



## La sostenibilidad fiscal en el Ecuador 2003-2023. Aplicación del modelo de Markov (MS-ARDL)

## The sustainability fiscal in Ecuador 2003-2023. Application of the Markov model (MS-ARDL)

Patricio Miguel Baculima-Cuesta

*Universidad de Cuenca, Cuenca, Ecuador*

[patricio.baculimac@ucuenca.edu.ec](mailto:patricio.baculimac@ucuenca.edu.ec)

<https://orcid.org/0009-0007-6240-3154>

<https://ror.org/04r23zn56>

Francis Patricio Moya-Ochoa

*Universidad de Cuenca, Cuenca, Ecuador*

[francisp.moya@ucuenca.edu.ec](mailto:francisp.moya@ucuenca.edu.ec)

<https://orcid.org/0009-0002-1934-4295>

<https://ror.org/04r23zn56>

Karen Michelle Luzuriaga-Atarihuana

*Universidad de Cuenca, Cuenca, Ecuador*

[karenm.luzuriaga@ucuenca.edu.ec](mailto:karenm.luzuriaga@ucuenca.edu.ec)

<https://orcid.org/0009-0000-8357-9369>

<https://ror.org/04r23zn56>

Luis Santiago Sarmiento-Moscoso

*Universidad de Cuenca, Cuenca, Ecuador.*

[santiago.sarmiento@ucuenca.edu.ec](mailto:santiago.sarmiento@ucuenca.edu.ec)

<https://orcid.org/0000-0002-1527-9898>

<https://ror.org/04r23zn56>

Recepción: 27/01/2026 | Aceptación: 16/04/2026 | Publicación: 30/05/2026

### Cómo citar (APA, séptima edición):

Baculima-Cuesta, P., Moya-Ochoa, F., Luzuriaga-Atarihuana, K., & Sarmiento-Moscoso, L. (2026). La sostenibilidad fiscal en el Ecuador 2003-2023. Aplicación del modelo de Markov (MS-ARDL). *INNOVA Research Journal*, 11(2), 66-91. <https://doi.org/10.33890/innova.v11.n2.2026.2934>

## Resumen

El objetivo de este estudio es analizar la sostenibilidad fiscal en Ecuador, evaluando la relación entre la deuda pública y el crecimiento económico, así como los umbrales a partir de los cuales dicha relación se vuelve negativa. Para ello, se emplea una metodología cuantitativa con un enfoque correlacional, utilizando un modelo de cambio de régimen de Markov (MS-ARDL) que permite identificar transiciones entre diferentes estados fiscales, considerando datos trimestrales del periodo 2003–2023 provenientes del Banco Central del Ecuador. Las variables analizadas incluyen el Producto Interno Bruto (PIB), el stock de deuda como porcentaje del PIB, y los ingresos y erogaciones del sector público no financiero. Los resultados muestran que la sostenibilidad fiscal en Ecuador está marcada por ciclos alternantes de disciplina fiscal, con una duración promedio de 7,85 trimestres para la sostenibilidad débil y 10,54 trimestres para la sostenibilidad fiscal fuerte. Además, se identifican umbrales de deuda que afectan negativamente el crecimiento económico, confirmando que la deuda excesiva puede obstaculizar el desarrollo. El estudio contribuye a la literatura sobre sostenibilidad fiscal al aplicar un modelo de cambio de régimen adaptado al contexto ecuatoriano y resalta la importancia de mantener superávits primarios para evitar la acumulación insostenible de deuda. En conclusión, se destaca la necesidad de una política fiscal que garantice superávits primarios consistentes y evite la acumulación insostenible de deuda, favoreciendo así un crecimiento económico sostenible a largo plazo.

**Palabras claves:** deuda pública, política fiscal, alivio de la deuda.

**JEL:** C32, E62, O23

## Abstract

The aim of this study is to analyze fiscal sustainability in Ecuador by evaluating the relationship between public debt and economic growth, as well as identifying the thresholds at which this relationship becomes negative. To achieve this, a quantitative methodology with a correlational approach is employed, utilizing a Markov Switching Error Correction Model (MS-ARDL) to identify transitions between different fiscal states. The analysis is based on quarterly data from the period 2003–2023, provided by the Central Bank of Ecuador. The variables analyzed include Gross Domestic Product (GDP), the stock of debt as a percentage of GDP, and the revenues and expenditures of the non-financial public sector. The results show that fiscal sustainability in Ecuador is characterized by alternating cycles of fiscal discipline, with an average duration of 7.85 quarters for fiscal weak sustainability and 10.54 quarters for fiscal sustainability. Additionally, debt thresholds that negatively impact economic growth are identified, confirming that excessive debt can hinder development. This study contributes to the literature on fiscal sustainability by applying a regime-switching model adapted to the Ecuadorian context and highlights the importance of maintaining primary surpluses to avoid the unsustainable accumulation of debt. In conclusion, the study emphasizes the need for fiscal policies that ensure consistent primary surpluses and prevent the unsustainable accumulation of debt, thereby fostering long-term sustainable economic growth.

**Keywords:** public debt, fiscal policy, debt relief.

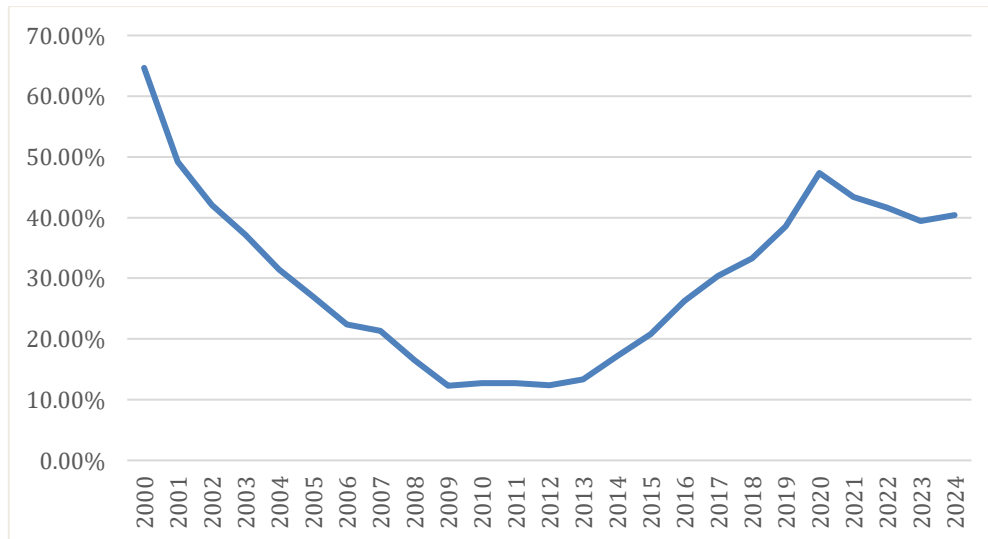
## 1. Introducción

En las últimas décadas, la sostenibilidad fiscal ha sido considerada una preocupación central tanto en las economías, especialmente ante el incremento sostenido de la deuda pública. Este fenómeno se ha intensificado debido a eventos globales recientes, como la pandemia del COVID-19, que obligaron a muchos países a incrementar significativamente su endeudamiento para contrarrestar los efectos económicos adversos. Según Reinhart y Rogoff (2010), niveles elevados de deuda pública pueden tener implicaciones negativas para el crecimiento económico, especialmente cuando se superan ciertos umbrales críticos. En este contexto, es esencial analizar cómo las economías manejan sus niveles de deuda y qué estrategias implementan para garantizar la sostenibilidad fiscal a largo plazo.

Desde el año 2000, con la adopción de la dolarización, la política fiscal se convirtió en el principal instrumento de estabilización macroeconómica en Ecuador. A partir de entonces, la trayectoria de la deuda pública como porcentaje del PIB ha experimentado importantes fluctuaciones, reflejando tanto cambios estructurales como impactos de eventos externos.

### Figura 1

*Deuda pública del Ecuador (% del PIB)*



*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023)

Como se observa en la Figura 1, entre 2000 y 2007, Ecuador experimentó una significativa consolidación fiscal apoyada por acuerdos con el FMI, reestructuración de deuda y altos precios del petróleo, lo que permitió reducir la deuda pública desde más del 60% del PIB a cerca del 20%. Sin embargo, entre 2008 y 2016, se observó una expansión del gasto el cual fue financiado con endeudamiento, aunque inicialmente sostuvo el crecimiento, la caída del petróleo desde 2014 puso en evidencia vulnerabilidades, elevando la deuda hasta el 30% del PIB. En el período 2017-2, se implementaron ajustes fiscales y acuerdos internacionales, sin embargo, la rigidez del gasto y el servicio de la deuda limitaron su efectividad, alcanzando niveles cercanos al 40% del PIB. La pandemia en 2020 profundizó la rigidez fiscal, elevando la deuda por encima del 45% del PIB. Aunque se realizaron renegociaciones, hacia 2023, la deuda se mantuvo elevada.

Si bien los datos muestran fases de consolidación, los períodos de expansión del gasto suelen generar aumentos rápidos del endeudamiento que, a partir de ciertos niveles, podrían afectar negativamente el crecimiento económico. Este riesgo es particularmente relevante en el contexto latinoamericano, donde la literatura sugiere que los umbrales de sostenibilidad de la deuda son estructuralmente más bajos que en otras regiones emergentes y que la sensibilidad a las primas de riesgo soberano es mayor (Tran, 2018), lo que exige marcos analíticos capaces de capturar esta mayor fragilidad fiscal.

Pese a la creciente literatura sobre sostenibilidad fiscal, los estudios enfocados en Ecuador presentan limitaciones metodológicas importantes. Investigaciones como las de Mari Del Cristo y Gómez-Puig (2016) o Díaz-Alvarado et al. (2004) han abordado el tema desde modelos lineales, sin considerar la posible existencia de no linealidades en la relación entre deuda y resultado fiscal. Además, se ha prestado escasa atención a las dinámicas de cambio de régimen, fundamentales en contextos donde la política fiscal está fuertemente condicionada por shocks externos, y por restricciones estructurales como la dolarización. Estas omisiones resultan problemáticas: si la relación entre deuda y resultado primario no es constante en el tiempo, sino que varía entre regímenes, los modelos lineales producirán estimaciones sesgadas y conclusiones de política potencialmente incorrectas.

Frente a estas limitaciones, la presente investigación busca responder la siguiente pregunta: ¿Ha sido sostenible la política fiscal del Ecuador durante el período 2003–2023 y exhibe la relación entre deuda pública y resultado primario dinámicas no lineales asociadas a cambios de régimen fiscal? Para responderla, se adopta la metodología propuesta por Baharumshah et al. (2016), quienes aplicaron un modelo de cambio de régimen de Markov a Malasia e identificaron umbrales a partir de los cuales la deuda pública impacta negativamente el crecimiento, evidenciando que los efectos de la deuda no son constantes en todos los niveles. A través de esta aproximación empírica, se pretende identificar regímenes fiscales predominantes en el período analizado, estimar su duración, probabilidades de transición, y caracterizar la naturaleza no lineal de la relación deuda–resultado primario.

La contribución científica del presente estudio en primer lugar introduce para Ecuador un modelo autorregresivo de rezagos con cambios de régimen de Markov (MS-ARDL),

metodología aún no aplicada a este país, que permite distinguir estados y así obtener mayor precisión que los enfoques lineales existentes. Además, ofrece evidencia empírica sobre esta dinámica en una economía dolarizada, altamente dependiente de ingresos petroleros volátiles y con espacio fiscal estructuralmente reducido, lo que resulta de utilidad directa para el diseño de políticas públicas orientadas a preservar la estabilidad macroeconómica y el crecimiento sostenible a largo plazo.

### 1.1 Revisión de literatura

Los modelos de Markov permiten identificar transiciones entre regímenes proporcionando una visión más realista de largo plazo (Aldama & Creel, 2020; Mosikari & Mah, 2024). Estudios como el de Irungu et al. (2020) para Kenia y Zapata-Quimbayo y Chamorro-Narváez (2024) para Colombia evidencian patrones de alternancia fiscal con duraciones promedio de cuatro a seis años. Esta recurrencia también se observa en Asia (Ko & Morita, 2015; Chua et al., 2021) y Europa (Brady & Magazzino, 2018; Legrenzi & Milas, 2013), revelando la prevalencia global de estos ciclos.

Rajakaruna y Suardi (2022) distinguen entre sostenibilidad "débil" (condición No-Ponzi) y "fuerte" (estabilización efectiva de la deuda), observación corroborada por Chua et al. (2021) y Aldama y Creel (2020). Esta diferenciación es clave para evaluar la solidez fiscal más allá del cumplimiento superficial de indicadores. En el contexto europeo, Legrenzi y Milas (2013) destacan que los modelos no lineales capturan mejor la respuesta fiscal ante la deuda, mientras que Owusu et al. (2023), mediante un modelo PSTR, identifican respuestas diferenciadas al endeudamiento según el régimen fiscal.

En ese sentido, la literatura muestra que se han integrado Mecanismos de Corrección de Errores en marcos no lineales para evaluar la velocidad del ajuste fiscal hacia el equilibrio. Por ejemplo, Adeosun et al. (2021) y Aybudak (2026) aplican modelos de cambio de régimen demostrando que el Término de Corrección de Error (TCE) estimado bajo un esquema ARDL captura efectivamente el retorno a la senda de largo plazo, aunque en ocasiones no exista una relación significativa (Alshaikh et al., 2026). En esta misma línea, Arjun y Mishra (2025) evidencian que la aparente sostenibilidad lineal se desvanece al considerar la no linealidad, identifican periodos de regímenes fiscales insostenibles y concluyen que, si bien la política india satisface en promedio la condición de "no-juego de Ponzi", la sostenibilidad a largo plazo se ve comprometida.

En economías emergentes, Akram y Rath (2019) hallan que en India el endeudamiento público se vuelve nocivo para el crecimiento al superar un umbral del 21.29% del PIB trimestral. En África, Olaoye y Olomola (2022) advierten que las respuestas fiscales han sido insuficientes, comprometiendo metas de desarrollo de largo plazo. En Colombia, Arbeláez et al. (2021) documentan que la regla fiscal implementada no logró contener el aumento de la deuda, lo que evidencia debilidades institucionales. Por otro lado, Mendoza y Oviedo (2006) mencionan que, los gobiernos, actúan como un "asegurador atormentado", privilegiando el uso de deuda no contingentes para evitar recortes en los pagos a los agentes

privados, a pesar de las fluctuaciones en los ingresos. Este patrón, observado en México, refleja dinámicas cíclicas entre la deuda e ingresos que sugieren problemas de sostenibilidad fiscal en el largo plazo.

La relación entre deuda pública y crecimiento económico presenta umbrales críticos y efectos asimétricos que se observan a nivel global. El concepto de "debt overhang" (sobrecarga de deuda), propuesto por Sachs (1998), sostiene que el endeudamiento excesivo puede tener efectos adversos sobre el crecimiento económico. Esto se debe a que los nuevos proyectos de inversión se ven desincentivados, ya que se percibe que los beneficios generados serán absorbidos por los acreedores. Esta perspectiva es respaldada por Romer (1986), Barro (1979), Baharumshah et al. (2007), Krugman, P. (1988) y Moreno & Peñaherrera (2020), quienes también subrayan cómo el exceso de deuda puede limitar la capacidad de un país para crecer a largo plazo. En un contexto similar, Doğan y Bilgili (2014) encuentran un impacto negativo tanto del endeudamiento público como privado sobre el crecimiento en Turquía, lo que coincide con las conclusiones de Akram y Rath (2019) para India, y de Jiménez e Ivett y Alvarado (2022) para Ecuador. Específicamente, para el caso de Ecuador, Díaz Alvarado et al. (2004) identifican vulnerabilidades fiscales clave, como la rigidez del gasto y la dependencia de ingresos volátiles, elementos que se han visto exacerbados por la dolarización, la cual ha limitado la capacidad de respuesta monetaria del país.

Desde una perspectiva regional, Tran (2017) establece que las economías latinoamericanas enfrentan umbrales de deuda más bajos en comparación con otras regiones emergentes, implicando mayores exigencias de disciplina fiscal. Baharumshah et al. (2017) identifican un umbral del 52% del PIB para África Subsahariana, compatible con el crecimiento sostenible.

En cuanto al efecto de la deuda sobre la inversión privada, Penzin et al. (2022) estiman un umbral del 3% del PIB, por debajo del cual la deuda estimula la inversión; superado este nivel, emerge el fenómeno de "crowding out". Tang (2022) amplía esta visión al contexto chino, mostrando cómo el exceso de deuda local tiene efectos negativos interjurisdiccionales, mitigables mediante liberalización financiera. En el sudeste asiático, Gómez-Puig y Sosvilla-Rivero (2022) encuentran impactos negativos de la deuda sobre el crecimiento, exacerbados por la inflación.

En síntesis, la literatura demuestra que la sostenibilidad fiscal depende no solo del cumplimiento formal de reglas fiscales, sino también del reconocimiento de regímenes alternantes, efectos no lineales y umbrales específicos (Hamilton, 1989). Para Ecuador, esto implica considerar tanto sus limitaciones estructurales internas como los estándares más estrictos aplicables a América Latina (Tran, 2017; Penzin et al., 2022). La aplicación de modelos de cambio de régimen, como los propuestos por Aldama y Creel (2020), permitiría evaluar con mayor precisión la sostenibilidad fiscal en un contexto de alta vulnerabilidad externa. Finalmente, la distinción entre sostenibilidad "débil" y "fuerte" (Rajakaruna & Suardi, 2022; Chua et al., 2021) destaca que el desafío no es solo evitar el impago, sino garantizar una trayectoria fiscal que estabilice efectivamente la deuda a largo plazo.

## 2. Marco teórico

La sostenibilidad fiscal se fundamenta en dos nociones diferentes. La sostenibilidad débil implica cumplir la condición de no juego de Ponzi, donde la deuda no explota en valor presente y puede financiarse bajo las condiciones de mercado. La sostenibilidad fuerte, en cambio, exige una reacción activa y sistemática de la política fiscal frente a variaciones en la deuda, garantizando la convergencia hacia trayectorias estables en el largo plazo (Gómez-Puig et al., 2022; Rajakaruna & Suardi, 2022). Esta distinción es crucial, ya que un país puede satisfacer la condición de no Ponzi y ser clasificado como sostenible por indicadores convencionales sin ajustar suficientemente su política fiscal ante shocks, generando vulnerabilidades que los modelos lineales no logran detectar (Chua et al., 2021).

La formalización de estas condiciones parte de la restricción presupuestaria intertemporal. El presupuesto público se financia con impuestos o mediante la emisión de deuda a una tasa de interés  $r$ , sin considerar el financiamiento por emisión de dinero (Bohn, 1988). Si los efectos de la deuda contraída en el período  $t-1$  se sienten en el período  $t$ , la restricción presupuestaria viene dada por:

$$(1 + r)D_{t-1} = T_t - G_t + D_t$$

Donde  $T_t - G_t = BP_t$  corresponde al Balance Primario y  $D_t$  es el nivel de deuda en el período  $t$ . Iterando hacia adelante la ecuación anterior se tiene que:

$$D_{t-1} = \sum_{t=0}^T \frac{BP_t}{(1+r)^t} + \sum_{t=1}^T \frac{D_t}{(1+r)^t}$$

La ecuación anterior no es más que el valor presente de la restricción presupuestaria del gobierno. El gobierno será solvente si el valor presente del balance primario es mayor o igual al stock de deuda inicial. Además, para que el fisco sea solvente el límite de la deuda futura debe ser cero  $\sum_{t=0}^T \frac{D_t}{(1+r)^t} = 0$ , de no ser así, la deuda se mantendrá hasta algún punto en el futuro donde se supone que debería haber terminado (esquema Ponzi) lo cual disuadirá a los agentes para la concesión de préstamos al gobierno. Por ende, la condición de no juego de Ponzi requiere que la deuda no explote en valor presente, es decir:

$$D_{t-1} \leq \sum_{t=0}^T \frac{BP_t}{(1+r)^t}$$

Esto indica que, el valor presente del balance primario puede mantenerse si los superávits primarios futuros son suficientes para cubrir el nivel de deuda.

Ahora, la restricción presupuestaria puede mostrarse con relación al PIB ( $Y_t$ ) de modo que:

$$\frac{D_t}{Y_t} = (1 + r) \frac{D_{t-1}}{Y_t} - \frac{BP_t}{Y_t}$$

A partir de aquí y siguiendo a Irungu et al., (2020), la ecuación previa puede expresarse como sigue:

$$\frac{D_t}{Y_t} = (1 + r) \frac{D_{t-1}}{Y_t} \frac{Y_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{BP_t}{Y_t} = (1 + r) \frac{Y_{t-1}}{Y_t} \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{BP_t}{Y_t}$$

Además, considerando que  $\frac{Y_{t-1}}{Y_t} = \frac{1}{1+g}$  donde  $g$  es la tasa de crecimiento del PIB, la ecuación anterior puede expresarse como:

$$d_t = \left[ \frac{1+r}{1+g} \right] d_{t-1} - p_t$$

Donde  $d_t$  representa la deuda y  $p_t$  es el balance primario, ambos como porcentaje del PIB. Si los valores de  $r$  y  $g$  son pequeños, entonces  $\frac{1+r}{1+g} \approx 1 + r - g$ , por lo que la ecuación anterior puede expresarse como:

$$d_t = (1 + r - g)d_{t-1} - p_t = d_{t-1} + (r - g)d_{t-1} - p_t$$

Expresando la ecuación anterior en cambios del nivel de deuda como porcentaje del PIB:

$$\Delta d_t = (r - g)d_{t-1} - p_t$$

Si la tasa de interés de la deuda en el periodo  $t - 1$  es mayor a la tasa de crecimiento del PIB en ese periodo ( $r > g$ ), entonces la deuda del periodo  $t$  aumentará y solo será compensada generando un balance primario positivo (superávit primario) que permita financiar dicha deuda. Asumiendo que se cumple la transversalidad y notando que  $\alpha = (r - g)$ , la ecuación anterior puede expresarse como:

$$p_t = \alpha d_{t-1} - \Delta d_t$$

Donde  $\alpha = (r - g)$  y para que se cumpla la condición de no juego de Ponzi se requiere  $\alpha > 0$ , de modo que cualquier aumento de la deuda en el período anterior sea

contrarrestado con un superávit en el balance primario. Este resultado constituye el fundamento de la función de reacción fiscal que será estimada empíricamente.

Sin embargo, la condición de solvencia es necesaria pero no suficiente para caracterizar la dinámica fiscal en su totalidad, pues la relación entre deuda y crecimiento no es lineal ni constante en el tiempo. La evidencia identifica umbrales críticos más allá de los cuales el endeudamiento deteriora el crecimiento: Law et al. (2021) los estiman entre 51–66% del PIB para países en desarrollo, mientras que para América Latina Tran (2017) cercanos al 35%. Vita et al. (2018) demuestran que la causalidad entre deuda y crecimiento es bidireccional y depende del nivel de endeudamiento, lo que limita a los modelos lineales. Gómez-Puig et al. (2022) afirman que estos efectos dependen del contexto institucional de cada país, subrayando la necesidad de análisis específicos por contexto nacional.

Esta no linealidad justifica el uso de modelos de cambio de régimen de Markov, como el MS-ARDL que permite identificar cuándo la política fiscal opera bajo un régimen de sostenibilidad fuerte, con corrección activa hacia el equilibrio de largo plazo capturada por el término de corrección de error, y cuándo transita hacia uno de sostenibilidad débil o franca insostenibilidad, conectando así los fundamentos teóricos de la restricción presupuestaria con la evidencia empírica sobre la dinámica fiscal ecuatoriana.

### 3. Metodología

La presente investigación adopta un enfoque cuantitativo. Su objetivo es identificar la relación entre el nivel de deuda pública y el crecimiento económico en Ecuador, evaluando si existen umbrales a partir de los cuales dicha relación se vuelve negativa. La naturaleza del estudio requiere la aplicación de técnicas estadísticas que permitan captar comportamientos no lineales y cambios de régimen en el tiempo.

Se emplean datos secundarios de carácter macroeconómico, provenientes del Banco Central del Ecuador (BCE), la serie de tiempo abarca el periodo 2003–2023, con frecuencia trimestral. Las variables centrales del estudio incluyen: producto interno bruto (PIB), stock de deuda (% del PIB), ingresos del SPNF (% del PIB) y erogaciones primarias del SPNF (% del PIB).

Para fines de modelación econométrica consideramos que  $\Delta d_t = \varepsilon_t$ , pues al incluirla en el modelo habrá efectos de colinealidad de modo que:

$$\frac{(T - G)_t}{Y_t} = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{D}{Y}\right)_t + \varepsilon_t$$

Además, antes de estimar el modelo de cambio de regímenes de Markov se verifica una relación de largo plazo entre la deuda y el balance primario con un modelo autorregresivo

de rezagos distribuidos (ARDL) permitiendo además la posibilidad de múltiples rezagos de las variables de modo que:

$$\Delta \frac{(T - G)_t}{Y_t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta \left( \frac{T - G}{Y} \right)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta \left( \frac{D}{Y} \right)_{t-i} + \lambda TCE_{t-1} + u_t$$

Seguendo a Hamilton (1994) se estimó un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos con cambios de Markov (MS-ARDL), lo cual permitirá evaluar la sostenibilidad de la política fiscal en el Ecuador bajo diferentes regímenes fiscales, determinado por la siguiente ecuación:

$$\Delta \frac{(T - G)_t}{Y_t} = \alpha_1(s_t) + \sum_{i=1}^q \alpha_{2i}(s_t) \Delta \left( \frac{T - G}{Y} \right)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i}(s_t) \Delta \left( \frac{D}{Y} \right)_{t-i} + \lambda(s_t) TCE_{t-1} + u_t$$

Donde,  $\Delta$  es el operador de diferencias,  $T$  son los ingresos del SPNF,  $G$  son las erogaciones primarias del SPNF,  $D$  es el stock de deuda pública,  $TCE_{t-1}$  el término de corrección de errores estimado previamente,  $\lambda$  es su coeficiente asociado al término de error, mide la relación de largo plazo existente entre las variables, de tal forma que si  $\lambda = 0$ , no existiría dicha relación.

Según Hamilton (1994), los quiebres dentro de las series económicas se conocen como cambios de régimen, resultado de procesos aleatorios que no son predecibles. Sea  $s_t$  una variable aleatoria la cual asume valores enteros, y sigue un proceso de cadena de Márkov, entonces la probabilidad de que  $s_t$  sea igual a un valor  $j$ , depende solo de su valor pasado  $s_{t-1}$ :

$$P\{s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P\{s_{t-1} = i\} = p_{ij}$$

La probabilidad de transición ( $p_{ij}$ ) expresa la probabilidad que el estado  $i$  esté seguido por el estado  $j$ . Donde la suma de las probabilidades de transición suma uno.

$$p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iN} = 1$$

Sea el régimen en el que está un proceso dado en el periodo  $t$  indexado por una variable aleatoria no observada  $s_t$ , donde hay  $N$  posibles regímenes ( $s_t = 1, 2, \dots, N$ ). Cuando el proceso se encuentra en el régimen  $i$ , la variable observada  $y_t$  es fruto de una distribución  $N(\mu_i, \sigma_i^2)$ . Así, la función de densidad de  $y_t$  condicional a que  $s_t = j$  es:

$$f(s_t = j; \theta) = \frac{1}{\sigma_j \sqrt{2\pi}} \exp \exp \left\{ \frac{-(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2} \right\}$$

La probabilidad incondicional de que  $s_t = j$  es  $\pi_j$ :

$$P\{s_t = j; \theta\} = \pi_j \quad \forall j = 1, \dots, N$$

La función de densidad incondicional de  $y_t$ , se obtiene sumando la función de distribución de densidad conjunta de  $y_t$  y  $s_t$ , para todos los valores posibles de  $j$ :

$$f(y_t; \theta) = \sum_{j=1}^N \frac{\pi_j}{\sigma_j \sqrt{2\pi}} \exp \exp \left\{ \frac{-(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2} \right\}$$

Si  $s_t \sim i. i. d.$ , la función de máxima verosimilitud (MV) se calcula como:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log \log f(y_t; \theta)$$

Los estimadores de MV de  $\theta$  se obtienen maximizando la función de verosimilitud sujeto a  $\sum_{j=1}^N \pi_j = 1$  y  $\pi_j \geq 0$ .

Adicionalmente, es relevante estimar en qué régimen se encontró el proceso en cada momento de tiempo, y esto se logra mediante el cálculo de la probabilidad de estar en el régimen  $j$  en un tiempo determinado (Hamilton, 1994).

Una vez obtenidas las estimaciones de  $\theta$ , se puede inferir en qué régimen es más probable obtener la observación de  $y_t$ , y viene dado por la siguiente ecuación:

$$P\{y_t; \theta\} = \frac{\pi_j * f(y_t | s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)}$$

El análisis econométrico se lo realizó en Stata 17.0. Para la especificación del modelo ARDL, se utilizaron criterios de información para la selección de rezagos (comando varsoc), como Akaike (AIC), Schwarz-Bayesian (BIC) y Hannan Quinn (HQ) los cuales permiten identificar la longitud óptima del rezago en un contexto VAR, sirviendo como guía inicial para la especificación del modelo. Posteriormente, el modelo se estimó con selección automática vía AIC. Con la finalidad de validar la especificación, se aplicaron pruebas de diagnóstico: autocorrelación mediante Breusch-Godfrey (BG), estabilidad estructural mediante CUSUM, evaluación de cointegración mediante el bounds test de Pesaran, garantizado así la consistencia, estabilidad y validez inferencial del modelo.

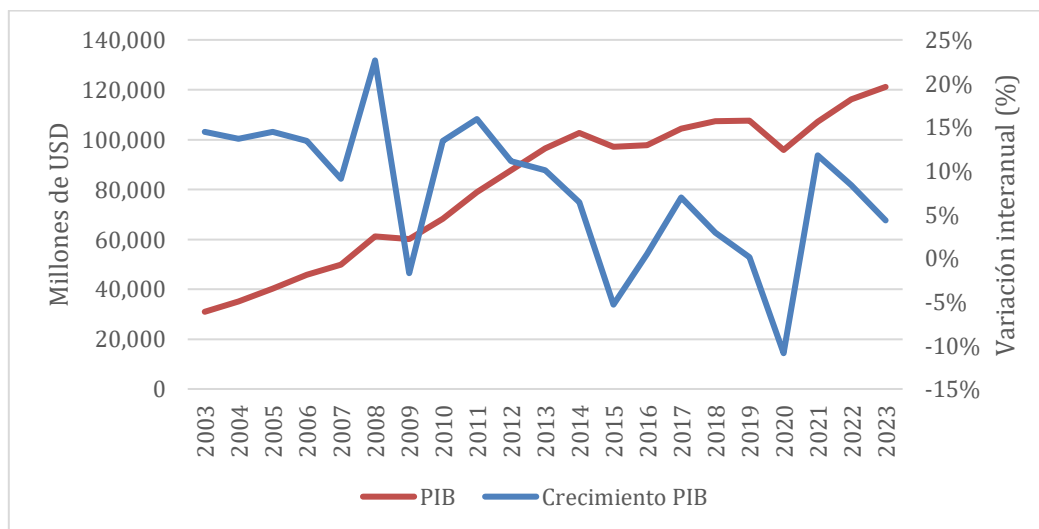
#### 4. Resultados y Discusión

Como primer paso, es preciso analizar las principales variables macroeconómicas relacionadas. Esta caracterización descriptiva permitirá contextualizar adecuadamente los resultados, identificar patrones históricos relevantes y comprender mejor la dinámica fiscal en el país.

La Figura 2 muestra la evolución del PIB del Ecuador entre 2003 y 2023. Se observa una tendencia general de crecimiento, pasando aproximadamente de 30.000 millones en 2003 a más de 120.000 millones en 2023, aunque con desaceleraciones puntuales. Las tasas más altas de crecimiento se registran en 2008 y 2021 impulsado por altos precios del petróleo y el auge del gasto público en el primer caso; mientras que el repunte de 2021 responde a una recuperación post-pandemia tras la fuerte caída de 2020. En contraste, las caídas más significativas se encuentran en 2009, debido a la crisis financiera global, y en 2020, como resultado del impacto económico del COVID-19. Desde 2014, se evidencia una tendencia de desaceleración, influenciada por la caída de los precios del petróleo, restricciones fiscales y limitada inversión privada. En conjunto, la economía evidencia crecimiento sostenido, pero con una marcada volatilidad y vulnerabilidad a shocks externos.

**Figura 2**

*PIB del Ecuador 2003-2023*



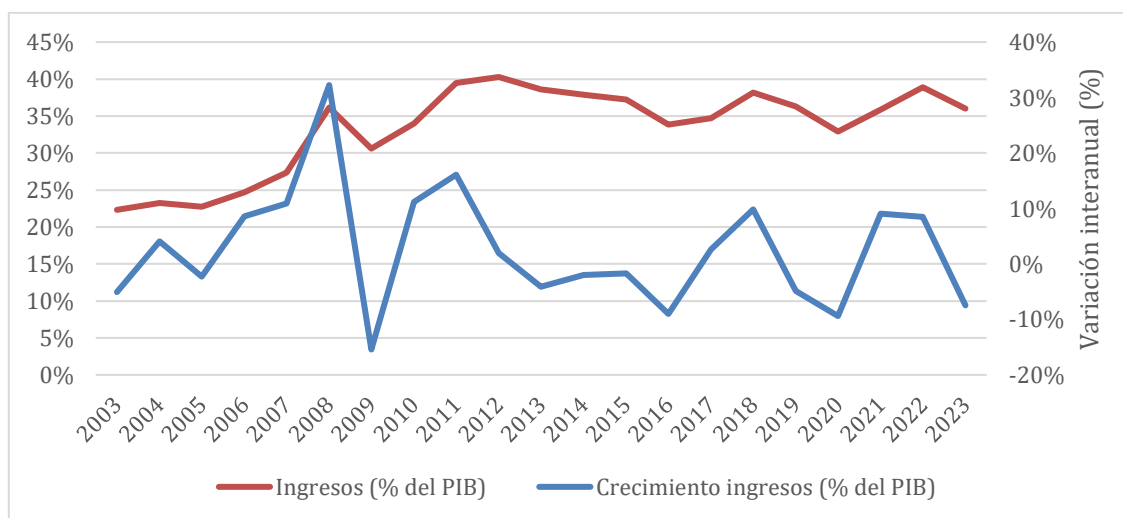
*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023)

La Figura 3 muestra la evolución del ingreso del SPNF entre 2003 y 2023. Se observa un crecimiento sostenido desde 2003, alcanzando su punto máximo en 2011 con un valor cercano al 40 %. Este pico está asociado a ingresos extraordinarios por altos precios del

petróleo. A partir de 2010, el ratio se mantiene relativamente alto y estable, fluctuando entre 33 % y 39 %, reflejando un periodo de fuerte participación estatal en la economía. La tasa de crecimiento, por su parte, es altamente volátil, presenta máximos cercanos al 30 % en 2008, y fuertes caídas en 2009 y 2023. Esta volatilidad responde a choques externos, como variaciones en los precios del crudo, y a factores internos, como reformas tributarias o cambios en la recaudación. Aunque el ingreso ha representado una parte significativa del PIB, su crecimiento ha sido inestable y dependiente del contexto externo.

**Figura 3**

*Ingresos del SPNF*

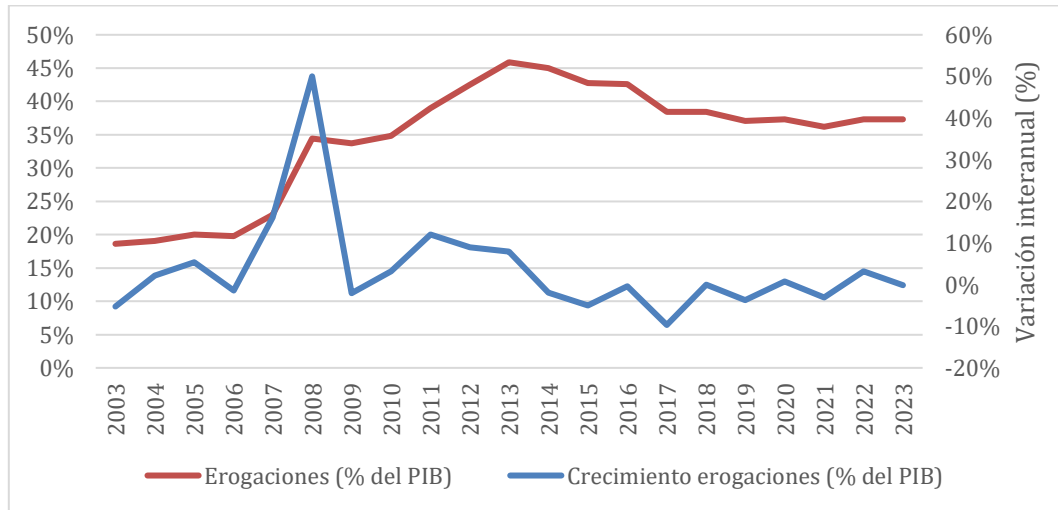


*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023)

La Figura 4 presenta la evolución de las erogaciones del SPNF. Se observa una tendencia creciente hasta 2013, año en el que el gasto público alcanza su punto máximo cercano al 46 %. Este aumento refleja una política fiscal expansiva, con fuerte inversión pública y subsidios financiados por ingresos petroleros y endeudamiento. A partir de 2014, se evidencia una reducción paulatina del gasto, estabilizándose alrededor del 40 % en los últimos años. La tasa de crecimiento de las erogaciones muestra una alta volatilidad, con un pico extraordinario en 2008, por choques externos, expansión del gasto y caídas abruptas en 2009 y 2015, relacionadas con la crisis financiera internacional y la caída del precio del petróleo, respectivamente. En los últimos años, si bien el nivel de gasto se ha mantenido elevado, el ritmo de crecimiento ha sido moderado, reflejando intentos de consolidación fiscal en un entorno de presión sobre las finanzas públicas.

**Figura 4**

*Erogaciones Primarias del SPNF*



*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023)

Antes de analizar los cambios de régimen, formalizamos la relación de largo plazo considerando la aplicación de modelos de cointegración. Tras realizar el test de Dickey Fuller (Tabla 1), se encontró que el balance primario es una variable integrada de orden cero,  $I(0)$ , es decir, estacionaria en niveles. Por otro lado, el stock de la deuda exhibe características de una variable integrada de orden uno,  $I(1)$ , lo que implica que es estacionaria en primeras diferencias. Dada esta disparidad en el orden de integración de las variables, la metodología de Vectores de Corrección de Errores (VEC) (utilizada inicialmente para obtener el TCE), que típicamente requiere que todas las variables sean  $I(1)$  para estimar relaciones de cointegración, se tornó inapropiada.

**Tabla 1**

*Orden de integración*

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	DF
BP	88	-0,21%	0,016	$I(0)$ ***
Stock_deuda	88	38,03%	0,149	$I(1)$ ***

*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023)

En consecuencia, se optó por emplear la metodología de Modelos ARDL para estimar la relación de largo plazo. Este enfoque es particularmente robusto en presencia de series con órdenes de integración mixtos. Este modelo permite identificar y estimar coeficientes de

largo plazo, así como los de corto plazo, a través del procedimiento de Bound Testing, que evalúa la existencia de una relación de cointegración entre las variables sin la necesidad de que todas sean  $I(1)$ .

Inicialmente, el modelo presentó autocorrelación según el test BG (Anexo 1). En base a los criterios para seleccionar rezagos, se identificó un rezago máximo de seis períodos (Anexo 2); posteriormente, el procedimiento ARDL basado en el criterio AIC seleccionó un modelo ARDL (6,2) el cual eliminó la autocorrelación, dado que su estructura permitió internalizar la persistencia temporal previamente contenida en el término de error, esto fue verificado mediante el test BG (Anexo 3). La estabilidad de los parámetros fue confirmada mediante el test CUSUM (Anexo 5), donde la trayectoria se mantuvo dentro de las bandas críticas.

**Tabla 2**

*Modelo ARDL*

<i>Dep: ΔBP</i>	Coeff.	Error Estándar
$TCE_{t-1}$	-0,555***	(0,119)
<i>LP</i>		
$Deuda_{t-1}$	0,010	(0,0122)
<i>CP</i>		
$\Delta BP_{t-1}$	-0,246*	(0,128)
$\Delta BP_{t-2}$	-0,121	(0,137)
$\Delta BP_{t-3}$	-0,198	(0,125)
$\Delta BP_{t-4}$	0,53***	(0,113)
$\Delta BP_{t-5}$	0,229**	(0,108)
$\Delta Deuda$	-0,167***	(0,050)
$\Delta Deuda_{t-1}$	-0,159***	(0,052)
<i>cons</i>	-0,003	(0,002)
N	84	
$R^2 - aj.$	0,838	
Bound Test (F)	11,466***	

*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023).

*Nota:* \* significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* significativo al 1%

En la Tabla 2, se observa que el coeficiente de corrección de error es estadísticamente significativo, lo cual sugiere una relación de largo plazo, al menos desde una dinámica lineal. Además, los resultados del test de Pesaran (Anexo 4) proporcionan evidencia robusta de una relación de cointegración de largo plazo entre las variables incluso al 10%, lo cual valida la existencia de un equilibrio de largo plazo cuya desviación en el corto plazo tiende a corregirse

en el tiempo. Sin embargo, la ausencia de significancia estadística del coeficiente de largo plazo sugiere que, aunque exista cointegración entre variables, no hay evidencia de una función de reacción fiscal activa, lo cual implica un esquema de sostenibilidad débil o inercial, donde el balance primario no responde a variaciones en el stock de deuda. Esto justifica la necesidad de un enfoque no lineal para identificar si esta respuesta emerge en ciertos regímenes específicos.

Dado que los modelos de cambio de régimen de Markov incorporan explícitamente cambios estructurales en los parámetros, las pruebas tradicionales de estabilidad no son directamente aplicables. En su lugar, la estabilidad del modelo se evalúa a través de la significancia de las probabilidades de transición y la persistencia de los regímenes estimados. (Hamilton, 1989).

**Tabla 3**

*Sostenibilidad fiscal débil*

Estado 1: Sostenibilidad fiscal débil				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico Z	
D.Stock_deuda	-0,259 ***	0,057	-4,56	
LD.Stock_deuda	-0,214 ***	0,049	-4,30	
LD.BP	-1,023***	0,127	-8,02	
L2D. BP	0,145	0,144	1,01	
L3D.BP	-0,106	0,131	-0,81	
L4D.BP	0,560***	0,124	4,48	
L5D.BP	0,330***	0,113	2,92	
TCE	-1,103***	0,157	-7,02	
cons	-0,013 ***	0,002	-6,22	

*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023).

*Nota:* \* significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* significativo al 1%

La Tabla 3 presenta los resultados estimados para el Estado 1, identificado como un régimen de sostenibilidad fiscal débil, caracterizado por una respuesta fiscal activa frente a variaciones en el endeudamiento público. Los coeficientes asociados a la deuda pública son negativos y significativos, indicando que incrementos en el stock de deuda generan mejoras en el balance primario, este resultado es coherente con la función de reacción fiscal del Bohn (1998) según la cual el gobierno, ante mayores niveles de endeudamiento, ajusta la política fiscal mediante el incremento de los ingresos o la reducción del gasto con el objetivo de que se establezca la trayectoria de la deuda en el largo plazo.

Por otro lado, la dinámica del balance primario revela una elevada persistencia en el corto plazo, evidenciada por el coeficiente negativo y significativo de su primer rezago, lo cual sugiere que los desequilibrios fiscales tienden a prolongarse antes de ser corregidos. Esta inercia se compensa por ajustes positivos y significativos en rezagos más largos, lo que indica que la corrección fiscal no ocurre de manera inmediata. Adicionalmente, el término de corrección presenta signo negativo, significativo y muy alto, lo que implica un proceso de ajuste rápido y sobre reactivos hacia el equilibrio de largo plazo, reflejando una política fiscal que responde de forma abrupta ante desviaciones.

**Tabla 4**

*Sostenibilidad fiscal fuerte*

Estado 2: Sostenibilidad fiscal fuerte			
Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico Z
D.Stock_deuda	-0,101**	0,039	-2,55
LD.Stock_deuda	-0,108**	0,050	-2,15
LD. BP	-1,310***	0,140	-9,31
L2D. BP	-0,784***	0,154	-5,07
L3D.BP	-0,807***	0,153	-5,26
L4D.BP	-0,164	0,60	-1,02
L5D.BP	-0,046	0,111	-0,42
TCE	-0,694***	0,123	-5,64
cons	-0,001*	0,001	1,68

*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023)

*Nota:* \* significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* significativo al 1%

La Tabla 4 presenta los resultados obtenidos para el Estado dos, refleja un régimen de sostenibilidad más estable, del balance primario frente a variaciones en el endeudamiento público. Los coeficientes asociados a la deuda son negativos y significativos, lo cual indica que incrementos en la deuda inducen mejoras en el balance primario. A diferencia del estado 1, la magnitud es menor, lo cual sugiere una respuesta menos intensa y más gradual, coherente con un entorno de menor presión fiscal. Por otra parte, la dinámica del balance primario muestra una fuerte persistencia en el corto y mediano plazo, dado que los tres primeros rezagos presentan coeficientes negativos y altamente significativos lo cual indica que los déficits o superávits tienden a prolongarse en el tiempo. Sin embargo, a diferencia del régimen anterior no se observa evidencia de correcciones diferidas significativas en el largo plazo, esto sugiere una política más estable y menos volátil.

El término de corrección de error es negativo y significativo y de menor magnitud en comparación con el estado 1, indicando un proceso de ajuste más gradual y consistente, sin

evidenciar sobreajustes. Este régimen puede asociarse a períodos de mayor disciplina fiscal, así, el estado 2 representa un régimen de sostenibilidad fiscal más estable y creíble.

**Tabla 5**

*Probabilidades de permanencia y transición*

	Permanencia y transición	
	Sostenibilidad débil	Sostenibilidad fuerte
Sostenibilidad débil	0,872 (0,066)	0,127 (0,066)
Sostenibilidad fuerte	0,094 (0,05)	0,905 (0,05)

*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023)

*Nota.* Valores en paréntesis son los errores estándar

La Tabla 5 presenta la matriz de probabilidades de transición la cual evidencia una alta persistencia en ambos regímenes fiscales, lo que confirma la existencia de una dinámica estructuralmente inercial en la política fiscal ecuatoriana. En particular, la probabilidad de permanencia en el régimen de sostenibilidad débil es de 0,872, mientras que en el régimen de sostenibilidad fuerte asciende a 0,905, ambas con errores estándar relativamente bajos, lo que sugiere estimaciones precisas y confiables. Estos resultados indican que, una vez que la economía entra en cualquiera de los dos estados, es altamente probable que permanezcan en él durante varios períodos, reflejando rigideces institucionales y limitaciones en la capacidad de ajuste fiscal en el corto plazo. Por otro lado, las probabilidades de transición son considerablemente menores, lo que implica que los cambios de régimen son poco frecuentes y requieren condiciones económicas excepcionales.

**Tabla 6**

*Duración de cada régimen*

Régimen	Duración de cada régimen	
	Coefficiente	Error estándar
Sostenibilidad débil	7,850	4,08
Sostenibilidad fuerte	10,54	5,75

*Fuente:* Banco Central del Ecuador (2023)

La Tabla 6, que presenta la duración esperada de cada régimen estimado, refuerza la evidencia de alta persistencia ya observada en la matriz de transición. En particular, el régimen de sostenibilidad débil presenta una duración promedio cercana a 7,85 trimestres,

mientras que el régimen de sostenibilidad fuerte muestra una duración ligeramente mayor (10,54 trimestres), lo cual indica que este último tiende a ser más estable en el tiempo. La diferencia en las duraciones apunta a que los episodios de disciplina fiscal no solo son más persistentes, sino también más difíciles de revertir una vez consolidados.

Los resultados obtenidos por la estimación ARDL aportan pruebas sólidas y una discusión de la existencia de una relación de equilibrio estable entre el balance primario y la deuda, sin embargo, esta no muestra una relación significativa a largo plazo al igual que (Alshaikh et al., 2026) lo que probablemente refleje los márgenes de maniobra del endeudamiento soberano y la carga relativamente baja del servicio de la deuda. Por otro lado, los hallazgos encontrados mediante el modelo de cambio de régimen de Markov confirman la hipótesis de que la sostenibilidad fiscal en Ecuador no responde a una dinámica lineal ni constante, sino que se alterna entre dos regímenes diferenciados: uno de sostenibilidad fuerte y otro de sostenibilidad débil. Este hallazgo es consistente con la literatura reciente que ha identificado patrones similares de alternancia fiscal en economías emergentes (Zapata-Quimbayo & Chamorro-Narváez, 2024; Irungu et al., 2020; Chua et al., 2021) y al igual que Aybudak (2026) indicando que la velocidad de corrección hacia el equilibrio no es estática, sino que muta drásticamente según el entorno macroeconómico.

En línea con Baharumshah et al. (2016), se observa que el efecto de la deuda pública sobre el resultado primario no es uniforme: en el régimen de sostenibilidad débil, el endeudamiento tiene un efecto negativo y significativo que obliga al gobierno a realizar ajustes muy drásticos, mientras que en el régimen de sostenibilidad fuerte el impacto de la deuda acumulada se vuelve nulo. Esta asimetría apoya la tesis de que los efectos fiscales de la deuda dependen del contexto institucional y de las restricciones macroeconómicas, como ocurre en Ecuador, donde la dolarización limita los márgenes de maniobra monetaria y obliga a ajustar exclusivamente mediante la política fiscal (Díaz-Alvarado et al., 2004; Marí Del Cristo & Gómez-Puig, 2016).

Adicionalmente, el hecho de que ambos regímenes presenten un término de corrección de error significativo sugiere la existencia inquebrantable de una tendencia hacia el equilibrio de largo plazo, lo que, siguiendo a Rajakaruna y Suardi (2022), clasifica a Ecuador en un escenario de "sostenibilidad fiscal débil": el país no incurre en una trayectoria explosiva continua de deuda, pero su respuesta fiscal no siempre es suficiente para estabilizar de forma permanente. De hecho, esta dinámica se asemeja a los escenarios descritos por Adeosun et al. (2021), confirmando que la aparente estabilización ecuatoriana no obedece a una disciplina planificada, sino a "ajustes de pánico" procíclicos y reactivos para evitar el impago a corto plazo. Finalmente, al igual que Irungu et al. (2020), Adeosun et al. (2021) y Baharumshah et al. (2017), la dificultad para transitar desde un estado de sostenibilidad débil hacia uno de mayor disciplina evidencia una marcada asimetría en la reversibilidad de la política fiscal. Esta trampa se explica probablemente por profundas rigideces estructurales y de economía política. En primer lugar, existe una fuerte inflexibilidad a la baja en el gasto público; los compromisos adquiridos durante periodos de expansión generan efectos que son políticamente costosos de revertir ante caídas en los ingresos. En segundo lugar, las

limitaciones impuestas por el esquema de dolarización anulan la posibilidad de utilizar herramientas monetarias o cambiarias para amortiguar los choques externos, provocando que todo el peso de la estabilización recaiga sobre un ajuste fiscal recesivo (Díaz-Alvarado et al., 2004).

## 5. Conclusiones

El estudio analiza la sostenibilidad fiscal en Ecuador utilizando un enfoque econométrico mixto que combina modelos ARDL y de cambios de régimen tipo Markov con corrección de error (MS-ARDL). Se examina la relación de largo plazo entre el stock de la deuda y el resultado primario, permitiendo detectar dinámicas fiscales diferenciadas según el contexto. Los principales temas tratados giran en torno a la identificación de dos regímenes fiscales: uno de sostenibilidad débil y otro de sostenibilidad fuerte, caracterizado por una disciplina estructural más consolidada. Además, se estudian las probabilidades de transición entre estos regímenes y la duración promedio de permanencia en cada uno.

Los resultados reflejan un patrón de alternancia similar al observado en economías emergentes como Colombia (Zapata-Quimbayo & Chamorro-Narváez, 2024) y Kenia (Irungu et al., 2020), donde los episodios de sostenibilidad tienen una duración prolongada, mientras que los periodos de insostenibilidad tienden a ser más breves pero recurrentes. En el caso de Ecuador, el régimen de sostenibilidad débil tiene una duración esperada de 7.85 trimestres, mientras que el de sostenibilidad fuerte alcanza 10.54 trimestres. Esta asimetría temporal es comparable con las duraciones identificadas por Ko y Morita (2015) en Asia y por Legrenzi y Milas (2013) en Europa, lo que refuerza la validez externa del modelo aplicado.

Un aporte relevante del estudio es la confirmación de la existencia de una corrección de error significativa en ambos regímenes, lo cual sugiere una tendencia estructural hacia el equilibrio fiscal de largo plazo, aun cuando la respuesta de corto plazo sea insuficiente o diferida. Esta característica se alinea con la definición de sostenibilidad “débil” propuesta por Rajakaruna y Suardi (2022), que distingue entre evitar trayectorias explosivas de deuda (condición No-Ponzi) y lograr una estabilización activa de la misma (sostenibilidad “fuerte”). Los resultados ecuatorianos apuntan a una sostenibilidad débil, donde si bien no hay descontrol fiscal permanente, tampoco existe una respuesta automática y contundente que estabilice la deuda frente a shocks o deterioros fiscales. Por lo tanto, Ecuador presenta una sostenibilidad fiscal *débil*, es decir, hay corrección de largo plazo, pero sin respuesta automática suficiente ante shocks, por lo que surge la necesidad de diseñar una regla fiscal contra cíclica estructural, no solo basada en resultados corrientes. Además, se debe introducir un control importante a la emisión de deuda pública, debidamente auditada por los organismos de control, así como incorporar un mecanismo automático de ajuste del resultado primario cuando la deuda supere cierto umbral, por ejemplo, establecer que, por cada un punto porcentual adicional de deuda sobre el umbral establecido, el resultado primario debe mejorar en un porcentaje establecido del PIB como referencia.

En cuanto al efecto de la deuda sobre la política fiscal, los hallazgos del estudio se relacionan estrechamente con la literatura que documenta impactos no lineales y efectos de umbral. En línea con Baharumshah et al. (2017) y Akram y Rath (2019), se observa que la deuda se vuelve perjudicial para la sostenibilidad fiscal al superar cierto umbral, particularmente en contextos donde existen rigideces estructurales como la dolarización (Díaz-Alvarado et al., 2004) o una alta dependencia de ingresos volátiles. Estos factores estructurales, también mencionados por Tran (2017) y Burger y Calitz (2019), limitan el margen de maniobra de la política económica y exigen mayor disciplina fiscal, especialmente en regiones como América Latina donde los umbrales de sostenibilidad suelen ser más bajos.

En consecuencia, el estudio reafirma la utilidad de enfoques no lineales para evaluar la sostenibilidad fiscal en contextos vulnerables, especialmente cuando existen restricciones institucionales y económicas severas. La aplicación del modelo MS-ARDL resulta pertinente para el caso ecuatoriano, ya que permite captar el carácter alternante y condicionado de su política fiscal. Sin embargo, para estudios futuros, sería recomendable considerar algunas extensiones metodológicas. Por ejemplo, el uso de datos macroeconómicos agregados limita el análisis de heterogeneidades regionales, institucionales o sectoriales que podrían afectar de forma diferenciada la sostenibilidad fiscal. Asimismo, enfoques más flexibles como los modelos de umbrales suaves (PSTR) podrían captar mejores transiciones graduales entre regímenes fiscales y reflejar dinámicas más complejas.

Finalmente, el modelo no incluye variables exógenas claves como los precios internacionales del petróleo, las tasas de interés externas o los condicionamientos de acuerdos multilaterales, elementos cruciales para una economía altamente dependiente del entorno externo como la ecuatoriana. Tampoco se incorpora de forma explícita la dimensión institucional, en particular el cumplimiento efectivo de reglas fiscales o la credibilidad del marco normativo, aspectos que la literatura actual considera fundamentales para la sostenibilidad de largo plazo (Arbeláez et al., 2021; Burger & Calitz, 2019). Por tanto, futuras investigaciones podrían enriquecer este enfoque combinando análisis econométricos con evaluaciones institucionales, integrando así la dimensión estructural y normativa de la sostenibilidad fiscal en países con alta vulnerabilidad externa.

### **Financiamiento**

Los autores financiaron la investigación con recursos propios.

### **Conflicto de intereses**

Los autores no presentan ningún conflicto de intereses en la realización de este trabajo.

### Contribución de los autores

**Patricio Miguel Baculima-Cuesta:** Curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, administración del proyecto, visualización, redacción – borrador original. **Francis Patricio Moya-Ochoa:** Curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, administración del proyecto, visualización, redacción – borrador original. **Karen Michelle Luzuriaga Atarihuana:** Curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, administración del proyecto, visualización, redacción – borrador original. **Luis Santiago Sarmiento Moscoso.** Conceptualización, análisis formal, metodología, administración del proyecto, visualización, revisión y edición.

### Referencias bibliográficas

- Adeosun OA, Ayodele OS, Jongbo OC (2021), "Policy asymmetries and fiscal sustainability: evidence from Nigeria". *African Journal of Economic and Management Studies*, Vol. 12 No. 2 pp. 302–320, <https://doi.org/10.1108/AJEMS-08-2020-0389>
- Akram, V., & Rath, B. N. (2019). Fiscal sustainability in India: Evidence from Markov switching and threshold regression models. <https://doi.org/10.1108/SEF-09-2018-0281>
- Aldama, P., & Creel, J. (2020). Why fiscal regimes matter for fiscal sustainability. Banque de France Working Paper No. 769, Available <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3633708>
- Alshaikh S, Mansour H and Hassan S (2026) Fiscal sustainability in Saudi Arabia under Vision 2030: evidence from an ARDL analysis, 1991–2023. *Front. Sustain.* 6:1718304. <https://doi.org/10.3389/frsus.2025.1718304>
- Arbeláez, M. A., Benítez, M., Steiner, R., & Valencia, O. (2021). A fiscal rule to achieve debt sustainability in Colombia. <http://dx.doi.org/10.18235/0003048>
- Arjun, & Mishra, B. R. (2025). Do Fiscal Regimes Matter for Fiscal Sustainability in India? *Asian-Pacific Economic Literature*, 39(2), 74-89. <https://doi.org/10.1111/apel.12444>
- Aybudak, H. G. (2026). The Effects of Financial Stability, Economic Growth, and Industrial Production on Environmental Performance: Evidence from Türkiye. *Journal of Risk and Financial Management*, 19(3), 166. <https://doi.org/10.3390/jrfm19030166>
- Baharumshah, A. Z., & Lau, E. (2007). Regime changes and the sustainability of fiscal imbalance in East Asian countries. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.03.002>
- Baharumshah, A. Z., Soon, S.-V., & Lau, E. (2016). Fiscal sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad? *Journal of Policy Modeling*, 38(6), 1030–1050. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2016.11.002
- Baharumshah, A. Z., Soon, S.-V., & Lau, E. (2017). Debt sustainability in developing economies: Evidence from Sub-Saharan Africa. Banco Mundial. Disponible en: <http://hdl.handle.net/10986/23622>
- Barro, R. J. (1979). On the determination of the public debt. *Journal of Political Economy*, 87(5), 940–971. <https://doi.org/10.1086/260807>

- Bohn, H. (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949–963. <https://doi.org/10.1162/003355398555793>
- Brady, G. L., & Magazzino, C. (2018). Government debt in EMU countries. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2018.e00096>
- Chua, C. L., Perera, N., & Suardi, S. (2021). Fiscal regimes and fiscal sustainability in Sri Lanka. <https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1859456>
- Díaz-Alvarado, C., Izquierdo, A., & Panizza, U. (2004). Fiscal sustainability in emerging market countries with an application to Ecuador. *Inter-American Development Bank*. <https://doi.org/10.18235/0010831>
- Doğan, İ., & Bilgili, F. (2014). The non-linear impact of high and growing government external debt on economic growth: A Markov Regime-switching approach. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.02.032>
- Gómez-Puig, M., Sosvilla-Rivero, S., & Martínez-Zarzoso, I. (2022). On the heterogeneous link between public debt and economic growth. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2022.101528>
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, Nueva Jersey, Estados Unidos: Princeton University Press. ISBN : 0-691-0489-6.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384. <https://doi.org/10.2307/1912559>
- Irungu, W. N., Chevallier, J., & Ndiritu, S. W. (2020). Regime changes and fiscal sustainability in Kenya. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.01.009>
- Jiménez, I., & Alvarado, R. (2022). Análisis sobre la incidencia de la deuda pública en el crecimiento económico de Ecuador durante el periodo 1990-2019. *Munich Personal RePEc Archive*. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/113666/>
- Ko, J.-H., & Morita, H. (2015). Fiscal sustainability and regime shifts in Japan. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.02.008>
- Krugman, P. (1988). Financing vs. forgiving a debt overhang. *Journal of Development Economics*, 29(3), 253–268. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(88\)90044-2](https://doi.org/10.1016/0304-3878(88)90044-2)
- Law, S., Ng, C., Kutan, A., & Law, Z. (2021). Public debt and economic growth in developing countries: Nonlinearity and threshold analysis. *Economic Modelling*, 98, 26-40. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.02.004>
- Legrenzi, G., & Milas, C. (2013). Modelling the fiscal reaction functions of the GIPS based on state-varying thresholds. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.09.011>
- Marí Del Cristo, M. L., & Gómez-Puig, M. (2016). Fiscal sustainability and dollarization: The case of Ecuador. *Applied Economics*, 48(23), 2139–2155. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1114580>
- Mendoza, E. G., & Oviedo, P. M. (2006). Fiscal policy and macroeconomic uncertainty in developing countries: The tale of the tormented insurer. *International Finance*, 9(1), 1–36. Disponible en: [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w12586/w12586.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w12586/w12586.pdf)

- Moreno-Brieva, F. J., y Peñaherrera-Patiño, D. D. (2020). El secreto financiero como factor de la inversión directa extranjera. *INNOVA Research Journal*, 5(2), 51-66. <https://doi.org/10.33890/innova.v5.n2.2020.1205>
- Mosikari, T. J., & Mah, G. (2024). A Markov-Switching model of public debt in South Africa. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 18(2), 250–258. <https://doi.org/10.33094/ijaefa.v18i2.1376>
- Olaoye, O. O., & Olomola, P. A. (2022). Empirical analysis of asymmetry phenomenon in the public debt structure of Sub-Saharan Africa's five biggest economies: A Markov-Switching model. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2022.e00242>
- Owusu, B., Bökemeier, B., & Greiner, A. (2025). Regime-based debt sustainability analysis: Evidence from euro area economies. *European Journal of Political Economy*, 90(102458), 102458. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2023.102458>
- Penzin, D. J., Salisu, A. A., & Akanegbu, B. (2022). A note on public debt-private investment nexus in emerging economies. <https://doi.org/10.21098/bemp.v25i1.1988>
- Rajakaruna, I., & Suardi, S. (2022). Fiscal sustainability, fiscal debt and economic growth in the South Asian region. <https://doi.org/10.1353/jda.2022.0001>
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, 100(2), 573–578. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.573>
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037. <https://doi.org/10.1086/261420>
- Sachs, J. D. (1998). The debt overhang of developing countries. In G. Calvo, R. Dornbusch, & M. Obstfeld (Eds.), *Debt, stabilization and development* (pp. 80–102). Blackwell.
- Tang, Z. (2022). Local government debt, financial circle, and sustainable economic development. <https://doi.org/10.3390/su141911967>
- Tran, N. (2018). Debt threshold for fiscal sustainability assessment in emerging economies. *Journal of Policy Modeling*, 40(2), 375–394. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2018.01.011>
- Vita, G., Trachanas, E., & Luo, Y. (2018). Revisiting the bi-directional causality between debt and growth: Evidence from linear and nonlinear tests. *Journal of International Money and Finance*, 83, 55-74. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.02.004>
- Zapata-Quimbayo, C. A., & Chamorro-Narváez, R. A. (2024). Fiscal regimes and debt sustainability in Colombia. <https://doi.org/10.1080/15140326.2024.2336706>

## Anexos

### Anexo 1

*Breusch–Godfrey LM test de autocorrelación: regresión lineal*

lags(p)	chi2	df	Prob>chi2
1	4,374	1	0,036
2	4,449	2	0,108
3	5,772	3	0,123
4	56,292	4	0,000

### Anexo 2

*Criterio de selección para el orden de rezago*

Lag	LL	LR	FPE	AIC
0	261,483		6,10E-06	-6,328
1	434,08	345,19	1,00E-07	-10,441
2	438,392	8,6235	9,90E-08	-10,448
3	441,337	5,8906	1,00E-07	-10,422
4	482,415	82,156	4,10E-08	-11,327
5	500,715	36,6	2,90E-08	-11,676
6	506,263	11,094*	2,80E-08*	-11,713*

*Nota:* \* rezago óptimo.

### Anexo 3

*Breusch–Godfrey LM test de autocorrelación: ARDL*

lags(p)	chi2	df	Prob>chi2
1	1,236	1	0,266
2	2,555	2	0,278
3	2,596	3	0,458
4	8,053	4	0,098
5	8,057	5	0,153
6	8,130	6	0,228

### Anexo 4

*Pesaran Bounds test*

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	4,021	4,832	4,951	5,854	7,08	8,158	0,000	0,001

---

---

	10%		5%		1%		p-value	
t	-2,544	-2,892	-2,857	-3,22	-3,473	-3,856	0,000	0,001

---

---

## Anexo 5

### *Test CUSUM de estabilidad*

