

Artículo Científico

Integración económica y sincronización de ciclos económicos en Ecuador: Evidencia mediante causalidad de Granger

Economic integration and synchronization of economic cycles in Ecuador: Evidence through Granger causality



Guamán-Ortiz, Sandra Abigail ¹



<https://orcid.org/0009-0009-3547-0225>



sandra.guaman5146@utc.edu.ec



Universidad Técnica de Cotopaxi, Ecuador,
Latacunga.



Costa-Porras, Thalia Lizbeth ²



<https://orcid.org/0009-0003-6707-686X>



thalia.costa7827@utc.edu.ec



Universidad Técnica de Cotopaxi, Ecuador,
Latacunga.



López-Machado, Henry Alejandro ³



<https://orcid.org/0000-0002-5101-087X>



Henry.lopez8837@utc.edu.ec



Universidad Técnica de Cotopaxi, Ecuador,
Latacunga.

Autor de correspondencia ¹



DOI / URL: <https://doi.org/10.55813/gaea/rcym/v4/n3/240>

Resumen: La creciente interdependencia entre economías abiertas ha renovado el interés académico por los mecanismos que gobiernan la dinámica de los ciclos económicos bajo restricciones cambiarias estructurales. Este estudio examina la relación entre la integración comercial y la dinámica cíclica del Producto Interno Bruto de Ecuador durante 2000-2025, en su dimensión interna, bajo el régimen de dolarización oficial. Se empleó una muestra de 103 observaciones trimestrales de las Cuentas Nacionales del Banco Central del Ecuador, aplicando el filtro Christiano-Fitzgerald para aislar los componentes cíclicos, bajo un enfoque cuantitativo correlacional-explicativo. Se especificó un Modelo Vectorial Autorregresivo de un rezago, seleccionado combinando los criterios de información con la condición de estabilidad, y se aplicó la prueba de causalidad de Granger de forma bivariada. Los resultados muestran que el consumo de los hogares, el gasto de gobierno y las exportaciones causan en sentido Granger al ciclo del PIB real y viceversa, con significancia entre el 1% y el 5%; la formación bruta de capital fijo y las importaciones no mostraron evidencia de causalidad. Ante la ausencia de política monetaria autónoma, el canal comercial parece desempeñar un papel relevante en la transmisión de perturbaciones internacionales, de forma selectiva.

Palabras clave: Integración, comercio, dolarización, ciclos, causalidad.



Check for
updates

Received: 13/Jun/2026

Accepted: 12/Jul/2026

Published: 01/Ago/2026

Cita: Guamán-Ortiz, S. A., Costa-Porras, T. L., & López-Machado, H. A. (2026). Integración económica y sincronización de ciclos económicos en Ecuador: Evidencia mediante causalidad de Granger. *Revista Científica Ciencia y Método*, 4(3), 337-358. <https://doi.org/10.55813/gaea/rcym/v4/n3/240>

Revista Científica Ciencia y Método (RCyM)
<https://revistacym.com>
revistacym@editorialgrupo-aea.com
info@editorialgrupo-aea.com

© 2026. Este artículo es un documento de acceso abierto distribuido bajo los términos y condiciones de la **Licencia Creative Commons, Atribución-NoComercial 4.0 Internacional**.



Abstract:

The growing interdependence among open economies has renewed academic interest in the mechanisms that govern the dynamics of economic cycles under structural exchange rate constraints. This study examines the relationship between trade integration and the cyclical dynamics of Ecuador's Gross Domestic Product during 2000-2025, in its internal dimension, under the official dollarization regime. A sample of 103 quarterly observations from the National Accounts of the Central Bank of Ecuador was used, applying the Christiano-Fitzgerald filter to isolate cyclical components, under a quantitative correlational-explanatory approach. A Vector Autoregressive Model of one lag was specified, selected by combining information criteria with the stability condition, and the Granger causality test was applied in a bivariate manner. The results show that household consumption, government spending, and exports Granger-cause the real GDP cycle and vice versa, with significance levels between 1% and 5%; gross fixed capital formation and imports showed no evidence of causality. In the absence of autonomous monetary policy, the trade channel appears to play a relevant role in the transmission of international disturbances, in a selective manner.

Keywords: Integration, trade, dollarization, cycles, causality.

1. Introducción

Las fluctuaciones cíclicas y su propagación a través de las fronteras son fenómenos macroeconómicos más relevantes en la literatura sobre economías abiertas, ya que las desviaciones en la producción respecto a su trayectoria a largo plazo son el indicador más inmediato a la vulnerabilidad de una economía ante choques externos (Chari et al., 2020). Este fenómeno de co-movimiento entre las fluctuaciones de múltiples economías se denomina en la literatura como sincronización cíclica, y es precisamente su intensificación debido a la globalización comercial y financiera lo que ha fortalecido los vínculos de codependencia entre países. La comprensión de este comportamiento conjunto es de importancia estratégica para los responsables de políticas económicas, quienes deben evaluar la flexibilidad fiscal accesible durante periodos de contracción (Lee et al., 2024).

¿Por qué la sincronización cíclica ha permanecido como uno de los factores fundamentales en la agenda macroeconómica global? La razón no es sencilla: cada coeficiente de correlación cíclica se construye sobre decisiones institucionales que son muy costosas en caso de reversión. Un tipo de cambio fijo o una integración de una unión monetaria es apropiado solo si ambas economías tienen una trayectoria cíclica similar y pueden soportar la política monetaria sin generar tensiones distributivas internas (Chari et al., 2020). Frente a estas restricciones institucionales, la validez de la teoría de las áreas monetarias óptimas continúa bajo discusión empírica,

un estudio sistemático de Padilla y Quintero (2023) se vuelve necesaria ya que aporta un valor real al descifrar cómo funcionan las fluctuaciones del ciclo en las economías emergentes.

La hipótesis de endogeneidad y la hipótesis de especialización compiten por explicar el papel del comercio. La hipótesis de endogeneidad sostiene que un aumento en el comercio bilateral refuerza la complementariedad productiva, sincronizando trayectorias de productos, ya que ambas economías son vulnerables a fluctuaciones en la demanda (Kim & Kim, 2020). Por otro lado, la hipótesis de especialización argumenta que la apertura comercial impulsa a cada país hacia una división del trabajo dentro de sectores donde enfrenta sus propios retos, generando desajuste y falta de sincronización del comercio (Azcona, 2022). Ambas hipótesis presentan argumentos válidos y ninguna es completamente incorrecta. Los hallazgos empíricos dependen en gran medida de la estructura productiva del país.

La integración económica, en el marco de este estudio, se refiere a la intensidad con la que una economía intercambia bienes y servicios con el resto del mundo, medida por el comportamiento conjunto de las exportaciones e importaciones reales. Esto no descarta que la sincronización cíclica también siga otros canales de transmisión; por ejemplo, la movilidad laboral intrarregional opera como mecanismo adicional de absorción de choques asimétricos, como lo hicieron Beck y Nzimande (2023) para el sur de África, mientras que la integración financiera, a la cual (López et al., 2021) atribuyen una parte significativa de la convergencia de ingresos entre países desarrollados y en desarrollo también. Pero, es el canal comercial, el que determina el resultado en una economía dolarizada sin política monetaria y sin libre movilidad migratoria hacia sus principales socios comerciales, como se argumenta más adelante para el caso ecuatoriano.

Para entender la precedencia temporal y los desfases con los que una variable anticipa a otra, es necesario ir más allá de las correlaciones contemporáneas estáticas, que han sido las más comunes durante décadas en la literatura de sincronización cíclica y no son analíticamente relevantes para capturar la dinámica real de los choques (Stock & Watson, 2016). La elección del instrumento econométrico no es neutral: en una revisión sistemática sobre ciclos económicos regionales en economías emergentes, Padilla y Quintero (2023) demuestran que investigaciones aplicadas a un mismo conjunto de países llegan a diferentes conclusiones sobre el grado de sincronización según el método empleado, con implicaciones políticas distintas en cada caso. Este hallazgo evidencia que el problema no es solo de datos sino de estrategia de identificación, lo que ha impulsado a la literatura hacia modelos multivariados que permiten analizar explícitamente la estructura de adelantos y rezagos dentro del sistema macroeconómico, recuperando la direccionalidad de las interacciones entre variables (Lee et al., 2024).

La co-movilidad macroeconómica de América Latina está estructurada de una manera que la distingue de los países industrializados, como se destaca en gran parte de la

literatura. Las estructuras productivas de la región están tecnológicamente rezagadas, ocupan un lugar inferior en las redes de producción globales y tienen una canasta de exportación con baja diversidad sectorial, señala Martins (2023), lo cual está relacionado con un crecimiento periférico que no se alinea con los países desarrollados. Este modelo productivo probablemente dificulte la integración de flujos de capital externo y afecte la forma en que las perturbaciones internacionales ingresan a la economía local.

La dependencia de la exportación de productos primarios es otra característica distintiva de las economías latinoamericanas y tiene implicaciones directas en su sincronización cíclica. Esto lleva a una combinación de volatilidad externa de la demanda en los mercados de destino y fluctuaciones repentinas en los precios internacionales de las materias primas (Vilca & Torres, 2023). Cuando la demanda global fluctúa, este impacto se refleja en términos de los saldos comerciales locales y las fluctuaciones del producto real son procíclicas, restringiendo el margen de ahorro institucional de la economía durante la expansión y aumentando la susceptibilidad cíclica a los choques externos.

Los regímenes de tipo de cambio fijo en América Latina hacen que estas economías sean más vulnerables a los choques externos, limitando su capacidad para el ajuste de la política macroeconómica. Chari et al. (2020) muestran que, si no se hace un compromiso creíble con la política monetaria, el criterio mundelliano se invierte: las economías con mayores asimetrías en sus choques de credibilidad están mejor servidas renunciando a su autonomía monetaria que aquellas que son estructuralmente similares. Esta paradoja institucional convierte los acuerdos comerciales con socios a gran escala en un canal relevante de ajuste para las economías que han renunciado a su autonomía cambiaria, transfiriendo así la carga del ajuste a los canales de comercio exterior.

La literatura regional sobre la sincronización cíclica ha avanzado considerablemente, pero la mayoría se basa en la correlación estática que refleja la relación contemporánea entre variables, sin proporcionar información sobre qué aspectos de la dinámica impulsan los ciclos o el desfase temporal que estos pueden tener (Lee et al., 2024). Esto resulta especialmente importante en países que tienen regímenes de tipo de cambio fijo, ya que, ante la estabilidad del tipo de cambio, el momento en que los choques comerciales afectan a la demanda interna es crucial para determinar la idoneidad de las políticas implementadas. Por lo tanto, avanzar hacia modelos dinámicos multivariados que capturen esa direccionalidad es una necesidad analítica antes que una opción metodológica.

Ecuador es uno de los experimentos macroeconómicos más largos y radicales en América Latina, y desde el año 2000 ha estado completamente dolarizado, lo que implica que el dólar estadounidense ha reemplazado a su moneda local como la única unidad de cuenta, medio de intercambio y reserva de valor. Esta decisión fue tomada como una respuesta de emergencia a una crisis sistémica de tipo de cambio, bancaria

y fiscal, lo que conllevó a renunciar permanentemente a la capacidad de emitir su propia moneda y a utilizar la manipulación del tipo de cambio como instrumentos de estabilización macroeconómica (Bonilla-Bolaños & Villacreses, 2023). Lo que inicialmente fue una medida de emergencia se transformó en el marco institucional dentro del cual la economía ecuatoriana tuvo que enfrentarse durante más de 25 años, shocks como la crisis financiera global de 2008, el colapso de los precios del petróleo en 2015 y la pandemia de COVID-19 en 2020, todo esto sin contar con los instrumentos monetarios que el resto de las economías con moneda propia sí pudo utilizar.

La ausencia de un tipo de cambio propio desplaza completamente la responsabilidad del ajuste macroeconómico a los precios internos y los costos de producción. El sector exportador ecuatoriano se ve afectado por variaciones en el valor internacional del dólar y por la inflación relativa en comparación con los países vecinos, por lo que, a nivel internacional, un incremento de la moneda estadounidense provoca una pérdida real de competitividad que ningún instrumento de cambio interno puede compensar (Bonilla-Bolaños & Villacreses, 2023). Esto prolonga las fases recesivas del ciclo económico nacional y ralentiza la recuperación tras un impacto externo, convirtiendo así al sector exportador en el principal termómetro de la salud macroeconómica del país.

Sin la existencia de un banco emisor central en el sentido completo, los flujos de comercio exterior se convierten en factor más relevante para determinar la liquidez interna en el sistema financiero ecuatoriano. Las exportaciones son la principal fuente de ingresos de divisas que alimentan el crédito privado y apoyan la actividad económica interna, y cuando la balanza comercial se deteriora, los bancos se verán obligados a reducir sus depósitos y el crédito accesible para hogares y empresas (Villca & Torres, 2023). Este mecanismo conduce a un efecto multiplicador adverso en las fases de contracción externa. La reducción de divisas provenientes del comercio internacional obliga a las entidades bancarias a adoptar una postura restrictiva y procíclica para salvaguardar sus niveles de reserva y solvencia; es en este contexto donde un choque comercial externo provoca una reducción directa de la actividad económica real.

Cuando el canal comercial se contrae, el impacto de la liquidez no se distribuye de manera equitativa entre los componentes de la demanda agregada ecuatoriana. Tanto el consumo de los hogares como la formación bruta de capital fijo muestran una gran sensibilidad a las restricciones financieras derivadas de la caída de divisas, ya que ambos dependen en gran medida del acceso al crédito interno para sostener su dinámica (Martins, 2023). Por otro lado, el gasto público es menos sensible debido a su dependencia de los ingresos petroleros y las limitaciones presupuestarias acumuladas que restringen severamente su capacidad contra cíclica, trasladando así la carga del ajuste exclusivamente al sector privado y al canal externo.

La integración comercial de Ecuador ha atravesado cambios estructurales significativos desde la implementación de la dolarización. Durante este periodo, el país ha alcanzado tres hitos que cambian radicalmente tanto la intensidad como la composición de su apertura comercial: la participación fundacional en la Comunidad Andina de Naciones, la entrada en vigor del acuerdo comercial con la Unión Europea en 2017 y la consolidación del acuerdo de libre comercio con China en 2024. Según Díaz-Kovalenko y Torres (2024), los vínculos comerciales con socios extrarregionales a gran escala están más alineados con los acuerdos intra zonales como la CAN; así, cada nuevo tratado no solo incrementa el volumen de intercambio, sino que también altera la estructura del co-movimiento cíclico del país. Pero hasta donde se tiene conocimiento, la precedencia temporal de estos flujos comerciales, exportaciones reales e importaciones que influyen en el producto interno bruto de Ecuador bajo un régimen de dolarización plena, una brecha que en los enfoques de correlación estática disponibles no han podido cerrar (Arévalo, 2023; Díaz-Kovalenko & Torres, 2024).

Estudios recientes han aplicado metodologías similares al caso ecuatoriano (Pesántez et al., 2026). Estimaron un modelo VAR y realizaron pruebas de causalidad de Granger entre el PIB, y sus principales componentes de demanda agregada para Ecuador durante el período 2000-2022, utilizando el filtro de Hodrick-Prescott. Sus hallazgos revelaron evidencia de causalidad unidireccional del gasto corriente hacia el PIB, sin identificar una relación bidireccional entre las variables analizadas. En contraste, nuestro estudio se diferencia al emplear el filtro de Christiano-Fitzgerald (2003), para verificar la estabilidad del sistema VAR y evaluar la causalidad de manera bivariada. Esto nos permite discernir una relación bidireccional entre tres de los cinco componentes analizados, sin evidencia de causalidad en los dos restantes.

¿Existe causalidad de Granger bidireccional entre las Exportaciones, las Importaciones, el Consumo de los Hogares, el Gasto del Gobierno y la Formación Bruta de Capital Fijo sobre las fluctuaciones cíclicas del Producto Interno Bruto real ecuatoriano durante el periodo de dolarización oficial 2000-2025?

El objetivo de este estudio es determinar la relación entre la integración comercial y la dinámica cíclica del Producto Interno Bruto en Ecuador durante el periodo de 2000-2025, mediante la aplicación de un modelo vectorial autorregresivo junto con la prueba de causalidad de Granger. Para ello se examina la relación temporal entre las Exportaciones, las Importaciones, el Consumo de los Hogares, el Gasto del Gobierno y la Formación Bruta de Capital Fijo sobre las fluctuaciones cíclicas del Producto Interno Bruto real del país a lo largo del tiempo. Hasta donde se ha podido verificar, ningún análisis previo estima este sistema completo para Ecuador dentro del marco dinámico de causalidad propuesto por Granger; por lo tanto, esta investigación constituye un aporte empírico innovador sobre la interacción entre el sector externo y el ciclo económico bajo condiciones de rigidez cambiaria absoluta.

Cabe precisar que, en este estudio, el concepto de sincronización cíclica se entiende en su dimensión interna: el co-movimiento dinámico entre el ciclo del Producto Interno

Bruto ecuatoriano y sus principales componentes de demanda agregada, ya mencionados anteriormente. Este enfoque difiere de la noción de sincronización cíclica internacional, que compara el ciclo económico de un país con el de sus socios comerciales, y que queda fuera del alcance del presente estudio.

2. Materiales y métodos

El presente estudio se desarrolla bajo un enfoque cuantitativo, con un alcance correlacional-explicativo, basado en un diseño no experimental de cohorte longitudinal (Hernández-Sampieri & Mendoza, 2018). Se optó por este enfoque porque estudiar la sincronización cíclica entre variables macroeconómicas exige medición numérica precisa y modelización econométrica, herramientas que una aproximación cualitativa simplemente no puede proveer. En su dimensión correlacional, el estudio examina el grado de co-movilidad dinámica entre la apertura comercial y el ciclo económico de Ecuador, mientras que en su alcance explicativo determina la dirección y precedencia temporal de esta interacción mediante la prueba de causalidad de Granger (1969); esta combinación de alcances responde a que no basta con saber si las variables se mueven juntas, sino determinar la direccionalidad y el rezago dinámico de sus interacciones dentro del sistema macroeconómico. El diseño prescinde de la manipulación deliberada de variables al observar la evolución histórica de los agregados macroeconómicos en su entorno institucional, lo que garantiza que los resultados reflejan la dinámica real de la economía ecuatoriana sin interferencia del investigador. Por su parte, el carácter longitudinal permite capturar la dinámica de las fluctuaciones de corto plazo y las trayectorias tendenciales a lo largo de 25 años de datos de frecuencia trimestral, periodo que abarca en su totalidad el régimen de dolarización oficial, desde su adopción, lo que permite observar cómo la economía ecuatoriana respondió ante la crisis financiera global de 2008, el colapso petrolero de 2015, la pandemia de COVID-19 y la entrada en vigor de los acuerdos comerciales con la Unión Europea y China (Stock & Watson, 2001).

La unidad de análisis corresponde a las observaciones temporales de la actividad económica agregada del Ecuador. La muestra se compone de una serie de tiempo continua de 104 observaciones trimestrales, abarcando desde el primer trimestre del año 2000 hasta el cuarto trimestre del año 2025. Durante este periodo, es posible observar las fases de expansión y contracción del ciclo económico sin afectar los resultados debido a cambios en la política monetaria nacional.

La información estadística se obtuvo de las Cuentas Nacionales Trimestrales publicadas por el Banco Central del Ecuador (BCE, 2026). Para garantizar la coherencia interna del sistema y el alineamiento con los estándares internacionales de la contabilidad agregada, se extrajo la base unificada de Oferta y Utilización Final de Bienes y Servicios en índices de volumen desestacionalizados y encadenados, bajo metodología de base móvil con año de referencia 2018 = 100. El sistema bajo estudio integra seis componentes fundamentales: el producto interno bruto, el

consumo de los hogares, el gasto del gobierno, la formación bruta de capital fijo, las exportaciones y las importaciones de bienes y servicios.

Para garantizar la replicabilidad exacta del estudio, en la Tabla (1) se detalla la operacionalización de las variables macroeconómicas del sistema, sus especificaciones algebraicas y las fuentes estadísticas oficiales utilizadas.

Tabla 1

Matriz de variables del sistema macroeconómico

Variable	Símbolo	Definición operativa e indicador	Unidad de medida	Fuente
Producto Interno Bruto	PIB_t	Ciclo obtenido de la serie real desestacionalizada.	Porcentaje de desviación respecto a la tendencia de largo plazo.	Cuentas Nacionales Trimestrales, Banco Central del Ecuador (BCE, 2026)
Consumo de los Hogares	$C_{Hogares_t}$	Ciclo extraído del gasto de consumo final privado.	Porcentaje de desviación respecto a la tendencia de largo plazo.	Cuentas Nacionales Trimestrales, Banco Central del Ecuador (BCE, 2026)
Consumo del Gobierno	$C_{Gobierno_t}$	Ciclo extraído del gasto de consumo final público.	Porcentaje de desviación respecto a la tendencia de largo plazo.	Cuentas Nacionales Trimestrales, Banco Central del Ecuador (BCE, 2026)
Formación Bruta de Capital fijo	$FBKF_t$	Ciclo aislado de la inversión fija bruta en bienes de capital.	Porcentaje de desviación respecto a la tendencia de largo plazo.	Cuentas Nacionales Trimestrales, Banco Central del Ecuador (BCE, 2026)
Exportaciones	X_t	Ciclo extraído de las ventas de bienes y servicios al exterior.	Porcentaje de desviación respecto a la tendencia de largo plazo.	Cuentas Nacionales Trimestrales, Banco Central del Ecuador (BCE, 2026)
Importaciones	M_t	Ciclo extraído de las compras de bienes y servicios al exterior.	Porcentaje de desviación respecto a la tendencia de largo plazo.	Cuentas Nacionales Trimestrales, Banco Central del Ecuador (BCE, 2026)

Nota: Los componentes cíclicos expresan el porcentaje de desviación respecto a la tendencia de largo plazo, aislados de forma homogénea mediante la aplicación del filtro asimétrico de Christiano-Fitzgerald (2003), configurado para capturar periodicidades cíclicas estándar de entre 6 y 32 trimestres Ravn (2002). Los datos originales corresponden a las Cuentas Nacionales Trimestrales publicadas por el Banco Central del Ecuador (BCE), expresados en millones de dólares constantes y transformados a logaritmos naturales previo a la descomposición estocástica realizada en el software R (Autores, 2026).

Siguiendo las convenciones del análisis de ciclos económicos, se estableció una banda de paso entre 6 y 32 trimestres. Este rango se basa en el supuesto de que las

series están integradas de orden uno, es decir, $I(1)$. La Tabla 1 confirma que esta condición se cumple para las seis variables del sistema.

Todas las series monetarias se transformaron previamente a logaritmos naturales para estabilizar su varianza condicional y expresar las fluctuaciones en términos de desviaciones porcentuales de la tendencia, lo que permite la comparación entre variables de distinta magnitud nominal (Hamilton, 1994). El orden de integración de cada serie en niveles se evaluó mediante la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (Dickey & Fuller, 1979), seleccionando el número de rezagos utilizando el criterio de información de Akaike.

El procedimiento empírico se organizó en tres etapas. En la primera, para extraer las fluctuaciones de corto plazo y obtener series estacionarias, se aplicó el filtro de banda de paso asimétrico de longitud finita de Christiano & Fitzgerald (2003), cuya formulación matemática se expresa en la ecuación (1):

$$c_t = B_0 y_t + \sum_{j=1}^{T-t} B_j y_{t+j} + \tilde{B}_{T-t} y_T + \sum_{j=1}^{t-2} B_j y_{t-j} + \tilde{B}_{t-1} y_1$$

En la ecuación (1), el término c_t corresponde al componente cíclico estacionario extraído para el trimestre t , en tanto que y_t es el logaritmo natural de la serie macroeconómica observada. Los coeficientes B_j son las ponderaciones derivadas de la teoría espectral a partir de las frecuencias de corte que definen la banda de paso. Los coeficientes $\tilde{B}_{T-t}$ y $\tilde{B}_{t-1}$ corrigen el sesgo de truncamiento en los extremos de la muestra ($t = 1, 2, \dots, T$).

A partir de los componentes cíclicos extraídos, se calculó el indicador de apertura comercial sumando los ciclos individuales de las exportaciones e importaciones reales, según la ecuación (2):

$$\text{Apertura}_t = c_{x,t} + c_{m,t}$$

Donde $c_{x,t}$ y $c_{m,t}$ corresponden al ciclo de las exportaciones e importaciones reales en el trimestre t . La estacionariedad de los seis componentes cíclicos resultantes se verificó con una segunda aplicación de la prueba ADF con $k = 1$ rezago, confirmando la condición de $I(0)$ requerida para estimar el sistema vectorial.

En la segunda fase, se utilizó un Modelo Vectorial Autorregresivo para modelar las interacciones dinámicas entre las seis variables macroeconómicas del estudio. Para la selección del número de rezagos se realizó en dos etapas. Primero, se evaluaron los criterios de información Akaike (AIC), el de Hannan-Quinn (HQ), el de Schwarz (SC) y el Error Final de predicción (FPE), los cuales señalaron un rezago óptimo de 11 períodos (Tabla 5). Este resultado se atribuye a sobreparametrización, dado que un VAR de 11 rezagos con seis variables implica la estimación de 66 parámetros autorregresivos por ecuación, frente a un tamaño muestral de apenas 103 observaciones utilizables, lo que compromete la validez asintótica de los criterios en ese rango. Segundo, se evaluó la estabilidad del sistema mediante el módulo de las

raíces del polinomio característico (Tabla 6), encontrándose que la especificación con dos rezagos resulta inestable, mientras que el modelo con un solo rezago la satisface en la totalidad de sus raíces. En consecuencia, se seleccionó el VAR (1) como especificación final, priorizando la estabilidad sobre la minimización estricta de los criterios de información, consistente con el criterio de decisión propuesto por Lütkepohl (2005), tal como se especifica en la ecuación (3):

$$y_t = c + \sum_{i=1}^1 A_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde y_t representa el vector de variables endógenas de dimensión $k \times 1$ (donde $k = 6$) que integra los componentes cíclicos del producto interno bruto, el consumo de los hogares, el gasto del gobierno, la formación bruta de capital fijo, las exportaciones y las importaciones reales para el trimestre t . El término c denota el vector de interceptos constantes. Por su parte, la matriz A_i representa la matriz de coeficientes paramétricos autorregresivos de dimensión $k \times k$ asociados al rezago i , donde ε_t es el vector de perturbaciones de ruido blanco multivariado con media cero y matriz de varianzas-covarianzas definida positiva.

Finalmente, en la tercera fase, sobre el modelo VAR (1) estimado se aplicó la prueba de causalidad de Granger (1969) de forma bivariada, evaluando para cada par de variables si los rezagos de una aportan información estadísticamente significativa para predecir el comportamiento de la otra. La hipótesis nula (H_0) de no causalidad, establecida en la ecuación (4), señala que el coeficiente asociado al rezago de la variable explicativa es igual a cero.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$$

El rechazo de esta condición, bajo un nivel de significancia del 5% ($\alpha = 0.05$), indica que las variables del sistema proporcionan información estadísticamente significativa para anticipar el comportamiento de la otra, identificando la dirección de la relación de precedencia temporal. Esta prueba se aplicó en ambos sentidos para cada par de variables del sistema, con el fin de determinar la existencia de causalidad unidireccional o bidireccional.

Todo el procesamiento matemático y la modelización econométrica se realizaron utilizando el lenguaje de programación en R (R Core Team, 2026), empleando los paquetes especializados mFilter (Balcilar, 2019) vars (Pfaff, 2008), tseries (Trapletti & Hornik, 2024), zoo (Zeileis & Grothendieck, 2005) y ggplot2 (Wickham, 2016).

Este estudio se fundamenta exclusivamente en fuentes secundarias disponibles públicamente, por lo que no fue necesario obtener consentimientos informados, la aprobación de un comité de ética, ni implementar medidas de protección para seres humanos o animales. La información estadística proviene de las cuentas nacionales trimestrales del Banco Central de Ecuador (BCE, 2026), disponibles en bce.fin.ec, y se utilizaron solo para agregación con el fin de mantener la privacidad de los datos.

La conceptualización teórica, la selección de referencias bibliográficas, el análisis de datos y la interpretación económica de los resultados son responsabilidad exclusiva de los autores, quienes asumen plena responsabilidad por el contenido y las conclusiones presentadas en este artículo.

3. Resultados

Esta Como punto de partida en el estudio empírico, la Tabla (2) muestra las estadísticas descriptivas de las seis variables del sistema macroeconómico ecuatoriano para el período 2000-2025, permite caracterizar la magnitud, la variabilidad y la distribución de cada agregado antes de extraer sus componentes cíclicos.

Tabla 2

Estadísticas descriptivas de las variables de estudio (2000-2025)

Variable	Observaciones (N)	Media	Desv. Estándar	Mínimo	Máximo
PIB	104	21.915.537	5.285.914	12.520.779	29.772.276
C_Hogares	104	14.205.580	3.164.163	8.875.842	19.643.130
C_Gobierno	104	3.046.216	973.471	1.638.496	4.202.805
FBKF	104	4.453.275	1.333.806	1.996.915	6.826.740
X	104	6.048.205	1.072.933	3.884.28	8.763.320
M	104	5.495.207	1.462.894	2.519.090	8.041.563

Nota: Valores expresados de millones de dólares constantes. Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos en el software R (Autores, 2026).

Se evidencia que el producto interno bruto promedió 21.915,54 millones de dólares por trimestre, registrando una volatilidad histórica reflejada en una desviación estándar de 5.285,91 millones. Al desagregar los componentes de la absorción interna, el consumo de los hogares constituye el principal motor de la economía con una media de 14.205,58 millones, superando ampliamente a la formación bruta de capital fijo (FBKF) y al gasto del gobierno (C_GOBIERNO), los cuales promediaron 4.453,28 y 3.046,22 millones, respectivamente. Por su parte, los flujos del comercio exterior integrados por las exportaciones (X) e importaciones (M) muestran niveles medios de operación de 6.048,21 y 5.495,21 millones, respectivamente. Estos valores evidencian que el sector externo posee una exposición dinámica importante y una dispersión que justifica plenamente evaluar el impacto de la integración sobre el ciclo económico general mediante filtros de banda de paso.

Antes de proceder con la descomposición de las series, la Tabla (3) presenta los resultados de la prueba de Raíz Unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF) aplicada a las series transformadas en logaritmos naturales en niveles.

Tabla 3

Prueba de Raíz Unitaria ADF sobre logaritmos en niveles

Variable	Estadístico ADF	p-valor	Resultado
----------	-----------------	---------	-----------

Log PIB Real	-1,4606	0,8003	No Estacionaria I (1)
Log Consumo Hogares	-2,5457	0,3504	No Estacionaria I (1)
Log Gasto Gobierno	-0,4228	0,9837	No Estacionaria I (1)
Log Inversión (FBKF)	-1,8915	0,6217	No Estacionaria I (1)
Log Exportaciones	-2,4300	0,3984	No Estacionaria I (1)
Log Importaciones	-2,4558	0,3877	No Estacionaria I (1)

Nota: Elaboración propia a partir de resultados en R. Los p -valores superiores a 0.05 confirman la incapacidad de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (Autores, 2026).

La prueba ADF inicial confirmó que las series en niveles son no estacionarias ($p > 0.05$). clasificándose como integradas de orden uno, I (1). Para aislar las fluctuaciones de corto plazo de las tendencias de largo plazo, se aplica el filtro de Christiano Fitzgerald (2003), a las series originales, extrayendo de forma exclusiva los componentes cíclicos estacionarios, I (0). garantizando la consistencia estadística de las estimaciones dinámicas posteriores. La Tabla 4 detalla la posterior la Re-aplicación de la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) sobre esta nueva base de ciclos para verificar la inducción de estacionariedad.

Tabla 4

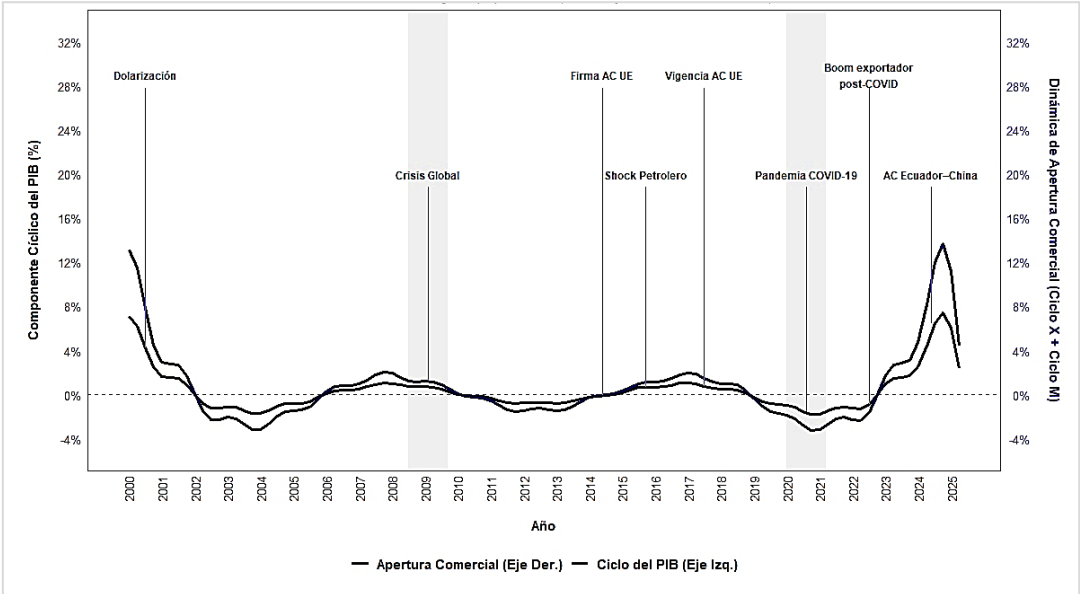
Prueba de Raíz Unitaria ADF sobre el componente cíclico (Filtro CF)

Variable	Estadístico ADF	p-valor	Resultado
Ciclo PIB Real	-8,0105	0,0100	Estacionaria I (0)
Ciclo Consumo Hogares	-8,0497	0,0100	Estacionaria I (0)
Ciclo Gasto Gobierno	-8,0791	0,0100	Estacionaria I (0)
Ciclo FBKF (Inversión)	-8,0373	0,0100	Estacionaria I (0)
Ciclo Exportaciones	-8,1415	0,0100	Estacionaria I (0)
Ciclo Importaciones	-7,9718	0,0100	Estacionaria I (0)

Nota: La prueba ADF se estima bajo la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Un p -valor inferior a 0,05 determina el rechazo de la no estacionariedad con un 95% de confianza. Elaboración propia mediante los resultados obtenidos en el software R Studio (Autores, 2026).

Los seis componentes cíclicos resultaron ser estacionarios I (0) al 1% de significancia, lo que indica que el filtro de Christiano-Fitzgerald (2003), excluyó eficientemente las tendencias a largo plazo en cada serie. Este resultado confirma la condición necesaria para estimar el VAR sin el riesgo de obtener regresiones espurias. Con la estacionariedad confirmada, la Figura (1) ilustra el co-movimiento entre la apertura comercial y el ciclo del PIB en el período 2000-2025.

Figura 1
Sincronización de la apertura comercial y el ciclo económico en Ecuador, mediante el filtro de Christiano-Fitzgerald (2000-2025).



Nota: En su forma asimétrica pura, se presentan los componentes cíclicos extraídos mediante el Filtro Christiano-Fitzgerald (2003). El eje principal que es el izquierdo se ilustran fluctuaciones del ciclo del del PIB (línea negra). El eje derecho representa el nivel de apertura comercial agregada (línea azul), calculando como la suma de los ciclos reales de exportación e importación. Las áreas sombreadas indican los periodos de contracción económica durante la Crisis Global 2009 y la Pandemia del COVID-19 del 2020 (Autores, 2026).

La trayectoria histórica indica que la apertura del comercio antecede a las fluctuaciones del ciclo del PIB ecuatoriano. Durante tres eventos severos: la Crisis Global de 2009, el Shock Petrolero de 2015 y la Pandemia de COVID-19 de 2020, la tendencia de integración comercial se mantuvo por debajo del rendimiento productivo, con un desfase de dos trimestres. Se observa un aumento notable en las exportaciones hacia el final del período de estudio (2024-2025), coincidiendo con la entrada en vigor del acuerdo comercial con China. Sin embargo, esta coincidencia temporal no puede atribuirse directamente al acuerdo comercial, ya que la última parte de la muestra está influenciada por problemas relacionados con los bordes del filtro de Christiano-Fitzgerald (2003). Por lo tanto, sería necesario implementar un diseño metodológico específico para analizar adecuadamente esta relación.

El siguiente paso consistió en determinar el número óptimo de rezagos para el VAR. La Tabla (5) muestra los valores de los cuatro criterios de información (AIC, HQ, SC y FPE) para rezagos de 1 a 12 periodos.

Tabla 5
Matriz de criterios de información para la selección de rezagos

Rezagó	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
1	-45.15	-44.68	-44.00	2.47 x 10 ⁻²⁰
2	-55.69	-54.83	-53.56	6.57 x 10 ⁻²⁵
3	-63.18	-61.92	-60.06	3.77 x 10 ⁻²⁸
4	-85.19	-83.53	-81.08	1.10 x 10 ⁻³⁷
5	-122.55	-120.49	-117.45	7.06 x 10 ⁻⁵⁴
6	-222.03	-219.57	-215.94	5.01 x 10 ⁻⁹⁷

7	-262.72	-259.86	-255.65	1.28×10^{-114}
8	-281.71	-278.46	-273.65	9.38×10^{-123}
9	-300.93	-297.28	-291.89	6.11×10^{-131}
10	-300.15	-296.10	-290.12	2.25×10^{-130}
11	-313.42	-308.97	-302.40	8.15×10^{-136}
12	-312.63	-307.79	-300.63	5.28×10^{-135}

Nota: Los criterios se evaluaron sobre los componentes cíclicos estacionarios extraídos mediante el filtro Christiano-Fitzgerald (2003). Elaboración propia con R Studio (Autores, 2026).

Los criterios de información analizados (AIC, HQ, SC y FPE) alcanzan su valor mínimo en el rezago 11. Sin embargo, considerando que el tamaño de la muestra es 104 observaciones y se utilizan 6 variables, un modelo VAR (11) requiere la estimación de 66 parámetros autorregresivos por ecuación. Esto compromete significativamente los grados de libertad y la validez asintótica de los criterios de información en este rango, lo que se conoce como sobre parametrización. Para confirmar el cumplimiento de la suposición de estabilidad del modelo VAR, se evaluaron las especificaciones con uno y dos rezagos, que se obtienen analizando el módulo de las raíces del polinomio característico. Los resultados se presentan en la Tabla (6).

Tabla 6

Prueba de estabilidad del modelo VAR: comparación de especificaciones

Especificación	Módulo máximo de raíz	Condición de estabilidad
VAR (1)	0,9100	Estable
VAR (2)	1,0663	Inestable

Nota: Un modelo VAR es estable si todos los módulos de las raíces inversas son menores que 1. Elaboración propia con R Studio (Autores, 2026).

La Tabla (6) muestra que la especificación VAR (1) satisface la condición de estabilidad que presenta un valor máximo de raíz inversa menor a la unidad (0.9100). La especificación VAR (2) tiene un módulo de raíz máximo superior a uno (1.0663), lo que indica inestabilidad. En consecuencia, se adoptó el modelo VAR con un rezago para los análisis posteriores, garantizando que se cumplan los supuestos del modelo y la confiabilidad de las estimaciones. La Tabla (7) muestra los coeficientes estimados del VAR (1) para la ecuación del ciclo del Producto Interno Bruto.

Tabla 7

Estimación del modelo VAR (1): Ecuación del componente cíclico de la variable PIB

Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico t	p-valor
PIB (t-1)	-4,6131	2,9410	-1,569	0,120
C_Hogares (t-1)	4,7734	4,6823	1,019	0,311
C_Gobierno (t-1)	1,7806	2,9681	0,600	0,550
FBKF (t-1)	0,4656	2,1995	0,212	0,833
Exportaciones (t-1)	0,8143	1,8574	0,438	0,662
Importaciones (t-1)	-2,0683	2,2687	-0,912	0,364
Constante	0,0335	0,0710	0,472	0,638

Nota: Ningún coeficiente resultó estadísticamente significativo a niveles convencionales ($p > 0.10$). R-cuadrado ajustado: 0.8639; estadístico F: 108.9 en 6 y 96 GL ($p < 0.001$). Elaboración propia basada en los resultados obtenidos en el software R Studio (Autores, 2026).

Como se observa los resultados en el modelo VAR (1), ninguno de los coeficientes individuales alcanzó significancia estadística según los valores convencionales ($p > 0.10$). El PIB en su propio rezago presenta un coeficiente negativo ($\beta = -4.61$), al igual que las importaciones ($\beta = -2.07$), por el contrario, el consumo de los hogares ($\beta =$

4.77), el gasto del gobierno ($\beta = 1.78$), la inversión fija ($\beta = 0.47$) y las exportaciones ($\beta = 0.81$) muestran coeficientes positivos. Esta ausencia de significancia individual es consistente con el elevado grado de colinealidad entre los componentes cíclicos del sistema, como se evidencia en la matriz de correlación residual (superior a 0.99), lo que sugiere que no se trata de una falta de relación dinámica entre las variables. El poder explicativo combinado del modelo, con un R^2 de 0.864 y un estadístico F de 108.9 ($p < 0,001$), indica que el sistema en su conjunto logra explicar con robustez las fluctuaciones cíclicas del PIB; no obstante, el efecto de cada componente no puede ser aislado de los demás.

Tomando como referencia los parámetros estimados en la Tabla (7), la ecuación (5) formaliza la dinámica del ciclo del PIB ecuatoriano:

$$\text{Ciclo_PIB}_t = -4.6131 \text{ PIB}_{(t-1)} + 4.7734 \text{ C_Hogares}_{(t-1)} + 1.7806 \text{ C_GOBIERNO}_{(t-1)} + 0.4656 \text{ FBKF}_{(t-1)} + 0.8143 \text{ X}_{(t-1)} - 2.0683 \text{ M}_{(t-1)} + 0.0335 + \hat{\varepsilon}_t$$

La ecuación (5) formaliza matemáticamente los resultados descritos, y constituye la arquitectura dinámica sobre la cual se ejecuta, en la siguiente sección, la prueba formal de causalidad de Granger para determinar la dirección de las interacciones identificadas.

Tabla 8

Pruebas de Causalidad de Granger bidireccional

Relación de Causalidad	F (Var→PIB)	p-valor (Var→PIB)	F (PIB→Var)	p-valor (PIB→Var)	Decisión
Consumo Hogares ↔ PIB	5,3489	0,0228*	5,1699	0,0251*	Bidireccional
Gasto Gobierno ↔ PIB	6,4781	0,0124*	6,1880	0,0145*	Bidireccional
FBKF ↔ PIB	0,4820	0,4891	0,5533	0,4587	No hay relación
Exportaciones ↔ PIB	4,3080	0,0405*	4,0980	0,0456*	Bidireccional
Importaciones ↔ PIB	1,7143	0,1934	1,8875	0,1726	No hay relación

Nota: El símbolo ↔ indica la existencia de causalidad de Granger bidireccional entre cada variable y el PIB. Cada relación se evaluó mediante una regresión bivariada independiente, con un rezago ($p=1$), considerando significativos los valores * $p < 0,05$. Elaboración propia basada en los resultados obtenidos en el software R Studio (Autores, 2026).

La Tabla (8) muestra que la relación de causalidad de Granger entre el ciclo del PIB y sus componentes no es homogénea. El consumo de los hogares, el gasto del gobierno y las exportaciones presentan una causalidad bidireccional con el PIB, con niveles de significancia que oscilan entre el 1% y el 5%. Por otro lado, la formación bruta de capital fijo (FBCF) y las importaciones no presentan causalidad de Granger en ninguna dirección ($p > 0.05$), lo que sugiere que su relación con el ciclo del PIB no es significativa a corto plazo, al menos bajo la especificación de un rezago utilizada en este estudio. Estos resultados deben interpretarse teniendo en cuenta las limitaciones inherentes al método: la causalidad de Granger identifica precedencia temporal y capacidad predictiva, no relaciones causales estructurales. Se observa una relación bidireccional en tres de las cinco variables analizadas, lo cual es consistente con un

grado moderado de co-movimiento temporal entre el ciclo del PIB y sus principales componentes de la demanda interna y externa.

Como paso final en la validación del modelo, la Tabla (9) muestra los resultados de las pruebas realizadas para comprobar los supuestos econométricos del VAR (1).

Tabla 9
Validación de supuestos econométricos del modelo VAR (1)

Supuesto Evaluado	Prueba	Estadístico	p-valor	Decisión Econométrica
Estacionariedad	Raíces de polinomio característico	0,9100	—	Cumple (Sistema Estable)
No autocorrelación	Portmanteau (12)	1474,43	0,0000	No cumple (Hay autocorrelación)
Normalidad de residuos	Jarque-Bera	337,12	0,0000	No cumple (No hay normalidad)
Homocedasticidad	ARCH-LM (12)	2058,00	0,9879	Cumple (Residuos homocedásticos)

Nota: La estacionariedad se evaluó mediante comparación directa contra el límite de estabilidad (< 1), por lo que no genera un p-valor. Elaboración propia con base en los resultados obtenidos en el software R Studio (Autores, 2026).

Este patrón responde a la naturaleza de los datos macroeconómicos trimestrales analizados, que abarcan períodos de alta volatilidad para la economía ecuatoriana, incluyendo la crisis financiera internacional de 2008, el colapso del precio del petróleo en 2015 y la pandemia de COVID-19 en 2020. Estos eventos introdujeron shocks estructurales que los datos conservan incluso después de la aplicación del filtro Christiano-Fitzgerald (2003), lo cual contribuye a explicar el incumplimiento de los supuestos de normalidad y no autocorrelación.

4. Discusión

La presente investigación examinó la relación entre la integración comercial y la dinámica cíclica del Producto Interno Bruto ecuatoriano durante el período de dolarización oficial 2000-2025. Los resultados revelan un patrón heterogéneo, ya que el consumo de los hogares, el gasto de gobierno y las exportaciones presentan causalidad de Granger bidireccional con el ciclo del PIB, mientras que la formación bruta de capital fijo y las importaciones no muestran evidencia de precedencia temporal en ninguna dirección. En una economía que no dispone de moneda propia, el comercio exterior no es únicamente un componente del gasto nacional, sino también un canal relevante de transmisión hacia la liquidez y el crédito interno (Bonilla-Bolaños & Villacreses, 2023). Este hallazgo sugiere que la relación entre el sector externo y el producto no opera en una sola dirección para todas las variables, sino que presenta una dinámica recíproca en los componentes con mayor peso en la demanda agregada.

Sunde et al. (2023) investigaron el impacto de las exportaciones, importaciones y la apertura comercial en el crecimiento de Namibia utilizando el método ARDL, el cual

reveló impactos positivos y significativos de las exportaciones en el producto, pero no encontró evidencia de retroalimentación desde la demanda interna hacia la economía externa. Molepo & Jordaan (2024) aplicaron la prueba de causalidad de Toda-Yamamoto a los países del bloque SACU y encontraron bidireccionalidad entre exportaciones y producto solo para Botsuana. Este resultado está relacionado con el nivel de apertura comercial de esa economía y no con un mecanismo de transmisión institucional.

Los resultados de este estudio difieren de esos antecedentes en un punto importante: en Ecuador la bidireccionalidad no es generalizada sino selectiva, presente en tres de las cinco variables analizadas (consumo de los hogares, gasto de gobierno y exportaciones), con niveles de significancia entre el 1% y el 5%. Esta selectividad es coherente con el régimen de dolarización: al no contar con emisión monetaria propia, las fluctuaciones del sector externo se transmiten hacia los componentes de la demanda agregada con distinta intensidad, según su grado de dependencia del crédito interno (Bonilla-Bolaños & Villacreses, 2023).

En el ámbito ecuatoriano, Díaz-Kovalenko & Torres (2024) analizaron la sincronización cíclica del país y sus socios de la Comunidad Andina a través de correlaciones bilaterales hasta 2019 y encontraron una tendencia creciente hacia la convergencia desde 1994, aunque no lograron validar la existencia de un ciclo económico regional común. Arévalo (2023) estimó la parte cíclica del PIB de Ecuador mediante los filtros de Baxter-King y Hodrick-Prescott para el período 2000-2021, pero no elaboró un sistema multivariado que mostrara la direccionalidad de las interacciones. Los resultados del presente estudio complementan los antecedentes en dos sentidos primero: se extiende el marco temporal hasta 2025 e incluyen episodios que ninguna de las partes pudo detectar, como la pandemia de COVID-19 y los acuerdos comerciales con la Unión Europea y segundo, al estimar un VAR(1) con prueba de causalidad de Granger, no solo se conoce el co-movimiento entre variables, sino que se identifica quién predice a quién y con qué rezago, información que los enfoques de correlación estática no pueden proporcionar.

Los coeficientes específicos del modelo VAR (1) y su interpretación económica se presentan en la Tabla (7). Cabe resaltar que, aunque los coeficientes individuales no alcanzan significancia estadística, esto no invalida la relación de causalidad de Granger identificada en la Tabla (8), dado que ambas pruebas responden a distintos criterios estadísticos.

Los resultados sugieren posibles implicaciones para la política económica de Ecuador, en ausencia de un tipo de cambio propio capaz de amortiguar los choques externos, la evidencia es consistente con un papel relevante del canal comercial en la dinámica del ciclo del PIB. La implementación del acuerdo con la Unión Europea en 2017 y la consolidación del tratado con China en 2024 coinciden con episodios de expansión en la apertura comercial, pero esta coincidencia temporal no puede atribuirse directamente a estos acuerdos dado que el tramo final de la muestra es

particularmente sensible a los problemas de borde del filtro Christiano-Fitzgerald (2003).

Al respecto, Díaz-Kovalenko & Torres (2024) indican que las relaciones comerciales con grandes socios extrarregionales de gran escala pueden estar asociadas a un mayor grado de co-movimiento cíclico que los acuerdos regionales, como los pertenecientes a la Comunidad Andina; de confirmarse en investigaciones futuras con un diseño metodológico específico, esto sugeriría que la intensidad y diversificación de los intercambios comerciales, más que la pertenencia a un bloque regional, es lo relevante para la dinámica cíclica del país.

El presente estudio tiene limitaciones. Ecuador es un caso único de dolarización oficial completa de larga duración en la región, lo que dificulta extrapolar estos resultados a otros países con diferentes regímenes cambiarios. Además, las pruebas de diagnóstico del VAR (1) mostraron que los residuos no siguen una distribución normal y presentan autocorrelación (Tabla 9), lo cual puede afectar la eficiencia de los estimadores y la validez de las pruebas de significancia, aunque no invalida la dirección de las relaciones de causalidad identificadas. El filtro de Christiano-Fitzgerald (2003), es sensible a los extremos de la muestra, por lo que los resultados para 2024-2025 deben tomarse con precaución.

En futuras investigaciones podrían aplicarse errores estándar robustos (HAC) para mitigar el efecto de la autocorrelación residual sobre la precisión de los estimadores. En esa misma dirección, sería interesante aplicar una metodología similar a Panamá y El Salvador, para comprobar si los patrones de transmisión identificados en este estudio son específicos de la dolarización ecuatoriana o si se extienden al marco general de las economías pequeñas y abiertas de la región. Por otro lado, los modelos de cambio de régimen permitirían comprobar si la intensidad del canal comercial varía según la fase del ciclo económico, mientras que la descomposición de varianza posibilitaría cuantificar la contribución relativa de cada socio comercial a la volatilidad cíclica del producto ecuatoriano.

5. Conclusiones

En respuesta a la pregunta de investigación planteada, los resultados confirman la existencia de causalidad de Granger bidireccional entre el consumo de los hogares, el gasto de gobierno y las exportaciones con las fluctuaciones cíclicas del Producto Interno Bruto real ecuatoriano durante el período de dolarización oficial 2000-2025, con niveles de significancia entre el 1% y el 5%. En contraste, la formación bruta de capital fijo y las importaciones no mostraron evidencia de causalidad de Granger en ninguna dirección. Estos resultados sugieren que, bajo la dolarización oficial, el comercio exterior desempeña un papel relevante en la transmisión de perturbaciones internacionales hacia la economía real, aunque de forma selectiva y no generalizada entre todos los componentes de la demanda agregada.

El resultado de mayor relevancia es que el canal comercial parece desempeñar un papel importante en la dinámica cíclica de la economía ecuatoriana: las exportaciones y las importaciones no son únicamente un componente del gasto nacional, sino también una fuente relevante de liquidez para el crédito interno, en línea con el marco de endogeneidad de las áreas monetarias bajo un régimen de tipo de cambio absoluto. Para los responsables de política económica, esto sugiere que, en ausencia de un tipo de cambio propio capaz de absorber los impactos externos, el fortalecimiento de las relaciones comerciales con socios de gran escala podría constituir una vía relevante de gestión frente a los choques externos; sin embargo, este estudio no estima el efecto causal directo de acuerdos comerciales específicos como los suscritos con la Unión Europea o China, por lo que esta implicación debe entenderse como una hipótesis a explorar, no como una conclusión demostrada.

Los resultados abren una agenda de investigación específica. Una primera línea consistiría en replicar esta metodología en Panamá y El Salvador, bajo la hipótesis de que el patrón selectivo de bidireccionalidad aquí encontrado responde a la estructura productiva de cada economía y no exclusivamente al régimen cambiario. Una segunda línea debería abordar el problema de autocorrelación residual identificado en este estudio (Tabla 9) mediante errores estándar robustos (HAC), para establecer si dicho patrón se mantiene bajo especificaciones más exigentes. Finalmente, los modelos de cambio de régimen y la descomposición de varianza permitirían evaluar si la intensidad del canal comercial varía según la fase del ciclo y cuantificar la contribución relativa de cada componente a la volatilidad cíclica del PIB.

El incumplimiento del supuesto de no autocorrelación residual se asocia a la rigidez de la estructura trimestral ante shocks históricos severos no lineales (como la crisis de 2020). Para garantizar la consistencia de la inferencia ante la presencia de autocorrelación y no normalidad, se recomienda para futuras extensiones la estimación de matrices de covarianza robustas frente a heterocedasticidad y autocorrelación (HAC) o el uso de técnicas de Re-muestreo (Bootstrap) para verificar los intervalos de confianza de la causalidad de Granger.

CONFLICTO DE INTERESES

“Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses”.

Referencias Bibliográficas

Arévalo Delgado, D. (2023). Estimación del ciclo económico de Ecuador. Período 2000-2021. *Revista Decisión Gerencial*, 2(6), 60-73. <https://doi.org/10.26871/rdg.v2i06.47>

- Azcona, N. (2022). Trade and business cycle synchronization: The role of common trade partners. *International Economics*, 170, 190–201. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2022.04.006>
- Balcilar, M. (2019). *mFilter: Miscellaneous time series filters* (Versión 0.1-5) [Paquete de R]. Comprehensive R Archive Network. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.mFilter>
- Banco Central del Ecuador. (2026). *Cuentas nacionales trimestrales*. Recuperado el 1 de agosto de 2026, de <https://www.bce.fin.ec/informacioneconomica/cuentas-nacionales-trimestrales>
- Beck, K., & Nzimande, N. P. (2023). Labor mobility and business cycle synchronization in Southern Africa. *Economic Change and Restructuring*, 56(1), 159–179. <https://doi.org/10.1007/s10644-022-09416-1>
- Bonilla-Bolaños, A., & Villacreses, D. (2023). Dolarización plena y uniones monetarias: El caso del Ecuador. *Revista CEPAL*, (140), 117–137. <https://hdl.handle.net/11362/68547>
- Chari, V. V., DAVIS, A., & Kehoe, P. J. (2020). Rethinking optimal currency areas. *Journal of Monetary Economics*, 111, 80–94. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.01.023>
- Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2003). The band pass filter. *International Economic Review*, 44(2), 435–465. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00076>
- Díaz-Kovalenko, I. E., & Torres, J. L. (2024). El comercio como determinante de la sincronización de los ciclos económicos. El caso de Ecuador. *Universidad y Sociedad*, 16(S2), 353–364. <https://rus.ucf.edu.cu/index.php/rus/article/view/4842>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Hamilton, J.D. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton. - References - Scientific Research Publishing. <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2933390>
- Hernández-Sampieri, R., & Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación: las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. McGraw-Hill Education. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/libro?codigo=775008>
- Kim, Y. J., & Kim, S. (2020). Trade integration and business cycle synchronization in Latin American countries. *Journal of Economic Integration*, 35(4), 559–575. <https://doi.org/10.11130/jei.2020.35.4.559>

- Lee, H.-H., Park, C.-Y., & Pyun, J. H. (2024). International business cycle synchronization: A synthetic assessment. *Japan and the World Economy*, 69, Artículo 101239. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2024.101239>
- Lopez, A., De Lucas, S., & Delgado, M. J. (2021). Economic convergence in a globalized world: The role of business cycle synchronization. *PLOS ONE*, 16(10), Artículo e0256182. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0256182>
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
- Martins, H. (2023). Development versus structural heterogeneity: Trajectories of economic growth and income inequalities in Latin American countries from the 1980s. *International Journal of Political Economy*, 52(2), 213–233. <https://doi.org/10.1080/08911916.2023.2241801>
- Molepo, E. P., & Jordaan, A. C. (2024). A causal analysis between exports, imports and GDP per capita in the Southern African Customs Union countries. *Studies in Economics and Econometrics*, 48(2), 168–185. <https://doi.org/10.1080/03796205.2024.2343723>
- Padilla, A., & Quintero Otero, J. D. (2023). Regional business cycles in emerging economies: A review of the literature. *International Journal of Emerging Markets*, 18(11), 5217–5237. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-09-2021-1484>
- Pesántez Rodríguez, M., Mejía Matute, S., & Pinos Luzuriaga, L. (2026). El gasto público y el ciclo económico en el Ecuador durante el período 2000–2022. *Economía y Negocios*, 17(1), 124–153. <https://doi.org/10.29019/q20a5x50>
- Pfaff, B. (2008). *Analysis of integrated and cointegrated time series with R* (2.^a ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-75967-8>
- R Core Team. (2026). *R: A language and environment for statistical computing (Versión 4.6.1) [Software de computadora]*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–376. <https://doi.org/10.1162/003465302317411604>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101–115. <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.101>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2016). Dynamic factor models, factor-augmented vector autoregressions, and structural vector autoregressions in macroeconomics. En J. B. Taylor & H. Uhlig (Eds.), *Handbook of macroeconomics* (Vol. 2, pp. 415–525). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.04.002>
- Sunde, T., Tafirenyika, B., & Adeyanju, A. (2023). Testing the impact of exports, imports, and trade openness on economic growth in Namibia: Assessment using the ARDL cointegration method. *Economies*, 11(3), Artículo 86. <https://doi.org/10.3390/economies11030086>

- Trapletti, A., & Hornik, K. (2024). *tseries: Time series analysis and computational finance* (Versión 0.10-58) [Paquete de R]. Comprehensive R Archive Network. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.tseries>
- Villca, A., & Torres-García, A. (2023). Commodity price shocks and the business cycles in emerging economies: The role of banking system balance sheets. *Empirical Economics*, 65(5), 2039–2063. <https://doi.org/10.1007/s00181-023-02420-y>
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis* (2.^a ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-24277-4>
- Zeileis, A., & Grothendieck, G. (2005). zoo: S3 infrastructure for regular and irregular time series. *Journal of Statistical Software*, 14(6), 1–27. <https://doi.org/10.18637/jss.v014.i06>