporal, esto les genera cierta disyuntiva a los agentes en confiar plenamente en el BCRP, pero a pesar de ello la credibilidad se mantiene por encima de 0.9 lo que da respuestas a que los sectores financieros

seguirán confiando en el manejo del ente monetario. Durante el periodo 2020 se observa como el BCRP ha recuperado la credibilidad perfecta de los agentes económicos (después de casi diez años), esto debido a que en la situación de pandemia (confinamiento) los deterioros de la demanda interna y la no persistencia de choques de oferta no generan inflación, eso explica aún más esta seguridad de los agentes respecto a la no nulidad de credibilidad durante el periodo de 2020. Finalmente, se recalca que son pocos los periodos de tiempo en donde el BCRP no ha podido contener las presiones inflacionarias de los agentes económicos.



Figura 2: Credibilidad del banco central de las expectativas de inflación a un año

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

Por otra parte, la credibilidad del BCRP vinculado a las expectativas de inflación de más largo plazo, desde 2007, presenta más fluctuación, posterior a ello los valores oscilan alrededor de 0.9, aunque llegan a ser bastante variables, también se puede observar que a diferencia de la credibilidad del anterior gráfico esta tiene menos tramos de credibilidad perfecta.

Asimismo, durante el periodo de febrero de 2016 como la depreciación de la moneda local ha impactado enormemente, esto afecta a las expectativas y la credibilidad de los agentes en la estabilidad de precios a dos años, suponiendo que, ante escenarios de altos precios, si estos llegan a afectar demasiado a cualquier economía emergente al menos en la peruana puede incluso afectar la confianza de los sectores encuestados en la autoridad monetaria. Por otra parte, a partir del periodo 2019-2020 hay una mejora en la credibilidad debido a que las expectativas de inflación a 24 meses se comportan alrededor de la meta de inflación, lo que genera tendencia creciente hacia la plena credibilidad.



Figura 3: Credibilidad del banco central de las expectativas de inflación a dos años

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

Con respecto a la brecha del producto, se puede detectar en los primeros ciclos brechas del producto negativas para el periodo 2003-2007. Sin embargo, el ciclo recobra expansión en 2008 debido al incremento de la demanda interna por los aumentos de la inversión privada, gasto privado y en la confianza de los agentes por el buen manejo macroeconómico. Entre finales de 2008 y comienzos de 2009 vemos una contracción fuerte del ciclo del PBI y esto entra en el contexto que pasaba el mundo respecto al quiebre del banco de inversión norteamericano Lehman Brothers que ocasionó la crisis financiera internacional. El BCRP reduce la tasa de política monetaria en respuesta a la desaceleración de la actividad económica. Asimismo, el estímulo monetario ayudó a que el ciclo del PBI vuelva a expandirse.

Entre 2015-2016 hubo impactos de los precios de las materias primas que afectaron al ciclo del PBI hacia la baja, en donde nuevamente el BCRP actúa bajando la tasa de referencia, incrementando la demanda interna y recuperando parte de la inversión. En abril de 2020 debido a la crisis mundial por la expansión internacional del COVID-19 el gobierno peruano mantuvo cerrado ciertos sectores económicos lo cual golpeó a la demanda interna, registrando la brecha negativa más baja dentro del periodo de análisis. Finalmente, el ciclo del PBI se recupera en lo que queda de los últimos meses del año 2020.

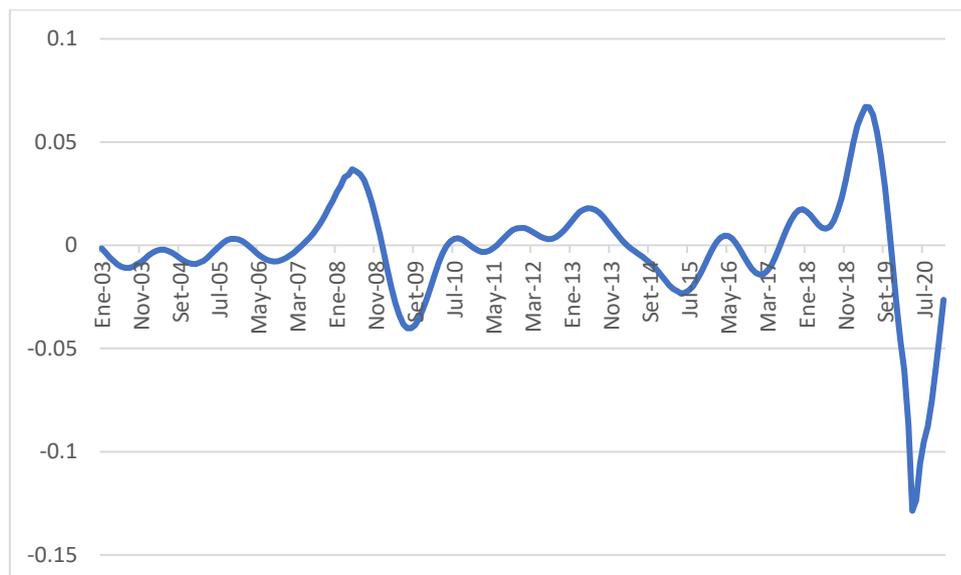


Figura 4: Brecha del producto en porcentajes del PBI potencial

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

Para la tasa interbancaria en moneda nacional esta ha presentado tendencia creciente durante el periodo 2006-2008, aumenta debido a los instrumentos de política del BCRP. Entre otros factores, la tasa de referencia es la que mantiene alta correlación con la tasa interbancaria en moneda nacional. Esto se puede confirmar, por ejemplo, en los posibles efectos de los precios de alimentos y combustibles sobre las expectativas de inflación durante el año 2008, el BCRP toma la posición de aumentar la tasa de referencia para impedir presiones inflacionarias del futuro, por ello la tasa interbancaria ha guardado cierta tendencia creciente durante esos años. Y en lo que sucedía se subió progresivamente la tasa de referencia a fin de mitigar lo mencionado anteriormente. Es así como se logra controlar las expectativas de inflación, pues el manejo de la política monetaria del BCRP para manejar la inflación y situarla dentro de los límites establecidos asegura a los agentes tomar posiciones optimistas frente a la inflación del futuro.

Por otro lado, ya en octubre de 2008, el BCRP decide mantener la tasa de referencia, y con ello se detiene la tendencia de la tasa interbancaria hasta ese periodo, esto debido a la presencia de escenarios de volatilidad en los mercados internacionales. La crisis financiera impartía en ese entonces riesgo a nivel mundial, por eso para fomentar liquidez en las entidades financieras el BCRP procuró la flexibilidad en la política monetaria mediante el uso de sus instrumentos, los cuales tuvieron como resultados: la venta de dólares a las entidades financieras, colocaciones de CDR BCRP, ampliación de REPO y flexibilidad del régimen de encaje. Posterior a ello, durante el periodo 2009-2010, la tasa de referencia se redujo en periodos

continuos (desde febrero de 2009 hasta mayo de 2010) y la tasa interbancaria desciende, teniendo como objetivo atenuar los efectos de la crisis financiera sobre la economía nacional.

Sin embargo, en los últimos meses de 2010 hasta junio de 2011 se revierte la política monetaria y con ello el fuerte estímulo monetario, esto por el alza de los precios de alimentos y combustibles que impactan en la inflación esperada. Siguiendo la tendencia creciente de la tasa interbancaria está duraría hasta junio de 2011, y en lo que queda del año el BCRP decidió preservar la estabilidad monetaria, para prevenir los riesgos de desaceleración económica mundial.

En 2012 la tasa interbancaria se ubicaba ligeramente por debajo del nivel de la tasa de referencia (4.25%). La decisión de mantenerla a ese nivel (desde mayo de 2011) fue por la baja óptica de crecimiento económico en economías emergentes y desarrolladas, la incertidumbre de los mercados financieros y los efectos temporales de los factores de oferta sobre la inflación. Asimismo, los meses en donde la tasa interbancaria se ubica al nivel que la referencial fueron tan sólo marzo y noviembre.

La tasa de referencia mantiene el valor (4.25%) hasta octubre de 2013, y eso sucedió debido a que las expectativas de inflación se encontraban ancladas y el crecimiento del PBI cerca al nivel potencial. En noviembre de ese mismo año, en adelante, la tasa interbancaria perseguiría una tendencia a la baja hasta julio de 2015, luego nuevamente en septiembre de 2015 se eleva la tasa de referencia por el alza de las expectativas de inflación y en diciembre de igual forma, haciendo que la tasa interbancaria al finalizar el año se ubique por encima de la tasa de referencia.

Posterior a ello la tasa de referencia retornaría nuevamente con valor de 4.25% desde febrero de 2016 y la interbancaria estaría cerca de ello (4.59%). Para el siguiente año el BCRP comenzaría a generar estímulo monetaria de forma expansiva bajando la tasa de referencia desde mayo de 2017 por los adecuados niveles de inflación y la actividad económica debajo del nivel potencial. En 2018 y 2019 se seguiría manteniendo la política monetaria expansiva, adicional a ello el factor que motiva la presencia de la política monetaria expansiva sería la volatilidad financiera ocasionada por las tensiones comerciales. La tasa interbancaria se ha mantenido bastante cerca de la tasa referencial (en los meses de noviembre de 2018 hasta mayo de 2019) consiguiente que el efecto de traspaso hacia las demás tasas financieras sea efectivo para la flexibilidad monetaria y crediticia del sistema financiero.

En marzo de 2020, la tasa de referencia disminuyó hasta 0.25%, la disminución de la demanda interna causada por las medidas sanitarias del COVID-19 trajo una serie de perspectivas sobre una inflación interanual baja y situada dentro del rango meta al igual que las expectativas de inflación. Por otra parte, se ha presentado cierta desviación de la tasa interbancaria respecto a la tasa referencial, esto se explica por la alta disponibilidad de liquidez del sistema financiera proveniente del estímulo monetario del BCRP, conllevando a explicar la reducción de los montos transados en el mercado interbancario.

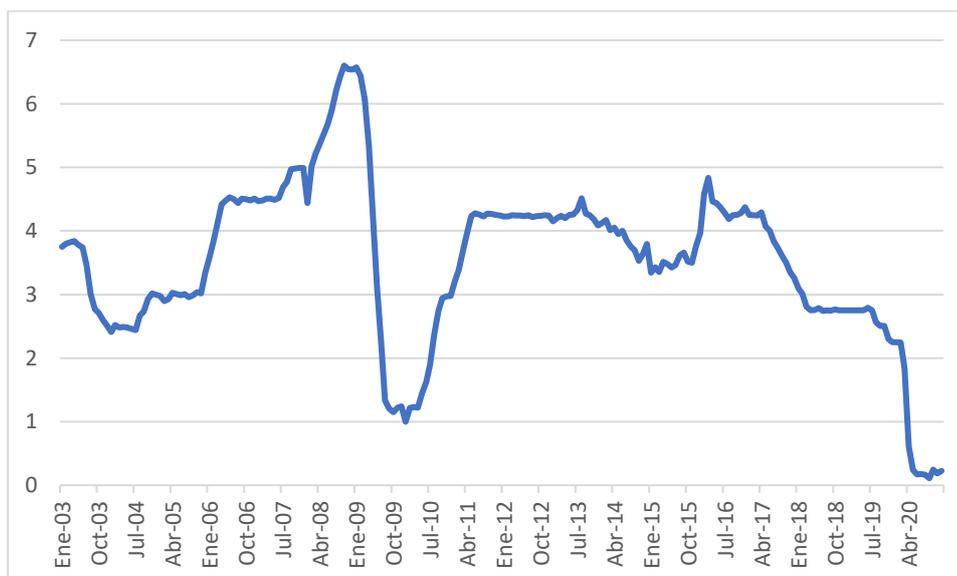


Figura 5: Tasa interbancaria en MN (términos efectivos anuales)
Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

En la siguiente figura se presenta un gráfico de dispersión del vínculo entre las expectativas a 12 meses y la credibilidad del banco central del periodo 2003-2020. Además, también la correlación entre las expectativas a 24 meses del periodo 2007-2020. En ambos casos se evalúa mediante la línea de tendencia una relación inversa entre la credibilidad y las expectativas de inflación en 48% y 93%. Se destaca que la credibilidad mantiene una mayor correlación con la inflación esperada de más largo tiempo.

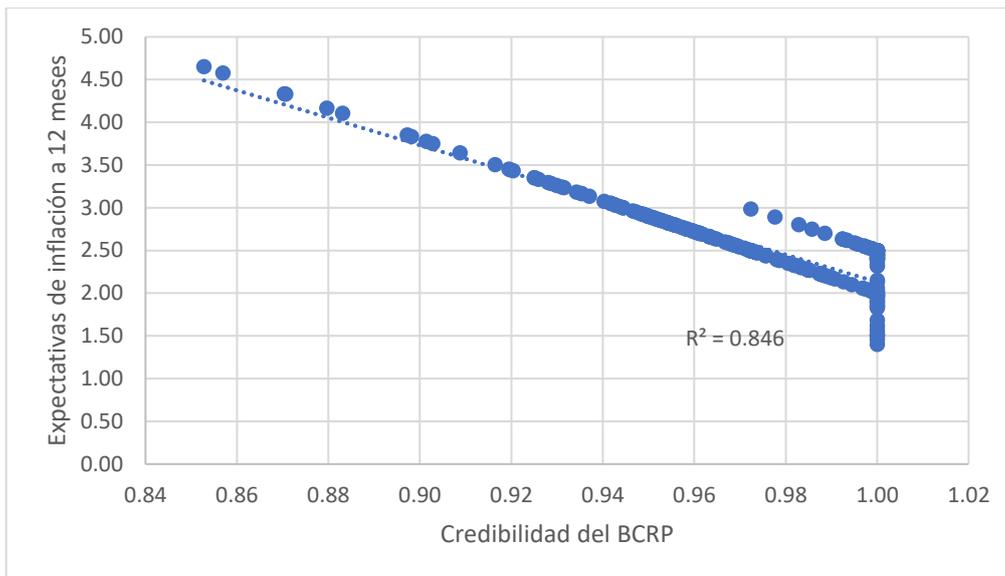


Figura 6: Expectativas de inflación a 12 meses y Credibilidad del BCRP
Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

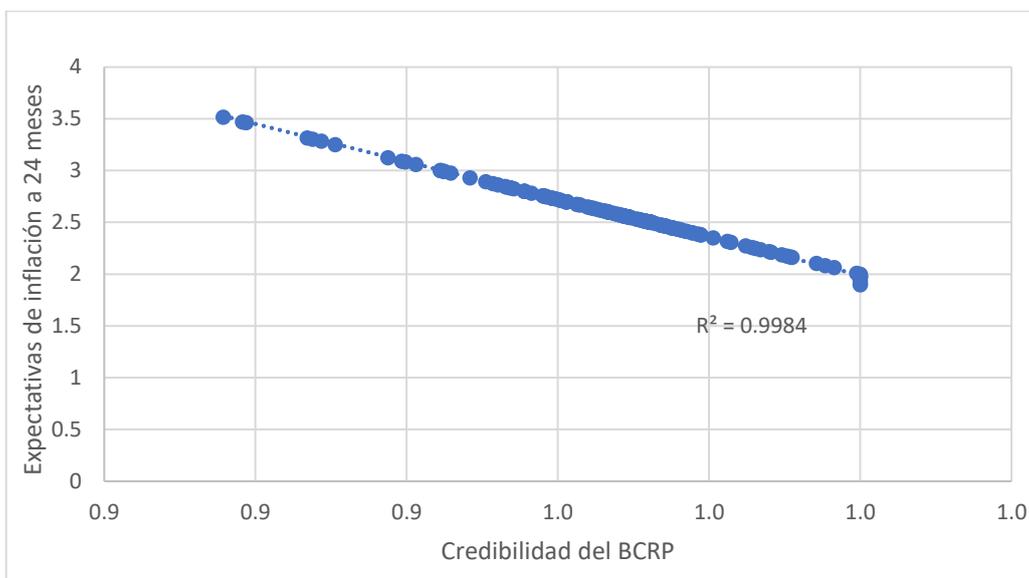


Figura 7: Expectativas de inflación a 24 meses y Credibilidad del BCRP
Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

En la siguiente figura vemos, a diferencia de las anteriores, una correlación entre las expectativas de inflación y la brecha del producto, la línea de tendencia nos marca la relación positiva entre ambas variables. La variable independiente explica en un 18% y 16% a las expectativas de inflación a 12 y 24 meses respectivamente.

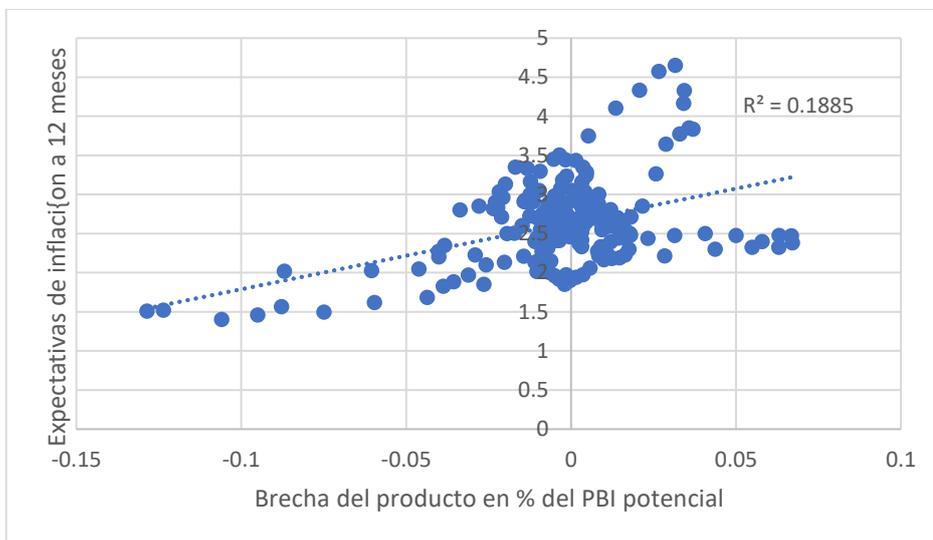


Figura 8: Expectativas de inflación a 12 meses y Brecha del producto en % del PBI potencial

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

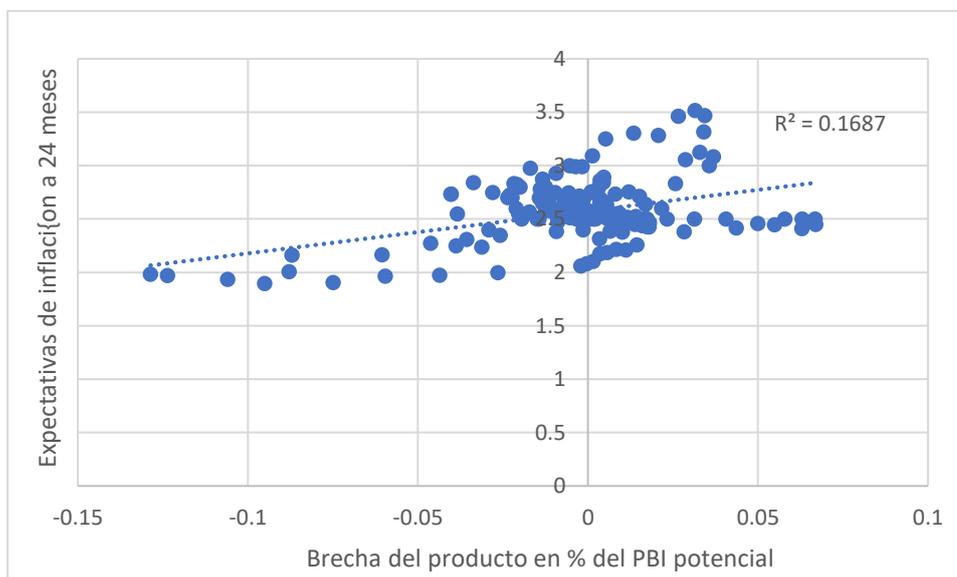


Figura 9: Expectativas de inflación a 24 meses y Brecha del producto en % del PBI potencial

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

Finalmente, la correlación entre la tasa interbancaria en MN y las expectativas de inflación y, al igual que el caso anterior, mantiene una correlación positiva en ambos casos. La variable independiente explica en un 50% y 44% a las expectativas de inflación a 12 y 24 meses respectivamente.

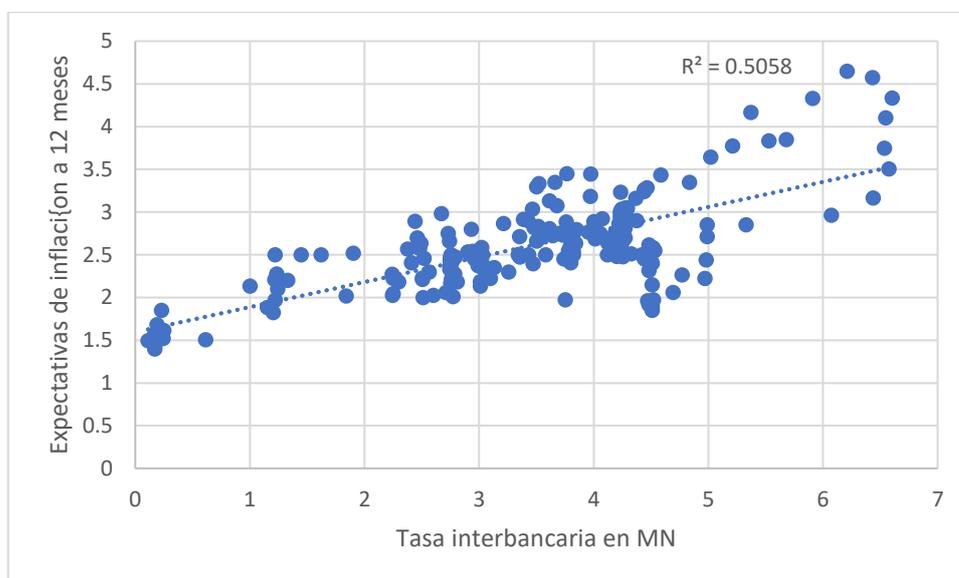


Figura 10: Expectativas de inflación a 12 meses y Tasa interbancaria en MN

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

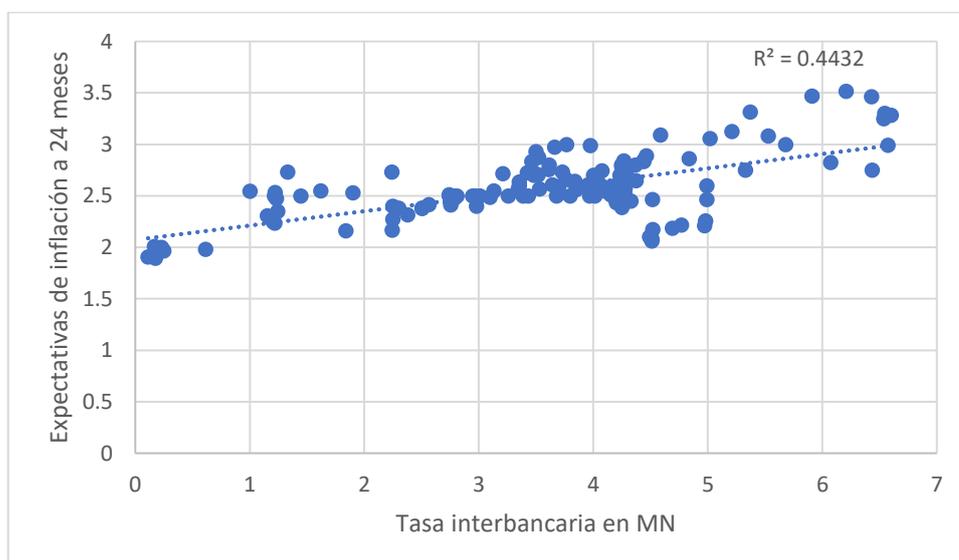


Figura 11: Expectativas de inflación a 24 meses y Tasa interbancaria en MN

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

4.2. Estimación econométrica

4.2.1. Estimación econométrica del modelo ARDL: expectativas de inflación a 12 meses

Antes de iniciar con la estimación (como primer paso) vamos a comprobar si todas las series son estacionarias en I(0), en I(1) o ambas. A su vez se tuvo en cuenta la transformación a logaritmos a casi todas las variables para generar una varianza más constante. Se tuvo en cuenta la presencia de raíz unitaria o tendencia estocástica en las series en niveles, cabe resaltar que lo relevante es que las variables no tengan integración superior o igual a 2.

Se realizó la prueba de Dickey-Fuller, del tipo ADF-aumentado; la prueba Phillips-Perrón; y la prueba KPSS. Cada uno determina la estacionariedad de las variables, especificando en cada proceso de generador de datos: sin tendencia y constante, con constante y, tendencia y constante.

Tabla 4

Test de raíces unitarias de las series en niveles. Periodo:2003-2020

Variables	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	PP(1)	PP(2)	PP(3)	KPSS(2)	KPSS(3)
LEX12	-0.78	-3.62**	-3.65*	-0.64	-2.95*	-3.04	0.20	0.18
LCRED1_	-1.81	-2.61	-2.53	-1.93	-2.75	-2.66	0.24	0.19
1								
GAP	-4.00**	-4.01**	-4.09**	-3.27**	-3.29*	-3.30	0.07	0.06
LTII	-1.40	-1.63	-1.98	-0.56	-1.84	-0.97	0.36	0.17
Valores críticos al:								
99%	-2.58	-3.46	-4.00	-2.58	-3.46	-4.00	0.74	0.22
95%	-1.94	-2.88	-3.43	-1.94	-2.88	-3.43	0.46	0.15
90%	-1.62	-2.57	-3.14	-1.62	-2.57	-3.14	0.35	0.12

Nota. (1): Sin tendencia y constante, (2): con constante, (3): con constante y tendencia. (): 95% de significancia estadística, (**): 99% de significancia estadística*

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRB

De la tabla N°4 las variables confirman en mayoría ser no estacionarias. Podemos afirmar que para el caso de la brecha del producto (GAP) es estacionaria en niveles (I (0)) de acuerdo a las pruebas ADF-aumentado y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPPS), pero en Phillips-Perrón alcanza superar los valores críticos en diferentes niveles de significancia estadística, sin embargo, no deja de mostrar estacionariedad y, por lo tanto, no dejamos de afirmar que la brecha del producto es estacionaria.

Siguiendo con la explicación, se detalla que los valores de las pruebas ADF y PP son menores que los valores críticos de *MacKinnon* (todo en valor absoluto) con lo cual no rechazamos la hipótesis nula de la presencia de raíz unitaria o no estacionariedad. Asimismo, en la prueba KPSS se observa una diferencia entre resultados en los diferentes procesos, pero también se muestra que los t-estadísticos son mayores que los valores críticos, entonces se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad (se aclara que la prueba KPSS difiere en la interpretación respecto a las pruebas ADF y PP).

Teniendo en cuenta que la brecha del producto es I (0) (variable estacionaria en niveles) y que el resto de variables no lo son podemos aplicar la misma prueba en su primera diferencia. En buena cuenta, no se tuvo la presencia de raíz unitaria o tendencia estocástica en la primera diferencia, cabe resaltar que se cumple la no integración superior o igual a 2. Eso significa que el modelo ARDL por Pesaran et al. (2001) se puede aplicar.

Tabla 5

Test de raíces unitarias de las series en primeras diferencias. Periodo: 2003-2020

Variabl es	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	PP(1)	PP(2)	PP(3)	KPSS(2)	KPSS(3)
LEX12	-11.21**	-11.19**	-11.16**	-10.63**	-11.55**	-	0.09	0.02
						11.53**		
LCRE	-9.58**	-9.56**	-9.57**	-9.81**	-9.79**	-9.79**	0.07	0.02
D1_1								
GAP	-6.34**	-6.34**	-6.33**	-4.92**	-4.90**	-4.88**	0.03	0.02
LTII	-7.14**	-7.15**	-7.18**	-7.14**	-7.15**	-7.18**	0.23	0.08
Valores críticos al:								
99%	-2.58	-3.46	-4.00	-2.58	-3.46	-4.00	0.74	0.22
95%	-1.94	-2.88	-3.43	-1.94	-2.88	-3.43	0.46	0.15
90%	-1.62	-2.57	-3.14	-1.62	-2.57	-3.14	0.35	0.12

Nota. (1): sin tendencia y constante, (2): con constante, (3): con constante y tendencia. (): 95% de significancia estadística, (**): 99% de significancia estadística*

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

Afirmando lo mencionado, las series muestran ser estacionarias en la primera diferencia, debido a que se rechaza la hipótesis nula en cada caso, ya que no hay presencia de raíz unitaria en las series (los t-estadísticos son mayores que los valores críticos de *MacKinnon*). Como corresponde en el método ARDL se tienen series tanto I (1) como I (0). Por ende, se pueden hacer las estimaciones con el método ARDL.

La siguiente tabla detalla la cantidad de rezagos óptima para el modelo, el cálculo se realizó mediante el criterio de información Akaike (AIC) determinando la cantidad de rezagos máxima, esto con el fin de procurar la estabilidad en la dinámica del modelo ARDL. En esa

misma línea, el criterio de información indica que la formulación del modelo es efectiva con nueve rezagos en sus variables.

Tabla 6

Criterios de selección de retardos óptimos para el modelo I

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	998.7584	NA	7.87E-10	-9.611192	-9.546792	-9.585149
1	2118.138	2184.682	1.85E-14	-20.27186	-19.94986	-20.14165
2	2294.073	336.5715	3.94E-15	-21.81713	21.23753*	-21.58274
3	2317.749	44.37935	3.66E-15	-21.8913	-21.05409	-21.55274
4	2369.635	95.24902	2.59E-15	-22.23802	-21.14321	-21.79529
5	2401.625	57.48979	2.22E-15	-22.39252	-21.04011	-21.84561
6	2420.479	33.15323	2.16E-15	-22.42009	-20.81008	-21.76901
7	2459.137	66.4848	1.74E-15	-22.63901	-20.7714	-21.88376
8	2515.584	94.89665	1.18E-15	-23.0298	-20.90459	22.17038*
9	2535.633	32.93060*	1.14e-15*	-23.06892*	-20.68611	-22.10533

Nota. Lag: rezagos, LR: estadística de prueba LR secuencial modificada (cada prueba al nivel del 5%), FPE: error de predicción final, AIC: criterio de información de Akaike, SC: criterio de información de Schwarz y HQ: criterio de información de Hannan-Quinn

Posteriormente se estimó el modelo, considerando como rezagos máximos nueve y se procedió a estimar el modelo ARDL. Se estimaron varios modelos con todos los casos y se escogió el caso 5 “tendencia y constante no restringida”. Asimismo, se recalca que la selección se da porque los resultados se ajustaron correctamente a los resultados esperados.

Se incluyó una variable dummy en el mes de abril del 2020, debido a que en el análisis descriptivo la brecha del producto refleja una caída abrupta; dando hincapié a un quiebre de estructura. De igual manera, el modelo seleccionado es un ARDL (4,2,9,2), el cual implica que la inflación esperada es afectada por los primeros 4 rezagos (regresores dinámicos) de la misma variable y también dos rezagos de la credibilidad del BCRP; y por la brecha del producto, que impacta mediante 9 retrasos de la brecha del producto; y la tasa interbancaria, que impacta por medio de 2 retrasos de tasa interbancaria.

Tabla 7

Estimación del primer modelo ARDL

Especificación del Modelo ARDL (4,2,9,2)				
Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.*

LEX12(-1)	1.106059	0.066273	16.68933	0
LEX12(-2)	-0.222499	0.075608	-2.942801	0.0037
LEX12(-3)	0.068328	0.053246	1.283268	0.201
LEX12(-4)	-0.066415	0.03462	-1.91836	0.0566
LCRED1_1	-5.548353	0.226492	-24.49692	0
LCRED1_1(-1)	6.544039	0.521828	12.54061	0
LCRED1_1(-2)	-1.565062	0.425746	-3.676043	0.0003
GAP	2.040145	0.820465	2.486572	0.0138
GAP(-1)	-5.78065	1.517285	-3.809864	0.0002
GAP(-2)	6.338378	1.419983	4.4637	0
GAP(-3)	-4.066036	1.376849	-2.953146	0.0036
GAP(-4)	-0.223449	1.266752	-0.176396	0.8602
GAP(-5)	5.744277	1.467489	3.914358	0.0001
GAP(-6)	-7.991851	2.010864	-3.974336	0.0001
GAP(-7)	7.964061	2.205202	3.611488	0.0004
GAP(-8)	-6.322468	1.638635	-3.858374	0.0002
GAP(-9)	2.278648	0.70869	3.215297	0.0015
LTII	-0.002418	0.024752	-0.097709	0.9223
LTII(-1)	0.075162	0.04062	1.850363	0.0659
LTII(-2)	-0.075256	0.02491	-3.021106	0.0029
@ISPERIOD("2020M4")	-0.266399	0.038598	-6.901884	0
C	0.101873	0.020621	4.940268	0
@TREND	-6.24E-05	3.10E-05	-2.014514	0.0454
Adjusted R-Squared	0.990		Mean dependent var	0.95
F-Static	840.80		S.D. dependent var	0.20
Prob(F-static)	0.000000		Durbin watson	1.95
Test LM (1)	F=	0.398194	Prob=	0.5288
Test LM (4)	F=	1.150692	Prob=	0.3343
Test ARCH	F=	0.395708	Prob=	0.5300
Test WHITE	F=	0.870936	Prob=	0.6330

Dentro de los pasos se hicieron las pruebas de autocorrelacion serial de los residuos, heterocedasticidad y heterocedasticidad condicional. Cada contraste refleja que las probabilidades son mayores al 5 por ciento. En prima línea afirmamos que mediante la prueba

Breusch Godfrey el p-valor es superior al nivel del 5 por ciento por lo que no rechazamos la hipótesis nula de que los errores son homocedasticos para un rezago y para cuatro rezagos.

En los test de heterocedasticidad de las pruebas estadísticas de White inferimos que el p-valor es superior al nivel del 5 por ciento; entonces no rechazamos la hipótesis nula de ausencia de heterocedasticidad. Por otra parte, la prueba ARCH refleja un p-valor mayor que el nivel de 5 por ciento y muestra ausencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva.

Como siguiente apartado se demuestra en la gráfica la estabilidad dinámica de los residuos. Las pruebas del modelo CUSUM y CUSUM cuadrado muestran que los errores marcan estabilidad al estar dentro de las bandas de confianza, por lo que se concluye que el modelo es estable.

En adición, el CUSUM cuadrado detalla que no hay quiebre estructural o que en general los estadísticos del CUSUM y CUSUM cuadrado se mantiene dentro del rango de valores críticos al 5 por ciento a lo largo del periodo, afirmamos la efectividad adecuada del primer modelo ARDL.

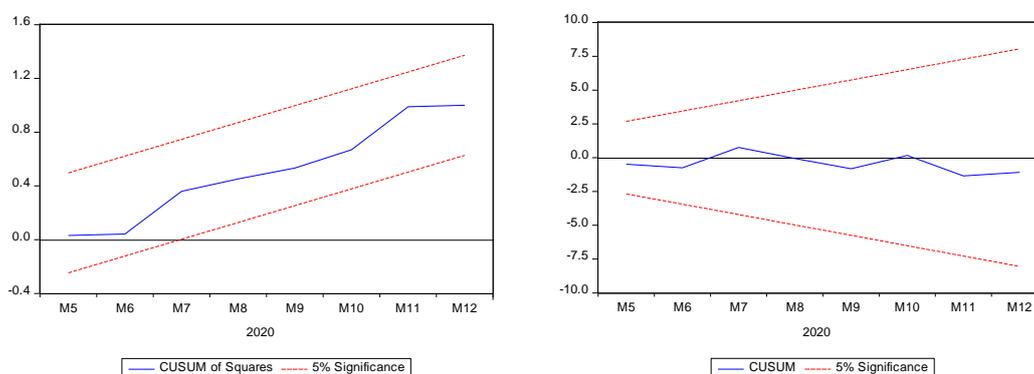


Figura 12: Test de estabilidad CUSUM y CUSUM cuadrado del primer modelo

En los resultados del modelo finalmente se hallaron factores de corto y largo plazo, pero en el largo plazo hay diferencias de los resultados de corto plazo. Para hallar la relación de largo plazo se debe evidenciar la cointegración, la cual se hizo con la prueba de límites (Bound test) sobre los parámetros del modelo de regresión.

El valor del t-estadístico es de 6.908 lo que supera al valor crítico de I(1) al nivel de 1% (6.36) por lo que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en las variables del modelo. En efecto, como se comprobó el hallazgo de largo plazo para este modelo se correrá un Modelo de Corrección de Errores (MCE) que se deriva del ARDL hacia una forma del MCE del modelo

de Vectores Autorregresivos (VAR) restringido. Asimismo, el motivo significa evaluar el coeficiente de la velocidad de ajuste de las variables ante ciertas desviaciones en el corto plazo respecto de sus niveles de largo plazo.

Tabla 8

Prueba de límites del primer modelo ARDL

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	6.908815	10%	3.47	4.45
k	3	5%	4.01	5.07
		2.5%	4.52	5.62
		1%	5.17	6.36
Actual Sample Size	207	Finite Sample: n=80		
		10%	3.588	4.605
		5%	4.203	5.32
		1%	5.62	6.908

En la tabla siguiente se tienen los factores dinámicos de corto plazo y las regresoras de largo plazo del modelo y la velocidad de ajuste obtenida del MCE (Modelo de Corrección de Errores) para el modelo 1. De acuerdo con los resultados se cumple hasta este punto el objetivo general de estimar el efecto de los choques de demanda, credibilidad del banco central y tasa de interés en las expectativas de inflación a 12 meses. Asimismo, se cumplen los objetivos específicos de estimar para cada variable el impacto hacia la inflación esperada.

Podemos decir a priori que la credibilidad del BCRP mantiene un vínculo de largo plazo con la inflación esperada, esto debido a que si en el corto plazo hay subidas de la tasa de inflación los agentes económicos variarían, por ejemplo, en 1% su percepción sobre el control de la inflación del banco central (credibilidad), pero como ellos percibieron que en periodos previos el banco central manejó la inflación esto generará que la tasa de precios converja hacia

la meta de inflación y esto reduce la inflación esperada de un año en -5.55%. Y en el largo plazo ante un incremento del 1% en la credibilidad del BCRP, la inflación del año siguiente se reduce en -4.97%. Afirmamos de las hipótesis específicas propuestas la hipótesis nula (H0) del impacto negativo (no es positivo) de la credibilidad del banco central sobre las expectativas de inflación a 12 meses.

La brecha del producto y la tasa interbancaria no responden a relaciones significativas en el largo plazo. Sin embargo, en el corto plazo, antes variaciones en los shocks positivos de demanda producto de incrementos de inversión y gasto privado o shocks negativos como aumento de los precios de las materias primas la tasa de inflación esperada del siguiente año se incrementa en 2.04%; los resultados de los rezagos son también importantes, pero los signos en cada retraso adicional cambian constantemente, siendo este un efecto de la información previa (*sticky information*) que va incrementando la posibilidad de mayor inflación esperada en el siguiente año de los agentes. Comprobamos lo siguiente: la hipótesis alternativa (H1) la brecha del producto impacta directamente (si es positivo) en la inflación esperada a 12 meses

La inferencia radica en que los ciclos hacia la baja o contracciones de la demanda agregada por shock externos pueden afectar a los agentes económicos, el BCRP actuará moviendo la tasa de referencia si es que este interfiere en las proyecciones estables de la tasa de inflación, eso hará que los agentes económicos perciban que hay aproximaciones de presiones inflacionarias, generando que las empresas bancarias y los analistas económicos eleven sus expectativas de inflación en el corto plazo (1 año). Interpretamos que, en meses anteriores de presiones de la demanda (tomando los valores positivos), estos afectan entre 2.62% y 3.50% hacia la inflación esperada del siguiente año.

La variación de la tasa de interés depende mucho de la comunicación con la que tienen los agentes y la entidad monetaria. En este estudio no se cumple que de acuerdo a la literatura económica ante inflación elevada la tasa de interés presiona al alza con lo que baja la inflación esperada. En efecto, la relación se cumple en la evidencia teórica, sin embargo, en análisis de estimaciones de comunicación, credibilidad y tasa de interés, Basurto (2021), explica los resultados de su estudio que en la medida que el público observa que el banco central incrementa la tasa de referencia (a su vez impacta en la tasa interbancaria en moneda nacional) dan señales de una situación futura de inflación alejando así las expectativas de los agentes del objetivo de inflación, esto debido a que en periodos como en 2008 de alta tasa interbancaria y elevada inflación esperada la correlación sea directa.

Finalmente, según los resultados ante un incremento del 1% del mes previo de la tasa interbancaria (lo que en materia sería que el efecto de la tasa de política monetaria afecta de manera rezagada) se eleva la inflación esperada a un año en el mes siguiente en 0.075%. Entonces ante escenarios de subidas de precios el efecto de la tasa monetaria en periodos previos ocasionará que los agentes económicos eleven sus expectativas por el contexto de presiones inflacionarias persistentes, y posterior a ello, a medida que los escenarios sean más estables y la tasa monetaria haya subido lo suficiente para resguardar la estabilidad monetaria los agentes bajaran sus expectativas de inflación. Se confirmó la hipótesis alternativa del efecto directo de la tasa interbancaria sobre la inflación esperada. Comprobamos la hipótesis alternativa (H1) del impacto positivo (si es positivo) de la tasa de interés de política monetaria sobre las expectativas de inflación a 12 meses.

Tabla 9

Modelo I - Factores de corto y largo plazo de las expectativas de inflación a 12 meses

Factores significativos de la ecuación de largo plazo del modelo estimado ARDL				
Variables	Coefficiente	Desviación estándar	t-estadístico	Prob.
LCRED1_1	-4.97159	0.540532	-9.197579	0
Factores significativos de la ecuación de corto plazo del modelo estimado ARDL				
D(LEX12(-1))	0.220585	0.064722	3.408195	0.0008
D(LEX12(-3))	0.066415	0.03315	2.003453	0.0466
D(GAP)	2.040145	0.764549	2.668429	0.0083
D(GAP(-1))	-3.72156	0.818718	-4.545593	0
D(GAP(-2))	2.616818	0.752611	3.476985	0.0006
D(GAP(-3))	-1.449218	0.729803	-1.985765	0.0485
D(GAP(-4))	-1.672667	0.678586	-2.46493	0.0146
D(GAP(-5))	4.07161	0.91588	4.445574	0

D(GAP(-6))	-3.92024	1.133501	-3.458524	0.0007
D(GAP(-7))	4.04382	1.089415	3.711919	0.0003
D(GAP(-8))	-2.278648	0.641155	-3.553971	0.0005
D(LTII(-1))	0.075256	0.023683	3.177655	0.0017
D(LCRED1_1)	-5.548353	0.218417	-25.40261	0
D(LCRED1_1(- 1))	1.565062	0.419913	3.727106	0.0003
<hr/>				
CointEq(-1)*	-0.114526	0.02161	-5.299607	0
<hr/>				

4.2.2. Estimación econométrica del modelo ARDL: expectativas de inflación a 24 meses

Al igual que en la estimación anterior continuaremos modelando la inflación esperada verificando primero el orden de integración de las variables, transformando a casi todas las variables a logaritmos para generar una varianza más constante. De igual forma, se sostuvo la presencia de tendencia estocástica o raíz unitaria en las series en niveles, cabe aclarar que lo importantes es que las variables no tengan integración superior o igual a 2.

Se realizó la prueba de Dickey-Fuller, del tipo ADF-aumentado; la prueba Phillips-Perrón; y la prueba KPSS. Cada uno determina la estacionariedad de las variables, especificando en cada proceso de generador de datos: sin tendencia y constante, con constante y, tendencia y constante.

Tabla 10

Test de raíces unitarias de las series en niveles. Periodo: 2007-2020

Variables	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	PP(1)	PP(2)	PP(3)	KPSS(2)	KPSS(3)
LEX24	-0.17	-2.89	-3.06	-0.17	-3.08*	-3.09	0.09	0.07
LCRED1_	-0.90	-2.95*	-3.09	-0.98	-3.12*	-3.22	0.08	0.06
2								
GAP	-5.98**	-5.79**	-5.50**	-2.576*	-2.51	-2.37	0.09	0.07
LTI	-1.25	-2.74	-2.89	-1.09	-2.25	-2.37	0.13	0.09
Valores críticos al:								
99%	-2.58	-3.46	-4.00	-2.58	-3.46	-4.00	0.74	0.22
95%	-1.94	-2.88	-3.43	-1.94	-2.88	-3.43	0.46	0.15
90%	-1.62	-2.57	-3.14	-1.62	-2.57	-3.14	0.35	0.12

Nota. (1): Sin tendencia y constante, (2): con constante, (3): con constante y tendencia. (): 95% de significancia estadística, (**): 99% de significancia estadística*

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

De la tabla N°10 se evidencia que la inflación esperada en dos años es estacionaria al nivel de 95%. El proceso de generador usado es el de constante. Asimismo, la credibilidad bancaria también mostro la misma significancia que la variable dependiente. Y lo más relevante es que todas las variables muestran ausencia de raíz unitaria por lo no se rechaza la hipótesis nula

Sin embargo, nuevamente como en el apartado anterior hay variables que no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, tal como se presenta en los resultados de las pruebas ADF y PP. Como es el caso de la tasa interbancaria, credibilidad e inflación esperada el cual se espera tener una confirmación más clara de estacionaridad en su primera diferencia.

Una variable que resulto superar los valores críticos de *MacKinnon* (todo en valor absoluto) es la brecha del producto quien muestra ser estacionaria en ADF y KPSS. Resultó ser estacionaria al 99% debido a que la diferencia entre el PBI real y el potencial superan los valores críticos de *Mackinon*, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, y para el caso del contraste KPPS no se rechaza la hipótesis nula de estacionaridad.

Haciendo que la brecha del producto sea I (0) (variable estacionaria en niveles) y que el resto de variables no lo son podemos aplicar la misma prueba en su primera diferencia. En diferencia, cabe resaltar que se cumple la no integración superior o igual a 2. Lo que valida una vez más la aplicación del modelo ARDL por Pesaran et al. (2001).

De los resultados, las primeras diferencias al generar una media estable los t-estadísticos resultan ser más elevados que los resultados de las series en niveles. Rechazando la hipótesis nula para las pruebas de PP Y ADF la presencia de raíz unitaria, para el contraste de KPPS no se rechazó la hipótesis nula de estacionariedad debido a que los valores críticos (para este caso) son mayores.

Tabla 11

Test de raíces unitarias de las series en primeras diferencias. Periodo: 2007-2020

Variable	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	PP(1)	PP(2)	PP(3)	KPSS(2)	KPSS
s)	(3)
LEX24	-13.69**	-13.65**	-13.79**	-13.64**	-13.60**	-13.74**	0.22	0.07

LCRED	-13.47**	-13.43**	-13.53**	-13.43**	-13.39**	-13.50**	0.18	0.07
1_2								
GAP	-5.39**	-5.37**	-5.40**	-4.26**	-4.24**	-4.19**	0.04	0.03
LTII	-5.88**	-5.92**	-8.79**	-8.86**	-8.90**	-8.99**	0.22	0.08
Valores críticos al:								
99%	-2.58	-3.46	-4.00	-2.58	-3.46	-4.00	0.74	0.22
95%	-1.94	-2.88	-3.43	-1.94	-2.88	-3.43	0.46	0.15
90%	-1.62	-2.57	-3.14	-1.62	-2.57	-3.14	0.35	0.12

Nota. (1): sin tendencia y constante, (2): con constante, (3): con constante y tendencia. (*): 95% de significancia estadística, (**): 99% de significancia estadística

Fuente: Elaboración propia con datos del BCRP

Afirmando lo mencionado, las series muestran ser estacionarias en la primera diferencia. Dado a que son variables $I(0)$ e $I(1)$ se puede aplicar el método ARDL para calcular las relaciones de equilibrio de largo plazo y los factores dinámicos de corto plazo. En el paso siguiente se selecciona la cantidad de rezagos óptima en el modelo. Se escogió el criterio akaike para la cantidad de rezagos no mayor a ocho, esto con el fin de no enfrentar problemas de inestabilidad.

Tabla 12

Criterios de selección de retardos óptimos para el modelo II

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1167.356	NA	4.73E-12	-14.72602	-14.64849	-14.69454
1	1818.481	1261.04	1.52E-15	-22.76558	-22.37791	-22.60815
2	1940.809	230.7204	3.97E-16	-24.11151	-23.41371	-23.82812
3	1985.029	81.16178	2.78E-16	-24.46872	-23.46077*	-24.05938
4	2015.266	53.96806	2.33E-16	-24.64894	-23.33086	-24.11365
5	2049.358	59.12082	1.86E-16	-24.87794	-23.24973	-24.21671
6	2093.45	74.23169	1.31E-16	-25.23355	-23.29519	-24.44636
7	2119.79	43.01101	1.15E-16	-25.36443	-23.11595	-24.45129
8	2177.825	91.8270*	6.83e17*	-25.89652*	-23.33789	-24.85743*

Nota. Lag: rezagos, LR: estadística de prueba LR secuencial modificada (cada prueba al nivel del 5%), FPE: error de predicción final, AIC: criterio de información de Akaike, SC: criterio de información de Schwarz y HQ: criterio de información de Hannan-Quinn

La cantidad de rezagos óptima en el modelo de la tabla anterior delimitan mediante una cantidad de rezagos seleccionada anteriormente hasta cuantos rezagos óptimos el modelo con estimadores insesgados sería estable. Los diferentes criterios de Hanna Quinn (HQ) Swchrz (SH) y akaiake) (AIC) señalan limitados rezagos, pero al igual que la estimación previa escogemos el criterio de AIC.

En buena cuenta, se estimó el modelo, considerando nueve rezagos. Se estimaron varios modelos en donde se escogió el caso 2 “tendencia restringida”. Los resultados mostraron en primer lugar heterocedasticidad condicional para corregirlo decidimos correr la regresión con el procedimiento de errores robustos de White.

Se incluyó una variable dummy en el mes de abril del 2020, debido a que en el análisis descriptivo la brecha del producto refleja una caída abrupta, además la credibilidad y la inflación esperada detectaron en diferentes periodos bastantes quiebres, pero preservamos el de sólo colocar una variable dummy. De igual manera, el modelo seleccionado es un ARDL (5, 6, 8, 8), el cual significa que la inflación esperada en dos años es afectada por rezagos 5 rezagos de esa misma variable (regresores dinámicos), por 6 rezagos de la tasa interbancaria y, por 8 rezagos de la brecha del producto y la credibilidad del BCRP

Se estimó el modelo, considerando como rezagos máximos nueve y se procedió a estimar el modelo ARDL para hallar las dinámicas de corto plazo que influyen en la inflación de los agentes en dos años. Se estimaron varios modelos con todos los casos y se escogió el caso 2 “tendencia y constante no restringida”. Asimismo, se recalca que la selección se da porque los resultados se ajustan a los resultados esperados.

Tabla 13

Estimación del segundo modelo ARDL

Especificación del Modelo ARDL (5,6,8,8)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LEX24(-1)	0.776100	0.130241	5.958966	0.0000
LEX24(-2)	-0.113686	0.146896	-0.773919	0.4404
LEX24(-3)	0.096692	0.151921	0.636464	0.5256
LEX24(-4)	0.194694	0.120990	1.609171	0.1101
LEX24(-5)	-0.237049	0.106751	-2.220587	0.0282
LTII	-0.008289	0.007327	-1.131341	0.2601
LTII(-1)	0.020281	0.011171	1.815475	0.0718
LTII(-2)	-0.004096	0.008739	-0.468677	0.6401
LTII(-3)	0.014890	0.012428	1.198097	0.2331
LTII(-4)	-0.022297	0.014161	-1.574556	0.1179
LTII(-5)	-0.008944	0.010746	-0.832273	0.4068
LTII(-6)	0.013571	0.006864	1.977007	0.0502
LCRED1_2	-6.296795	0.146527	-42.97375	0.0000

LCRED1_2(-1)	5.048512	0.919044	5.493218	0.0000
LCRED1_2(-2)	-0.828663	1.002803	-0.826346	0.4102
LCRED1_2(-3)	0.636280	1.045569	0.608549	0.5439
LCRED1_2(-4)	1.295700	0.816804	1.586305	0.1152
LCRED1_2(-5)	-1.475675	0.695890	-2.120558	0.0359
LCRED1_2(-6)	-0.047277	0.085019	-0.556071	0.5791
LCRED1_2(-7)	0.047981	0.106423	0.450849	0.6529
LCRED1_2(-8)	-0.120020	0.071253	-1.684429	0.0946
GAP	0.038949	0.156160	0.249417	0.8034
GAP(-1)	0.092128	0.255655	0.360359	0.7192
GAP(-2)	-0.337322	0.287982	-1.171330	0.2437
GAP(-3)	1.355113	0.340490	3.979892	0.0001
GAP(-4)	-3.715193	0.385932	-9.626547	0.0000
GAP(-5)	5.029957	0.577764	8.705903	0.0000
GAP(-6)	-3.967308	0.766825	-5.173679	0.0000
GAP(-7)	2.317536	0.742646	3.120647	0.0022
GAP(-8)	-0.875822	0.363125	-2.411903	0.0173
@ISPERIOD("2020M4")	-0.037206	0.006959	-5.346422	0.0000
C	0.204289	0.046034	4.437763	0.0000
Test LM (1)	F=	2.305524	Prob=	0.1314
Test LM (4)	F=	0.782698	Prob=	0.5385

Explicando a detalle, la prueba Breusch-Godfrey muestra que el p-valor es superior al nivel del 5 por ciento por lo que no rechazamos la hipótesis nula de que los errores son homocedásticos para un rezago y para cuatro rezagos. En el tema de la heterocedasticidad al colorar la matriz de covarianzas de White conseguimos aumentar las desviaciones estándar y la convergencia al verdadero valor de probabilidad, y con eso podemos mejorar las inferencias planteadas. Afirmamos que la muestra es heterocedástica, pero ya tenemos las desviaciones estándar correctas y la matriz corrigió el problema de heterocedasticidad.

Como siguiente apartado se demuestra en la gráfica la estabilidad dinámica de los residuos. Las pruebas del modelo CUSUM y CUSUM cuadrado muestran que los errores marcan estabilidad al estar dentro de las bandas de confianza. Como parte del análisis de interpretación el CUSUM decae progresivamente por debajo del valor de 0 y el CUSUM cuadrado mantiene el recorrido en todo el periodo, al mantenerse dentro del rango a valores críticos del 5 por ciento, afirmamos la efectividad adecuada del segundo modelo ARDL.

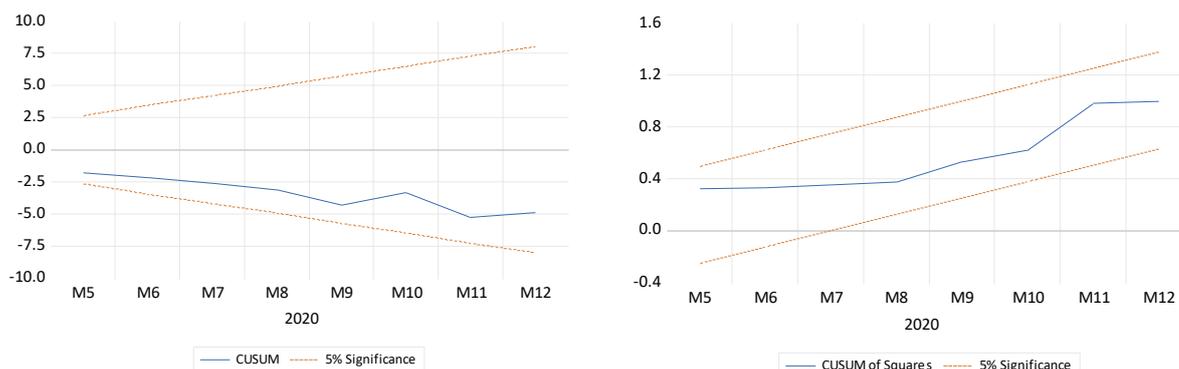


Figura 13 Test de estabilidad CUSUM y CUSUM cuadrado del segundo modelo

Se hallaron los factores de corto plazo y largo plazo, los resultados de equilibrio difieren en mayor cantidad que la estimación anterior, pues se tienen signos de elasticidad diferentes. Para comprobar la premisa se debe evidenciar la cointegración, la cual se hizo con la prueba de límites (*Bound test*) sobre los coeficientes del modelo de regresión.

El valor del t-estadístico es de 6.358138 lo que supera al valor crítico de I(1) al nivel de 1% (6.36) por lo que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración entre las variables del modelo. En efecto, como se comprobó el hallazgo de largo plazo para este modelo se correrá un Modelo de Corrección de Errores (MCE) hacia una forma del MCE del modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) restringido. De esta manera evaluamos el coeficiente de la velocidad de ajuste y aclaramos que las desviaciones en el corto plazo para el segundo modelo se corrigen con más ajuste que el anterior modelo, porque la velocidad es del 28% y la anterior predetermina en 12%, esto se explica por más vínculo estadístico en las variables respecto a las relaciones de largo plazo.

Las variables en el corto plazo poseen muchos más retrasos que el primer modelo esto haría suponer que la inflación proyectada en horizontes de tiempo más largos poseen más vínculo con los retrasos del pasado. Esto de cierta forma corrobora con el vínculo entre la expectativa hecha en meses pasados con la inflación proyectada en corto y mediano tiempo.

Tabla 14

Prueba de límites del segundo modelo ARDL

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)

F-statistic	6.538138	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Actual Sample Size	158	Finite Sample: n=80		
		10%	2.474	3.312
		5%	2.92	3.838
		1%	3.908	5.044

En la tabla siguiente se tienen los factores dinámicos de corto plazo y las regresoras de largo plazo del modelo y la velocidad de ajusta obtenido del MCE para el modelo 2. Se probó la relación de equilibrio entre todas las variables, sin embargo, contradice la literatura económica a excepción de la variable “credibilidad del BCRP” que para este modelo se evalúa como un índice de credibilidad de más largo tiempo. En efecto, los agentes económicos evalúan a la inflación de más largo tiempo una relación significativa con la meta de inflación, pues éstas serán iguales a medida que las expectativas sean racionales.

De acuerdo a los resultados la variación del factor de credibilidad en 1% impacta en la inflación esperada a 2 años en -6.29%, con lo cual responde a que los agentes económicos creen que en el corto plazo la inflación se desvía y el BCRP lo manejará (similar al anterior modelo), pero desde el 2007 hasta la actualidad el impacto es mayor por la confiabilidad de los agentes en el banco (credibilidad) y en que la inflación esperada a 2 años será cada vez más igual a la meta de inflación. Afirmamos la hipótesis nula (H0) del impacto negativo (no es positivo) de la credibilidad frente a la inflación esperada de los agentes.

La brecha del producto difiere de lo encontrado en la teoría con algunos rezagos en el corto plazo, y en el largo plazo hay poca evidencia de la relación inversa entre la brecha del producto y la inflación de más largo alcance a pesar de que es significativa (tomaremos los resultados de corto plazo). En cambio, en otros rezagos confirma que expansiones de la

demanda se traduce en subidas de los precios en el futuro en un horizonte de dos años, aquí para este modelo interpretamos que en el tercer mes o en meses impares pasados ante una variación de 1% en los shocks de demanda la inflación dentro de 24 meses aumenta entre 0.87% y 1.21% (si tomamos los valores positivos). Confirmamos nuevamente la hipótesis alternativa del impacto de los choques de demanda sobre la inflación esperada de los agentes económicos.

La tasa interbancaria muestra el impacto en el largo y corto plazo, al ser dos rezagos podemos decir que el impacto en el corto plazo va desde -0.01 a 0.01 esto muestra relación con los resultados que encontró Batres (2019), inferimos que la relación de equilibrio de largo plazo entre la inflación esperada es directa debido a que antes frecuentes choques que vulneren las proyecciones de la entidad monetaria se subirá la tasa de referencia y eso elevara las expectativas en el futuro afirmamos la hipótesis alternativa (H1) del impacto positiva entre la tasa interbancaria y las expectativas de inflación.

Dado los resultados encontrados en los dos modelos se hace hincapié en recomendar una política de comunicación en periodos donde los efectos externos amplíen choques de oferta y demanda, ya que esto ayudará a que la credibilidad no se deteriore en esenciaros de alta volatilidad y las expectativas de corto plazo se mostraran ancladas a la meta de inflación. Consiguiendo que las proyecciones tengan toda la información disponible (predicciones racionales) para predecir las tasas de inflación de los siguientes años.

Tabla 15

Modelo II - Factores de corto y largo plazo de las expectativas de inflación a 24 meses

Factores significativos de la ecuación de largo plazo del modelo estimado ARDL				
VARIABLES	Coeficiente	Desviación estándar	t-estadístico	Prob.
LCRED1_2	-5.107348	0.48252	10.58474	0
LTII	0.018063	0.004856	3.719469	0
LGAP	-0.218756	0.108044	-2.0246988	0
Factores significativos de la ecuación de corto plazo del modelo estimado ARDL				

D(LEX24(-4))	0.237049	0.0617641	3.308864	0.0012
D(LTII(-3))	0.017670	0.006115	2.889415	0.0045
D(LTII(-5))	-0.013571	0.006121	-2.217085	0.0284
D(LCRED(1_2)	-6.296795	0.059919	-105.0884	0.0000
D(LCRED(1_2(- 4))	1.594991	0.448855	3.553469	0.0005
D(GAP(-3))	1.210829	0.204923	5.908705	0.0000
D(GAP(-4))	-2.504363	0.222689	-11.24601	0.0000
D(GAP(-5))	2.525594	0.275320	9.173295	0.0000
D(GAP(-6))	-1.441714	0.289847	-4.974051	0.0000
D(GAP(-7))	0.875822	0.211024	4.140350	0.0008
CointEq(-1)*	-0.283248	0.048772	-5.807623	0

De los resultados encontrados en la actual investigación se ha hecho una comparación con los hallazgos de los trabajos previos de la sección antecedentes.

En los resultados del primer modelo estimado, se ha comparado los diversos efectos que sufre la inflación del futuro por el efecto de las variables. Asimismo, comparando los rezagos de las expectativas tanto del estudio de Bulut (2018) como en esta investigación. Dado a que en Batres (2020) el rezago del mes pasado de la inflación esperada a 12 meses aumenta la expectativa del presente en 48%, en Perú la expectativa generada en el mes previo afecta en 22% a la expectativa actual. La diferencia es de 0.26 y se definen a las respuestas de las expectativas previas como factores inmediatos que repercuten en las respuestas actuales de los sectores encuestados. Podemos también contrastar a que en Batres (2020) se obtienen cuatro rezagos, mientras que en Perú se consiguieron dos retrasos, lo que supone a que hay más causalidad de influencia del pasado en México que en Perú. Y para finalizar, en las expectativas a dos años la respuesta esperada de hace cuatro meses impacta en un 23.7% la inflación esperada a dos años, haciendo presente a que hay más influencia de respuestas del pasado en las expectativas de corto plazo.

Continuando con las comparaciones de la investigación de Batres, se halló el impacto de la credibilidad en -0.01 para el modelo de expectativas del siguiente año. En nuestro caso la comparación difiere por el mismo hecho de que la variable está rezagada por varios periodos atrás (en lo que no hay diferencias es en los signos de los coeficientes). Sin embargo, se puede comparar de mejor forma con los resultados encontrados en la investigación de Güler (2020). Y decimos que el efecto a corto plazo durante el periodo 2003-2020 se asemeja a la estimación que hizo el autor para Polonia; ya que el parámetro es de -5.63 , y este resultado supera en 0.09 al estimador de la credibilidad en Perú, hallado por medio de este estudio. Podemos determinar que Polonia y Perú mantienen alto impacto de la fiabilidad del banco central sobre la inflación esperada del año siguiente, siendo estos resultados superiores a los coeficientes del resto de economías que cuentan con esquemas de metas de inflación del estudio de Güler (2020).

En efecto, si se compara con el estimador de credibilidad sobre las expectativas de inflación que se generan los agente para dos años en Perú, hay una amplitud de 0.66 respecto al factor de credibilidad de Polonia del estudio de Güler (2020). Esto trae a inferir de que en horizontes de tiempo más largos los agentes encuestados (teniendo en cuenta la confiabilidad hacia el banco) perciben que la tasa de inflación cuando aumente o caiga, convergerá hacia el

rango de inflación, lo que demuestra que el BCRP ha anclado durante el periodo 2007-2020 las expectativas de inflación de los agentes del sector privado y financiero.

Por otro lado, en los estudios de Bulut (2018) y Xu (2016), que estimaron el efecto de la brecha del producto sobre la inflación del futuro, se hallaron los valores de los parámetros evaluados, que son de 0.12 para el modelo de Bulut (2018), y los demás resultados del modelo ya mencionado de Xu (2016) que figuran entre 0.37 y 0.50. Para el caso peruano encontramos que el impacto es de 2.04, mientras que sus rezagos están entre 2.62 y 3.50 (si tomamos los valores positivos), siendo superior a los parámetros de los trabajos de Bulut (2018) y Xu (2016). A su vez, en el estudio teórico de Schaefer Luperdi & Velarde García (2020), explican que los choques de oferta impactan en las expectativas de largo plazo, lo que se cumple para el segundo modelo en donde las brechas del producto de meses previos impactan en la inflación esperada, corroborando con la hipótesis de Schaefer Luperdi & Velarde García (2020) en que las expectativas de largo plazo también son volubles ante choques. Sin embargo, diferimos en la premisa de que las expectativas son del todo adaptativas puesto que el impacto de credibilidad en el parámetro de corto plazo (del segundo modelo) es de -6.29, teniendo credibilidad plena en la estabilidad de las variaciones de precios para la formación de expectativas prospectivas.

Explicando los resultados de los trabajos que incluyen al ciclo económico entre los factores que mueven a la inflación del futuro a un año, como las elasticidades difieren de lo hallado se puede deber a la desviación estándar en media de los datos. Para el caso de Turquía (comparando las expectativas de precios del siguiente año) al ser una economía que implementa el esquema de metas de inflación a partir de 2006, comienzan a decrecer las elevadas subidas de precios del futuro de los agentes económicos. Sin embargo, los efectos no se disipan del todo, puesto que la depreciación de su moneda, el aumento de precios de alimentos y la transmisión monetaria en retraso afectan el éxito de la política monetaria, ya que las expectativas se mantienen según el análisis de Bulut (2018) por encima del objetivo de inflación; y recogiendo datos más actuales, la inflación esperada de Turquía ha alcanzado dos periodos elevados (una en noviembre de 2008 y otra en el mismo mes, pero en 2018). A diferencia de Perú que tan solo se registró en la época de incertidumbre financiera (agosto de 2008). Su desviación estándar (caso de Turquía) es de 0.68 (rango de 2006-2016 del periodo estudiado), elevándose a 3.69 si se considera el periodo del estudio de esta investigación. Lo que se pueda deber a que en periodos previos de incursión en metas de inflación los choques han sido notorios y también en los recientes años, conllevando a que el coeficiente (respecto de la brecha del producto) sea menor a comparación de lo hallado en Perú. A su vez, la desviación

para las expectativas de 24 meses en el caso de Turquía es de 1.67 lo que es mayor a la desviación en 0.29 del caso peruano, explicando que su brecha del producto rezagado impacta en 0.036. Y en Perú sea de 1.21. Ambos también impactan en menor medida que en las expectativas de corto plazo.

Asimismo, para el caso de China que es estudiado por Xu (2016), la desviación estándar en las expectativas (si se consideran las predicciones de la encuesta de ahorros de los hogares urbanos de China) es elevada (6.15) a comparación de Perú (0.53) debido a que los movimientos al alza de las expectativas de los hogares chinos según los reportes (durante el periodo de 2009-2018) son por movimientos del dólar, precios de vivienda, precios de productos agrícolas; así como ajustes estructurales que mueven a las expectativas futuras de precios. A su vez, los factores han generado que en los trimestres finales se proclamen elevados índices de precios (aunque en ciertos años sea bastante estable) respecto a trimestres anteriores.

En la variable tasa interbancaria al igual que Batres (2020) el signo suele variar en sus rezagos, ya que está entre 0.001 y -0.001, a pesar de eso la tasa de préstamos bancarios impacta en la inflación esperada poco, lo que también sucede en el caso de este estudio. En buena cuenta, la comparación (del modelo de expectativas a 12 meses en ambos estudios) muestra que en Perú la tasa de corto plazo es 0.049 veces más que la tasa de interés de México si se comparan los signos positivos.

Por otro lado, comparando con el segundo modelo (expectativas a 24 meses) la tasa de corto plazo supera en 0.019. Además, en la investigación de Ciro & Anzoategui-Zapata (2019) realizada en Colombia, las tasas de interés son mayores todavía más en el periodo de inestabilidad registrada en el estudio (2012-2016), esto se puede explicar por los choques que afecta el comportamiento de la tasa de interés de Colombia, alejándose de los resultados obtenidos. Para la investigación de Xu (2016) la tasa de interés se ubica entre 0.17 y -0.14, lo que a comparación de los hallazgos también son lejanos para el modelo de inflación esperada a 12 meses (0.05) y aún más en el modelo de expectativas a 2 años (0.01 y -.01). Por último, los resultados en el modelo de España (2018) figuran en -0.04 hasta -0.09, estando en el rango para el coeficiente obtenido en el segundo modelo en el rezago cinco en -0.01. Podemos aclarar que los rezagos de tasas de corto plazo varían para cada estudio por temas de choques que sufren las variables.

V. Conclusiones

En esta investigación se estimó el efecto de los choques de demanda, credibilidad del banco central y tasa de interés en las expectativas de inflación a 12 meses y 24 meses durante el periodo comprendido entre 2003-2020. Los resultados que se obtuvieron fueron acertados en el corto plazo para las dos estimaciones, y en el largo plazo, se pudo confirmar mediante el signo negativo el impacto de la credibilidad del banco central en las expectativas de inflación para las dos temporalidades.

Se afirmó la hipótesis nula del efecto negativo de la credibilidad hacia la inflación esperada en el corto y largo plazo, debido a que los agentes encuestados tienen comunicación y transparencia con el BCRP. A su vez, en las expectativas de más largo tiempo el impacto de la credibilidad es mayor que el efecto hacia las expectativas de corto plazo, explicando así el anclaje de las expectativas por la meta de inflación.

La brecha del producto mantiene el signo correcto (positivo) al estimarse mediante una modalidad del presente y rezagada para el corto plazo, confirmando la teoría de la Curva de Phillips Pegajosa en el corto plazo para Perú. Y los choques que sufre el ciclo productivo impactan en la inflación del futuro. Dicho esto, la relación correcta se logró en el corto plazo en donde tanto el presente y sus rezagos muestran impactos en las expectativas de inflación. Lo que implica que variaciones en los choques de demanda presionan subidas en las expectativas de los formadores de precios para 12 y 24 meses. Y conllevará a que las firmas suban los precios y bajen salarios o disminuyan su inversión, generando la posibilidad de un escenario inestable en el desempeño económico.

La tasa de interés interbancaria en moneda nacional tiene un efecto positivo y tenue para los dos modelos, tomando a esta tasa como un proxy de la tasa de política monetaria por la alta correlación. Esta al verse afectada por los cambios de la tasa de referencia, que están sujetas a los choques de la depreciación de la moneda nacional; y que además también es afectada por los choques de la tasa de interés de los Estados Unidos. Pero debido a que los agentes tienen en cuenta la creencia en la estabilidad que ofrece la autoridad monetaria los choques no harán reaccionar las expectativas de manera repentina, explicando así el efecto débil en las respuestas de los encuestados para las dos temporalidades.

Las expectativas inflacionarias en Perú son racionales por la alta credibilidad en el manejo de la estabilidad de precios en el largo plazo. Y adaptativas porque los incrementos de

las respuestas pasadas incrementaran aún más las nuevas expectativas en el periodo actual. Asimismo, los choques del ciclo económico (a pesar de la alta credibilidad) afectan a las expectativas de inflación en tiempos cortos y largos. Finalizando en que las expectativas juntas del sistema financiero y de los analistas son híbridas y permanecen vulnerables a los choques de demanda.

VI. Recomendaciones

Una vez terminada la evaluación de los determinantes de las expectativas de inflación se recomienda a la autoridad monetaria usar nuevas herramientas de política monetaria para mejorar el canal de comunicación y así mitigar los efectos de los choques. Dado a que estos proporcionan al sistema financiero y a los analistas económicos motivos adicionales en sus decisiones, ya que analizaran la situación antes de ejecutar cualquier plan de operación.

Explicando lo anterior, se recomienda que, en los comunicados del banco central, en específico (el conjunto de información del programa monetario), se aplique una comunicación visual, de modo que se mande el mensaje mediante información simplificada, ya que el entendimiento sería más simple. En adición, para la información histórica o para explicar la decisión de política monetaria del mes se pueden usar iconos estilizados, de forma que el diseño y la información central contribuyan a que el mensaje sea más sencillo. Y para las presentaciones, que los cambios de posición respecto al periodo anterior se manejen mejor a través de diagramas de procesos jerárquicos, debido a que en secciones se va desde lo que era antes a lo actual o futuro, siendo detallado en lo relevante.

Por otra parte, promover investigaciones respecto al peso de la credibilidad de la política monetaria sobre la meta de inflación, para evaluar en cuanto la interacción entre la credibilidad y la meta de inflación sirve de ancla a las expectativas, y poder valorar el vínculo entre los agentes informados y el banco central. De esa manera se sabrá la evolución que va teniendo el banco central en comunicar sus acciones a los agentes encuestados. Abriendo periodo a periodo la mejora en la comunicación (credibilidad) y así se conozca los resultados de la disolución de posibles choques.

Por último, es importante abordar otros factores que puedan incurrir en cambios hacia las expectativas de inflación. Y usar variables que estén más relacionadas al manejo fiscal del gobierno que al ámbito monetario. Es decir, la disciplina fiscal aborda la temática de evaluar si los agentes también pueden confiar (credibilidad fiscal) en el manejo del gobierno respecto a su deuda fiscal, ya que un buen manejo participa en la estabilidad de las expectativas.

Utilizar otras metodologías será un buen alcance para discutir las nuevas investigaciones. Para así abrir nuevas interrogantes que conlleven a englobar nuevas formas de estimación entre variables.

VII. Lista de referencias

- Basurto, S. A. (2021). El efecto de la comunicación clara sobre la credibilidad del Banco Central de Reserva del Perú sobre su meta de inflación.
<https://repositorio.esan.edu.pe//handle/20.500.12640/2210>.
- Batres, O. (2020). Determinantes de las expectativas de inflación de los agentes económicos en México 2002-2018. (Tesis de licenciatura). Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México.
- Briceño, J. D. L. (2010). La curva de Phillips en la nueva economía keynesiana: una revisión crítica. *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, 5(2), 59-83.
- Bullard, J. (2016). Inflation Expectations: Important to Central Bankers | St. Louis Fed. Recuperado 15 de noviembre de 2020, de <https://www.stlouisfed.org/publications/regional-economist/april-2016/inflation-expectations-are-important-to-central-bankers-too>.
- Bulut, U. (2018). Inflation Expectations in Turkey: Determinants and Roles in Missing Inflation Targets. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 7(3), 73-90.
- Cagan, P. (1956). The monetary dynamics of hyperinflation. *Studies in the Quantity Theory of Money*.
- Cecchetti, S. G., & Krause, S. (2002). Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: Exploring empirical relationships. *Review*, 84(Jul), 47–60.
- Ciro, J. C. G., & Anzoategui-Zapata, J. C. (2019). Efectos de los anuncios de política monetaria y la credibilidad sobre las expectativas de inflación: Evidencia para Colombia. *Apuntes del Cenes*, 38(67), 73-94.
<https://doi.org/10.19053/01203053.v38.n67.2019.7912>.
- Debabrata Patra, M., & Ray, P. (2010). Inflation Expectations and Monetary Policy in India: An Empirical Exploration (SSRN Scholarly Paper N.o ID 1586673). Rochester, NY: Social Science Research Network. Recuperado de Social Science Research Network website: <https://papers.ssrn.com/abstract=1586673>.

- Díaz Pulido, J. (2018), Expectativas, Diario Expansión.com, consulta del día 19 de Enero de 2019.
- Díaz, E. L. (1996). Robert Lucas y las expectativas racionales. *CIENCIA ergo-sum*, 3(2), 219-221.
- España, V. T. (2018). Determinants of Inflation Expectations in the Philippines. *Neutral Real Interest Rate for the Philippines: Estimates and their Relevance in Monetary Policy Formulation*, 51.
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- Gershy Damet Vargas, K. M. (2018). Una incursión en los patrones de formación de expectativas de inflación en el Perú.
- 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.
- Güler, A. (2020). Does Monetary Policy Credibility Help in Anchoring Inflation Expectations? Evidence from Six Inflation Targeting Emerging Economies. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 10(1), 93–111. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2021-0005>.
- Hernández, R., Fernández, C. y Baptista, M. (2014). *Metodología de la investigación*. 5ªed. México: MCGRAW-HILL/INTERAMERICANA EDITORES S.A. DE C.V.
- IHSEViews. (s. f.). AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) Estimation. Part 1—Theory. Recuperado 3 de septiembre de 2021, de <http://blog.eviews.com/2017/04/autoregressive-distributed-lag-ardl.html>.
- Mankiw, N. G., & Reis, R. (2002). Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.
- Martín, B. L., de Aguilar, A. R., & Peñaloza, D. S. (2020). Consideraciones sobre política fiscal y expectativas de inflación en México. *Investigación Económica* 79(312), 63-88.

- Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29(3), 315–335. <https://doi.org/10.2307/1909635>.
- Nilsson, R., & Gyomai, G. (2011). Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters (OECD Statistics Working Papers N° 2011/04; OECD Statistics Working Papers, Vol. 2011/04). <https://doi.org/10.1787/5kg9srt7f8g0-en>
- Negrete, A. (2010). Credibilidad e independencia del banco central. *Economía Informa*, 362, 133-136.
- Pérez, F. (2017). El rango meta de inflación y la efectividad de la política monetaria en el Perú. *Revista Moneda*(169), 13-17.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>.
- Pina, J. D., & Martinez, C. (2015). Medir las expectativas de inflación: La importancia de los detalles. CaixaBank Research. <https://www.caixabankresearch.com/es/economia-y-mercados/mercados-financieros/medir-expectativas-inflacion-importancia-detalles>.
- Roca, R. (1999). *Teorías de la Inflación*. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Roca, R., (2002), *Las expectativas en la Macroeconomía*, Documento de Investigación DI02-002, Instituto de Investigación Económica, Facultad de Ciencias económicas, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.
- Saldariaga, M., Aguila, P. d., & Gershy-Damet, K. (2017). Has inflation targeting anchored inflation expectations? Evidence from Peru.
- Schaefer Luperdi, J. H., & Velarde García, C. I. (2020). Efectos del esquema de metas de inflación sobre el funcionamiento de la economía peruana.
- Sepúlveda, C. (1995). *Diccionario de términos económicos*: Editorial Universitaria.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2012). *Introducción a la econometría* (3a. Ed.). (M. Arrazola & L. Rodas, Trads.). Pearson Educación. (Obra original publicada en 2011).

Xu, Y. (2016). What affects inflation expectations? Evidence from the Sticky Information Phillips Curve. 2016 Chinese Control and Decision Conference (CCDC), 196–201. <https://doi.org/10.1109/CCDC.2016.7530979>.

VIII. Anexos

Anexo 1: Criterios de longitud de retrasos del modelo I

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LEX12 LCRED1 1 GAP LTII
 Exogenous variables: C
 Date: 10/24/21 Time: 22:22
 Sample: 2003M01 2020M12
 Included observations: 207

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	998.7584	NA	7.87e-10	-9.611192	-9.546792	-9.585149
1	2118.138	2184.682	1.85e-14	-20.27186	-19.94986	-20.14165
2	2294.073	336.5715	3.94e-15	-21.81713	-21.23753*	-21.58274
3	2317.749	44.37935	3.66e-15	-21.89130	-21.05409	-21.55274
4	2369.635	95.24902	2.59e-15	-22.23802	-21.14321	-21.79529
5	2401.625	57.43979	2.22e-15	-22.39252	-21.04011	-21.84561
6	2420.479	33.15323	2.16e-15	-22.42009	-20.81008	-21.76901
7	2459.137	66.48480	1.74e-15	-22.63901	-20.77140	-21.88376
8	2515.584	94.89665	1.18e-15	-23.02980	-20.90459	-22.17038*
9	2535.633	32.93060*	1.14e-15*	-23.06892*	-20.68611	-22.10533

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Figura 14: Criterios de longitud de retrasos del modelo I

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 2: Criterios de longitud de retrasos del modelo II

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LEX24 LCRED1_2 LTII GAP
 Exogenous variables: C
 Date: 10/25/21 Time: 13:05
 Sample: 2007M03 2020M12
 Included observations: 158

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1167.356	NA	4.73e-12	-14.72602	-14.64849	-14.69454
1	1818.481	1261.040	1.52e-15	-22.76558	-22.37791	-22.60815
2	1940.809	230.7204	3.97e-16	-24.11151	-23.41371	-23.82812
3	1985.029	81.16178	2.78e-16	-24.46872	-23.46077*	-24.05938
4	2015.266	53.96806	2.33e-16	-24.64894	-23.33086	-24.11365
5	2049.358	59.12082	1.86e-16	-24.87794	-23.24973	-24.21671
6	2093.450	74.23169	1.31e-16	-25.23355	-23.29519	-24.44636
7	2119.790	43.01101	1.15e-16	-25.36443	-23.11595	-24.45129
8	2177.825	91.82704*	6.83e-17*	-25.89652*	-23.33789	-24.85743*

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Figura 15: Criterios de longitud de retrasos del modelo II

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 3: Estimación ARDL del modelo I

Dependent Variable: LEX12
 Method: ARDL
 Date: 10/24/21 Time: 16:57
 Sample (adjusted): 2003M10 2020M12
 Included observations: 207 after adjustments
 Maximum dependent lags: 9 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (9 lags, automatic): LCRED1_1 GAP LTII
 Fixed regressors: @ISPERIOD("2020M4") C @TREND
 Number of models evaluated: 9000
 Selected Model: ARDL(4, 2, 9, 2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LEX12(-1)	1.106059	0.066273	16.68933	0.0000
LEX12(-2)	-0.222499	0.075608	-2.942801	0.0037
LEX12(-3)	0.068328	0.053246	1.283268	0.2010
LEX12(-4)	-0.066415	0.034620	-1.918360	0.0566
LCRED1_1	-5.548353	0.226492	-24.49692	0.0000
LCRED1_1(-1)	6.544039	0.521828	12.54061	0.0000
LCRED1_1(-2)	-1.565062	0.425746	-3.676043	0.0003
GAP	2.040145	0.820465	2.486572	0.0138
GAP(-1)	-5.780650	1.517285	-3.809864	0.0002
GAP(-2)	6.338378	1.419983	4.463700	0.0000
GAP(-3)	-4.066036	1.376849	-2.953146	0.0036
GAP(-4)	-0.223449	1.266752	-0.176396	0.8602
GAP(-5)	5.744277	1.467489	3.914358	0.0001
GAP(-6)	-7.991851	2.010864	-3.974336	0.0001
GAP(-7)	7.964061	2.205202	3.611488	0.0004
GAP(-8)	-6.322468	1.638635	-3.858374	0.0002
GAP(-9)	2.278648	0.708690	3.215297	0.0015
LTII	-0.002418	0.024752	-0.097709	0.9223
LTII(-1)	0.075162	0.040620	1.850363	0.0659
LTII(-2)	-0.075256	0.024910	-3.021106	0.0029
@ISPERIOD("2020M4")	-0.266399	0.038598	-6.901884	0.0000
C	0.101873	0.020621	4.940268	0.0000
@TREND	-6.24E-05	3.10E-05	-2.014514	0.0454
R-squared	0.990151	Mean dependent var	0.950389	
Adjusted R-squared	0.988973	S.D. dependent var	0.200056	
S.E. of regression	0.021008	Akaike info criterion	-4.783426	
Sum squared resid	0.081203	Schwarz criterion	-4.413124	
Log likelihood	518.0846	Hannan-Quinn criter.	-4.633679	
F-statistic	840.8076	Durbin-Watson stat	1.949713	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Figura 16: Estimación del ARDL del modelo I

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 4: Estimación ARDL del modelo II

Dependent Variable: LEX24
 Method: ARDL
 Date: 10/25/21 Time: 13:27
 Sample (adjusted): 2007M11 2020M12
 Included observations: 158 after adjustments
 Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (8 lags, automatic): LTII LCRED1_2 GAP
 Fixed regressors: @ISPERIOD("2020M4") C
 Number of models evaluated: 5832
 Selected Model: ARDL(5, 6, 8, 8)
 White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LEX24(-1)	0.776100	0.130241	5.958967	0.0000
LEX24(-2)	-0.113686	0.146896	-0.773919	0.4404
LEX24(-3)	0.096692	0.151921	0.636464	0.5256
LEX24(-4)	0.194694	0.120990	1.609172	0.1101
LEX24(-5)	-0.237049	0.106751	-2.220588	0.0282
LTII	-0.008289	0.007327	-1.131341	0.2601
LTII(-1)	0.020281	0.011171	1.815477	0.0718
LTII(-2)	-0.004096	0.008739	-0.468678	0.6401
LTII(-3)	0.014890	0.012428	1.198097	0.2331
LTII(-4)	-0.022297	0.014161	-1.574556	0.1179
LTII(-5)	-0.008944	0.010746	-0.832272	0.4068
LTII(-6)	0.013571	0.006864	1.977006	0.0502
LCRED1_2	-6.296795	0.146527	-42.97376	0.0000
LCRED1_2(-1)	5.048512	0.919044	5.493219	0.0000
LCRED1_2(-2)	-0.828663	1.002803	-0.826346	0.4102
LCRED1_2(-3)	0.636279	1.045569	0.608548	0.5439
LCRED1_2(-4)	1.295700	0.816804	1.586305	0.1152
LCRED1_2(-5)	-1.475675	0.695890	-2.120558	0.0359
LCRED1_2(-6)	-0.047277	0.085019	-0.556072	0.5791
LCRED1_2(-7)	0.047981	0.106423	0.450849	0.6529
LCRED1_2(-8)	-0.120020	0.071253	-1.684429	0.0946
GAP	0.038949	0.156160	0.249417	0.8034
GAP(-1)	0.092128	0.255655	0.360358	0.7192
GAP(-2)	-0.337322	0.287982	-1.171330	0.2437
GAP(-3)	1.355113	0.340490	3.979892	0.0001
GAP(-4)	-3.715193	0.385932	-9.626546	0.0000
GAP(-5)	5.029957	0.577764	8.705903	0.0000
GAP(-6)	-3.967308	0.766825	-5.173680	0.0000
GAP(-7)	2.317537	0.742646	3.120647	0.0022
GAP(-8)	-0.875823	0.363125	-2.411904	0.0173
@ISPERIOD("2020M4")	-0.037206	0.006959	-5.346422	0.0000
C	0.204289	0.046034	4.437763	0.0000
R-squared	0.998694	Mean dependent var	0.945207	
Adjusted R-squared	0.998372	S.D. dependent var	0.109456	
S.E. of regression	0.004416	Akaike info criterion	-7.828472	
Sum squared resid	0.002457	Schwarz criterion	-7.208200	
Log likelihood	650.4493	Hannan-Quinn criter.	-7.576572	
F-statistic	3107.554	Durbin-Watson stat	2.100804	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 17: Estimación del ARDL del modelo II

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 5: Veinte mejores modelos de los criterios de información de Akaike del modelo I

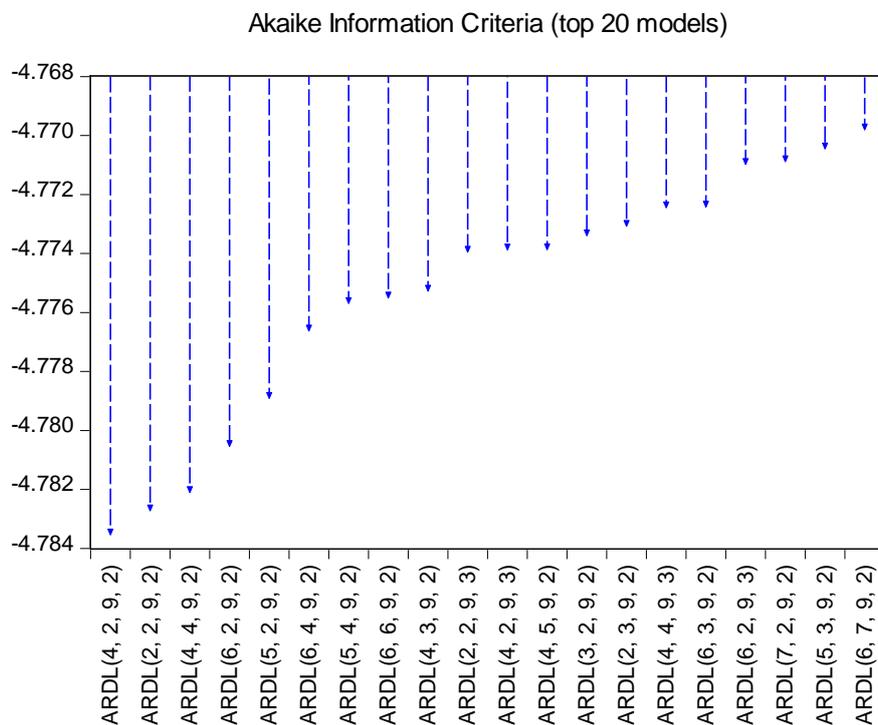


Figura 18: Veinte mejores modelos de los criterios de información de Akaike del modelo I

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 6: Veinte mejores modelos de los criterios de información de Akaike del modelo II

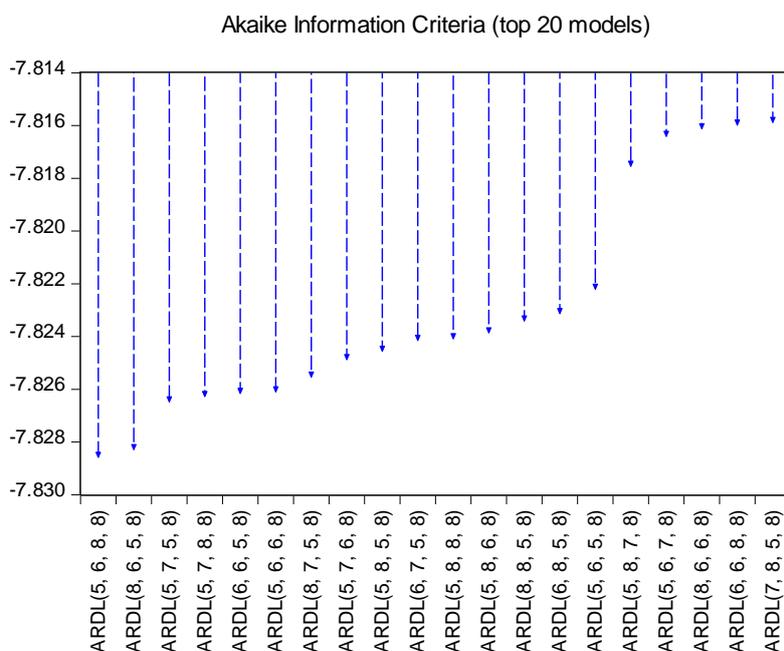


Figura 19: Veinte mejores modelos de los criterios de información de Akaike del modelo II

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 7: Test de Breusch-Godfrey con un rezago del modelo I

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.398194	Prob. F(1,183)	0.5288	
Obs*R-squared	0.449438	Prob. Chi-Square(1)	0.5026	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: ARDL				
Date: 10/25/21 Time: 02:58				
Sample: 2003M10 2020M12				
Included observations: 207				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEX12(-1)	-0.079946	0.143030	-0.558948	0.5769
LEX12(-2)	0.076534	0.142987	0.535249	0.5931
LEX12(-3)	-0.002777	0.053514	-0.051889	0.9587
LEX12(-4)	-0.000229	0.034679	-0.006599	0.9947
LCRED1_1	-0.013200	0.227826	-0.057940	0.9539
LCRED1_1(-1)	-0.405063	0.827798	-0.489326	0.6252
LCRED1_1(-2)	0.388138	0.748459	0.518583	0.6047
GAP	-0.301736	0.950797	-0.317350	0.7513
GAP(-1)	0.739512	1.919142	0.385335	0.7004
GAP(-2)	-0.748337	1.851847	-0.404103	0.6866
GAP(-3)	0.527102	1.612351	0.326915	0.7441
GAP(-4)	-0.174775	1.298706	-0.134576	0.8931
GAP(-5)	-0.300511	1.545116	-0.194491	0.8460
GAP(-6)	0.512212	2.171571	0.235871	0.8138
GAP(-7)	-0.384072	2.291141	-0.167634	0.8671
GAP(-8)	0.112058	1.650900	0.067877	0.9460
GAP(-9)	0.011575	0.710088	0.016301	0.9870
LTII	0.003959	0.025574	0.154799	0.8772
LTII(-1)	0.000106	0.040687	0.002613	0.9979
LTII(-2)	-0.003619	0.025602	-0.141372	0.8877
@ISPERIOD("2020M4")	0.000376	0.038666	0.009716	0.9923
C	0.004962	0.022101	0.224510	0.8226
@TREND	-3.22E-06	3.15E-05	-0.102277	0.9186
RESID(-1)	0.101350	0.160611	0.631026	0.5288
R-squared	0.002171	Mean dependent var	-4.42E-16	
Adjusted R-squared	-0.123239	S.D. dependent var	0.019854	
S.E. of regression	0.021042	Akaike info criterion	-4.775938	
Sum squared resid	0.081026	Schwarz criterion	-4.389535	
Log likelihood	518.3095	Hannan-Quinn criter.	-4.619680	
F-statistic	0.017313	Durbin-Watson stat	1.989450	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Figura 20: Test de Breusch-Godfrey con un rezago del modelo I

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 8: Test de Breusch-Godfrey con un rezago del modelo II

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	2.305523	Prob. F(1,125)	0.1314	
Obs*R-squared	2.861405	Prob. Chi-Square(1)	0.0907	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: ARDL				
Date: 10/25/21 Time: 13:19				
Sample: 2007M11 2020M12				
Included observations: 158				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEX24(-1)	0.244456	0.179658	1.360671	0.1761
LEX24(-2)	-0.191504	0.161265	-1.187509	0.2373
LEX24(-3)	0.002052	0.096264	0.021313	0.9830
LEX24(-4)	0.005535	0.098848	0.055997	0.9554
LEX24(-5)	-0.017588	0.074764	-0.235249	0.8144
LTII	-0.001652	0.006402	-0.258080	0.7968
LTII(-1)	0.001353	0.009979	0.135583	0.8924
LTII(-2)	-0.001073	0.008165	-0.131388	0.8957
LTII(-3)	-0.002462	0.009110	-0.270211	0.7874
LTII(-4)	0.000746	0.010200	0.073113	0.9418
LTII(-5)	0.004059	0.010975	0.369814	0.7121
LTII(-6)	-0.002140	0.006522	-0.328058	0.7434
LCRED1_2	0.015199	0.065132	0.233359	0.8159
LCRED1_2(-1)	1.533061	1.134819	1.350929	0.1792
LCRED1_2(-2)	-1.241626	1.044497	-1.188731	0.2368
LCRED1_2(-3)	0.038336	0.615980	0.062236	0.9505
LCRED1_2(-4)	0.011034	0.629035	0.017541	0.9860
LCRED1_2(-5)	-0.140057	0.477793	-0.293134	0.7699
LCRED1_2(-6)	0.016960	0.081106	0.209116	0.8347
LCRED1_2(-7)	0.006139	0.080857	0.075925	0.9396
LCRED1_2(-8)	0.028727	0.069707	0.412112	0.6810
GAP	0.112851	0.194038	0.581594	0.5619
GAP(-1)	-0.237684	0.345556	-0.687830	0.4928
GAP(-2)	0.127638	0.299566	0.426077	0.6708
GAP(-3)	0.065633	0.327524	0.200390	0.8415
GAP(-4)	-0.386470	0.436067	-0.886264	0.3772
GAP(-5)	0.860013	0.734377	1.171078	0.2438
GAP(-6)	-1.055860	0.906721	-1.164483	0.2464
GAP(-7)	0.744080	0.727290	1.023085	0.3082
GAP(-8)	-0.225051	0.294243	-0.764846	0.4458
@ISPERIOD("2020M4")	-0.000733	0.009048	-0.080982	0.9356
C	-0.030356	0.041709	-0.727810	0.4681
RESID(-1)	-0.309922	0.204112	-1.518395	0.1314
R-squared	0.018110	Mean dependent var	-9.04E-17	
Adjusted R-squared	-0.233254	S.D. dependent var	0.003956	
S.E. of regression	0.004393	Akaike info criterion	-7.834090	
Sum squared resid	0.002412	Schwarz criterion	-7.194434	
Log likelihood	651.8931	Hannan-Quinn criter.	-7.574318	
F-statistic	0.072048	Durbin-Watson stat	1.964033	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Figura 21: Test de Breusch-Godfrey con un rezago del modelo II

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 9: Test de Breusch-Godfrey con cuatro rezagos del modelo I

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.150692	Prob. F(4,180)	0.3343
Obs*R-squared	5.161206	Prob. Chi-Square(4)	0.2712

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 10/24/21 Time: 16:40

Sample: 2003M10 2020M12

Included observations: 207

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEX12(-1)	-0.156432	0.158912	-0.984393	0.3262
LEX12(-2)	0.105072	0.146686	0.716305	0.4747
LEX12(-3)	-0.016334	0.063093	-0.258892	0.7960
LEX12(-4)	0.017850	0.039110	0.456398	0.6487
LCRED1_1	-0.022598	0.228534	-0.098884	0.9213
LCRED1_1(-1)	-0.820956	0.939793	-0.873550	0.3835
LCRED1_1(-2)	0.597316	0.824462	0.724491	0.4697
GAP	-0.352424	0.990724	-0.355724	0.7225
GAP(-1)	0.843081	1.995039	0.422589	0.6731
GAP(-2)	-1.090743	1.888851	-0.577464	0.5643
GAP(-3)	1.030233	1.632571	0.631049	0.5288
GAP(-4)	-0.396923	1.302489	-0.304742	0.7609
GAP(-5)	-0.305205	1.584354	-0.192637	0.8475
GAP(-6)	0.500511	2.205434	0.226944	0.8207
GAP(-7)	-0.195644	2.301982	-0.084989	0.9324
GAP(-8)	-0.090553	1.654550	-0.054729	0.9564
GAP(-9)	0.017562	0.710514	0.024717	0.9803
LTII	0.006771	0.026084	0.259574	0.7955
LTII(-1)	0.011134	0.041110	0.270829	0.7868
LTII(-2)	-0.014314	0.026197	-0.546406	0.5855
@ISPERIOD("2020M4")	0.009883	0.039448	0.250524	0.8025
C	0.037857	0.028257	1.339760	0.1820
@TREND	-2.32E-05	3.31E-05	-0.702277	0.4834
RESID(-1)	0.163131	0.172944	0.943257	0.3468
RESID(-2)	0.086975	0.101252	0.858993	0.3915
RESID(-3)	0.150608	0.092007	1.636911	0.1034
RESID(-4)	0.102160	0.083260	1.227009	0.2214
R-squared	0.024933	Mean dependent var	-3.32E-16	
Adjusted R-squared	-0.115910	S.D. dependent var	0.019854	
S.E. of regression	0.020973	Akaike info criterion	-4.770028	
Sum squared resid	0.079178	Schwarz criterion	-4.335326	
Log likelihood	520.6979	Hannan-Quinn criter.	-4.594238	
F-statistic	0.177030	Durbin-Watson stat	2.003536	
Prob(F-statistic)	0.999998			

Figura 22: Test de Breusch-Godfrey con cuatro rezagos del modelo I

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 10: Test de Breusch-Godfrey con cuatro rezagos del modelo II

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.782697	Prob. F(4,122)	0.5385	
Obs*R-squared	3.953181	Prob. Chi-Square(4)	0.4124	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: ARDL				
Date: 10/25/21 Time: 13:29				
Sample: 2007M11 2020M12				
Included observations: 158				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEX24(-1)	0.185980	0.202866	0.916760	0.3611
LEX24(-2)	-0.040827	0.240699	-0.169618	0.8656
LEX24(-3)	-0.017719	0.166676	-0.106310	0.9155
LEX24(-4)	-0.113251	0.162391	-0.697400	0.4869
LEX24(-5)	0.031559	0.117285	0.269082	0.7883
LTII	-0.001705	0.006513	-0.261844	0.7939
LTII(-1)	0.001238	0.010069	0.122990	0.9023
LTII(-2)	0.000514	0.008954	0.057360	0.9544
LTII(-3)	-0.004744	0.009591	-0.494589	0.6218
LTII(-4)	0.001070	0.010420	0.102719	0.9184
LTII(-5)	0.003015	0.011623	0.259424	0.7957
LTII(-6)	-0.000583	0.007086	-0.082297	0.9345
LCRED1_2	0.028757	0.068293	0.421083	0.6744
LCRED1_2(-1)	1.157331	1.284405	0.901064	0.3693
LCRED1_2(-2)	-0.278704	1.542953	-0.180630	0.8570
LCRED1_2(-3)	-0.122490	1.059417	-0.115620	0.9081
LCRED1_2(-4)	-0.724550	1.015389	-0.713569	0.4769
LCRED1_2(-5)	0.179230	0.742361	0.241433	0.8096
LCRED1_2(-6)	-0.000853	0.085189	-0.010010	0.9920
LCRED1_2(-7)	0.003033	0.085731	0.035377	0.9718
LCRED1_2(-8)	0.047296	0.074983	0.630762	0.5294
GAP	0.122011	0.207025	0.589353	0.5567
GAP(-1)	-0.172951	0.376135	-0.459811	0.6465
GAP(-2)	0.003668	0.331471	0.011066	0.9912
GAP(-3)	0.030491	0.344784	0.088436	0.9297
GAP(-4)	-0.175494	0.495543	-0.354144	0.7238
GAP(-5)	0.482477	0.847454	0.569326	0.5702
GAP(-6)	-0.532190	1.088885	-0.488747	0.6259
GAP(-7)	0.393640	0.857440	0.459087	0.6470
GAP(-8)	-0.145754	0.329562	-0.442265	0.6591
@ISPERIOD("2020M4")	-0.000259	0.009506	-0.027270	0.9783
C	-0.032260	0.047760	-0.675459	0.5007
RESID(-1)	-0.254191	0.225094	-1.129263	0.2610
RESID(-2)	-0.122154	0.202035	-0.604618	0.5466
RESID(-3)	-0.093159	0.176782	-0.526972	0.5992
RESID(-4)	0.113928	0.168775	0.675031	0.5009
R-squared	0.025020	Mean dependent var	-6.84E-17	
Adjusted R-squared	-0.254687	S.D. dependent var	0.003956	
S.E. of regression	0.004431	Akaike info criterion	-7.803178	
Sum squared resid	0.002396	Schwarz criterion	-7.105371	
Log likelihood	652.4510	Hannan-Quinn criter.	-7.519790	
F-statistic	0.089451	Durbin-Watson stat	1.949788	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Figura 23: Test de Breusch-Godfrey con cuatro rezagos del modelo II

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 11: Test de heterocedasticidad ARCH del modelo I

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.395708	Prob. F(1,204)	0.5300
Obs*R-squared	0.398813	Prob. Chi-Square(1)	0.5277

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/24/21 Time: 16:44

Sample (adjusted): 2003M11 2020M12

Included observations: 206 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000374	0.000156	2.399258	0.0173
RESID^2(-1)	0.044002	0.069950	0.629053	0.5300
R-squared	0.001936	Mean dependent var		0.000391
Adjusted R-squared	-0.002956	S.D. dependent var		0.002198
S.E. of regression	0.002202	Akaike info criterion		-9.389631
Sum squared resid	0.000989	Schwarz criterion		-9.357321
Log likelihood	969.1320	Hannan-Quinn criter.		-9.376564
F-statistic	0.395708	Durbin-Watson stat		2.003772
Prob(F-statistic)	0.530018			

Figura 24: Test de heterocedasticidad ARCH del modelo 1

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 12: Test de heterocedasticidad de White del modelo I

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.870936	Prob. F(22,184)	0.6330	
Obs*R-squared	19.52269	Prob. Chi-Square(22)	0.6129	
Scaled explained SS	239.8776	Prob. Chi-Square(22)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/25/21 Time: 04:44				
Sample: 2003M10 2020M12				
Included observations: 207				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003783	0.001000	3.783671	0.0002
LEX12(-1)^2	-0.004814	0.002757	-1.745811	0.0825
LEX12(-2)^2	0.000755	0.003521	0.214321	0.8305
LEX12(-3)^2	0.001574	0.002987	0.526908	0.5989
LEX12(-4)^2	-0.000708	0.001857	-0.381081	0.7036
LCRED1_1^2	0.136972	0.149856	0.914028	0.3619
LCRED1_1(-1)^2	0.208814	0.285393	0.731674	0.4653
LCRED1_1(-2)^2	-0.052087	0.223795	-0.232743	0.8162
GAP^2	0.164529	0.602467	0.273093	0.7851
GAP(-1)^2	-0.433088	0.842372	-0.514129	0.6078
GAP(-2)^2	0.349785	0.666828	0.524550	0.6005
GAP(-3)^2	-0.100760	0.517449	-0.194724	0.8458
GAP(-4)^2	-0.090090	0.502575	-0.179257	0.8579
GAP(-5)^2	-0.039709	0.766235	-0.051824	0.9587
GAP(-6)^2	0.438812	1.462855	0.299970	0.7645
GAP(-7)^2	-0.829666	1.744054	-0.475711	0.6348
GAP(-8)^2	0.744989	1.277569	0.583130	0.5605
GAP(-9)^2	-0.448469	0.718935	-0.623796	0.5335
LTII^2	7.10E-05	0.001476	0.048131	0.9617
LTII(-1)^2	-0.001369	0.002563	-0.534334	0.5938
LTII(-2)^2	0.001019	0.001464	0.696383	0.4871
@ISPERIOD("2020M4")^2	-0.001135	0.005088	-0.223095	0.8237
@TREND^2	-2.46E-08	1.47E-08	-1.676862	0.0953
R-squared	0.094313	Mean dependent var	0.000392	
Adjusted R-squared	-0.013976	S.D. dependent var	0.002193	
S.E. of regression	0.002208	Akaike info criterion	-9.288747	
Sum squared resid	0.000897	Schwarz criterion	-8.918445	
Log likelihood	984.3854	Hannan-Quinn criter.	-9.139000	
F-statistic	0.870936	Durbin-Watson stat	2.042863	
Prob(F-statistic)	0.632983			

Figura 25: Test de heterocedasticidad White del modelo I

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 13: Test de Bound del modelo I

ARDL Long Run Form and Bounds Test
 Dependent Variable: D(LEX12)
 Selected Model: ARDL(4, 2, 9, 2)
 Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend
 Date: 10/24/21 Time: 16:42
 Sample: 2003M01 2020M12
 Included observations: 207

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.101873	0.020621	4.940268	0.0000
@TREND	-6.24E-05	3.10E-05	-2.014514	0.0454
LEX12(-1)*	-0.114526	0.026228	-4.366519	0.0000
LCRED1_1(-1)	-0.569376	0.130385	-4.366880	0.0000
GAP(-1)	-0.018946	0.153268	-0.123612	0.9018
LTII(-1)	-0.002513	0.005065	-0.496055	0.6204
D(LEX12(-1))	0.220585	0.065808	3.351958	0.0010
D(LEX12(-2))	-0.001914	0.035400	-0.054065	0.9569
D(LEX12(-3))	0.066415	0.034620	1.918360	0.0566
D(LCRED1_1)	-5.548353	0.226492	-24.49692	0.0000
D(LCRED1_1(-1))	1.565062	0.425746	3.676043	0.0003
D(GAP)	2.040145	0.820465	2.486572	0.0138
D(GAP(-1))	-3.721560	0.854695	-4.354252	0.0000
D(GAP(-2))	2.616818	0.764948	3.420909	0.0008
D(GAP(-3))	-1.449218	0.741774	-1.953720	0.0523
D(GAP(-4))	-1.672667	0.696018	-2.403197	0.0172
D(GAP(-5))	4.071610	0.940289	4.330168	0.0000
D(GAP(-6))	-3.920240	1.169046	-3.353367	0.0010
D(GAP(-7))	4.043820	1.117601	3.618304	0.0004
D(GAP(-8))	-2.278648	0.708690	-3.215297	0.0015
D(LTII)	-0.002418	0.024752	-0.097709	0.9223
D(LTII(-1))	0.075256	0.024910	3.021106	0.0029
@ISPERIOD("2020M4")	-0.266399	0.038598	-6.901884	0.0000

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCRED1_1	-4.971590	0.540532	-9.197579	0.0000
GAP	-0.165428	1.332063	-0.124189	0.9013
LTII	-0.021940	0.046789	-0.468907	0.6397

EC = LEX12 - (-4.9716*LCRED1_1 - 0.1654*GAP - 0.0219*LTII)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	6.908815	10%	3.47	4.45
k	3	5%	4.01	5.07
		2.5%	4.52	5.62
		1%	5.17	6.36
Finite Sample: n=80				
Actual Sample Size	207	10%	3.588	4.605
		5%	4.203	5.32
		1%	5.62	6.908

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-4.366519	10%	-3.13	-3.84
		5%	-3.41	-4.16
		2.5%	-3.65	-4.42
		1%	-3.96	-4.73

Figura 26: Test de bound del modelo I

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 14: Corrección de errores del modelo I

ECM Regression				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.101873	0.019485	5.228172	0.0000
@TREND	-6.24E-05	2.88E-05	-2.166543	0.0316
D(LEX12(-1))	0.220585	0.064722	3.408195	0.0008
D(LEX12(-2))	-0.001914	0.034378	-0.055672	0.9557
D(LEX12(-3))	0.066415	0.033150	2.003453	0.0466
D(LCRED1_1)	-5.548353	0.218417	-25.40261	0.0000
D(LCRED1_1(-1))	1.565062	0.419913	3.727106	0.0003
D(GAP)	2.040145	0.764549	2.668429	0.0083
D(GAP(-1))	-3.721560	0.818718	-4.545593	0.0000
D(GAP(-2))	2.616818	0.752611	3.476985	0.0006
D(GAP(-3))	-1.449218	0.729803	-1.985765	0.0485
D(GAP(-4))	-1.672667	0.678586	-2.464930	0.0146
D(GAP(-5))	4.071610	0.915880	4.445574	0.0000
D(GAP(-6))	-3.920240	1.133501	-3.458524	0.0007
D(GAP(-7))	4.043820	1.089415	3.711919	0.0003
D(GAP(-8))	-2.278648	0.641155	-3.553971	0.0005
D(LTII)	-0.002418	0.023687	-0.102102	0.9188
D(LTII(-1))	0.075256	0.023683	3.177655	0.0017
@ISPERSION("2020M4")	-0.266399	0.037036	-7.193036	0.0000
CointEq(-1)*	-0.114526	0.021610	-5.299607	0.0000
R-squared	0.860072	Mean dependent var		-0.000407
Adjusted R-squared	0.845855	S.D. dependent var		0.053076
S.E. of regression	0.020838	Akaike info criterion		-4.812411
Sum squared resid	0.081203	Schwarz criterion		-4.490410
Log likelihood	518.0846	Hannan-Quinn criter.		-4.682197
F-statistic	60.49505	Durbin-Watson stat		1.949713
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Figura 29: Corrección de errores del modelo I

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 15: Test de Bound del modelo II

ARDL Long Run Form and Bounds Test
 Dependent Variable: D(LEX24)
 Selected Model: ARDL(5, 6, 8, 8)
 Case 2: Restricted Constant and No Trend
 Date: 10/25/21 Time: 13:37
 Sample: 2007M03 2020M12
 Included observations: 158

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.204289	0.036795	5.552138	0.0000
LEX24(-1)*	-0.283248	0.050674	-5.589590	0.0000
LTII(-1)	0.005116	0.001593	3.211429	0.0017
LCRED1_2(-1)	-1.739958	0.307714	-5.654455	0.0000
GAP(-1)	-0.061962	0.034412	-1.800576	0.0742
D(LEX24(-1))	0.059348	0.081383	0.729253	0.4672
D(LEX24(-2))	-0.054337	0.074322	-0.731111	0.4661
D(LEX24(-3))	0.042355	0.084937	0.498663	0.6189
D(LEX24(-4))	0.237049	0.074243	3.192900	0.0018
D(LTII)	-0.008289	0.006342	-1.307039	0.1936
D(LTII(-1))	0.006876	0.005690	1.208346	0.2292
D(LTII(-2))	0.002780	0.005456	0.509519	0.6113
D(LTII(-3))	0.017670	0.006433	2.746907	0.0069
D(LTII(-4))	-0.004627	0.006835	-0.676980	0.4997
D(LTII(-5))	-0.013571	0.006401	-2.120193	0.0360
D(LCRED1_2)	-6.296795	0.064691	-97.33649	0.0000
D(LCRED1_2(-1))	0.491674	0.521701	0.942444	0.3478
D(LCRED1_2(-2))	-0.336989	0.469890	-0.717166	0.4746
D(LCRED1_2(-3))	0.299291	0.534375	0.560076	0.5764
D(LCRED1_2(-4))	1.594991	0.465406	3.427092	0.0008
D(LCRED1_2(-5))	0.119316	0.065135	1.831828	0.0693
D(LCRED1_2(-6))	0.072039	0.066894	1.076912	0.2836
D(LCRED1_2(-7))	0.120020	0.067437	1.779729	0.0775
D(GAP)	0.038949	0.180166	0.216184	0.8292
D(GAP(-1))	0.193039	0.175039	1.102835	0.2722
D(GAP(-2))	-0.144283	0.182025	-0.792657	0.4295
D(GAP(-3))	1.210829	0.209250	5.786525	0.0000
D(GAP(-4))	-2.504363	0.231823	-10.80291	0.0000
D(GAP(-5))	2.525594	0.291893	8.652460	0.0000
D(GAP(-6))	-1.441714	0.320397	-4.499769	0.0000
D(GAP(-7))	0.875823	0.255500	3.427872	0.0008
@ISPERIOD("2020M4")	-0.037206	0.009081	-4.096904	0.0001

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTII	0.018063	0.004856	3.719470	0.0003
LCRED1_2	-6.142868	0.187710	-32.72523	0.0000
GAP	-0.218756	0.108044	-2.024689	0.0450
C	0.721237	0.005545	130.0731	0.0000

$$EC = LEX24 - (0.0181*LTII - 6.1429*LCRED1_2 - 0.2188*GAP + 0.7212)$$

F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	6.538137	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Finite Sample: n=80				
Actual Sample Size	158	10%	2.474	3.312
		5%	2.92	3.838
		1%	3.908	5.044

Figura 28: Test de Bound del modelo II

Fuente: Elaboración propia con la base de datos

Anexo 16: Corrección de errores del modelo II

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEX24(-1))	0.059348	0.077915	0.761712	0.4477
D(LEX24(-2))	-0.054337	0.072243	-0.752143	0.4534
D(LEX24(-3))	0.042355	0.079881	0.530223	0.5969
D(LEX24(-4))	0.237049	0.071641	3.308863	0.0012
D(LTII)	-0.008289	0.005777	-1.434699	0.1539
D(LTII(-1))	0.006876	0.005474	1.255930	0.2115
D(LTII(-2))	0.002780	0.005274	0.527098	0.5991
D(LTII(-3))	0.017670	0.006115	2.889414	0.0045
D(LTII(-4))	-0.004627	0.006691	-0.691568	0.4905
D(LTII(-5))	-0.013571	0.006121	-2.217084	0.0284
D(LCRED1_2)	-6.296795	0.059919	-105.0884	0.0000
D(LCRED1_2(-1))	0.491674	0.499684	0.983969	0.3270
D(LCRED1_2(-2))	-0.336989	0.457579	-0.736460	0.4628
D(LCRED1_2(-3))	0.299291	0.502725	0.595337	0.5527
D(LCRED1_2(-4))	1.594991	0.448855	3.553468	0.0005
D(LCRED1_2(-5))	0.119316	0.060572	1.969815	0.0511
D(LCRED1_2(-6))	0.072039	0.061735	1.166908	0.2455
D(LCRED1_2(-7))	0.120020	0.063628	1.886264	0.0616
D(GAP)	0.038949	0.167038	0.233175	0.8160
D(GAP(-1))	0.193039	0.170484	1.132299	0.2597
D(GAP(-2))	-0.144283	0.174869	-0.825093	0.4109
D(GAP(-3))	1.210829	0.204923	5.908705	0.0000
D(GAP(-4))	-2.504363	0.222689	-11.24601	0.0000
D(GAP(-5))	2.525594	0.275320	9.173296	0.0000
D(GAP(-6))	-1.441714	0.289847	-4.974052	0.0000
D(GAP(-7))	0.875823	0.211024	4.150350	0.0001
@ISPERIOD("2020M4")	-0.037206	0.008159	-4.560238	0.0000
CointEq(-1)*	-0.283248	0.048772	-5.807623	0.0000
R-squared	0.990775	Mean dependent var	-0.000769	
Adjusted R-squared	0.988859	S.D. dependent var	0.041189	
S.E. of regression	0.004347	Akaike info criterion	-7.879105	
Sum squared resid	0.002457	Schwarz criterion	-7.336367	
Log likelihood	650.4493	Hannan-Quinn criter.	-7.658692	
Durbin-Watson stat	2.100804			

Figura 29: Corrección de errores del modelo II

Fuente: Elaboración propia con la base de datos