

TASAS DE INTERÉS Y MASA MONETARIA COMO DETERMINANTES DEL PIB EN ECUADOR

INTEREST RATES AND MONEY SUPPLY AS DETERMINANTS OF GDP IN ECUADOR

 **José Gonzalo González Cedeño.**

Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí

gonzalo-c-2000@hotmail.com

Manta, Ecuador

 **Miguel Angel Tomalá Parrales.**

Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí

miguel.tomala@uleam.edu.ec

Manta, Ecuador

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Recibido: 14/03/2025

Aceptado: 29/03/2025

Publicado: 31/03/2025

RESUMEN

En países en desarrollo como Ecuador las crisis financieras impactaron negativamente y las políticas de control buscaban estabilizar el sistema financiero y contener la inflación. Considerando importante elegir entre un tipo de cambio fijo o flotante, por su implicancia competitiva en el comercio exterior y los flujos de capital, sugiriendo que el PIB está determinado por diferentes variables como son las tasas de interés y los agregados monetarios, con impacto directo y relevancia estadística. El presente trabajo tuvo como objetivo analizar la influencia de las tasas de interés y la masa monetaria en el Producto Interno Bruto (PIB) de Ecuador, destacando eventos económicos ocurridos en las décadas de 1970 y 1999, utilizando datos trimestrales (2007-2023) del Banco Central del Ecuador. Metodológicamente, se evaluó la estacionariedad de las series, comprobándose que no cumplen con los criterios estadísticos por lo que se aplicó primeras diferencias. Después, mediante un modelo de regresión lineal múltiple aplicado con Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) se obtiene como resultado que las variables, en primeras diferencias logran la significancia estadística con un p-valor menor a 0,05; la bondad de ajuste mediante el coeficiente de determinación R^2 es del 80,8%; se evidencia que las tasas de interés y el indicador M1 tienen una relación inversa contraria a la relación directa de la variable M2; finalmente se muestra el cumplimiento de los supuestos de correcta especificación, normalidad de los residuos, heterocedasticidad, multicolinealidad y correlación serial del modelo.

Palabras Clave: Masa Monetaria; Producto Interno Bruto; Tasas de Interés; Modelos Lineales; Inflación.

ABSTRACT

In developing countries like Ecuador, financial crises had a negative impact, and control policies sought to stabilize the financial system and contain inflation. Considering the importance of choosing between a fixed

or floating exchange rate, due to its competitive implications in foreign trade and capital flows, suggesting that GDP is determined by different variables such as interest rates and monetary aggregates, with direct impact and statistical relevance. This work aimed to analyze the influence of interest rates and the money supply on Ecuador's Gross Domestic Product (GDP), highlighting economic events that occurred in the 1970s and 1990s, using quarterly data (2007-2023) from the Central Bank of Ecuador. Methodologically, the stationarity of the series was evaluated, verifying that they do not meet the statistical criteria, so first differences were applied. Then, through a multiple linear regression model applied with Ordinary Least Squares (OLS), the result is that the variables, in first differences, achieve statistical significance with a p-value less than 0.05; the goodness of fit through the coefficient of determination R² is 80.8%; it is evident that interest rates and the indicator M1 have an inverse relationship contrary to the direct relationship of the variable M2; finally, compliance with the assumptions of correct specification, normality of the residues, heteroscedasticity, multicollinearity and serial correlation of the model is shown..

Keywords: Money supply; Gross domestic product; Interest rates; Linear models; Inflation.

INTRODUCCIÓN

Durante las décadas de 1970 y 1980 Estados Unidos, Europa y América Latina experimentaron crisis económicas que tuvieron grandes efectos negativos en las economías de los países, especialmente los de menor desarrollo como Ecuador, cuyas políticas de control influyeron significativamente en el nivel de las tasas de interés a corto plazo, con incrementos que buscaban contener la inflación y estabilizar el sistema financiero (Urdaneta y García, 2023). Esta importancia radica, no solo en ciertos indicadores de la economía, sino también en el sector externo y su instrumento de política cambiaria. La elección entre un tipo de cambio fijo o flotante afecta la competitividad del comercio exterior, costo de las importaciones y el nivel de reservas internacionales. Además, es fundamental para estabilizar los precios internos, siendo fundamental para la gestión de la política cambiaria y los flujos de capitales (Siregar et al., 2022).

La evolución de los tipos de interés en el contexto ecuatoriano es compleja y está marcada por su entorno económico, influenciado por crisis financieras, reformas estructurales y transiciones políticas. Antes de la adopción del dólar estadounidense como moneda oficial, el país enfrentaba una alta volatilidad en sus tasas de interés, resultado de una inflación creciente y desequilibrada (Banco Central del Ecuador, 2024). Por lo cual, la Junta de Política y Regulación Financiera estableció diferentes categorías de crédito, para las tasas de interés activa entre las más relevantes están los créditos corporativos, empresarial, PYMES, inmobiliario, etc.; para las tasas de interés pasivas son: depósitos a plazo, monetarios y operaciones de repo.

Entre 1990 y 1999, este indicador experimentó variaciones turbulentas debido a la situación económica y políticas del país en esta década. Estas son “importantes para poder intervenir en términos nacionales e internacionales” (Sarango, 2021, pág. 63) y en 1992, en Ecuador entró en vigor un programa de estabilización. Las tasas de interés pasivas se mantenían en niveles relativamente altos para finales del año de hasta un 42.30%, impulsadas por una inflación persistente de hasta el 60.2% y una política monetaria restrictiva con una tasa real del -17.9% destinada a controlar los desequilibrios macroeconómicos.

Sin embargo, el entorno financiero aún era manejable en comparación con los años posteriores. Y para 1993, la situación era similar, con altos niveles de tasas de interés, inflación persistente y un sistema

financiera cada vez más complejo y deteriorado (Jácome, 1994). Este deterioro obligó al gobierno a aplicar ajustes que encarecieron el costo del crédito y afectaron la inversión, lo que se tradujo en un aumento significativo en el servicio de la deuda, que pasó de 430 a 782 millones de dólares entre 1993 y 1998 (Fernández, 2001).

En 1998, la tasa de interés real activa se situó en 10.3%, pero la crisis financiera que se intensificó en 1999 provocó una caída a -7.9%. Sin embargo, cambiando drásticamente en el año 2000, cuando las tasas de interés se dispararon a un alarmante 38.6%. Resultando del colapso bancario, la inflación desbordada y la fuga de capitales, con claras distorsiones profundas en el sistema financiero, exacerbando la crisis ante la incapacidad de las tasas pasivas para ofrecer incentivos adecuados sobre la retención de los depósitos (Orellana, 2011).

Oleas-Montalvo (2020) explicó que en la década de los años 90, Ecuador enfrentó una de las crisis financieras más profundas de su historia, marcada por la hiperinflación y la devaluación constante del sucre, la desconfianza en el sistema financiero se intensificó tras la renuncia del vicepresidente Alberto Dahik en 1995 y la crisis del Banco Continental. Las tasas de interés nominales alcanzaron niveles del 30% anual, la política monetaria intentaba frenar la fuga de capitales y mantener la demanda de la moneda local. Sin embargo, el sistema colapsó hacia finales de la década en 1999, lo que llevó a una crisis de confianza que, según Mera et al. (2019), el ingreso y las tasas de interés son factores determinantes en la demanda de dinero con gran sensibilidad en las variaciones. En el caso ecuatoriano, esto reflejó una crisis de confianza en el sistema financiero que llevó a la dolarización informal incluso antes de su oficialización en 2000.

Ecuador adoptó el dólar estadounidense como moneda de curso legal, después de haber atravesado su mayor crisis financiera y económica. Tras la dolarización, el país alcanzó cierto nivel de estabilidad y progreso económico Zambrano (2016), este cambio solucionó la volatilidad e iliquidez, estabilizó la inflación, redujo significativamente las tasas de interés nominales y la liberalización financiera en el comercio (García y López, 2022). Sin embargo, también implicó la pérdida de soberanía monetaria, limitando la capacidad del Banco Central del Ecuador (BCE) para influir directamente en sus instrumentos tradicionales. Akram y Li (2020) destacaron cómo las políticas monetarias influyen en las tasas de interés a largo plazo, subrayando los retos del BCE frente a shocks externos en un entorno dolarizado.

Sin embargo, un sistema financiero sobredimensionado con rigidez bancario, altos costos operativos y la concentración del crédito en sectores tradicionales dificultaron el acceso al financiamiento (Oleas-Montalvo, 2020). En otros casos como Polonia, Hungría y Rumanía, con tasas de intereses de entre el 4% y 8%, muestran cómo el encarecimiento del costo del dinero, pueden limitar la inversión, mientras que al reducirlas a niveles bajos o cercanos a cero facilitan el endeudamiento y la mejora de los sectores productivos (Růčková y Škuláňová, 2021).

En los últimos años, el impacto de la pandemia de COVID-19 alteró las condiciones del mercado crediticio, generando una contracción de la demanda de crédito y ajustes en las tasas de interés, así como renegociación de carteras, análisis de fuentes de liquidez, etc., (Tenemea-Guerrero et al., 2020). Según, datos del Banco Central del Ecuador (2024) para diciembre del 2019 los depósitos a la vista estuvieron en 9.150 millones de dólares y posterior entre abril y mayo del 2020 estos disminuyeron notablemente un -2.7% del cual hasta septiembre su recuperación fue lenta llegando a captar 9.353 millones de dólares, incluso en abril la tasa de interés pasiva aumento hasta el 7.24% mientras la activa se mantuvo en un

promedio de 8 puntos porcentuales, tratando de captar el circulante de la economía pero contrastando que los actores económicos preferían liquidez.

En este contexto, el objetivo de esta investigación fue analizar la influencia de las tasas de interés y los indicadores de masa monetaria en el Producto Interno Bruto (PIB) de Ecuador, en virtud de que es una temática que tiene relevancia desde el punto de vista teórico y práctico al ser variables determinantes de otros indicadores como la inversión y el consumo en una economía; además porque se evidencia que no ha sido abordada en el ámbito científico nacional en los últimos años.

Por otra parte, los resultados obtenidos permiten afirmar que esta contribución logra aportar a la literatura científica en los siguientes aspectos: primero, porque el análisis aborda un periodo amplio desde 2007 a 2023 con datos trimestrales, donde el país experimentó un modelo económico basado en el Socialismo del Siglo XXI con una fuerte dosis de intervencionismo estatal dentro de un régimen de dolarización que generó una mayor estabilidad económica en relación años anteriores a pesar del uso limitado de política monetaria, pero que desde 2017 perdió vigencia al darse un giro en el modelo económico con los nuevos gobiernos; segundo, se constituye en una investigación que no ha sido abordada de manera reciente para el caso de Ecuador y, tercero porque evalúa la incidencia de indicadores de oferta y masa monetaria en el PIB a través de la aplicación de técnicas econométricas de regresión lineal con datos de series de tiempo estacionarias.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

Pradhan y Hiremath (2017) destacaron cómo la relación entre la tasa de interés real y el tipo de cambio es crucial en escenarios de liberalización económica y fuga de capitales, lo que también puede relacionarse en el caso de Ecuador antes de la dolarización. Desde 2000, la estabilidad macroeconómica y la mejora en las condiciones de financiamiento han sido clave para mitigar los efectos adversos de la incertidumbre en el sistema financiero.

El desequilibrio entre dinámicas internas y externas ha dejado un sistema financiero más robusto, pero con importantes limitaciones. Persisten cuestionamientos sobre la necesidad de reformas para reducir los costos de intermediación y ampliar el acceso al crédito productivo a corto plazo, impulsando una rentabilidad sostenida por el crecimiento del PIB y las tasas de interés (Katusiime, 2021). Además, el limitado ingreso internacional al sistema financiero privado y la incorporación de herramientas modernas para gestionar tasas de interés destacan como desafíos presentes y futuros.

A nivel internacional, el entorno macroeconómico, la rentabilidad bancaria y las condiciones de endeudamiento interactúan para moldear el desarrollo económico de las naciones. En este contexto el tema de las tasas de interés, su importancia y comportamiento en las economías ha sido estudiado desde distintos enfoques y con diversas metodologías.

Holston et al. (2017) destacaron la relevancia de las tasas de interés a largo plazo en economías avanzadas como Estados Unidos, Canadá, la Eurozona y Reino Unido. Aplicando un modelo adaptado de Laubach y Williams (2003) con el filtro de Kalman, una corrección de errores vectoriales (VECM) y utilizando datos de Consensus Economics Inc., el Fondo Monetario Internacional (FMI) y Blue Chip Financial Forecasts, para el periodo 1961-2016 (desde 1972 para la Eurozona). Mostraron que, tras la crisis

financiera global, las tasas de interés habían caído significativamente, hasta un -1,5% en Estados Unidos, con una fuerte correlación con el crecimiento del PIB; asimismo, hicieron énfasis en la necesidad de enfoques internacionales para comprender las tasas naturales de interés y sus implicaciones económicas.

Osińska et al. (2018) y Caravaggio y Carnazza (2022) abordaron perspectivas complementarias sobre cómo variables macroeconómicas, como la relación deuda/PIB y el índice de precios al consumidor (IPC), influyen en los ciclos económicos y las tasas de interés en Europa. Osińska et al. (2018) aplicaron modelos TAR/SETAR, demostrando que, en economías como Bélgica e Italia, las tasas de interés a corto y largo plazo mostraban relevancia diferenciada según el contexto económico. Por otro lado, Caravaggio y Carnazza (2022) utilizaron un modelo ARDL para analizar la relación entre el saldo primario, la deuda/PIB y los tipos de interés a 10 años en Italia y la Eurozona, encontrando que un mayor endeudamiento tendía a aumentar las tasas de interés nominales, particularmente en el corto plazo mientras que, a largo plazo, el apoyo del Banco Central Europeo desde 2012 mitigó este efecto.

Al analizar los determinantes del efectivo sobre el PIB en crisis económicas, demostró que la política monetaria expansiva y la tasa de interés, que osciló entre el 4% y 5% con reducción casi a cero, incrementaron el uso de efectivo en un 3% durante esos períodos, estimulando el consumo de personas y empresas. Utilizando datos de 82 países entre 2000 y 2020 aplicó un modelo de panel con efectos fijos y GMM, concluyó que el uso de efectivo estaba influenciado por las condiciones económicas y las expectativas de los consumidores (Pietrucha, 2021).

El sector financiero, como multiplicador económico, es influido por factores clave. Hossain y Lalon (2024) analizaron datos de bancos privados en Bangladesh (2013-2022) mediante métodos estadísticos (Pooled OLS, FE, RE y GLS), identificando que la relación de ingresos netos, capital, crecimiento económico e inflación impactan positivamente en las tasas de interés, mientras que el tamaño del banco y la relación préstamos/depositos tienen efectos negativos significativos. Abusharbeh (2020), usando datos de países de Medio Oriente (2009-2018) con un modelo VEC, halló que la inflación y la rentabilidad afectan negativamente las tasas de interés y el financiamiento islámico a largo plazo, mientras que el PIB y el tamaño del banco muestran una relación bidireccional positiva, donde un aumento del 1% en el PIB incrementa un 0,7% el financiamiento.

Nguyen (2022) explora los factores macroeconómicos que influyen en el desarrollo del mercado de valores en Vietnam entre 2009 y 2019, como el índice de precios al consumidor (IPC), el producto interno bruto (PIB), la tasa de interés, la oferta monetaria (M2) y el precio del petróleo (OIL_PR). Con una metodología de rezagos distribuidos autorregresivos (ARDL), relacionó corto y largo plazo en donde el IPC y el PIB tenían una relación directa con el mercado de valores, mientras que la tasa de interés, la oferta monetaria y el precio del petróleo mostraron efectos opuestos.

En India, Siska et al. (2023) estudiaron los determinantes del desarrollo del mercado de valores (2000-2020) mediante cointegración ARDL, encontrando que el PIB, la tasa de cambio y la inflación tienen impactos significativos, destacando una elasticidad de 0,45 del PIB. Sin embargo, un aumento del 1% en la tasa de interés reduce en 0,06% la capitalización a largo plazo, afectando el rendimiento del mercado y el crecimiento económico. Keswani et al. (2024) usando un modelo VECM, identificaron una relación positiva a largo plazo entre ingreso disponible, PIB y retornos de acciones, mientras que las tasas de cambio, interés, inflación y políticas gubernamentales mostraron efectos negativos.

Sánchez y López-Herrera (2020) analizaron la política monetaria adecuada para Banxico durante y después de la contracción económica por COVID-19, evaluando si reducir la tasa de interés podría estimular consumo e inversión sin afectar la inflación. Usaron un modelo de espacio de estados (filtro de Kalman) y un modelo VAR cointegrado (CVAR) para estimar la tasa de interés neutral. Con datos de 2008-2019, concluyeron que México está en recesión, permitiendo una política expansiva prolongada. La tasa neutral real estimada fue de 0,1% (2020-2024), mientras que la nominal varió de 6% en 2020 a 4,8% (2022-2024).

Guncay y Pérez (2019) se centraron en la oferta monetaria en Ecuador, desde el postkeynesianismo para investigar el funcionamiento del sistema financiero como influyente en la creación de dinero. Utilizando modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) y pruebas de causalidad de Granger, analizando datos mensuales de la cartera neta del sistema financiero y los agregados monetarios M2 y M3, provenientes de fuentes oficiales como el Banco Central de Ecuador. Indicando que existe una relación unidireccional positiva desde el crédito hacia la liquidez total y hacia los depósitos. Asimismo, un shock en la balanza de pagos tiene un efecto de incremento de la liquidez sobre la oferta monetaria de un 1%, mientras que el crédito tiene un efecto mayor en alrededor del 2,3%.

De esta revisión de la literatura se puede concluir que en los artículos se presentaron varias relaciones entre las variables tasas de interés, la masa monetaria y Producto Interno Bruto (PIB). En primer lugar, la tasa de interés real y el tipo de cambio se corresponden en situaciones de liberalización económica, reflejando el comportamiento de la economía ecuatoriana antes de la dolarización. Entendiendo cómo la inestabilidad en la política monetaria puede influir en la confianza del sistema económico. Como segundo punto, entre las consecuencias y factores negativos, varios autores coinciden en que existe desde el alto costo de intermediación y el limitado acceso al crédito, que restringe la capacidad para fomentar un crecimiento del PIB. Como tercer aspecto, la endogeneidad de la oferta monetaria reveló que la interacción entre la tasa de interés y la liquidez total es insuficiente sobre el impacto del PIB, afectando en consecuencia la inversión, el crédito y el consumo en un contexto económico de dolarización.

En países de Europa, las condiciones económicas marcan significativamente el impacto de las tasas de interés sobre el crecimiento del PIB. Por decir, ante un alto grado de endeudamiento a nivel local, a corto plazo las tasas de interés provocan un aumento nominal en donde el Banco Central deberá actuar con su instrumento de política monetaria expansiva para ayudar a disminuir los efectos a largo plazo, incentivando el uso de efectivo y fomentando el consumo. En este aspecto, el impacto de las tasas de interés en el PIB no solo se mide a través del crecimiento económico, sino también las expectativas y el consumo de los agentes económicos. Mientras que los estudios previos se centran en la relación entre tasas de interés y variables macroeconómicas, Pietrucha (2021) enfatiza incluir también el comportamiento del consumo y el uso del efectivo.

Como cuarto aspecto, las contribuciones analizadas destacan en su conjunto al sector financiero como eje de crecimiento económico, influenciado por diversos factores. En el caso de los bancos privados, se ha observado que las tasas de interés aumentan debido a mayores ingresos netos, capital, crecimiento económico e inflación. Sin embargo, determinantes como el tamaño del banco, rentabilidad y la relación entre préstamos y depósitos tienen un impacto negativo sobre las tasas de interés y el financiamiento a largo plazo. Finalmente, existe una brecha en los estudios sobre la oferta monetaria para el caso de Ecuador, si bien es cierto el crédito, la liquidez, las tasas de interés y la masa monetaria tienen un comportamiento

directo sobre el PIB, variables del sector financiero y análisis cualitativo explican de manera satisfactoria una expectativa más precisa sobre el comportamiento del PIB y las variables de estudio.

METODOLOGÍA Y FUENTE DE DATOS

La metodología utilizada en este trabajo fue la investigación cuantitativa, que busca medir el grado que tienen las asociaciones o correlaciones entre variables, así como generalizar y objetivizar los hallazgos del proceso investigativo obtenidos mediante una muestra cuyo último fin es la inferencia en una población (Hernández et al., 2014). Por ello también fue necesario el uso de la investigación descriptiva que permitió el análisis estadístico del comportamiento de las variables a lo largo del tiempo; de igual forma, siguiendo a Ayaviri et al. (2021) la de tipo correlacional que permitió determinar la relación y dependencia entre las variables PIB tasas de interés y masa monetaria.

Para cumplir con este proceso se utilizó un modelo de regresión lineal múltiple mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con el fin de observar la relación causal entre las variables dependiente (Y) e independientes ($X_1, X_2, X_3 \dots X_k$), la significancia estadística de las misma, así como el poder explicativo del Modelo y el cumplimiento de los principales supuestos (Stock y Watson, 2012).

Los datos en series de tiempo utilizados para el periodo 2007-2023, de frecuencia trimestral, provienen del boletín de información estadística mensual alojada en la página web del Banco Central del Ecuador (2024). Se utiliza este periodo en virtud de que la economía de Ecuador antes de 2007 vivió una época de ajustes y adaptación al esquema de dolarización y la búsqueda de la estabilidad macroeconómica Ordeñana (2011) y desde 2007 inició la aplicación de un modelo de desarrollo basado en los lineamientos del Socialismo del Siglo XXI o Socialismo del Buen Vivir Pérez-Rolo (2016) lo que se complementa con el periodo 2017-2023 donde hay un cambio de rumbo en la dirección del Estado hacia lo que se ha denominado post neoliberalismo Frieiro y Sánchez (2021) García-Mayoral (2023); además, durante este tiempo la economía ha tenido dificultades para el manejo de política monetaria sin embargo ha hecho uso de estos dos instrumentos, por lo que se hace necesario evaluar el impacto que han tenido en PIB García y López (2022).

Previo a la estimación, para darle robustez al modelo se realizaron las respectivas pruebas de estacionariedad para comprobar que las variables cumplen con las tres condiciones de aleatoriedad: media finita y constante con respecto al tiempo; varianza finita y constante respecto al tiempo; y, covarianza finita (Quintana y Mendoza, 2016) para lo que se utilizó métodos como el gráfico de las series en nivel (ver anexo 1) para observar patrones de tendencia y/o estacionalidad; la prueba de raíz unitaria mediante el uso del Test de Dicky-Fuller aumentado (ver anexo 2); asimismo para observar autocorrelación serial se empleó el correlograma (ver anexo 3). Por otra parte, se aplicó la prueba de Chow (ver anexo 5) para determinar la existencia de cambios estructurales Upendra et al. (2023) obteniéndose que el más relevante es el ocurrido en 2020 trimestre 2, por lo que se agregó una variable dummy (d202). Un siguiente paso que fortalece el modelo y con el fin de no caer en una regresión espuria fue la aplicación de primeras diferencias a las series de las variables. Para este efecto, una vez evaluadas las variables el modelo econométrico de regresión lineal múltiple queda especificado según la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{1t} + \beta_2 \Delta X_{2t} + \beta_3 \Delta X_{3t} + \beta_4 X \Delta_{4t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde:

ΔY_t = Producto Interno Bruto (PIB)

ΔX_1 = Tasa de interés pasiva

ΔX_2 = Tasa de interés activa

ΔX_3 = Depósito a la vista y dinero en efectivo (M1)

ΔX_4 = M1 + Depósito de baja denominación (M2)

$\beta_0; \beta_1; \beta_2; \beta_3; \beta_4$ parámetros para estimar y

ε_t el término de error del modelo

ANÁLISIS Y RESULTADOS

A continuación, se muestra paso a paso los resultados obtenidos en la aplicación de la metodología de la investigación realizada evidenciando consistencia en el modelo y correcta especificación a partir de que las series cumplen con la estacionariedad. Para ello, se utilizó el programa estadístico Gretl, se procedió a estimar tres modelos y resultando uno más favorable, captando más información y explicando el comportamiento del PIB sobre dichos determinantes. Por último, el modelo es validado con los supuestos de correcta especificación, normalidad de los residuos, heterocedasticidad, multicolinealidad, correlación serial, llegando a demostrar que las variables y en conjunto el modelo cumple con la estacionariedad y ruido blanco, por lo tanto, no se incurre en una regresión espuria Quinde-Rosales y Bucaram-Leverone (2018) logrando la consistencia econométrica.

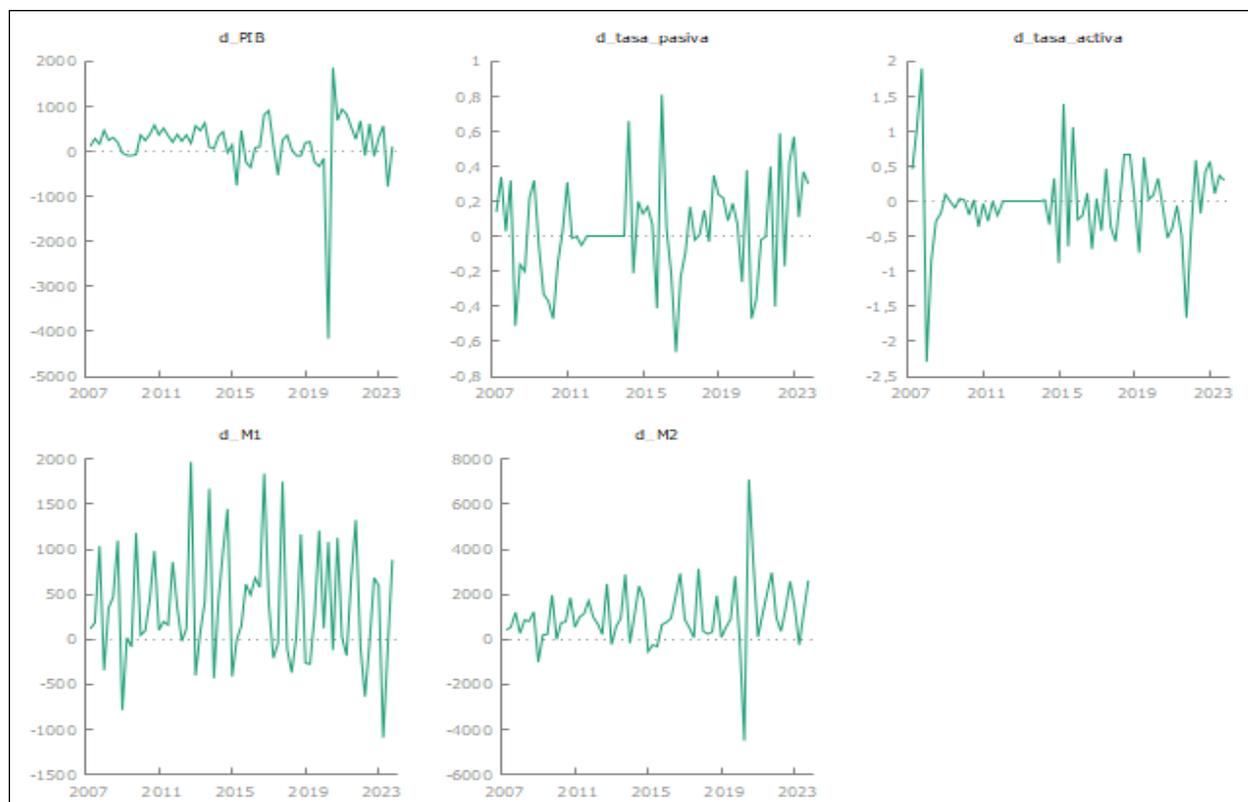
MODELO DE REGRESIÓN LINEAL

Una vez obtenido lo datos, se procede a verificar las gráficas del recorrido temporal de las variables con el objetivo de determinar en primera instancia la presencia de tendencia y estacionalidad. Con ello, se procede a tomar las correcciones respectivas y en el caso de las variables utilizadas en el modelo, los datos en nivel mostraron dicha cuestión. Para ello, se transformó las variables en logaritmo y primeras diferencias, concluyendo que un mejor modelo en primera instancia se observa con las variables en primeras diferencias, eliminando la tendencia de las gráficas y la estacionalidad, mostrando una varianza constante, media y covarianza cero.

Sin embargo, como se observa en la Figura 1 hay un pico que sobresale en las variables como el PIB y M2, determinando que se relaciona con el periodo 2020-2, y atribuyéndolo a los efectos que causó la pandemia del Covid-19 en algunos indicadores de la economía ecuatoriana Berrones y Díaz (2021) estableciendo la necesidad de ajustar el modelo con una variable Dummy o de ajuste estructural.

Figura 1.

Gráficos del recorrido temporal de las series en primeras diferencias



Nota. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024)

Los coeficientes según Hernández et al. (2018) en la correlación lineal es importante puesto que “es la fuerza y la dirección de la relación lineal entre las variables” (pág. 9), de modo que puede asociarse con tendencias positivas o negativas de acuerdo con el orden que exista entre la interacción de las variables.

De este modo, en la Tabla 1 se constata la relación existente entre las variables en primeras diferencias a través del coeficiente de Pearson que está acotado entre -1 a 1, siendo que valores cercanos a uno representan una relación alta y cercanos a cero la relación es baja tanto para valores positivos como negativos Chicco (2021). Se observa que la relación entre el PIB y M2 es la más alta ya que tiene un coeficiente del 58,3%. En el caso del PIB con las otras variables la relación es más baja y negativa; este hecho no descarta que no tengan poder explicativo; sin embargo, tienen menor influencia asociada a la variable dependiente, lo que demuestra que los cambios y efectos que estas sufran tendrían un efecto contrario en el PIB, ejemplificando que si las tasas de interés suben el PIB disminuye.

Tabla 1. Coeficientes de Correlación de Pearson

| d_PIB | d_tasa_pasiva | d_tasa_activa | d_M1 | d_M2 |
|--------------|----------------------|----------------------|-------------|-------------|
|--------------|----------------------|----------------------|-------------|-------------|

| | | | | | |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------------|
| 1,0000 | -0,0710 | -0,2907 | -0,1274 | 0,5830 | d_PIB |
| | 1,0000 | 0,1348 | -0,1995 | 0,0576 | d_tasa_pasiva |
| | | 1,0000 | 0,0135 | -0,1178 | d_tasa_activa |
| | | | 1,0000 | 0,4774 | d_M1 |
| | | | | 1,0000 | d_M2 |
| | | | | | d202 |

Nota. Se muestra que la variable que tiene mayor relación positiva con el PIB es la masa monetaria M2 (0,583), seguida de tasa de interés activa con una relación negativa (-0,290). Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024)

MODELO TEÓRICO

En la construcción del modelo se había incorporado una variable adicional, inflación; pero, al estimar el modelo y contrastar los supuestos, no era estadísticamente significativo y generaba problemas adicionales con las otras variables (Ver anexo 4). Por lo tanto, se descartó del modelo y evidencia que la inflación no es un determinante por el cual pueda influir en el comportamiento del PIB, principalmente por el hecho de una economía dolarizada en donde históricamente la estructura actual ha controlado de hasta un dígito y la inflación importada al igual que el crecimiento de la economía genera en parte este efecto inflacionario.

Por lo tanto, al descartar las variables que no son estadísticamente significativas la especificación del modelo se define en función de la siguiente relación causal donde el PIB está en función de las siguientes variables:

$$\Delta Pib = f(\beta_0 + \beta_1 \Delta Tasa Activa + \beta_2 \Delta Tasa Pasiva + \beta_3 \Delta M1 + \beta_4 \Delta M2 + \beta_5 d202)$$

Cabe destacar que la variable Dummy fue requerida puesto que la pandemia del Covid-19 generó efectos estructurales y cambios drásticos de la serie, para ello era necesaria al ajustar el modelo y mejorar su estimación.

MODELOS ESTIMADOS

Para llegar a la de regresión lineal final se hicieron tres modelos: con los datos originales, en logaritmo y en primeras diferencias tal como se muestra en la Tabla 2 donde se aprecia en la columna 1 las variables, en la columna 2 los estadísticos de prueba y en la columna siguientes los resultados de las estimaciones realizadas.

Tabla 2. Estimación de los modelos con variables de series de tiempo

| Variables | Estadísticos de prueba | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
|-----------------------|------------------------|------------|--------------|----------------|
| | | En nivel | En logaritmo | En diferencias |
| Constante | Coeficiente | 23573,2 | 7,4704 | 125,987 |
| | Estadístico t | 13,66 | 33,35 | 2,480 |
| | Valor p | 0,000** | 0,000** | 0,0159** |
| Tasas interés pasivas | Coeficiente | -417,878 | -0,11430 | -483,600 |
| | Estadístico t | -1,208 | -2,624 | -3,514 |
| | Valor p | 0,2318 | 0,0109** | 0,0008** |
| Tasas interés activa | Coeficiente | -534,247 | -0,05662 | -183,856 |
| | Estadístico t | -2,344 | -1,03 | -2,862 |
| | Valor p | 0,0223 | 0,3072 | 0,0058** |
| M1 | Coeficiente | 0,448655 | 0,09758 | -0,320511 |
| | Estadístico t | 3,4598 | 0,9006 | -4,108 |
| | Valor p | 0,0011** | 0,3713 | 0,0001** |
| M2 | Coeficiente | -0,0290977 | 0,1874 | 0,217026 |
| | Estadístico t | -0,4598 | 1,733 | 5,432 |
| | Valor p | 0,6473 | 0,0881 | 0,000** |
| d202* | Coeficiente | -4669,15 | -0,1667 | -3025,48 |
| | Estadístico t | -3,902 | -4,484 | -7,532 |
| | Valor p | 0,0002** | 0,0000** | 0,0000** |
| R-cuadrado | | 0,9128 | 0,9546 | 0,8080 |
| Valor F | | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| AIC- Akaike | | 1147,60 | -261,401 | 962,900 |

| | | | |
|-----------------|---------|----------|---------|
| HQC-Hanna-Quinn | 1152,88 | -256,125 | 968,134 |
| SIC-Schwarz | 1160,92 | -248,084 | 976,128 |

Nota. Elaboración propia a partir de resultados en Gretl. Variable dummy de cambio estructural *** Estadísticamente significativa al 0,05.

Luego de la estimación se realiza el diagnóstico de los principales resultados: coeficientes (relación entre variables), significancia individual y conjunta, bondad de ajuste. Para ver si hay relación entre las variables a través de los coeficientes asociados se plantea la prueba donde la hipótesis nula (H_0) indica que si el coeficiente es igual a 0 no hay relación con la variable dependiente; mientras que la hipótesis alternativa (H_1) señala que si el coeficiente es distinto de 0 si hay relación. En la Tabla 2 se observa que en todos los modelos los coeficientes son diferentes de cero y por lo tanto las variables independientes si tienen relación con la variable dependiente; es decir, tienen información para explicar el comportamiento del PIB.

Para la significancia individual los valores que se consideran son los del p-valor asociado al estadístico de prueba. En este caso, la hipótesis nula (H_0) indica que si el p-valor es mayor a >0.05 la variable no es estadísticamente significativa; mientras que la hipótesis alternativa (H_1) señala que si el p-valor es menor a <0.05 si es estadísticamente significativa.

Para el caso del Modelo 1 en datos en nivel las variables de masa monetaria (M1) y ajuste estructural (d202) son estadísticamente significativa al 0.05. En el Modelo 2, estimado con datos en logaritmo las variables tasa interés pasiva, y ajuste estructural (d202) cumplen con la significancia estadística. Por último, para el Modelo 3 con datos diferenciados, todas las variables son estadísticamente significativa, por lo tanto, es el modelo las optimo.

En cuanto a la bondad de ajuste, se considera el coeficiente de determinación que se refleja en la Tabla 2 como el R-cuadrado. En los tres modelos el resultado indica que el R^2 es cercano al 1 lo que denota que las variables en su conjunto tienen un alto poder explicativo. En este caso el modelo 3 es el que refleja un mejor ajuste ($R^2 = 0,808 = 80,8\%$) teniendo todas las variables estadísticamente significativas; es decir, el comportamiento del PIB en Ecuador viene explicado en un 80,8% por las variables financieras y monetarias.

Finalmente, para la significancia conjunta, medida a través del estadístico F, se plantea la hipótesis nula (H_0) indica que si el p-valor es mayor a >0.05 el modelo en conjunto no es estadísticamente significativo; mientras que la hipótesis alternativa (H_1) señala que si el p-valor es menor a <0.05 en conjunto si es estadísticamente significativo. Los resultados señalan que en todos los modelos el p-valor asociado al estadístico F son menor a 0.05; por lo tanto, se concluye que son estadísticamente significativos de manera conjunta.

Dado los resultados el modelo 3, cuya regresión obtenida en el programa Gretl se aprecia en la Tabla 3, es el que mejor explica el impacto de las variables tasas de interés pasivas y activas, masa monetaria M1, M2 en el PIB de Ecuador.

Tabla 3. Modelo de regresión múltiple con variables en diferencias de datos de nivel

| Modelo 2: MCO, usando las observaciones 2007:2-2023:4 (T = 67) | | | | | |
|--|-------------|-----------------------|---------------|-----------|-----|
| Variable dependiente: d_PIB | | | | | |
| | coeficiente | Desv. típica | Estadístico t | valor p | |
| const | 125,987 | 50,7963 | 2,480 | 0,0159 | ** |
| d_tasa_pasiva | -483,600 | 137,631 | -3,514 | 0,0008 | *** |
| d_tasa_activa | -183,856 | 64,2438 | -2,862 | 0,0058 | *** |
| d_M1 | -0,320511 | 0,0780170 | -4,108 | 0,0001 | *** |
| d_M2 | 0,217026 | 0,0399557 | 5,432 | 1,03e-06 | *** |
| d202 | -3025,48 | 401,658 | -7,532 | 2,81e-010 | *** |
| Media de la vble. dep. | 170,1660 | D.T. de la vble. dep. | 671,8365 | | |
| Suma de cuad. residuos | 5719282 | D.T. de la regresión | 306,2005 | | |
| R-cuadrado | 0,808014 | R-cuadrado corregido | 0,792277 | | |
| F(5, 61) | 51,34617 | Valor p (de F) | 1,36e-20 | | |
| Log-verosimilitud | -475,4500 | Criterio de Akaike | 962,9001 | | |
| Criterio de Schwarz | 976,1282 | Crit. de Hannan-Quinn | 968,1345 | | |
| rho | 0,135805 | Durbin-Watson | 1,725745 | | |

Nota. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024)

De la Tabla 3 se desprende el modelo estimado que se observa en la siguiente ecuación:

$$\Delta Pib = 125,9 - 483,6\Delta Tasa Pasiva - 183,8\Delta Tasa Activa - 0,32\Delta M1 + 0,21\Delta M2 - 3025,4d202$$

Como se observa en la ecuación estimada la tasa pasiva, activa, M1 y la dummy presentan una relación inversa; es decir, a medida que estas variables aumentan en una unidad el PIB disminuye. Por el contrario, la variable M2 tiene un signo positivo lo que indica una relación directa; es decir, a medida que la masa monetaria en M2 aumenta el PIB también lo hará.

VALIDACIÓN DEL MODELO

Luego de realizado el diagnóstico y establecido que el modelo tres es el que tiene el mejor ajuste con todas las variables estadísticamente significativas se procedió a la validación donde se aplicaron pruebas estadísticas al modelo y los errores, para comprobar que el modelo está correctamente especificado a través de la prueba de Reset Ramsay; si los errores siguen una distribución normal para lo que se aplicó la prueba de Jarque-Bera; asimismo se comprobó que no existía heterocedasticidad mediante el Test de White. Por otra parte, se evaluó que no existiera correlación entre las variables independientes aplicando para ello el contraste de multicolinealidad. Por último, la correlación serial se comprobó por medio del contraste de Breusch-Godfrey y el estadístico de Durbin-Watson.

SUPUESTO DE CORRECTA ESPECIFICACIÓN

El supuesto de correcta especificación permite identificar errores de especificación u omisión de variables en los modelos de regresión lineal. Por lo cual, nos basamos en la hipótesis nula (H_0) que indica

que si el p-valor es mayor a >0.05 , el modelo está correctamente especificado; mientras que la hipótesis alternativa (H_1) plantea que si el p-valor es menor a <0.05 existe errores de especificación.

Tabla 4. Supuesto de correcta especificación de Reset Ramsay

| Estadísticos | Resultado |
|----------------------------|-----------|
| Estadístico de contraste F | 2,232384 |
| P-Valor | 0,116 |

Nota. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024)

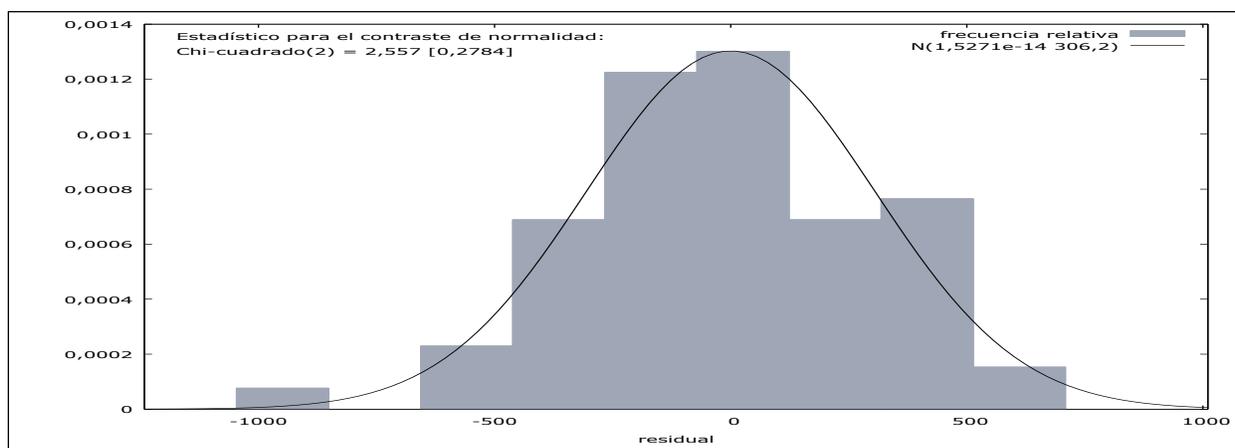
En la Tabla 4 observamos que el estadístico de prueba asociado al p valor del contraste es de 0,116 y dicho valor contraponiéndolo con el planteamiento de la hipótesis demuestra que se acepta la hipótesis nula en donde no existe errores en la especificación del modelo y se rechaza la alternativa, por lo tanto, cumple con el supuesto establecido.

CONTRASTE DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS

En la Gráfica 2 se observa la distribución de los residuos del modelo. Se evalúa mediante la prueba de Jarque-Bera donde la hipótesis nula (H_0) indica que si el p-valor es mayor a >0.05 , los errores siguen una distribución normal; contrario a esto, la hipótesis alternativa (H_1) señala que si el p-valor es menor a <0.05 no hay normalidad en los residuos del modelo.

Figura 2.

Contraste de normalidad de los residuos del modelo de Jarque-Bera



Nota. Contraste de hipótesis nula de distribución normal: Chi-cuadrado (2)=2,557 con valor p 0,2784. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024).

En la Figura 2 se observa el p-valor asociado al estadístico de prueba evidenciando que es superior al 0,05 del nivel de significancia estadística (0,27842) por lo que se acepta la hipótesis nula y se rechaza la alternativa concluyendo que los errores del modelo siguen una distribución normal. Este resultado se contrasta de forma gráfica al observar cómo los residuos del modelo se distribuyen de manera normal, sin

ningún sesgo contundente en las colas y entre la campana de Gauss, por ende, la hipótesis nula es aceptada y rechazada la alternativa.

SUPUESTO DE HETEROCEDASTICIDAD

Este supuesto lo que indica es que el conjunto residual debe tener una forma constante y homogénea. Para comprobar la no existencia de heterocedasticidad se aplicó el contraste de White y de Breusch-Pagan, donde para ambos casos la hipótesis nula (H_0) indica que si el p-valor es mayor a >0.05 , los errores no adolecen de heteroscedasticidad, es decir hay homocedasticidad; en contraparte, la hipótesis alternativa (H_1) señala que si el p-valor es menor a <0.05 si existe problemas de heteroscedasticidad.

Tabla 5. Supuesto de Heterocedasticidad de White y Breusch-Pagan

| <i>Estadísticos</i> | <i>White</i> | <i>Breusch-Pagan</i> |
|--|----------------|----------------------|
| <i>Estadístico de contraste TR^2/LM</i> | <i>12,5612</i> | <i>7,420754</i> |
| <i>P-Valor</i> | <i>0,636</i> | <i>0,191</i> |

Nota. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024)

En la Tabla 5 se configura que el p-valor asociado al estadístico de las dos pruebas realizadas son de 0,6361 y 0,191 respectivamente, siendo mayor que la significancia estadística de 0,05, con lo que se comprueba que los residuos del modelo son homogéneos y no tienen problemas de heterocedasticidad por lo tanto se acepta la hipótesis nula y se rechaza la hipótesis alternativa.

SUPUESTO DE MULTICOLINEALIDAD

En dicho supuesto mediremos el hecho de que las variables independientes no pueden relacionarse entre ellas mismas, quiere decir, que en nuestro modelo lineal las tasas de interés activa y pasiva y la masa monetaria (M1 y M2) no deben estar correlacionadas respetando el supuesto de dependencia de las variables.

Tabla 6. Supuesto de Multicolinealidad

```

Factores de inflación de varianza (VIF)
Mínimo valor posible = 1.0
Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad

  d_tasa_pas    1,107
  d_tasa_act    1,052
    d_m1        1,803
    d_m2        2,249
    d202        1,695

VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), donde R(j) es el coeficiente de correlación múltiple
entre la variable j y las demás variables independientes
    
```

Nota. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024).

Esta prueba parte de la condición de que el Factor de Inflación de la Varianza (VIF) debe ser menor a 10 para concluir que no existe correlación entre variables independientes. Los resultados de la Tabla 6 del supuesto indican que todas las variables del modelo tienen valores inferiores a 10, lo que permite

establecer que no existe correlación y por lo tanto no se evidencia problemas de multicolinealidad en el modelo.

SUPUESTO DE CORRELACIÓN SERIAL

Cada serie no puede estar en función de su propio pasado, si estas están correlacionadas con su pasado no es estacionaria y no es ruido blanco, anulando el uso del modelo puesto que si se utilizasen los datos se cometería el error de serie espuria. En este caso para comprobar la no correlación serial se aplicaron el Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación y el estadístico de Durbin-Watson.

Tabla 7. Contraste de Correlación Serial de Breusch-Godfrey y Durbin-Watson

```

MCO, usando las observaciones 2007:2-2023:4 (T = 67)
Variable dependiente: uhat
-----
                coeficiente      Desv. típica      Estadístico t      valor p
-----
const          -11,4925           54,0266           -0,2127           0,8324
d_tasa_pas     96,9025           158,824          0,6101           0,5444
d_tasa_act     6,27290           70,9997          0,08835          0,9299
d_m1           0,0176607         0,0883741        0,1998           0,8424
d_m2           0,00333654        0,0438654        0,07606          0,9397
d202          -16,7406          450,862          -0,03713         0,9705
uhat_1         0,196180          0,137073         1,431            0,1582
uhat_2         -0,177673         0,158547         -1,121           0,2675
uhat_3         0,112526          0,161729         0,6958           0,4896
uhat_4         -0,0720654        0,156679         -0,4600          0,6474
uhat_5         0,0270171         0,162621         0,1661           0,8687
uhat_6         -0,0264716        0,160376         -0,1651          0,8695
uhat_7         -0,207211         0,171425         -1,209           0,2321
uhat_8         0,204222          0,160682         1,271            0,2093

R-cuadrado = 0,099139

Estadístico de contraste: LMF = 0,729076,
con valor p = P(F(8,53) > 0,729076) = 0,665

Estadístico alternativo: TR^2 = 6,642312,
con valor p = P(Chi-cuadrado(8) > 6,64231) = 0,576

Ljung-Box Q' = 4,3149,
con valor p = P(Chi-cuadrado(8) > 4,3149) = 0,828

Estadístico de Durbin-Watson = 1,72574

H1: positive autocorrelation
valor p = 0,130567
H1: negative autocorrelation
valor p = 0,869433
    
```

Nota. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024).

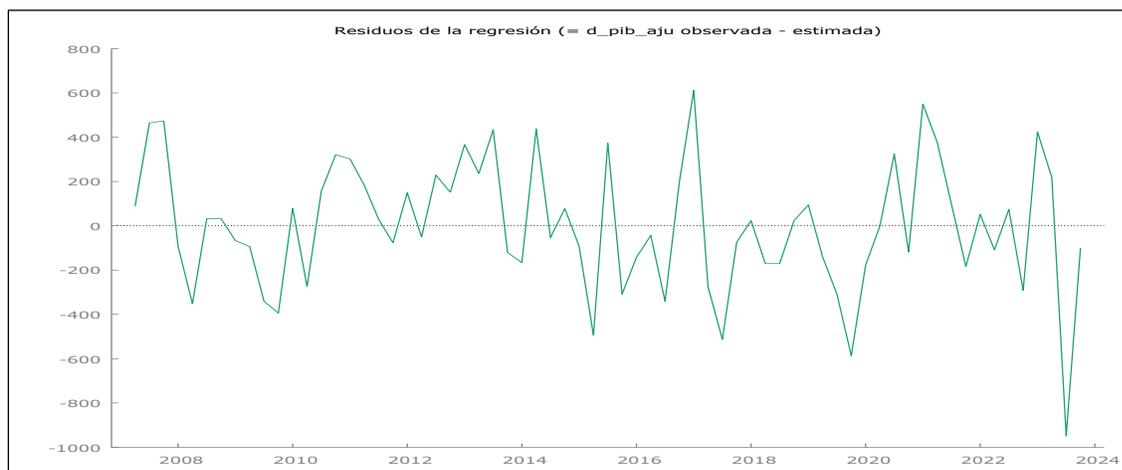
El resultado obtenido en el contraste de Breusch-Godfrey de autocorrelación es un p-valor de 0,829, que es superior al nivel de significancia estadística, por lo que se comprueba la ausencia de correlación serial en los residuos del modelo. La prueba de Durbin Watson explica que los errores del modelo estimado no tienen problemas de autocorrelación de primer orden. El resultado obtenido está cercano a 2 (1,725). En teoría las colas de extremo son de 4 y -4, el centro es el número 2 y si los valores tienden a 2 tanto de forma negativa como positiva se comprueba que no hay autocorrelación, pero si se acercan a 4 o -4 entonces las series están auto correlacionadas.

VALIDACIÓN DE LOS RESIDUOS DEL MODELO

El gráfico de los residuos en función del tiempo comprueba la pertinencia del modelo ajustado e identificar si existiese algún tipo de inconveniente en la especificación.

Figura 3.

Gráfico de los residuos del modelo



Nota. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024).

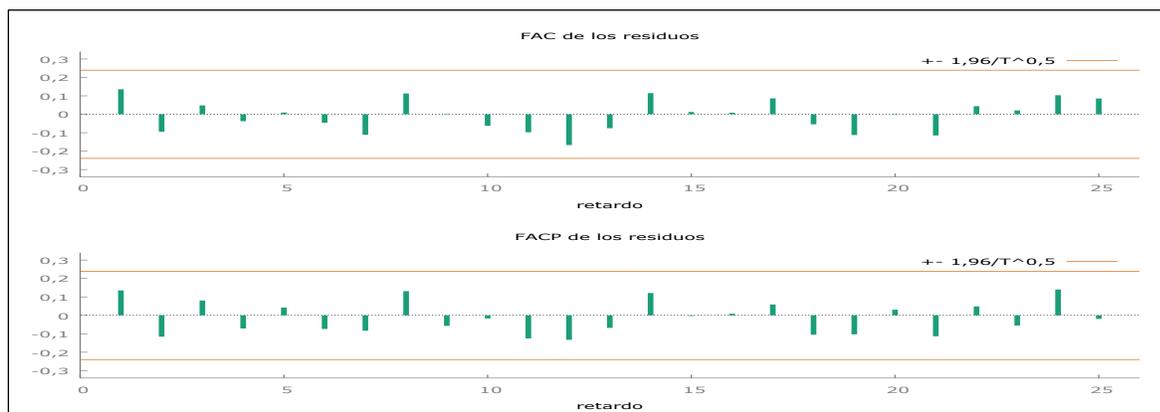
En la Figura 3 vemos que los residuos están en torno a una media cero, en su gran mayoría los picos no sobresalen la secuencia sin demostrar que haya algún problema de tendencia o estacionalidad, por lo tanto, concluimos que el modelo presentado tiene suficiente información para evidenciar que no tiene problemas sistemáticos en su serie.

CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DEL MODELO

El correlograma muestra las correlaciones entre los valores residuales del modelo en diferentes retardos (lags). Cuando los residuos se encuentran dentro de la banda de confianza del correlograma, indica que no hay correlación significativa entre ellos, lo que sugiere que los residuos son independientes entre sí. Este resultado es consistente con la Gráfica 4, donde se evidencia claramente que todos los retardos están dentro de la banca de confianza, lo que da cumplimiento del supuesto de independencia de los errores en el modelo, mostrándose estar correctamente especificado y sin evidencia de patrones en los residuos que puedan sugerir que se están omitiendo variables o que el modelo esté mal ajustado.

Figura 4.

Correlograma de los Residuos del modelo



Nota. Elaboración a partir de datos del Banco Central (2024).

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos en esta investigación determinan una significancia estadística de las variables independientes con impactos positivos y negativos en el comportamiento del PIB en Ecuador; sin embargo, la correlación es más fuerte entre el PIB y los indicadores M1 y M2 de masa monetaria que con las tasas de interés, resultado consistente con lo que sostiene (Orlik, 2012). En esta línea Guncay y Pérez (2019) señalaron que el comportamiento de las tasas de interés tiene una influencia en la evolución del crédito en la economía, que a su vez condiciona la masa monetaria y el aumento de la producción en el país, validándose con los resultados obtenidos de Pietrucha (2021) al examinar los factores que influyen en la proporción de efectivo respecto al PIB, encontrando que las tasas de interés (que fluctuó entre el 4% y el 5%) con una reducción de casi a cero, provocó un aumento del 3% en el uso de efectivo e incentivó el consumo privado.

En contraparte, (Proaño-Rivera y Terreros-Palacios, 2023) explican que la baja correlación que tienen las tasas de interés con respecto al PIB deja claro que las políticas y/o medidas no han sido suficientes para lograr que los agentes económicos satisfagan la demanda de dinero que les permita impulsar la inversión, por lo tanto, esta situación ha afectado a su vez a algunos indicadores como el acceso al crédito, consumo, la inversión, y no contribuyen al desarrollo económico (Rosas, 2024). Asimismo, la baja participación internacional en el sistema financiero privado y la necesidad de incorporar herramientas modernas para la gestión de tasas de interés se presentan como desafíos actuales y futuros (Katusiime, 2021).

La relación entre variables macroeconómicas y las tasas de interés en distintos contextos como el estudio de Osińska et al. (2018) y; Caravaggio y Carnazza (2021) muestran cómo factores como la deuda/PIB y el índice de precios al consumidor afectan el comportamiento de las tasas de interés en Europa, con efectos diferenciados a corto y largo plazo. En contraste, Hossain y Lalon (2024) y Abusharbeh (2020) evidencian la influencia de indicadores como el tamaño del banco y la rentabilidad sobre las tasas de interés en economías emergentes. Exponiendo que, las tasas de interés dependen no solo de la política monetaria aplicada en cada región, sino también de la estructura financiera subyacente y el rol de las instituciones bancarias en la canalización del crédito y la liquidez. Mientras que el crecimiento económico y uso del efectivo medido por el desarrollo de los mercados de valores dependen de la estabilidad económica y las

políticas monetarias. Pietrucha (2021) señala que una política expansiva en crisis aumenta el uso de efectivo y el consumo, incidiendo en la liquidez y el crédito.

Para estos estudios, la estrategia econométrica implementada evalúa de manera efectiva la relación causal entre las variables consideradas; sin embargo, la diferencia de esta investigación radica en que se llega a resultados consistentes sobre el efecto que tienen las tasas de interés y los indicadores de masa monetaria M1 y M2 en el comportamiento del PIB en Ecuador, debido a que a significancia individual y conjunta de las variables; además de la bondad de ajuste, a través del coeficiente de determinación R^2 ajustado, evidencian que el comportamiento del PIB en Ecuador se explica en un 79,2% por los indicadores señalados.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abusharbeh, M. (2020). Determinants of Islamic bank financing in the Middle East: Vector Error Correction Model (VECM). *Investment Management and Financial Innovations*, 17(4), 285-298. [https://doi.org/10.21511/imfi.17\(4\).2020.25](https://doi.org/10.21511/imfi.17(4).2020.25)
- Akram, T., & Li, H. (2020). An Inquiry Concerning Long-term US Interest Rates Using Monthly Data. *Applied Economics, Taylor & Francis Journals*, 52(24), 2594-2621. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1693696>
- Avaviri, D., Villa, J., y Quispe, M. (2021). Los ciclos económicos en el crecimiento. Un estudio para Ecuador. *Revista Inclusiones*, 8(Número especial), 77-92. <https://www.revistainclusiones.org/index.php/inclu/article/view/219>
- Banco Central del Ecuador . (2024, Diciembre 18). *Información estadística mensual No. 2074*. <https://contenido.bce.fin.ec/documentos/PublicacionesNotas/Catalogo/IEMensual/Indices/m2074122024.html>
- Banco Central del Ecuador. (2024). *Instructivo de Tasas de Interés del Banco Central del Ecuador*. Dirección de Procesos, Calidad e Innovación. https://contenido.bce.fin.ec/home1/economia/tasas/Instructivo_TIAbril2023.pdf
- Berrones, S., & Díaz, J. (2021). Las consecuencias económicas del Covid-19 en la economía ecuatoriana. *Cuestiones Económicas*, 31(3), 36-36. <https://doi.org/10.47550/RCE/MEM/31.54>
- Caravaggio, N., & Carnazza, G. (2022). The Italian nominal interest rate conundrum: a problem of growth or public finance? *Structural Change and Economic Dynamics*, 62, 313-326. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.05.014>
- Chicco, D., Starovoitov, V., & Jurman, G. (2021). The Benefits of the Matthews Correlation Coefficient (MCC) Over the Diagnostic Odds Ratio (DOR) in Binary Classification Assessment. *IEEE Access*, 9, 47112-47124. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2021.3068614>
- Fernández, G. (2001). ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA SOSTENIBILIDAD EXTERNA: EL CASO DE ECUADOR. *El Trimestre Económico*, 68(269), 135-153. <https://www.jstor.org/stable/20857052>
- Friero, L., & Sánchez, B. (2021). Ecuador: el neoliberalismo por sorpresa. *Revista Argentina de Ciencia Política*, 1(26), 125-164. <https://publicaciones.sociales.uba.ar/index.php/revistaargentinienciapolitica/article/view/6665>
- García Salazar, M. A., & López Salazar, J. L. (2022). Política económica: Política monetaria ecuatoriana en dolarización. *Imaginario Social*, 5(1), 174-191. <https://revista-imaginariosocial.com/index.php/es/article/view/77>

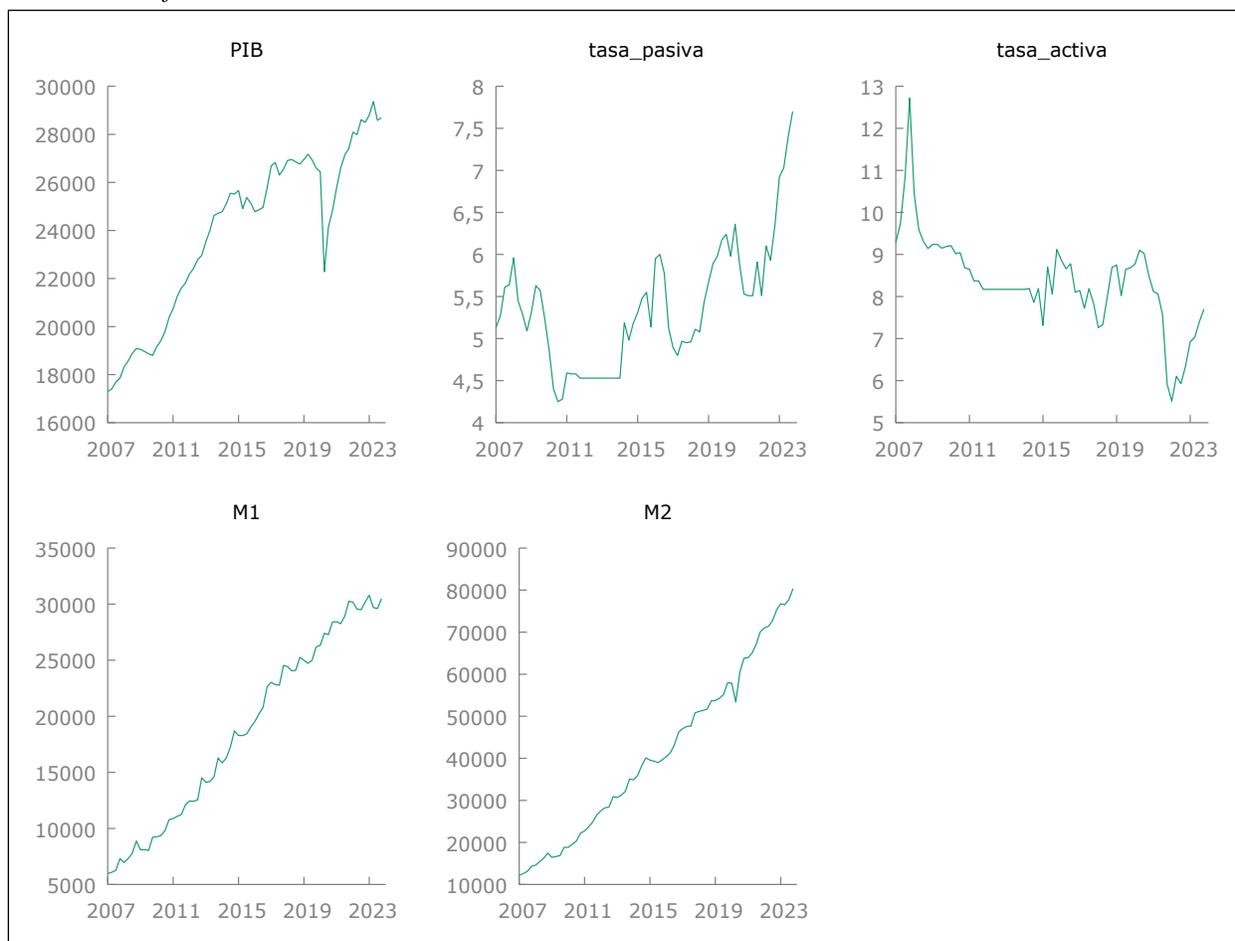
- García-Mayoral, Á. (2023). Agotamiento del modelo neoliberal en Ecuador: la caída de Guillermo Lasso. *Análisis Carolina*(10). https://doi.org/10.33960/AC_10.2023
- Guncay, C., & Pérez, D. (2019). Endogeneidad de la oferta monetaria en Ecuador : Un análisis desde la visión Post-keynesiana. *CUESTIONES ECONÓMICAS*, 29(1), 75-114. <https://estudioeconomicos.bce.fin.ec/index.php/RevistaCE/article/view/37/42>
- Hernández Lalind, J. D., Espinosa Castro, F., Rodríguez, J., Chacón Rangel, J. G., Toloza Sierra, C. A., Arenas Torrado, M. K., . . . Bermúdez Pirela, V. J. (2018). Sobre el uso adecuado del coeficiente de correlación de Pearson: definición, propiedades y suposiciones. *Archivos Venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 37(5), 587-595. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=55963207025>
- Hernández, R., Fernández, C., y Baptista, P. (2014). *Metodología de la investigación*. Mc Graw Hill. <https://www.esup.edu.pe/wp-content/uploads/2020/12/2.%20Hernandez,%20Fernandez%20y%20Baptista- Metodolog%C3%ADa%20Investigacion%20Cientifica%206ta%20ed.pdf>
- Holston, K., Laubach, T., & Williams, J. (2017). Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants. *Journal of International Economics*, 108(1), 559-575. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.01.004>
- Hossain, A., & Lalon, R. M. (2024). An Empirical Investigation on the Determinants of Interest Rate Spread of Commercial Banks in Bangladesh. *International Journal of Economics and Financial*, 14(6), 97-103. <https://doi.org/10.32479/ijefi.16854>
- Jácome, L. (1994). De la inflación crónica a la inflación moderada en el Ecuador. *Revista de la Cepal*(52), 119-132. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/1a6bb8fb-cdd1-41b4-835b-179dc4f8888b/content>
- Katusiime, L. (2021). COVID 19 and Bank Profitability in Low Income Countries: The Case of Uganda. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(12), 588. <https://doi.org/10.3390/jrfm14120588>
- Keswani, S., Puri, V., & Jha, R. (2024). Relationship among macroeconomic factors and stock prices: cointegration approach from the Indian stock market. *COGENT ECONOMICS & FINANCE, Taylor & Francis*, 12(1). <https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2355017>
- Laubach, T., & Williams, J. C. (2003). Measuring the natural rate of interest. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063 - 1070. <https://doi.org/10.1162/003465303772815934>
- Mera, V.-I., Pop Silaghi, M. I., & Turcu, C. (2019). Economic Sentiments and Money Demand Stability in the CEECs. *Open Economies Review*, 31, 343–369. <https://doi.org/10.1007/s11079-019-09558-2>

- Nguyen, K. Q. (2022). Determinants of stock market modern development: Evidence from Vietnam. *Journal of Eastern European and Central Asian Research*, 9(6), 951–964. <https://doi.org/10.15549/jeecar.v9i6.987>
- Oleas-Montalvo, J. (2020). ECUADOR: LA ECONOMÍA POLÍTICA DEL FERIADO BANCARIO (8-12 DE MARZO DE 1999). *Revista Uruguaya de Historia Económica*, 17(XVII), 49–67. <https://doi.org/doi.org/10.47003/RUHE/10.17.03>
- Ordeñana, X. (2011). El impacto de la dolarización en la economía ecuatoriana, once años después de su implementación. *Retos. Revista de Ciencias de la Administración y Economía*, 1(2), 79-85. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=504550952006>
- Orellana, M. (2011). Hechos estilizados del ciclo económico de Ecuador: 1990-2009. *Universitas*, 8(15), 53-84. <https://doi.org/10.17163/uni.n15.2011.02>
- Orlik, N. (2012). Tasas de interés, demanda efectiva y crecimiento económico. *Economía Unam*, 9(25), 74-93. <https://doi.org/https://doi.org/10.22201/fe.24488143e.2012.25.135>
- Osińska, M., Kufel, T., Błazejowski, M., & Kufel, P. (2018). Modeling mechanism of economic growth using threshold autoregression models. *Empirical Economics*, 58, 1381–1430. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1560-2>
- Pérez-Rolo González, M. (2016). Ecuador y Alianza País. *Revista Estudios del Desarrollo Social: Cuba y América Latina*, 4(1), 53-65. http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S2308-01322016000100004
- Pietrucha, J. (2021). Drivers of the Cash Paradox. *Risks*, 9(12), 227. <https://doi.org/10.3390/risks9120227>
- Pradhan, A. K., & Hiremath, G. S. (2017). THE CAPITAL FLIGHT FROM INDIA: A CASE OF MISSING WOODS FOR TREES? *The Singapore Economic Review*, 62(2), 19. <https://doi.org/10.1142/S0217590816500429>
- Proaño-Rivera, B., y Terreros-Palacios, J. (2023). La fijación de las tasas de interés y sus factores explicativos en el Ecuador. *Revista Académica Decisión Gerencial*, 2(6), 31-43. <https://decisiongerencial.ucacue.edu.ec/index.php/decisiongerencial/article/view/45/86>
- Quinde-Rosales, V., y Bucaram-Leverone, R. (2018). Relación de causalidad entre el índice de precios al productor y el índice de precios al consumidor:: Caso Ecuador. *Actualidad Económica*, 27(93), 5-14., 27(93), 5-14. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/acteconomica/article/view/19140>
- Quintana, L., y Mendoza, M. (2016). *Econometría aplicada utilizando R*. Universidad Nacional Autónoma de México.
- Rosas, J. (2024). Efecto de las tasas de interés en la economía local: análisis comparativo EcuadorPanamá. *SINAPSIS*, 24(1). <https://revistas.itsup.edu.ec/index.php/sinapsis/article/view/999>

- Růčková, P., & Škuláňová, N. (2021). The Determination of Financial Structure in Agriculture, Forestry and Fishing Industry in Selected Countries of Central and Eastern Europe. *E&M Economics and Management*, 24(3), 58-78. <https://doi.org/10.15240/tul/001/2021-03-004>
- Sánchez Vargas, A., & López-Herrera, F. (2020). Tasa de política monetaria en México ante los efectos de Covid-19. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 15(3), 295-311. <https://doi.org/10.21919/remef.v15i3.514>
- Sarango, D. (2021). Influencia de la tasa de interes sobre la inversión extrajera directa, durante el periodo 1990-2016: un análisis de cointegración a nivel global. *Revista Económica*, 9(2), 55-65. <https://revistas.unl.edu.ec/index.php/economica/article/view/1210>
- Siregar, R., Juhro, S. M., & Trisnanto, B. (2022). Exchange Rate Policy and Capital Flow Management. In S. M. Juhro, & P. Warjiyo (Eds.), *Central Bank Policy Mix: Issues, Challenges, and Policy Responses* (pp. 51-72). https://doi.org/10.1007/978-981-16-6827-2_4
- Siska, E., Duraipandi, O., & Widodo, P. (2023). Determinants of Indonesian stock market development: Implementation of an ARDL bound testing approach". *Investment Management and Financial Innovations*, 20(4), 69-82. [https://doi.org/10.21511/imfi.20\(4\).2023.07](https://doi.org/10.21511/imfi.20(4).2023.07)
- Stock, J., y Watson, M. (2012). *Introducción a la econometría (3era. Edición)*. Pearson.
- Tenemea-Guerrero, J. E., Moreno-Narváez, V. P., & Vásconez-Acuña, L. G. (2020). Gestión del riesgo crediticio en el sistema financiero popular y solidario bajo la coyuntura COVID-19. *CIENCIAMATRIA*, 2(6), 397-426. <https://doi.org/10.35381/cm.v6i2.374>
- Upendra, S., Abbaiah, R., & Balasiddamani, P. (2023). Chow Test: Detecting Structural Changes in Regression Models. *International Journal of Research Publication and Reviews*, 4(9), 2121-2123. <https://www.ijrpr.com/archive.php?volume=4&issue=9>
- Urdaneta Montiel, A. J., & García Saltos, M. B. (2023). *Historia de las Instituciones Financieras en América Latina y el Caribe*. DIGRÁFICA. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/libro?codigo=975742>
- Zambrano Córdova, E. (2016). External Shocks on a Dollarized Economy: an Empirical Evidence From Ecuador. *Cuestiones Económicas*, 26(2), 26-26. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8488700>

ANEXOS

Anexo 1. Gráficos de las variables con datos en nivel



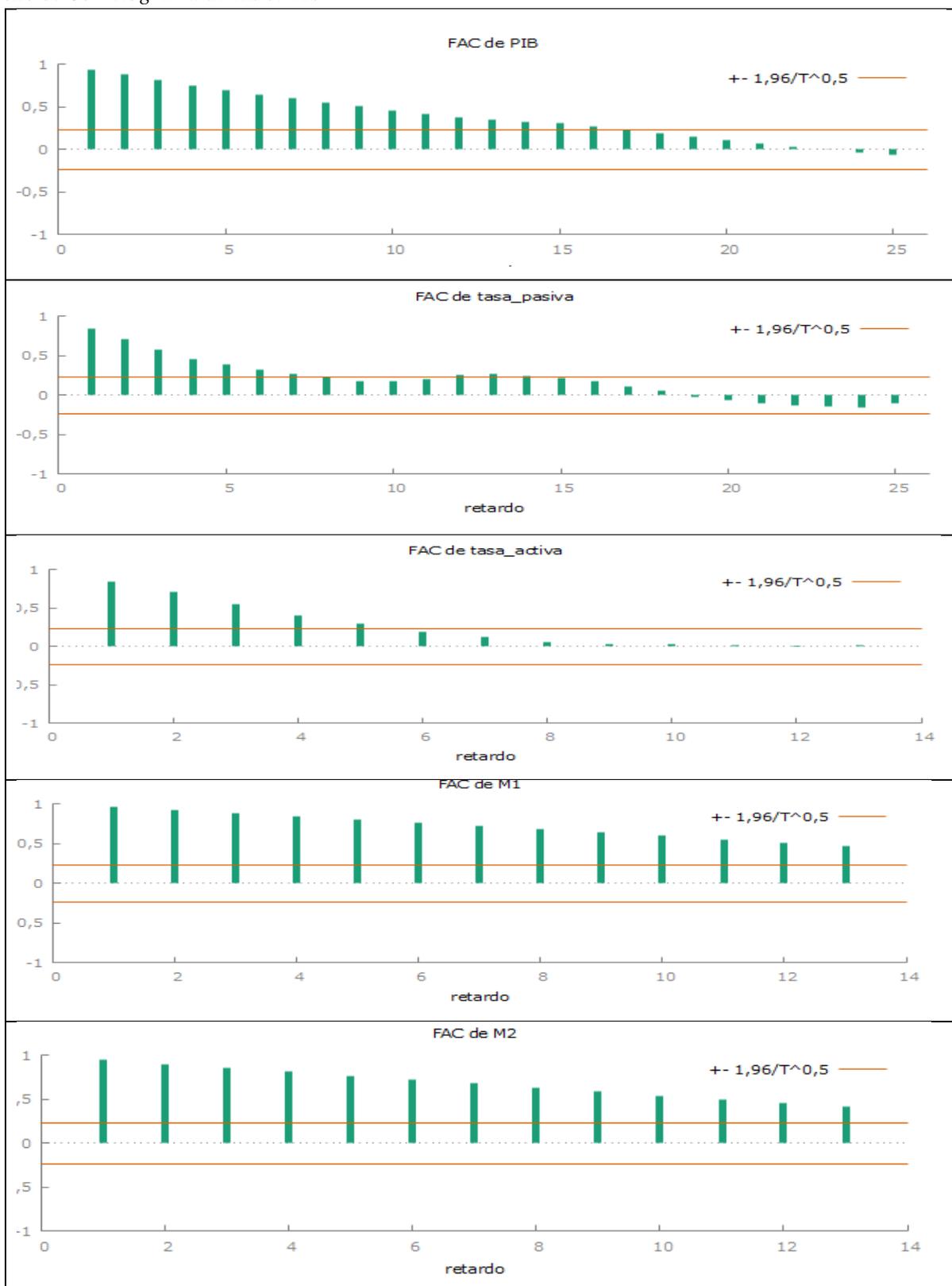
Nota. Se observa problemas de tendencia en las variables.

Anexo 2. Prueba de Dicky-Fuller aumentada para raíz unitaria.

| | |
|---|--|
| <p>Contraste aumentado de Dickey-Fuller para PIB contrastar hacia abajo desde 10 retardos, con el criterio AIC tamaño muestral 67 la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$</p> <p>contraste con constante incluyendo 0 retardos de (1-L)PIB modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,0328088 estadístico de contraste: $\tau_{c(1)} = -1,3863$ valor p asintótico 0,5907 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,099</p> <p>con constante y tendencia incluyendo 0 retardos de (1-L)PIB modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,135242 estadístico de contraste: $\tau_{ct(1)} = -2,18751$ valor p asintótico 0,496 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,041</p> | <p>Contraste aumentado de Dickey-Fuller para tasa_pasiva contrastar hacia abajo desde 10 retardos, con el criterio AIC tamaño muestral 67 la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$</p> <p>contraste con constante incluyendo 0 retardos de (1-L)tasa_pasiva modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,000893991 estadístico de contraste: $\tau_{c(1)} = -0,0171311$ valor p asintótico 0,956 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,022</p> <p>con constante y tendencia incluyendo 2 retardos de (1-L)tasa_pasiva modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,135949 estadístico de contraste: $\tau_{ct(1)} = -1,9416$ valor p asintótico 0,6324 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,008 diferencias retardadas: $F(2, 60) = 1,503 [0,2307]$</p> |
| <p>Contraste aumentado de Dickey-Fuller para tasa_activa contrastar hacia abajo desde 10 retardos, con el criterio AIC tamaño muestral 67 la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$</p> <p>contraste con constante incluyendo 0 retardos de (1-L)tasa_activa modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,147379 estadístico de contraste: $\tau_{c(1)} = -2,29651$ valor p asintótico 0,1731 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,004</p> <p>con constante y tendencia incluyendo 5 retardos de (1-L)tasa_activa modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,347893 estadístico de contraste: $\tau_{ct(1)} = -3,30317$ valor p asintótico 0,06566 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,012 diferencias retardadas: $F(5, 54) = 1,374 [0,2487]$</p> | <p>Contraste aumentado de Dickey-Fuller para M1 contrastar hacia abajo desde 10 retardos, con el criterio AIC tamaño muestral 63 la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$</p> <p>contraste con constante incluyendo 4 retardos de (1-L)M1 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,00826781 estadístico de contraste: $\tau_{c(1)} = -1,02746$ valor p asintótico 0,7457 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,100 diferencias retardadas: $F(4, 57) = 13,622 [0,0000]$</p> <p>con constante y tendencia incluyendo 4 retardos de (1-L)M1 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,178367 estadístico de contraste: $\tau_{ct(1)} = -1,8146$ valor p asintótico 0,6979 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,075 diferencias retardadas: $F(4, 56) = 11,814 [0,0000]$</p> |
| <p>Contraste aumentado de Dickey-Fuller para M2 contrastar hacia abajo desde 10 retardos, con el criterio AIC tamaño muestral 65 la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$</p> <p>contraste con constante incluyendo 2 retardos de (1-L)M2 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ valor estimado de $(a - 1)$: 0,0195172 estadístico de contraste: $\tau_{c(1)} = 2,21676$ valor p asintótico 1 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,070 diferencias retardadas: $F(2, 61) = 7,885 [0,0009]$</p> <p>con constante y tendencia incluyendo 2 retardos de (1-L)M2 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ valor estimado de $(a - 1)$: -0,0894269 estadístico de contraste: $\tau_{ct(1)} = -1,1485$ valor p asintótico 0,9194 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,055 diferencias retardadas: $F(2, 60) = 5,522 [0,0063]$</p> | |

Nota. Se evidencia problemas de raíz unitaria en todas las variables por que el p-valor es mayor a 0,05.

Anexo 3. Correlograma de las series



Nota. Se evidencia problemas de raíz unitaria en todas las variables por que el p-valor es mayor a 0,05.

Anexo 4. Modelo con inclusión de variable inflación

| Modelo 5: MCO, usando las observaciones 2007:2-2023:4 (T = 67) | | | | | |
|--|-------------|-----------------------|---------------|-----------|-----|
| Variable dependiente: d_PIB | | | | | |
| | coeficiente | Desv. típica | Estadístico t | valor p | |
| const | 126,187 | 50,6045 | 2,494 | 0,0154 | ** |
| d_tasa_pasiva | -492,520 | 137,308 | -3,587 | 0,0007 | *** |
| d_tasa_activa | -200,294 | 65,4271 | -3,061 | 0,0033 | *** |
| d_M1 | -0,318120 | 0,0777472 | -4,092 | 0,0001 | *** |
| d_M2 | 0,215923 | 0,0398151 | 5,423 | 1,10e-06 | *** |
| d_inflacion | -47,1109 | 38,9391 | -1,210 | 0,2311 | |
| Dummy202 | -3030,88 | 400,164 | -7,574 | 2,62e-010 | *** |
| Media de la vble. dep. | 170,1660 | D.T. de la vble. dep. | 671,8365 | | |
| Suma de cuad. residuos | 5583077 | D.T. de la regresión | 305,0431 | | |
| R-cuadrado | 0,812586 | R-cuadrado corregido | 0,793844 | | |
| F(6, 60) | 43,35774 | Valor p (de F) | 5,08e-20 | | |
| Log-verosimilitud | -474,6426 | Criterio de Akaike | 963,2852 | | |
| Criterio de Schwarz | 978,7180 | Crit. de Hannan-Quinn | 969,3920 | | |
| rho | 0,203246 | Durbin-Watson | 1,588531 | | |

Nota. La variable inflación no es estadísticamente significativa, su p-valor es menor a 0,05.

Anexo 5. Prueba de cambio estructural de Chow en modelo de variables diferenciadas

| |
|---|
| Contraste de Chow de diferencia estructural con respecto a d202 |
| F(1, 61) = 56,7384 con valor p 0,0000 |

Nota. El-valor es menor a 0,05 confirmando cambio estructural en trimestre 2020.2