

UN ANÁLISIS DE LA DINÁMICA INTERRELACIONAL ENTRE CRECIMIENTO ECONÓMICO, GASTO PÚBLICO E INGRESOS PETROLEROS: CASO ECUATORIANO (1970-2022)

Erika Arce¹, Alfredo Loja² y Luis Sarmiento³

Universidad de Cuenca - Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Cuenca, Ecuador

Información

Recibido:

27 de septiembre de 2024

Aceptado:

4 de junio de 2025

Palabras clave:

ARDL
Crecimiento económico
Gasto público
Ingresos petroleros
VEC

JEL:

C32, F43

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/35.1.3>

Resumen

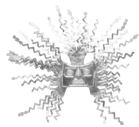
En la economía ecuatoriana, se observa una fuerte relación entre el crecimiento económico, los ingresos petroleros y el gasto público. Comprender la dinámica interrelacional de estas variables es fundamental para una gestión eficiente de los recursos; esta comprensión permitirá implementar políticas que optimicen el uso de los ingresos petroleros y del gasto público, generando un escenario económico más favorable y sostenible. La presente investigación modela dicha dinámica en el periodo 1970-2022, aplicando técnicas econométricas robustas como el modelo de vectores autorregresivos (VEC) y el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), además de pruebas estadísticas de estacionariedad (ADF, PP y KPSS) y transformaciones de Box-Cox. Los resultados indican una relación de cointegración entre el PIB per cápita, el gasto público y los ingresos petroleros, sugiriendo un equilibrio a largo plazo. A corto plazo, los ingresos petroleros tienen un impacto positivo significativo en el crecimiento económico, desafiando la hipótesis de la maldición de los recursos naturales. Sin embargo, a largo plazo, el efecto del gasto público sobre el crecimiento económico es inverso.

¹ORCID: 0009-0006-5064-2089. CRediT: conceptualización, análisis formal, investigación, visualización, redacción - borrador original, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: erikav.arce@ucuenca.edu.ec

²ORCID: 0009-0004-2299-6133. CRediT: curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, redacción - borrador original, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: alfredoal.loja@ucuenca.edu.ec

³ORCID: 0000-0002-1527-9898. CRediT: conceptualización, supervisión, validación, revisión y edición. Correo electrónico: santiago.sarmiento@ucuenca.edu.ec

Copyright © 2025 Arce, Loja y Sarmiento. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License.



AN ANALYSIS OF THE INTERRELATIONAL DYNAMICS BETWEEN ECONOMIC GROWTH, PUBLIC SPENDING AND OIL REVENUES: THE ECUADORIAN CASE (1970-2022)

Erika Arce¹, Alfredo Loja² and Luis Sarmiento³

Universidad de Cuenca - School of Economic and Management Sciences
Cuenca, Ecuador

Article Info

Received:

27th September 2024

Accepted:

4th June 2025

Keywords:

ARDL
Economic Growth
Public Expenditure
Oil Revenues
VEC

JEL:

C32, F43

DOI:

<https://doi.org/10.47550/RCE/35.1.3>

Abstract

In the Ecuadorian economy, there is a strong relationship between economic growth, oil revenues and public spending. Understanding the interrelational dynamics of these variables is fundamental for efficient resource management; this understanding will allow the implementation of policies that optimise the use of oil revenues and public spending, generating a more favourable and sustainable economic scenario. This paper models these dynamics over the period 1970-2022, applying robust econometric methods such as the Vector Autoregressive (VEC) and the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models, in addition to statistical stationarity tests (ADF, PP, and KPSS) and Box-Cox transformations. The results indicate a cointegration relationship among GDP per capita, public spending, and oil revenues, indicating a long-term equilibrium. In the short term, oil revenues have a significant positive effect on economic growth, which challenges the natural resource curse hypothesis. However, over the long term, the impact of public spending on economic growth is the opposite.

¹ORCID: 0009-0006-5064-2089. CRediT: conceptualization, formal analysis, research, visualization, writing - original draft, writing - revision and editing. E-mail: erikav.arce@ucuenca.edu.ec

²ORCID: 0009-0004-2299-6133. CRediT: data curation, formal analysis, research, methodology, writing - original draft, writing - review and editing. E-mail: alfredoa.loja@ucuenca.edu.ec

³ORCID: 0000-0002-1527-9898. CRediT: conceptualization, supervision, validation, review and editing. E-mail: santiago.sarmiento@ucuenca.edu.ec

Copyright © 2025 Arce, Loja y Sarmiento. The authors retain the copyright of the article. The article is distributed under the Creative Commons Attribution 4.0 License.

1. INTRODUCCIÓN

La economía ecuatoriana se caracteriza fundamentalmente por su dependencia de las exportaciones, especialmente de materias primas como productos agrícolas y petróleo. Esta condición la vuelve vulnerable a *shocks* tanto internos como externos, que pueden afectar los precios y los niveles de producción de dichos bienes.

Esta vulnerabilidad se evidencia en las fluctuaciones del crecimiento económico a lo largo del tiempo; por ejemplo, a partir de la década de los 70, con el *boom* petrolero, la economía ecuatoriana experimentó una fuerte expansión. El PIB tuvo un crecimiento anual promedio de 8,6 % durante el periodo 1972-1980, lo que conllevó un cambio en la estructura económica del país. El Estado tuvo una mayor participación, al ser el receptor directo de los ingresos obtenidos por la actividad petrolera, lo que a su vez permitió un mayor gasto público, que aumentó de 328 millones en 1972 a 2.929 millones de dólares en 1981. Estos recursos se destinaron principalmente a inversión en infraestructura, lo que aceleró y profundizó la modernización económica y social del país (Cardoso & Chavez, 2023). Sin embargo, en la década de los 80, la drástica caída en los precios del petróleo y diversos *shocks* llevaron al país a una desaceleración económica, con un crecimiento anual promedio del PIB de solo 2,4 %, mientras que del gasto público fue de 1,42 %. Esto resultó en la implementación de programas de ajuste, como recortes de gastos corrientes, eliminación de subsidios, entre otros (Pareja, 1992).

Por otra parte, en la primera década de los años 2000, el país experimentó un nuevo auge petrolero, impulsado por un incremento significativo en los precios de las materias primas, con un crecimiento promedio anual del 5,5 %. Como resultado, la economía ecuatoriana registró un crecimiento promedio del PIB de 3,86 % anual. Esta expansión permitió también un aumento sostenido del gasto público, que creció en promedio un 4,43 %, con una mayor asignación de recursos a los sectores de educación, salud e infraestructura, lo que contribuyó al desarrollo del país (Gruss, 2014). Sin embargo, a partir de 2011, la caída de los precios del petróleo, sumada a la escasa diversificación productiva y al impacto de la pandemia de COVID-19, provocaron una fuerte recesión económica. Entre 2015 y 2022, el crecimiento promedio del PIB fue de apenas 0,24 %, mientras que el gasto público creció en promedio un 0,54 % anual.

Bajo este contexto, se evidencia que en la economía ecuatoriana existe una fuerte relación entre el crecimiento económico, los ingresos petroleros y el gasto público. Por esta razón, resulta fundamental comprender la dinámica entre estas variables, a fin de establecer una gestión adecuada de los recursos que contribuya a generar un escenario económico más favorable para el país.

La importancia del presente trabajo de investigación, en la literatura ecuatoriana, radica en un riguroso análisis empírico de las relaciones existentes entre el crecimiento económico, el ingreso petrolero y el gasto público, puesto

que, si bien este comprende un tópico ampliamente estudiado, en su mayoría se han aplicado metodologías que no logran capturar efectivamente los efectos a corto y largo plazo. Por ello, en el presente estudio, se aplican técnicas dinámicas robustas, como el modelo de vectores autorregresivos (VEC) y el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), utilizando una serie de datos que abarca el periodo 1970-2022.

Entre los principales resultados de esta investigación, se ha encontrado evidencia de una relación causal entre el gasto público y los ingresos petroleros sobre el crecimiento económico del país. En el corto plazo, ambas variables muestran un efecto positivo sobre la actividad económica; sin embargo, a largo plazo, el gasto público presenta un efecto inverso sobre el crecimiento. Estos resultados son consistentes con la literatura. Por ejemplo, Carrillo (2017) sostiene que el gasto público tiene un impacto positivo principalmente en períodos de recesión, mientras que el ingreso petrolero genera un efecto positivo permanente, con mayor intensidad durante los periodos de expansión. De manera similar, Viscarra (2011) concluye que el efecto positivo del gasto público es transitorio, ya que, en el mediano plazo, las variables tienden a volver a su estado estacionario.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

A nivel mundial, se ha evidenciado que los países con abundancia de recursos naturales y cuya economía se basa en la exportación de materias primas muestran una fuerte dependencia de la venta de estos productos y, por lo general, no cuentan con una mayor diversificación productiva, lo que los vuelve vulnerables a las condiciones externas, principalmente a la variación de los precios. Además, tienden a registrar un crecimiento económico más lento en comparación con países mayormente industrializados. Por esta razón, en la literatura ha surgido el interés por analizar las relaciones entre las variables económicas de este tipo de países, especialmente para identificar los determinantes del crecimiento económico. Entre estas investigaciones destaca la conocida hipótesis de la maldición de los recursos naturales, la cual plantea una relación negativa entre la abundancia de dichos recursos y el crecimiento económico.

Tiba (2019) y Sharma & Mishra (2022), en sus respectivos artículos, demostraron que, en países exportadores de petróleo, se corrobora dicha teoría, resaltando la importancia de las instituciones y la corrupción en el impacto de los recursos naturales sobre el crecimiento económico. Resultados similares se obtienen para América Latina: Cuenca & Ochoa Jimenez (2017) demuestran que, en los países de ingresos altos, los recursos naturales ejercen un impacto negativo y significativo sobre el producto interno; mientras que, en

las naciones de ingresos medios, dicho efecto también es negativo, pero no alcanza significancia estadística.

Otros, por el contrario, no son concluyentes respecto a la manifestación de la hipótesis previamente mencionada. Este es el caso del estudio realizado por Alvarado et al. (2022), quienes señalan que el vínculo entre las rentas de los recursos naturales y el progreso económico es heterogéneo a lo largo de la distribución, para el caso de Latinoamérica. Por su parte, Fubara et al. (2019) deducen que la extracción de recursos naturales tiene un impacto económico positivo en los estados de la región nigeriana productora de petróleo, a diferencia del impacto negativo que se observa a nivel nacional.

Por otra parte, existen estudios que establecen una relación positiva, como el trabajo de Muhammad et al. (2021) para América Latina. Este resultado se confirma en lo encontrado por Bonet-Morón (2020) para Colombia, donde se menciona que un mayor precio del petróleo condujo a una mayor inversión subnacional, lo que sugeriría una menor probabilidad de maldición de los recursos. Esta relación también se evidencia en algunos países africanos y de Medio Oriente; autores como Adabor et al. (2022) y Sultan & Haque (2018) la demostraron empleando técnicas econométricas de cointegración. Se destaca que este último cuerpo de literatura, además, ha encontrado un efecto positivo del gasto público en consumo sobre el crecimiento económico.

Adicionalmente, se debe tener en cuenta la relación que existe entre las instituciones públicas, el gasto y el ingreso. Según los resultados obtenidos por Damette y Seghir (2018), los países altamente dependientes del petróleo tienen mayor probabilidad de experimentar ineficiencias en las decisiones gubernamentales y, por tanto, una mala asignación de recursos que conduce al subdesarrollo. Asimismo, según lo expuesto por Pazouki y Zhu (2022), en países democráticos un aumento en la volatilidad del petróleo genera un incremento del gasto público, lo cual está relacionado con la calidad institucional, por lo que sugieren que debería existir una mejor planificación estratégica para mejorar dicho desempeño.

En Ecuador, dado que su economía es altamente dependiente de las exportaciones petroleras, es importante analizar cómo estas influyen en el gasto público y el crecimiento económico. Guichay, Vacacela y León (2022), en su investigación realizada para el país, encontraron que los ingresos no petroleros (recaudación de impuestos) generan actualmente mayores beneficios para la economía que las rentas petroleras. Por su parte, en la investigación de Quinde et al. (2020), se resalta la importancia de establecer la relación entre el gasto público y el ingreso petrolero para determinar el comportamiento de la política pública. Con dicho objetivo, realizaron un análisis de cointegración, en el cual encontraron que estas variables presentan una tendencia positiva y no estacionaria; además, determinaron la existencia de causalidad unidireccional de Granger desde las exportaciones petroleras hacia el gasto público. Por otra parte, Martin-Mayoral y Carvajal (2023) evidenciaron que los precios

del petróleo tienen un efecto asimétrico sobre el crecimiento económico del país, con un mayor impacto durante los períodos de desaceleración.

Asimismo, existen otras economías dependientes de los ingresos petroleros, en las cuales la investigación sobre cómo estos afectan al gasto público ha adquirido gran relevancia, como es el caso de Arabia Saudita, país con la mayor producción y exportación de petróleo del mundo. Al Kahteeb et al. (2017) realizaron un estudio con el fin de determinar las relaciones entre los ingresos petroleros, el nivel de empleo, el gasto público y el PIB, aplicado al período 1991-2016. A partir de un modelo de vectores autorregresivos (VAR), concluyeron que los ingresos petroleros y el gasto público inciden en el nivel de empleo en este país. Además, encontraron que la caída del precio del petróleo representa un desafío para su economía y sugieren la necesidad de diversificarla. Resultados similares fueron obtenidos por Al Rasasi, Qualls y Algambi (2019), quienes, mediante un modelo de corrección por el error (MCE), concluyeron que los ingresos públicos provenientes del petróleo causan a la Granger el crecimiento real de dicha economía.

Según el estudio realizado por Raouf (2021), para países exportadores e importadores de petróleo, las crisis de los precios de este hidrocarburo afectan positivamente al gasto público de los exportadores y, por el contrario, de manera negativa a los importadores. Asimismo, Hassan (2021) demuestra, a través de un modelo ARDL, que el gasto público responde de forma asimétrica a los cambios positivos y negativos de los ingresos petroleros en el largo plazo, mientras que la respuesta es simétrica en el corto plazo.

Por otro lado, en una investigación realizada por Eregha y Mesagan (2020), aplicada a los países ricos en petróleo de África, se determinó que es esencial para estos países invertir los ingresos obtenidos por la venta del hidrocarburo en el fortalecimiento de su base productiva, con el fin de reducir sus déficits fiscales durante los periodos de incertidumbre en los precios y, de este modo, impulsar el crecimiento del PIB. Por su parte, Mohammed et al. (2020) determinaron, a partir de un modelo VAR aplicado a 83 países productores de petróleo, que la inversión pública de ingresos petroleros afecta positivamente al crecimiento económico, condicionado al desarrollo del sector bancario; sin embargo, no tiene ningún efecto en el caso del desarrollo del mercado de valores, salvo a través de la tasa de rotación. Además, se encontró que la inversión privada de ingresos petroleros tiene un impacto negativo en el crecimiento económico, también condicionado al desarrollo del sector bancario.

3. MATERIALES Y MÉTODOS

Este trabajo empírico plantea dos objetivos específicos. En primer lugar, analizar y determinar la relación a largo plazo entre el crecimiento económico¹, el gasto público y los ingresos derivados del petróleo, y, en un segundo punto, investigar la dinámica causal a corto plazo entre dichas variables.

Para ello, se propone utilizar modelos econométricos, específicamente los modelos ARDL y VAR, ya que permiten comprender y modelar relaciones dinámicas a corto y largo plazo. Con la salvedad de que el método VAR resulta útil cuando existe evidencia de simultaneidad entre un conjunto de variables; por tanto, todas deben tratarse en igualdad de condiciones, evitando establecer a priori distinciones entre variables endógenas o exógenas.

3.1. Análisis de estacionariedad

Previo a la estimación de los modelos autorregresivos, es fundamental analizar una de las principales propiedades para el modelado estadístico de series temporales: la estacionariedad (Stock & Watson, 2012).

Una serie temporal Y_t es estacionaria si su distribución de probabilidad no varía en el tiempo, es decir, si la distribución conjunta de $(Y_{s+1}, Y_{s+2}, \dots, Y_{s+T})$ no depende de s sea cual sea el valor de T ; de lo contrario, se dice que es no estacionaria (Stock & Watson, 2012, p. 387)

Como demuestra la literatura, omitir esta fase puede generar resultados espurios, invalidar pruebas de cointegración y comprometer la interpretación de las relaciones económicas (Enders, 2015). Para ello se llevarán a cabo rigurosas pruebas destinadas a detectar la presencia de estacionariedad en media, concretamente la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF), siguiendo el algoritmo propuesto por Mahadeva y Robinson (2004), Phillips-Perron (PP) (1988) y Kwiatkowski et al. (1992).

Además, se evaluará dicho supuesto considerando la posible presencia de quiebres estructurales, que podrían afectar los resultados de las pruebas mencionadas. En este contexto, la prueba de Zivot & Andrews (2002) se convierte en una herramienta esencial, ya que permite detectar puntos de quiebre endógenos en las series, mejorando la precisión del análisis de integración.

¹ Se empleará el PIB per cápita como *proxy* del crecimiento económico.

3.2. Modelos de vectores autorregresivos (VAR)

Propuesto por Christopher Sims en los años 80, estos modelos se componen de ecuaciones simultáneas en su forma reducida sin restricciones, lo que implica que los valores actuales de las variables no se utilizan como explicativas en ninguna de las ecuaciones. En su lugar, cada ecuación incluye un conjunto de variables explicativas que consisten en rezagos de todas las variables del modelo. La falta de restricciones significa que cada ecuación incorpora el mismo conjunto de variables explicativas, reflejando así una relación equitativa entre todas las variables del sistema.

El modelo de vectores autorregresivos pretende

especificar un modelo que recoja de la mejor forma posible la evolución de un sistema económico sin que sea necesario imponer demasiadas restricciones a priori; únicamente se necesita especificar las variables que intervienen y el número de rezagos adecuado. Una vez determinadas las variables y los rezagos adecuados, bastará con especificar cada variable en función de sus propios rezagos y de los valores rezagados del resto de las variables (Enders, 2015, pp. 259-337).

En el caso de las tres variables a analizar, el VAR puede escribirse como:

$$\begin{aligned} Y_t &= \pi_{10} + \pi_{11}Y_{t-1} + \pi_{12}GP_{t-1} + \pi_{13}IP_{t-1} + \dots + \varepsilon_{1t} \\ GP_t &= \pi_{20} + \pi_{21}Y_{t-1} + \pi_{22}GP_{t-1} + \pi_{23}IP_{t-1} + \dots + \varepsilon_{2t} \\ IP_t &= \pi_{30} + \pi_{31}Y_{t-1} + \pi_{32}GP_{t-1} + \pi_{33}IP_{t-1} + \dots + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (1)$$

Donde Y_t indica el PIB per cápita, IP_t representa los ingresos petroleros y GP_t el nivel de gasto público durante el periodo $t = 1, \dots, T$. Este modelo ofrece varias ventajas como flexibilidad en la inclusión de variables no estacionarias; la capacidad para manejar errores correlacionados contemporáneamente; aborda problemas de endogeneidad, y mejora la comprensión de las relaciones entre el conjunto de variables.

Además, con este enfoque, Johansen (1988) propone una prueba de cointegración bajo un procedimiento que tiene como paso inicial la determinación del orden de integración² de cada variable incluida en el modelo. Si todas las series analizadas son integradas de orden uno ($I(1)$) se especifica una extensión del VAR denominada modelo vectorial de corrección por el error (VEC), con el que se determinará si las series cointegran.

Este modelo, fue introducido por Engle & Yoo (1987) e incorpora un mecanismo de corrección que modela los cambios en las variables dependientes

² El orden de integración de una serie de tiempo hace referencia al número de veces que debe ser diferenciada para alcanzar la estacionariedad; es decir, para que su media, varianza y autocovarianza se mantengan constantes en el tiempo (Stock & Watson, 2012).

en función de desequilibrios en la relación de cointegración, representado por el término de corrección por el error (ECM). Además, considera los cambios en las demás variables explicativas para capturar todas las relaciones a corto plazo entre las variables. El VEC para este caso de estudio se escribirse como:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{k=1}^r \gamma_{1k} GP_{t-k} + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} IP_{t-j} + \lambda_1 ECM_{t-1} + \mu_{1t} \\ \Delta GP_t &= \alpha_3 + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} Y_{t-i} + \sum_{k=1}^r \gamma_{3k} GP_{t-k} + \sum_{j=1}^q \beta_{3j} IP_{t-j} + \lambda_3 ECM_{t-1} + \mu_{3t} \\ \Delta IP_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{k=1}^r \gamma_{2k} GP_{t-k} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} IP_{t-j} + \lambda_2 ECM_{t-1} + \mu_{2t}\end{aligned}\quad (2)$$

Donde $ECM_{t-1} = y_t - \alpha - \gamma GP_t - \beta IP_t$.

3.3. Modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ADRL)

Según Pesaran (2015), estos son modelos dinámicos, ya que incorporan términos rezagados de la variable dependiente como de los regresores. Para este caso de interés, se lo puede representar de la siguiente manera:

$$Y_t - \lambda_1 Y_{t-1} - \dots - \lambda_p Y_{t-p} = \alpha + \beta_0 GP_t + \dots + \beta_q GP_{t-q} + \gamma_0 IPR_t + \dots + \gamma_r IPR_{t-r} + u_t \quad (3)$$

O:

$$\lambda(L)Y_t = \alpha + B(L)GP_t + Y(L)IPR_t + u_t$$

Donde $\lambda(L)$, $B(L)$, $Y(L)$ representan el polinomio de rezagos correspondiente a cada serie temporal, y u_t es una perturbación aleatoria de largo plazo.

El modelo es autorregresivo, puesto que Y_t está explicado (en parte) por los valores rezagados de sí mismo. Además, tiene un componente de rezago distribuido, en forma de retrasos sucesivos de la variable explicativa de las variables dependientes. Presenta ventajas frente a otros modelos de series de tiempo, pues:

- no requiere que todas las variables posean el mismo orden de integración y puede ser aplicado cuando las variables son integradas de orden cero u orden $I(1)$, lo que evita la necesidad de realizar una prueba previa del orden de integración de las series;

- es relativamente más eficiente en el caso de muestras pequeñas, y
- permite obtener estimaciones insesgadas de los parámetros del modelo de largo plazo. Por lo que, analíticamente es más sencillo de trabajar, además se pueden agregar tendencias determinísticas, así como *dummies* estacionales.

Se dice que el modelo ARDL es estable si todas las raíces de la ecuación polinómica de orden p -ésimo ($\lambda(z) = 1 + \lambda_1 z + \lambda_2 z^2 + \dots + \lambda_p z^p = 0$) están todas dentro del círculo unitario, es decir, $|z|, |z^2|, \dots, |z^p| < 1$; caso contrario, y_t tendría una trayectoria explosiva, no habiendo relevancia práctica en el análisis de series de tiempo económicas.

Por otra parte, todo proceso ARDL(p, q, r) puede ser expresado como un modelo de corrección por el error (MCE), el cual describe la relación a corto plazo entre las series cointegradas; además puede representarse en la forma de cambios y niveles rezagados (MCNR). Basándose en este último modelo, Pesarán et al. (2001) plantea una prueba para testear la existencia de una relación a largo plazo entre las variables de interés, sin la necesidad de estar seguro de si las series en cuestión son $I(0)$ o $I(1)$; esta prueba sigue los pasos descritos a continuación:

1. Estimar el modelo en su representación MCNR

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta IP_{t-j} + \sum_{k=0}^r \gamma_k \Delta GP_{t-k} + \lambda_1 u_{t-1} + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 GP_{t-1} + \phi_3 IP_{t-1} + u_t \quad (4)$$

2. Calcular el estadístico F o Wald para testear la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$$

3. Los valores críticos no siguen una distribución conocida, por lo que valores críticos límite han sido tabulados por los mismos autores. Estos valores dependen de si la ecuación de regresión tiene o no tendencia.

En este contexto, la combinación de los modelos ARDL y VAR ofrece ventajas significativas facilitando no solo contrastar los resultados, sino también enriquecer el análisis con una validación cruzada de los resultados. Por ejemplo, el VECM, generalmente, es sensible al tamaño de la muestra (muestras pequeñas), pero el modelo ARDL es más eficiente en dicho contexto, de esta forma se actúa como un contrapeso metodológico (Odhiambo, 2009).

Asimismo, el VECM proporciona una visión sistémica de las relaciones de equilibrio a través de vectores de cointegración y mecanismos de corrección de error (Engle & Granger, 1987), mientras que el ARDL permite profundizar en las dinámicas de corto plazo mediante la inclusión explícita de rezagos distribuidos. Esto es clave para entender la velocidad de ajuste del crecimiento económico ante cambios fiscales (Shin, Yu & Greenwood-Nimmo, 2014).

El VECM, al ser un modelo multivariado, también permite evaluar la causalidad en el sentido de Granger (Granger, 1988) y descomponer los efectos de los *shocks* mediante funciones de impulso-respuesta. Sin embargo, el ARDL aporta un mayor nivel de detalle en la ecuación específica de interés (en nuestro caso, el PIB per cápita en relación con el gasto público e ingresos petroleros por persona), lo que resulta valioso para el diseño del análisis.

Esta estrategia combinada ha sido empleada con éxito en estudios como los de (Mehrra, 2008), quien analizó el impacto de los ingresos petroleros en el crecimiento económico, y Cavalcanti et al. (2011), que examinaron la relación entre rentas de recursos naturales y variables fiscales. Al integrar ambas metodologías, no solo se mejora la robustez de los hallazgos, sino que se obtiene una comprensión más matizada de las interacciones entre las principales variables.

3.4. Datos

En la presente investigación, los datos se recopilieron a través de la consolidación de fuentes de información estadística provenientes del Banco Mundial (BM) y el Banco Central del Ecuador (BCE), con una temporalidad anual desde 1970 hasta 2022. Las variables empleadas en la estimación se presentan en la tabla 1.

Tabla 1. Descripción de variables

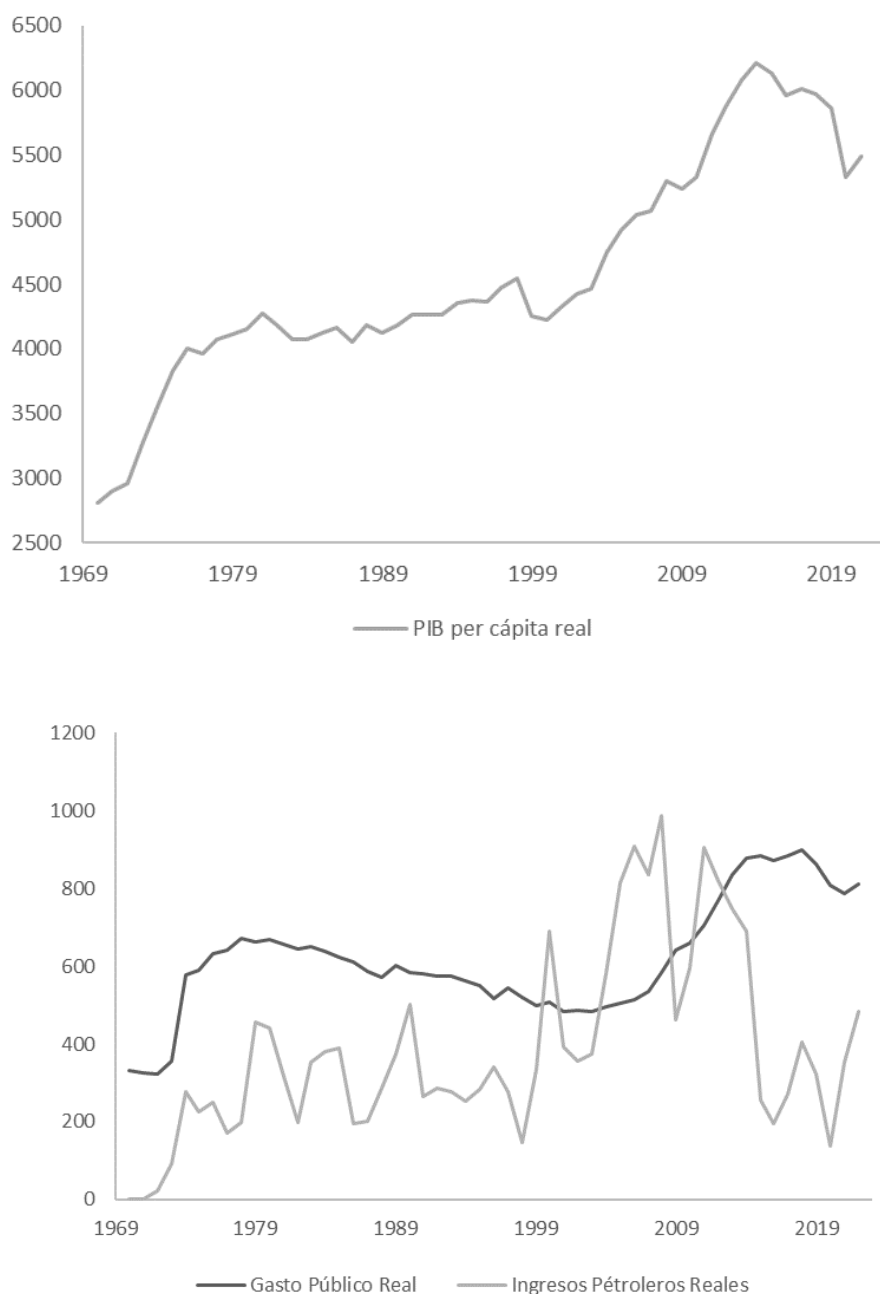
Nombre de la variable	Descripción
PIB per cápita real (Y_t)	Es el producto interno bruto (PIB) por cada habitante, a precios constantes (con base en el año 2015)
Gasto público per cápita real (GP_t)	Medido por el gasto de consumo final del gobierno por cada habitante a precios constantes de 2015.
Ingresos petroleros reales per cápita (IP_t)	Son las rentas petroleras, por individuo, ajustadas por inflación.

Es importante mencionar que, para obtener los ingresos petroleros por habitante en términos reales, se utilizó la metodología planteada por el mismo

BM, donde se ajusta dichas rentas nominales según el deflactor del PIB con base en el año 2015.

En la figura 1, se examina la evolución de las variables de interés:

Figura 1. PIB, gasto público e ingresos petroleros per cápita (términos reales) para Ecuador



Fuente: Basado en datos del Banco Mundial (2024)

En cuanto a las series cronológicas se puede evidenciar, a breves rasgos, para el caso del PIB per cápita, la posible presencia de tendencia determinística creciente, mientras que, para el gasto público y los ingresos petroleros, por individuo, indicios de tendencias estocásticas (con cierta volatilidad en las rentas). La diferencia entre el PIB y el gasto público pareciera ser (hasta cierto grado) sistemática; sin embargo, se observa variaciones distintivas, como por ejemplo entre los años 80 y 90, y la más representativa en el 2021. Sin duda la caída más abrupta se presentó en el primer trimestre de 2020; justificada por las medidas de confinamiento a razón de la pandemia COVID-19. Por otra parte, se observa que los mayores ingresos petroleros, por persona, que ha tenido el país se han dado durante la primera década del 2000, a razón de un aumento de los precios, de hasta un 5,5 %; se observa que existe una estrecha relación entre el PIB per cápita y estos últimos.

Como paso previo a la estimación, se determinó mediante la prueba de Dickey-Fuller que las variables analizadas no son estacionarias en media³. No obstante, los resultados revelan presencia de autocorrelación en las perturbaciones del PIB y el gasto público per cápita, siendo significativa incluso con 5 rezagos al 5 % de confianza (ver anexo B.1); adicionalmente, la prueba de Breusch-Pagan evidenció heterocedasticidad (varianza no constante) en las tres series estudiadas (anexo B.2). Para abordar estos inconvenientes, se aplicó la prueba ADF, la prueba de PP y el KPSS como prueba alternativa; mismos que complementaron el hallazgo inicial y determinaron que cada variable es integrada de orden uno $I(1)$,⁴ como se observa en la tabla 2.

Tabla 2. Pruebas de estacionariedad y orden de integración

Series	ADF		P-P		KPSS		Orden de integración
	Nivel	1ra diferencia	Nivel	1ra diferencia	Nivel	1ra diferencia	
Y_t	1,369	-3,282(***)	1,786(*)	-4,835(***)	2,27(***)	0,202	$I(1)$
GP_t	0,778	-3,428(***)	1,037	-4,977(***)	1,11(***)	0,169	$I(1)$
IP_t	-1,206	-7,460(***)	-0,939	-7,772(***)	1,73(***)	0,027	$I(1)$
Errores estándar en paréntesis				* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$			

³ Ver anexo A.

⁴ Al efectuar cada una de estas pruebas, no se incluyeron tendencia ni intercepto, conforme a los resultados obtenidos a partir del procedimiento secuencial de Mahadeva & Robinson (2004). Se estableció un rezago por parsimonia, de acuerdo con los criterios informacionales, para el PIB per cápita y el gasto público.

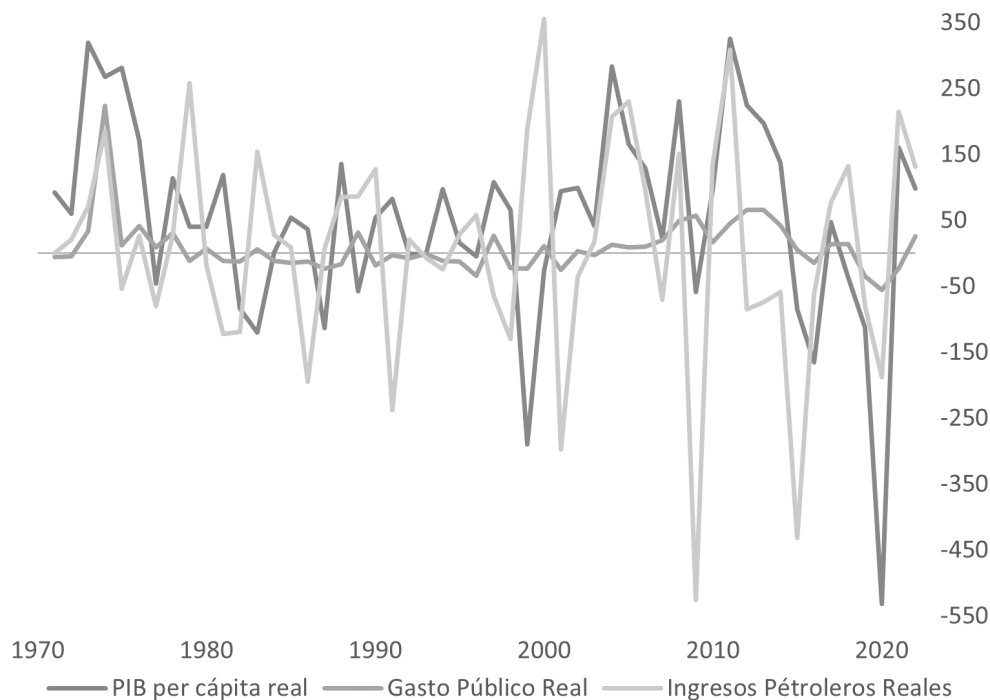
Bajo esta lógica, según con los resultados obtenidos mediante la prueba de Zivot-Andrews, no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria con quiebre estructural, para dos de las tres variables analizadas, pero sí se rechaza marginalmente, al 10 %, para el caso de los ingresos petroleros per cápita. Esto sugiere que las series mantienen su carácter no estacionario incluso al permitir la presencia de un quiebre endógeno, en consecuencia, y dado que no existe evidencia concluyente de quiebres estructurales que alteren significativamente el orden de integración de las series, es metodológicamente válido emplear los modelos econométricos autorregresivos planteados en la sección previa. Tal como lo señalan Lütkepohl y Krätzig (2004), las pruebas estándar de cointegración pueden aplicarse de forma apropiada siempre que las series involucradas sean integradas del mismo orden y no presenten perturbaciones estructurales evidentes que invaliden dicha condición.

Tabla 3. Prueba de Zivot-Andrews

Series	Intercepto	Tendencia	Tendencia e intercepto
Y_t	-3,391	-2,796	-3,306
GP_t	-4,048	-3,619	-3,532
IP_t	-4,442*	-3,946	-5,026*
* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$			

La figura 2 presenta la primera diferenciación, donde claramente se puede observar la estacionariedad en media de las series analizadas. Sin embargo, esta conclusión no se puede extender al caso de la varianza.

Figura 2. Primera diferencia correspondiente al PIB, gasto público e ingresos petroleros per cápita



Fuente: Basado en Banco Central del Ecuador (2022)

Por tal motivo, se utiliza transformaciones de Box & Cox (1964), que permite inducir normalidad, homocedasticidad y estacionariedad en varianza a los datos (Cai, Lu & Zhao, 2020), cumpliendo así con los supuestos claves requeridos para un correcto ajuste del modelo de regresión y la validez de las inferencias estadísticas subsecuentes sobre los coeficientes estimados (Kartsonakis & Dritsakakis, 2020). Dichas transformaciones se sustentan en la obtención del parámetro λ y se expresan como:

$$X_t' = g(X_t) = \frac{(X_t)^\lambda - 1}{\lambda} \quad (5)$$

En el caso del PIB per cápita y el gasto público por habitante, los resultados evidenciaron que la desviación estándar es proporcional a la media, es decir $\lambda = 0$, por lo cual la transformación adecuada (de acuerdo con Mauricio (2007)) es el logaritmo natural. Dicha transformación se representará por y_t y gp_t respectivamente. En tanto para los ingresos petroleros por persona se determinó que $\lambda = 1/2$; por tanto su transformación es de la forma (anexo C):

$$ip_t = 2(IP_t)^{0,5} \quad (6)$$

4. RESULTADOS Y LIMITACIONES

En primera instancia, se aplicó la prueba de cointegración multivariada propuesta por Johansen (1988), que utiliza dos estadísticos: el de la traza y del máximo valor propio; cuyas hipótesis nulas asociadas a dichos estadísticos establecen que no existe más de R relaciones de cointegración, es decir $H_0: r \leq R$, y que el número de vectores cointegrantes es igual a c ($H_0: r = c$), respectivamente.

Los resultados de las pruebas se muestran en la tabla 4. El estadístico de la traza sugiere la existencia de un vector de cointegración al 5 % de significancia. En este sentido, Engle & Yoo (1987) indican que dicho hallazgo plantea la presencia de causalidad a la Granger entre las series analizadas y, además, valida la existencia de al menos una relación de equilibrio a largo plazo. Sin embargo, el estadístico del máximo valor propio no respalda contundentemente dicho resultado, ya que el valor calculado se encuentra muy próximo al valor crítico al 5 % de significancia.

Tabla 4. Resultados de la prueba de cointegración de Johansen

r	Estadístico de la traza			Estadístico del máximo valor propio		
	Estadístico de la prueba	Valor crítico		Estadístico de la prueba	Valor crítico	
		5 %	1 %		5 %	1 %
0	30,2226**	29,68	35,65	19,8827*	20,97	25,52
1	10,3398	15,41	20,04	8,3563	14,07	18,63
2	1,9835	3,76	6,65	0,15391	3,76	6,65
Errores estándar en paréntesis			* p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01			

Con el fin de brindar mayor solidez a los resultados obtenidos, adicionalmente, se implementó la prueba de cointegración propuesta por Pesarán et al., comúnmente denominada PSS, que ofrece ventajas metodológicas en comparación al enfoque desarrollado por Johansen. Además, se aplica la corrección propuesta por Kripfganz & Schneider (2023) a los valores críticos, los cuáles se derivan de regresiones respuesta-superficie, facilitando de esta manera la inferencia estadística. La aplicación de esta prueba permitió corroborar la existencia de al menos un vector de cointegración, validando así la evidencia inicial de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables y_t , $i pr_t$, y gp_t al 10 % de significancia, sin considerar tendencia, pero con intercepto (tabla 5).

Tabla 5. Resultados de la prueba de cointegración PSS

H ₀ : No existe relación de largo plazo			PSS		Kripfganz-Schneider		p-valor	
Estadístico	Valor estadístico	Valor crítico	I _L	I _U	I _L	I _U	I _L	I _U
F	4,827*	1 %	5,15	6,36	5,666	7,003		
		5 %	3,79	4,85	4,006	5,122	0,023	0,064
		10 %	3,17	4,14	3,285	4,291		
Regla de decisión			Rechazo la H ₀ si F > I _U y t < I _U					
t	-3,274*	1 %	-3,43	-4,10	-3,546	-4,281		
		5 %	-2,86	-3,53	-2,899	-3,589	0,018	0,092
		10 %	-2,57	-3,21	-2,573	-3,235		

Dado este resultado, es posible determinar las relaciones de equilibrio de corto y largo plazo. Para ello es imprescindible conocer la estructura adecuada del modelo autorregresivo de rezagos distribuidos; en este contexto, tras realizar una comparación estadística evaluando los modelos según los criterios informacionales y la prueba de normalidad de residuos, se determina que el modelo ADRL(1,1,0) es el apropiado⁵ (es importante resaltar que este mismo modelo sirvió de base para ejecutar la prueba de cointegración). Con esto la posible relación a largo plazo entre las variables es⁶:

$$y_t = 0,7298 - 0,0898gp_t + 0,0112ip_t + u_t \quad (7)$$

(0,002) (0,810) (0,023)

Se puede observar un efecto negativo del gasto público sobre el crecimiento económico, a largo plazo, pues un incremento del 1 % en el nivel de gasto público conduce a una disminución en la renta por persona de aproximadamente un 0,09 %. Un efecto contrario releva los ingresos petroleros, pues una elevación de una unidad monetaria en dichas rentas aumenta el nivel de crecimiento. A partir de estas dos últimas estimaciones se obtiene el MCE; la siguiente ecuación resume dicho modelo:

$$\Delta y_t = 0,1488\Delta gp_{t-1} + 0,001\Delta ip_{t-1} - 0,0838u_{t-1} \quad (8)$$

(0,006) (0,022) (0,046)

⁵ Véase resultados en el anexo D.

⁶ Entre paréntesis se encuentran los errores estándar, para las pruebas de significancia individual.

Dado que el coeficiente asociado a u_{t-1} es inferior a 1 en valor absoluto, se cumple con la condición de estabilidad; esta característica implica que los desequilibrios de largo plazo tienden a desaparecer con el tiempo, convergiendo a un estado estacionario.

En contraste con los resultados de largo plazo, se evidencia una relación directa en el corto plazo entre el gasto público y el crecimiento económico. Aunque este efecto pueda parecer contradictorio, confirma la conclusión de Viscarra, quien señala que, si bien el gasto público genera un impulso significativo en la economía en los primeros períodos de implementación, dicho efecto tiende a diluirse en el mediano plazo. Estudios aplicados a economías africanas y de Medio Oriente encuentran una relación similar entre estas variables (Sultan & Haque; Al Kahteeb et al.; Mohammed et al.). En el contexto ecuatoriano, este fenómeno podría explicarse por varios factores, entre los que destacan la falta de eficiencia y transparencia en el manejo de los recursos públicos, la sostenibilidad fiscal y la estructura económica relativamente poco diversificada, entre otros.

En lo que respecta a los ingresos petroleros, su impacto es menos pronunciado en el corto plazo en comparación con el largo plazo, aunque mantiene la misma dirección. Este efecto positivo concuerda con los hallazgos de Bonet-Morón (2020) para la economía colombiana argumentando que el incremento en rentas petroleras conduce a una mayor inversión y, por tanto, a un mayor crecimiento económico; similares resultados obtuvieron Muhammad et al. para América Latina, así también autores como Adabor et al., Sultan-Haque, y Fubara et al. para economías africanas. En el contexto ecuatoriano dicha afirmación no carece de fundamento, pues las rentas petroleras se incorporan al presupuesto general del estado (PGE) y, de acuerdo con el artículo 286 de la Constitución, se destinan preferentemente a cubrir egresos no permanentes, generalmente vinculados a la formación bruta de capital fijo; no obstante, de manera excepcional, estas también se asignan a egresos permanentes en sectores críticos como salud, educación y seguridad nacional; esta distribución de los ingresos petroleros refleja la influencia significativa que ejercen en el desarrollo y progreso de la economía ecuatoriana.

Además, los resultados obtenidos en esta investigación desafían la noción convencional de la “maldición de los recursos naturales”; estos hallazgos no se contrastan significativamente con las conclusiones de otros estudios que respaldan dicha hipótesis, particularmente en el contexto de países exportadores de petróleo. Entre estos estudios destacan los trabajos de Cuenca-Ochoa para América Latina, así como las investigaciones de Tiba (2019) y Sharma & Mishra (2022). Los hallazgos sugieren una relación más compleja entre la abundancia de recursos naturales y el desarrollo económico, cuestionando la aplicabilidad universal de esta teoría en distintos contextos nacionales.

Con el fin de generar robustez en los resultados obtenidos previamente, y sabiendo que existe ciertos vestigios de cointegración entre las series económicas, se estima el VEC con una longitud óptima de dos rezagos; las estimaciones

se pueden observar en la tabla 6. Adicionalmente, de las estimaciones obtenidas se comprobó que las perturbaciones cumplan con las propiedades estadísticas de no presencia de autocorrelación, normalidad y estabilidad de condiciones, el detalle de las pruebas y los resultados se presentan en el anexo E.

Tabla 6. Estimación del modelo vectorial de corrección por el error

VECM	Variable dependiente	Variables explicativas	Coefficiente estimado	Errores estándar
Largo plazo	y_t	gp_t	-0,0223	0,1734
		ip_t	0,0181***	0,0035
		constante	0,7592	
		Δy_{t-1}	0,0908	0,1501
Corto plazo	Δy_t	Δgp_{t-1}	0,1307**	0,0646
		Δip_{t-1}	0,0013**	0,0006
		ECM_{t-1}	0,0442**	0,0204
		constante	0,0062	0,0046
		Nivel de confianza		* p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01
Criterios informacionales		AIC	SBIC	HQIC
		-219,6969	-222,7568	-229,5383

Las estimaciones parecen concordar con las obtenidas en el MCE, considerando únicamente la relación que establece el crecimiento económico en función del gasto público y los ingresos petroleros. De acuerdo con los resultados obtenidos en la prueba de Granger, se evidencia una relación causal entre estas variables al 5 % de significancia (tabla 7).

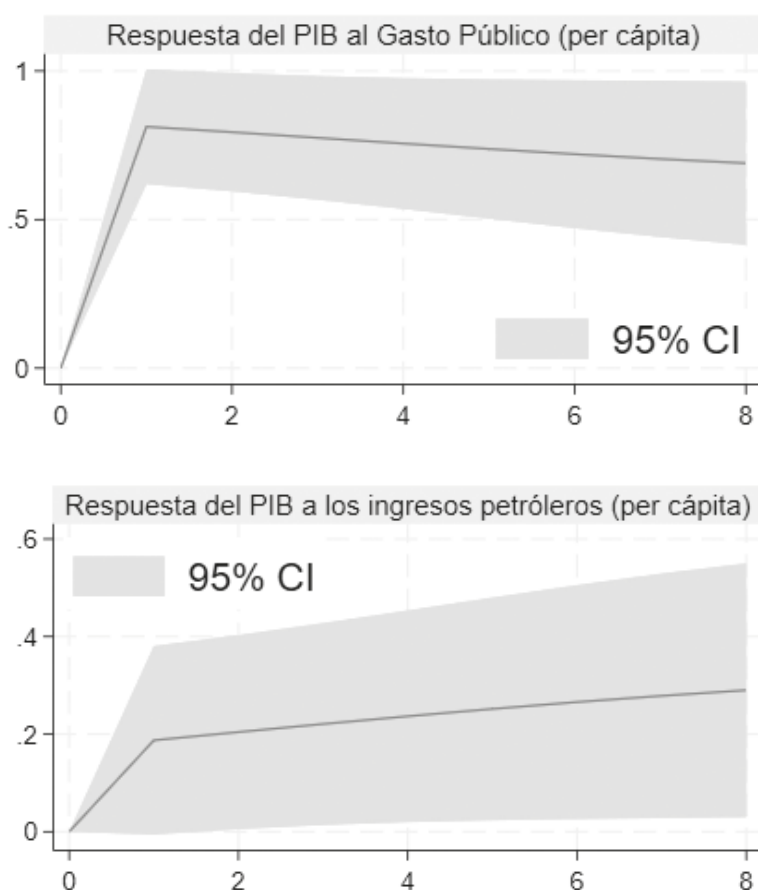
Tabla 7. Test de causalidad de Granger

Variable dependiente	Variables explicativas		X^2	$Prob > X^2$
y_t	gp_t	ip_t	7,3792	0,025
gp_t	y_t	ip_t	2,0099	0,366
ip_t	y_t	gp_t	4,3964	0,111

Adicionalmente, se utilizó los gráficos de funciones de impulso-respuesta (IRF por sus siglas en inglés), generadas a partir del modelo VEC,

para determinar cómo reacciona una variable endógena; en este caso, el PIB per cápita a un *shock* generado por otra variable a lo largo del tiempo. Como resultado de un impulso en el gasto público por habitante, se observa que en el primer año existe un aumento significativo del crecimiento económico; sin embargo, este se desvanece con el transcurso del tiempo. Este hallazgo es consistente con la hipótesis de Armeij (1995), según la cual un mayor tamaño del Estado impulsa inicialmente el crecimiento económico, aunque llega un punto en el que la contribución marginal del gasto se reduce, y el crecimiento tiende a disminuir. Contrario a lo antes mencionado, se evidencia que los ingresos petroleros generan un *shock* positivo a lo largo del tiempo.

Figura 3. Funciones impulso-respuesta



5. CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

El análisis del crecimiento económico es fundamental para los países, especialmente para aquellos que no han alcanzado un nivel óptimo, ya que comprender las variables que lo determinan permitiría una adecuada gestión de los recursos orientada a lograr un mayor progreso. Particularmente para Ecuador, este es

un tema crucial, puesto que, como se ha evidenciado en la última década, su crecimiento ha sido bastante reducido y el país enfrenta diversas dificultades.

Bajo esta premisa, el presente estudio tenía como objetivo determinar la relación entre las variables de crecimiento económico, gasto público e ingresos petroleros para el Ecuador en el periodo 1970-2022. Se determina empíricamente que existe un efecto positivo entre el gasto público y el crecimiento; sin embargo, también se demuestra que este efecto tiende a disminuir con el tiempo, resultados que coinciden con los encontrados por Viscarra. Dichos resultados pueden explicarse por la falta de eficiencia y transparencia en el manejo de recursos públicos, la sostenibilidad fiscal, la estructura económica relativamente poco diversificada, entre otros. Además, se debe resaltar que el gasto corriente no genera inversión, por lo que también podría ser una razón de lo obtenido.

Por otra parte, se encontró una relación positiva entre el crecimiento económico y los ingresos petroleros, tanto a corto como largo plazo, aunque son más pronunciados en este último, lo que estaría implicando para el país que el incremento en rentas petroleras conduce a una mayor inversión y, por tanto, a un mayor crecimiento económico, desafiando así la noción convencional de la maldición de los recursos naturales, como señala en su investigación Bonet-Morón (2020). Adicionalmente, se debe considerar que según las leyes del país los ingresos petroleros deben ser destinados a gasto en inversión, lo que estaría explicando estos resultados.

Se debe recalcar que los resultados fueron obtenidos mediante el modelo de vectores autorregresivos (VEC) y el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), garantizando la correcta aplicabilidad en el caso de análisis con series de tiempo, es decir, la robustez de los resultados. A diferencia de lo comúnmente realizado en la literatura empírica ecuatoriana respecto a este tema, pues se suele emplear el modelo clásico de regresión, como lo es el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que no garantiza el cumplimiento de los supuestos básicos como el de no endogeneidad.

Finalmente, se debe considerar que un limitante de la investigación fue la existencia de autocorrelación en las perturbaciones estimadas a través de la metodología VEC, lo que podría traer graves problemas de inferencia estadística, al ser la varianza de los estimadores sesgada e inconsistente. Por otra parte, para futuras investigaciones se sugiere un análisis más detallado del gasto, incorporando desagregaciones de este. Asimismo, pueden incluirse otras variables que expliquen el crecimiento económico, como la educación, la tasa de fecundidad, la tasa de mortalidad, entre otras, las cuales no fueron consideradas en el presente estudio, dado que el objetivo fue identificar la relación dinámica entre las variables de interés.

BIBLIOGRAFÍA

- Adabor, O., Buabeng, E., & Fosua Dunyo, J. (2022). The Causative Relationship Between Natural Resource Rent and Economic Growth: Evidence from Ghana's Crude Oil Resource Extraction. *International Journal of Energy Sector Management*, 16(5), 899–923. <https://doi.org/10.1108/IJESM-06-2021-0007>
- Al Kahteeb, T. T., Sultan, Z. A., & Mahmood, H. (2017). Oil Revenue, Public Spending, Gross Domestic Product and Employment in Saudi Arabia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 7(6), 27–31. <https://bit.ly/3WcdVqc>
- Al Rasasi, M. H., Qualls, J. H., & Algamdi, B. K. (2019). Oil Revenues and Economic Growth in Saudi Arabia. *International Journal of Economics and Financial Research*, 5(3), 49–55. <https://doi.org/10.32861/ijefr.53.49.55>
- Alvarado, R., Cuesta, L., Kumar, P., Rehman, A., Murshed, M., Işık, C., ... Tillaguango, B. (2022). Impact of Natural Resources on Economic Progress: Evidence for Trading Blocs in Latin America Using Non-Linear Econometric Methods. *Resources Policy*, 79, 102908. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102908>
- Bonet-Morón, J. P.-V., & Marín-Llanes, L. (2020). Oil Shocks and Subnational Public Investment: The Role of Institutions in Regional Resource Curse. *Energy Economics*, 92. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.105002>
- Box, G., & Cox, D. (1964). An Analysis of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 26(2), 211–243. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1964.tb00553.x>
- Cai, C.-H., Lu, Z.-H., & Zhao, Y.-G. (2020). Moment Method with Box–Cox Transformation for Structural Reliability. *Journal of Engineering Mechanics*, 146(8). [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)EM.1943-7889.0001824](https://doi.org/10.1061/(ASCE)EM.1943-7889.0001824)
- Cardoso, P., & Chavez, H. (2023). Booms petroleros, quimeras de transformación productiva y el retorno de Washington. *Revue Internationale Des Études Du Développement*, 203–233. <https://doi.org/10.4000/ried.8179>
- Carrillo, P. (2017). El efecto de la política fiscal en expansión y recesión para Ecuador: un modelo MSVAR. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 405–439. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36vn72.53570>
- Cuenca, A., & Ochoa Jiménez, D. (2017). Economic Growth and Natural Resources in Latin America: An Application of the Stiglitz Model. *ECOR-FAN Journal-Republic of Paraguay*, 3–5. <https://bit.ly/3XTEBNA>
- Damette, O., & Seghir, M. (2018). Natural Resource Curse in Oil Exporting Countries: A Nonlinear Approach. *International Economics*, 231–246. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2018.04.001>

- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series* (4th ed.). John Wiley & Sons, Inc.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Engle, R., & Yoo, B. (1987). Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems. *Journal of Econometrics*, 35(1), 143–159. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90085-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90085-6)
- Eregha, P., & Mesagan, E. (2020). Oil Resources, Deficit Financing and Per Capita GDP Growth in Selected Oil-Rich African Nations: A Dynamic Heterogeneous Panel Approach. *Resources Policy*, 66. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101615>
- Fubara, S., Iledare, O., Gershon, O., & Ejemeyovwi, J. (2019). Natural Resource Extraction And Economic Performance of the Niger Delta Region in Nigeria. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 9(4), 188–193. <https://doi.org/10.32479/ijeep.7716>
- Granger, C. (1988). Some Recent Development in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics*, 199–211. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90045-0](https://doi.org/10.1016/0304-4076(88)90045-0)
- Gruss, B. (2014, junio 12). *América Latina: creciendo sin la locomotora de los commodities*. IMF blog-Ideas y análisis sobre economía y finanzas. <https://www.imf.org/es/Blogs/Articles/2014/06/12/3991>
- Guichay, M., Vacacela, J., & León, L. (2022). Ecuador: análisis del crecimiento económico y el sector público no financiero período 2012-2020. *Espíritu Emprendedor TES*, 6(1), 51–69. <https://doi.org/10.33970/eetes.v6.n1.2022.297>
- Hassan, A. S. (2021). Asymmetric Effects of Oil Revenue on Government Expenditure: Insights from Oil-Exporting Developing Countries. *OPEC Energy Review*, 45(2), 257–274. <https://doi.org/10.1111/opec.12203>
- Jarque, C., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 163–172.
- Johansen, S. (1988). The Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Kartsonakis, D., & Dritsakis, N. (2020). A Note on the Use of the Box-Cox Transformation For Financial Data. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 10(4), 419–422. <https://doi.org/10.1504/IJCEE.2020.110755>

- Kripfganz, S., & Schneider, D. (2023). Estimating Autoregressive Distributed Lag and Equilibrium Correction Models. *The Stata Journal*, 23(4), 983–1019. <https://doi.org/10.1177/1536867X231212434>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lütkepohl, H., & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press.
- Mahadeva, L., & Robinson, P. (2004). Unit Root Testing to Help Model Building. En A. Blake & G. Hammond (Eds.), *Handbooks in Central Banking*. Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- Martin-Mayoral, F., & Carvajal, A. (2023). Direct and Indirect Impacts of Oil Price Shocks on Ecuador's Economic Cycles (2000:01–2020:01). *Estudios de Economía*, 50(2), 379–412. <https://doi.org/10.4067/S0718-52862023000200379>
- Mauricio, J. A. (2007). *Introducción al análisis de series temporales*. Universidad Complutense de Madrid.
- Mehrara, M. (2008). The Asymmetric Relationship Between Oil Revenues and Economic Activities: The Case of Oil-Exporting Countries. *Energy Policy*, 1164–1168. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2007.11.004>
- Mohammed, J. I., Karimu, A., Ogeh Fiador, V., & Yindenaba Abor, J. (2020). Oil Revenues and Economic Growth in Oil-Producing Countries: The Role of Domestic Financial Markets. *Resources Policy*, 69. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101832>
- Muhammad, Z., Jiabin, H., Alam, R., Hazrat, B., Naveed, F., Muhammad, W., ... Ilyas, A. (2021). Nexus Between Foreign Direct Investment, Energy Consumption. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 11(1), 407–416. <http://dx.doi.org/10.32479/ijeeep.10255>
- Odhiambo, N. (2009). Energy Consumption and Economic Growth Nexus In Tanzania: An ARDL Bounds Testing Approach. *Energy Policy*, 617–622. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.09.077>
- Pareja, F. (1992). *La evolución socioeconómica del Ecuador: modernización sin desarrollo*. Seminario Técnico: Comparación analítica de los modelos de desarrollo de los países de pequeña escala de Europa y América Latina. <https://bit.ly/45WQ68V>
- Pazouki, A., & Zhu, X. (2022). The Dynamic Impact Among Oil Dependence Volatility, the Quality of Political Institutions, and Government Spending. *Energy Economics*, 115. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106383>

- Pesaran, H. (2015). Estimation of ARDL Models. En H. Pesaran, *Time Series and Panel Data Econometrics* (pp. 121–122). Oxford University Press.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 347–353. <https://bit.ly/3W1huhI>
- Quinde-Rosales, V., Bucaram-Leverone, R., Saldaña-Vargas, M., & Diaz-Campos, C. (2020). Relación entre los ingresos petroleros y el gasto público ecuatoriano. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, 26(3), 118–129. <https://bit.ly/3LdSQoT>
- Raouf, E. (2021). Oil Prices Shocks and Government Expenditure. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 11(5), 78–84. <https://doi.org/10.32479/ijeep.11172>
- Sharma, C., & Mishra, R. (2022). On the Good and Bad of Natural Resource, Corruption, and Economic Growth Nexus. *Environmental & Resource Economics*, 82, 889–992. <https://doi.org/10.1007/s10640-022-00694-x>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. En R. Sickles & W. Horrace (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* (pp. 281–314). Springer. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Stock, J., & Watson, M. (2012). *Introducción a la econometría*. Pearson.
- Sultan, Z., & Haque, M. (2018). Oil Exports and Economic Growth: An Empirical Evidence from Saudi Arabia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(5), 281–287. <https://bit.ly/3W9fuoC>
- Tiba, S. (2019). Exploring the Nexus Between Oil Availability and Economic Growth: Insights from Non-Linear Model. *Environmental Modeling & Assessment*, 24(6), 691–702. <https://doi.org/10.1007/s10666-020-09737-3>
- Viscarra, H. (2011). *Efectos del gasto e inversión pública en el crecimiento económico del Ecuador*. FLACSO-Sede Ecuador. <https://bit.ly/4eUkdSI>
- Zivot, E., & Andrews, D. (2002). Further Evidence on The Great Crash, The Oil-Price Shock, And The Unit-Root Hypothesis. *Business & Economic Statistics*, 20(1), 25–44. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

ANEXOS

Anexo A. Prueba de Dickey-Fuller

Este contraste tiene como hipótesis nula:

$$H_0: \text{Raíz unitaria}$$

Test de Dickey-Fuller, para PIB per cápita, gasto público e ingresos petroleros

Series Temporales	Prueba del estadístico	Valor crítico		
		1 %	5 %	10 %
y_t	-1,654	-4,148	-3,499	-3,179
	MacKinnon approximate p-value for $Z(t) = 0,7707$			
gp_t	-1,512	-4,146	-3,498	-3,179
	MacKinnon approximate p-value for $Z(t) = 0,8251$.			
ip_t	-3,015	-4,148	-3,499	-3,179
	MacKinnon approximate p-value for $Z(t) = 0,1278$.			

Anexo B. Prueba de autocorrelación y heteroscedasticidad

Anexo B.1. Pruebas de autocorrelación

La prueba de autocorrelación tiene la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: \text{No existe correlación serial.}$$

Prueba de autocorrelación (Durbin Alternativo y Breusch-Godfrey)

Series temporales	y_t				gp_t			
Rezagos	Prueba				Prueba			
	Durbin alternativo		Breusch-Godfrey		Durbin alternativo		Breusch-Godfrey	
	X_2	$Prob > X^2$	X_2	$Prob > X^2$	X_2	$Prob > X^2$	X_2	$Prob > X^2$
1	4,710	0,0300	4,645	0,0311	5,300	0,0213	5,171	0,0230
2	5,352	0,0688	5,315	0,0701	6,934	0,0312	6,685	0,0353
3	7,163	0,0669	7,004	0,0718	7,217	0,0653	7,052	0,0702
4	9,293	0,0542	8,893	0,0638	12,073	0,0168	11,000	0,0266
5	9,165	0,1027	8,960	0,1107	12,622	0,0272	11,592	0,0408
6	10,186	0,1170	9,955	0,1266	12,804	0,0463	11,931	0,0635

Anexo B.2. Prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan

Cuenta con la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: \text{Varianza constante}$$

Prueba de heterocedasticidad Breusch-Pagan

Variables	y_t	gp_t	ip_t
$\chi^2(1) =$	4,49	14,37	8,38
$\text{Prob} > \chi^2 =$	0,0341	0,0002	0,0038

Anexo C. Prueba de hipótesis lineales, transformación Box-Cox

Contrastes de hipótesis lineales, transformación Box-Cox

Métodos de estimación		Box-Cox	
Series temporales	Hipótesis nula	$X^2(1)$	$\text{Prob} > X^2$
y_t	$\lambda = 0$	0,06	0,8027
gp_t	$\lambda = 0$	0,94	0,3318
ip_t	$\lambda = 0,5$	0,04	0,8348

Anexo D. Estimación del modelo autorregresivo de rezagos distribuidos ARDL (p, q, r)

Anexo D.1. Determinación de la estructura ARDL (p, q, r) según los criterios informacionales

Determinación Óptima de Rezagos, para el ARDL (p, q, r)

Criterio informacional	Sugerencia	Valores
AIC	ARDL (1,2,0)	-221,5073
SBC	ARDL (1,1,0)	-211,8482
HQC	ARDL (1,1,0)	-212,5216

Anexo D.2. Estimación de la estructura ARDL (p,q,r) propuesta por los criterios informacionales

Estimación de los esquemas ARDL (p, q, r)

Variable dependiente y_t	ARDL	(1, 2, 0)	(1, 1, 0)
y_{t-1}		0,9329*** (0,0406)	0,9169*** (0,0408)
gp_t		0,1206** (0,0519)	0,1488*** (0,0523)
gp_{t-1}		-0,0331 (0,0756)	-0,1563*** (0,0524)
gp_{t-2}		-0,1060** (0, 0487)	
ip_t		0,0008** (0,0004)	0,0009** (0,0003)
_cons		0,6578*** (0,2130)	0,7279*** (0,2177)
N		50	51
Errores estándar en paréntesis	* p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01		
Criterios informacionales	AIC	-231,8716	-221,5073
	SBC	-208,0506	-211,8482

Anexo D.3. Prueba de normalidad de las perturbaciones

El contraste de Portmanteu tiene como hipótesis nula:

H_0 : Perturbaciones normalmente distribuidas.

Prueba de Portmanteu

Modelo	Valores críticos
ARDL (1,2,0)	Prob > chi2(23) = 0,6197
ARDL (1,1,0)	Prob > chi2(40) = 0,6066

Anexo D.4. Prueba de autocorrelación

La prueba de autocorrelación tiene la siguiente hipótesis nula:

H_0 : No existe correlación serial.

Prueba de autocorrelación de Breusch-Godfrey

Rezagos	ARDL			
	(1, 2, 0)		(1, 1, 0)	
	X^2	Prob > X^2	X^2	Prob > X^2
1	1,867	0,1719	0,957	0,3280
2	2,864	0,2388	1,009	0,6038
3	2,869	0,4122	1,584	0,6630
4	3,264	0,5146	1,629	0,8035

Anexo E. Pruebas de propiedades estadísticas de las perturbaciones del modelo vectorial de corrección por el error

Propiedades estadísticas de los residuos del modelo VEC

Propiedad	Prueba	Hipótesis	Valor crítico	p-valor
No autocorrelación	Prueba de multiplicador de Lagrange (Johansen S. , 1995)	H_o : No hay presencia de autocorrelación en el rezago 1	6,4892	0,6901
No autocorrelación	Prueba de multiplicador de Lagrange (Johansen S. , 1995)	H_o : No hay presencia de autocorrelación en el rezago 2	11,9947	0,2136
Normalidad	Prueba de Jarque-Bera (Jarque & Bera, 1987)	H_o : Los residuos presentan una distribución normal	0,886	0,6422