

ARTÍCULO ORIGINAL

Efectos de los choques de política fiscal y monetaria sobre el desempeño de la Bolsa de Valores de Lima

Effects of Fiscal and Monetary Policy Shocks on the Performance of the Lima Stock Exchange

Gustavo Cosmy Vilca Mamani*

Universidad Nacional del Altiplano, Puno, Perú; ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-1151-8350>

*Correspondencia al correo: gustav.cosmy@gmail.com

(Recibido 22 de setiembre, 2025; aceptado 2 de diciembre, 2025)

Resumen

El comportamiento del mercado bursátil es considerado en muchas economías como un indicador de la actividad económica. En este contexto, y debido a las crisis enfrentadas en el pasado, resulta importante evaluar si las políticas económicas fueron las adecuadas para mantener la estabilidad y dinamismo económico. En esta investigación se analizaron los efectos de choques de la política fiscal y monetaria sobre el desempeño de la Bolsa de Valores de Lima durante el período 2003–2023, así como en los sub-períodos de pre-crisis y postcrisis financiera. La investigación fue de tipo cuantitativo, con un alcance explicativo y un diseño no experimental longitudinal. Se emplearon datos de frecuencia mensual y se analizaron las variables de gasto público, impuestos, tasa de referencia, rendimiento del bono del gobierno peruano e índice general de la Bolsa de Valores de Lima. Se utilizó un modelo de vectores de corrección de errores (VECM), con énfasis en las funciones de impulso–respuestas generalizadas (GIRF). Los resultados revelan que, durante el período completo, se observó un impacto negativo en la Bolsa de Valores de Lima ante un aumento del gasto público (que posteriormente se vuelve positivo) y de los impuestos, así como frente al incremento de la tasa de referencia y del rendimiento del bono del gobierno. En los sub-períodos, los efectos son heterogéneos. Durante la pre-crisis, el mercado bursátil mostró una respuesta positiva frente a la subida de la tasa de referencia y del rendimiento del bono del gobierno peruano, y una respuesta negativa ante el aumento del gasto público y de los impuestos. Por otro lado, el período de postcrisis se comportó de manera similar al período completo.

Palabras clave: Bolsa de valores, Política fiscal, Política monetaria, VECM.

Abstract

The behavior of the stock market is widely regarded in many economies as an indicator of overall economic activity. In this context, and in light of past crises, it is important to assess whether economic policies were appropriate for maintaining stability and economic dynamism. This study examines the effects of fiscal and monetary policy shocks on the performance of the Lima Stock Exchange over the period 2003–2023, as well as during the financial pre-crisis and post-crisis subperiods. The research adopts a quantitative approach, with an explanatory scope and a non-experimental longitudinal design. Monthly data were employed to analyze public expenditure, taxes, the policy interest rate, the yield on Peruvian government bonds, and the General Index of the Lima Stock Exchange. A vector error correction model (VECM) was used, with emphasis on generalized impulse–response functions (GIRF). The results show that, over the full sample

period, increases in public expenditure (which later turn positive), taxes, the policy interest rate, and the yield on government bonds all generated negative impacts on the Lima Stock Exchange. The effects across subperiods are heterogeneous. During the pre-crisis period, the stock market responded positively to increases in the policy interest rate and government bond yields, and negatively to rises in public expenditure and taxes. By contrast, the post-crisis period exhibited a pattern similar to that observed across the full sample.

Keywords: *Fiscal policy, Monetary policy, Stock market, VECM.*

1. Introducción

El desempeño del mercado bursátil es un indicador importante que siguen los inversionistas y en su mayoría lo relacionan con la salud de una economía. Según Rahman y Mustafa (2017), “un mercado de valores que funcione bien mejora la eficiencia económica, la inversión privada y el crecimiento. A cambio, desencadena influencias positivas en los rendimientos del mercado de valores”. En esta línea, Tong (2013) menciona la importancia y el rol de la bolsa de valores en el sistema financiero, ya que, mediante la intermediación directa, facilita el flujo de fondos entre agentes deficitarios y excedentes.

En el Perú, la Bolsa de Valores de Lima es la entidad encargada de la negociación de los valores inscritos. Además, brinda información de las operaciones bursátiles, cotizaciones de valores y situación financiera de entidades emisoras. Según la clasificación de Morgan Stanley (2024) “Capital International”, el mercado peruano es considerado un mercado emergente debido al volumen de sus negociaciones.

Las recientes crisis económicas y financieras a nivel mundial han evidenciado que los gobiernos recurren a fuertes estímulos fiscales para impulsar la actividad económica, los cuales abarcan desde medidas para aumentar la demanda hasta intervenciones orientadas a preservar la estabilidad financiera. No obstante, la evolución reciente de los mercados económicos y financieros ha estado marcada por una notable caída en los precios de las acciones y una consecuente reducción de la riqueza. En el caso de las economías emergentes, el uso de la política fiscal genera mayor preocupación, dado que suelen caracterizarse por elevados niveles de endeudamiento, déficits fiscales insostenibles, inflación y alto riesgo de impago, factores relacionados con un bajo grado de desarrollo financiero y altos niveles de dolarización. En América Latina, donde predominan economías emergentes, es fundamental reconocer las vulnerabilidades asociadas, tales como la dependencia externa y la sensibilidad ante movimientos de variables macroeconómicas, cuyos efectos pueden repercutir en el desempeño económico y, de manera indirecta, en los precios de los activos.

Los vínculos de la política fiscal con el mercado de valores fueron desarrollados en trabajos de Tobin (1969) y Blanchard (1981). Al desarrollar esta relación, se distingue que los impactos económicos de la política fiscal dependen del punto de vista teórico adoptado por los enfoques de: keynesiano, clásico o Ricardiano. Siguiendo a Chatziantoniou et al. (2013), una política fiscal bajo el enfoque keynesiano sugiere que un aumento del gasto público eleva la demanda agregada, mejora la actividad económica y puede incrementar el precio de las acciones. Por otro lado, la teoría clásica plantea que una política fiscal expansiva genera un efecto desplazamiento (crowding-out) en el mercado de fondos prestables; el aumento en la demanda de dinero por parte del gobierno presiona al alza las tasas de interés, lo que reduce la inversión privada y el consumo. Este mecanismo tiende a contrarrestar el estímulo sobre la actividad real y afecta negativamente al mercado bursátil al incrementar el costo de financiamiento de las empresas. Finalmente, la “Teoría Ricardiana” sostiene, que la política fiscal es neutral, bajo el supuesto de que los agentes son racionales y ahorran el estímulo presente para afrontar mayores impuestos futuros.

Desde los trabajos de Fama y French (1989) y Jensen y Johnson (1995), se observa también una relación bidireccional entre la política monetaria y el mercado de valores. En este contexto, la bolsa funciona como fuente de información para las autoridades monetarias, al reflejar las expectativas del sector privado. A su vez, la política monetaria influye en el mercado de valores mediante diversos canales. En primer lugar, la tasa de interés influye en el costo de capital y, por tanto, en el valor presente de los flujos de caja futuros. En segundo lugar, la disponibilidad de crédito incide en la inversión corporativa:

una mayor liquidez estimula la expansión empresarial, elevando los flujos esperados y el valor de las acciones. El efecto riqueza también desempeña un papel importante, puesto que las variaciones en la tasa de interés modifican el precio de los activos financieros. Asimismo, el tipo de cambio responde a los movimientos de la tasa de interés; un incremento en esta tiende a apreciar la moneda local, reducir las exportaciones y afectar negativamente los ingresos de las empresas exportadoras. Finalmente, la “Q” de Tobin plantea que tasas de interés más altas disminuyen el valor de las acciones, incentivando un desplazamiento de fondos hacia el mercado de bonos (Isola Lawal et al., 2018).

En economías emergentes como la peruana están presentes la dolarización y la dependencia de materias primas. Por tanto, la política monetaria no solo se enfoca en la inflación, sino que necesita mantener la estabilidad cambiaria. Calvo y Reinhart (2002) exponen que en economías emergentes existe el miedo a flotar (*fear of floating*); por ello, los bancos centrales intervienen constantemente para evitar volatilidad en su tipo de cambio, esto por las vulnerabilidades estructurales como la dolarización financiera o competitividad de las exportaciones. Así, el canal de tipo de cambio se vuelve fundamental para analizar cómo la política monetaria afecta el mercado de valores. Asimismo, Clavellina (2012) menciona que las herramientas de política monetaria tradicional (tasa de interés) en economías emergentes deben estar complementadas con el uso de medidas macro prudenciales.

La evidencia empírica resalta la sensibilidad a los choques externos. García et al. (2009). Analizan, cómo los choques (*shocks*) en los precios de las materias primas afectan la dinámica de la inflación en Chile, evidenciando que el impacto de la política fiscal depende de la reacción del gobierno: si gasta o ahorra la ganancia generada por un aumento de ingresos (*boom*), mientras que la efectividad de la política monetaria depende de la credibilidad del Banco Central. En esta línea, Medina y Soto (2016) mencionan que una regla fiscal contra cíclica, creíble y transparente es la herramienta más efectiva para aislar a la economía de los choques en los precios de las materias primas. Específicamente para el Perú, Ganiko y Jiménez (2023) evidencian una fuerte dependencia externa, hallando que los factores externos explican cerca del 60% de la varianza de las variables domésticas, destacando los choques de demanda externa (China) y los precios de exportación (minerales) como determinantes clave.

La interacción entre ambas políticas es importante. Isola Lawal et al. (2018) sostienen la ocurrencia través de: (i) el impacto de la restricción presupuestaria intertemporal, donde una política fiscal insostenible puede comprometer la eficiencia de la política monetaria y derivar en presiones inflacionarias; y (ii) el efecto de la política fiscal sobre variables monetarias como la inflación y el tipo de cambio. Sargent y Wallace (1981) señalan que la eficacia monetaria depende de la posición fiscal: si el sector público mantiene déficits persistentes financiados con deuda, puede surgir una dominancia fiscal, forzando al Banco Central a monetizar el déficit y generando inflación. La historia económica peruana ofrece evidencia empírica sobre los peligros de la subordinación de la política monetaria a las necesidades fiscales; como documentan Morón y Winkelried (2022) en su análisis del periodo de hiperinflación, el financiamiento monetario del déficit fiscal, bajo un esquema de controles de precios, no solo destruye el mecanismo de precios, sino que genera una volatilidad extrema que liquida el valor de los activos financieros reales.

Diversas investigaciones analizan la relación entre la política fiscal y el mercado de activos. Para el caso de EE. UU., autores como Montasser et al. (2020), Mumtaz y Theodoridis (2020) y Marfatia et al. (2020) coinciden en que los choques fiscales provocan una disminución en el retorno de las acciones. De manera similar, Tavares y Valkanov (2003) demuestran que los choques impositivos impactan negativamente el retorno esperado. En la zona euro, Afonso y Sousa (2011) y André et al. (2023) observan efectos adversos del gasto público en los precios bursátiles. Específicamente, Afonso y Sousa (2011) hallaron que un choque en los ingresos gubernamentales contrae la actividad económica inicialmente, pero genera un efecto positivo —aunque temporal— en el precio de las acciones.

Estos resultados son consistentes con lo hallado por Bui et al. (2017), quienes señalan que las acciones responden negativamente ante incrementos del gasto público, pero positivamente frente a aumentos en los ingresos fiscales. Por su parte, Agnello y Sousa (2013) concluyen que variaciones positivas e inesperadas en el déficit fiscal conducen a una caída generalizada en el precio de los activos.

Por el lado monetario, Chatziantoniou et al. (2013) sugieren que la política monetaria afecta el mercado de acciones de manera directa (Reino Unido) e indirecta (EE. UU. y Alemania). Asimismo, Isola Lawal et al. (2018) obtienen que, en el mercado bursátil de Nigeria —economía comparable a la peruana—, la política monetaria impacta directamente vía tasa de interés, e indirectamente a través de los canales del crédito y el efecto riqueza. Recientemente, Cobbinah et al. (2024) determinan que, en Ghana, las políticas fiscales expansivas generan un efecto positivo en los rendimientos, mientras que las tasas de interés impactan negativamente, evidenciando además una dinámica de volatilidad condicional significativa.

Es fundamental reconocer que las teorías macroeconómicas estándar enfrentan serias limitaciones al aplicarse a una economía emergente. La hipótesis de la equivalencia “Ricardiana” asume agentes con mercados de capitales perfectos, un supuesto que resulta incompatible con la realidad de la alta informalidad y desigualdad del Perú. La prevalencia de “agentes gastadores” con fuertes restricciones de liquidez (Mankiw, 2000) implica que, en la práctica, los estímulos fiscales generan efectos reales e inmediatos sobre la demanda. Asimismo, siguiendo a Sánchez-Bayón (2025) y la premisa de la no neutralidad del dinero, se considera que las inyecciones de liquidez alteran los precios relativos y la estructura de capital. En el caso peruano, esto implica que los choques monetarios influyen directamente en la valoración real de los activos bursátiles, más allá de su efecto inflacionario.

En cuanto al contexto nacional, el Perú se ha posicionado como una de las economías más estables de la región. Según datos del Banco Central de Reserva del Perú, el PBI tuvo un crecimiento sostenido desde 2003 a 2023 en 4.4%, con una inflación promedio de 3.24%. En este periodo, el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima creció 21.7% en promedio, pasando de una capitalización bursátil de 55,000 millones de soles en 2003 a 657,000 millones de soles en 2023, reflejando el desarrollo económico del país. Paralelamente, el gasto público aumentó un 6.2% en promedio, con picos de hasta 18.0% en 2009 y 11.5% en 2021, mientras que los ingresos tributarios crecieron un 6.7% en promedio, con un pico de 20.7% durante el boom de las materias primas.

Dentro de este marco, el objetivo de esta investigación es analizar los efectos de los choques de política fiscal y monetaria en el desempeño de la Bolsa de Valores de Lima, utilizando como variables fiscales el gasto público y los impuestos, y como variable monetaria la tasa de referencia del BCRP. Para lograr este objetivo, se sigue un enfoque cuantitativo utilizando un modelo de vectores de corrección de errores (VECM). Los resultados contribuirán con información relevante para la toma de decisiones de inversionistas y hacedores de política económica.

2. Materiales y métodos

La investigación es cuantitativa porque es secuencial y probatorio sustentado en el análisis de mediciones obtenidas utilizando métodos estadísticos, con alcance explicativo sustentado en no solo buscar identificar correlaciones entre variables sino las causas de relaciones observadas, y con un diseño no experimental longitudinal por el análisis de variables en el tiempo (Hernández et al., 2014).

La muestra según Cortés e Iglesias (2004) es no probabilística y abarca un periodo de frecuencia mensual de 2003m01 a 2023m12. Asimismo, para verificar la heterogeneidad temporal el análisis se extenderá a dos sub-periodos que son pre-crisis (2003m01 a 2008m09) y postcrisis (2008m10 a 2023m12).

Se tomará como población datos históricos de series de tiempo con una frecuencia mensual del Índice General de la Bolsa de Valores de Lima SP/BVL (SM), gasto público (G), impuestos (T), tasa de referencia (r), tipo de cambio real multilateral (TCRM), tasa del bono del gobierno peruano (b), índice de precios subyacente (IPCS), producto bruto interno (PBI), expectativas de la economía (EE), y los términos de intercambio (TI).

La investigación recoge datos del Banco Central de Reserva del Perú (2024) y analiza un modelo de vectores de corrección de errores (VECM) con énfasis en las funciones de impulso-respuesta generalizadas (GIRF) para interpretar los choques de política fiscal y monetaria sobre el desempeño de la Bolsa de Valores de Lima.

Tabla 1. Operacionalización de variables

Variables	Dimensión	Indicador	Notación
Bolsa de Valores	Desempeño bursátil	Tasa de crecimiento del Índice General SP/BVL (base 31/12/91 = 100)	SM
Política fiscal	Gasto público	Gasto corriente (remuneraciones, bienes y servicios) + Gasto de capital (formación bruta de capital)	G
	Impuestos	Ingresos tributarios del gobierno central	T
Política monetaria	Tasa de referencia	Tasa de referencia de política monetaria	r
Tipo de cambio real	Índice del tipo de cambio real	Índice del tipo de cambio real (base 2009=100) – Multilateral	TCRM
Bono soberano	Rendimiento del bono soberano peruano	Tasas de interés de bonos del gobierno peruano - Rendimiento del Bono del gobierno peruano a 10 años (en S/)	b
Nivel de precios	Nivel de precios	Índice de precios Lima Metropolitana (índice base 2009 = 100) - IPC Subyacente	IPCS
Crecimiento económico	Actividad económica	Producto bruto interno y demanda interna (índice 2007 = 100) – PBI	PBI
Expectativas	Expectativa de la economía	Índice de expectativas de la economía a de 3 meses	EE
Variable exógena	Términos de intercambio	Índice de los términos de intercambio de comercio exterior (índice 2007 = 100)	TI

Fuente: Elaboración propia.

2.1 Metodología econométrica

Prueba de estacionariedad: para comprobar la estacionariedad de las variables las pruebas de raíz unitaria necesarias son la prueba de Dickey–Fuller aumentado (ADF) y la prueba de Phillips–Perron (1988). Ambas pruebas plantean como hipótesis nula H_0 que una serie tiene raíz unitaria (no es estacionaria) y como hipótesis alternativa H_1 que la serie es estacionaria (Hamilton, 1994; Nelson & Plosser, 1982).

Ajuste de variables: Se transforma las variables en logaritmos para estabilizar la varianza y aproximar las relaciones de las series no lineales a una forma más lineal. En caso de existir estacionalidad se emplea el filtro X–13ARIMA–SEATS (Census Bureau, 2024) que extrae los componentes estacionales de las variables, ajustándolas para evitar que esos patrones distorsionen el análisis econométrico (Hamilton, 1994).

Prueba de causalidad de Granger: esta prueba investiga que tan útiles son algunas variables en predecir otras, concepto econométrico utilizado para determinar si una variable temporal x_t puede ayudar a predecir otra variable y_t (Hamilton, 1994).

Modelo de estimación VAR: para examinar la relación dinámica de la política fiscal y monetaria con el desempeño de la Bolsa de Valores de Lima se emplea un modelo de vectores autorregresivos (VAR). El cual es un marco estadístico que describe las relaciones dinámicas entre múltiples series temporales (variables) asumiendo que cada variable endógena en el sistema es una función lineal de sus propios rezagos y de los rezagos de todas las demás variables del sistema (Lütkepohl, 2005).

La representación del modelo VAR de orden p tendrá la siguiente forma general:

$$Y_t = C + \prod Y_{t-i} + BX_t + u_t \quad ; \quad u_t \sim iid(0, \Sigma) \tag{1}$$

Donde Y_t es un vector de variables endógenas en el tiempo t, C es un vector de términos constantes, \prod es la matriz de coeficientes que captura la relación entre variables endógenas y sus rezagos en el orden i, B es una matriz de coeficientes de impacto exógeno, X_t es un vector de variables exógenas, y u_t es un vector de los términos de error no correlacionados entre si con media cero y matriz de covarianza es positiva e invariante en el tiempo $(0, \Sigma)$.

Incluyendo las variables de estudio, se tiene los siguientes modelos: la ecuación (2) corresponde al modelo principal y la ecuación (3) al modelo de robustez:

$$\begin{bmatrix} PBI_t \\ IPCS_t \\ TCRM_t \\ r_t \\ G_t \\ SM_t \end{bmatrix} = C + \Pi \begin{bmatrix} PBI_{t-i} \\ IPCS_{t-i} \\ TCRM_{t-i} \\ r_{t-i} \\ G_{t-i} \\ SM_{t-i} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} TI_t \\ D_t \end{bmatrix} + u_t \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} EE_t \\ IPCS_t \\ TCRM_t \\ b_t \\ T_t \\ SM_t \end{bmatrix} = C + \Pi \begin{bmatrix} EE_{t-i} \\ IPCS_{t-i} \\ TCRM_{t-i} \\ b_{t-i} \\ T_{t-i} \\ SM_{t-i} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} TI_t \\ D_t \end{bmatrix} + u_t \quad (3)$$

Selección de rezagos óptimos: la determinación del orden de rezagos p se realiza con el estadístico de razón de verosimilitud (LR), que mide cuán grande es la pérdida en la verosimilitud al pasar del modelo no restringido al restringido:

$$\lambda_{LR} = n \left[\ln \left| \tilde{\Sigma}_u^r \right| - \ln \left| \tilde{\Sigma}_u \right| \right] \quad ; \quad \lambda_{LR} \xrightarrow{d} \chi^2(N) \quad (4)$$

Utilizando los criterios de información AIC (Akaike Information Criterion), HQ (Hannan–Quinn Criterion), SC (Schwarz Criterion) se elige el número óptimo de rezagos p .

Prueba de Cointegración de Johansen: esta prueba es utilizada para revisar la presencia de relaciones de largo plazo entre las variables económicas y financieras seleccionadas. Propuesta por Johansen y Juselius (1990) está basada en los estimadores de máxima verosimilitud de un proceso de vectores autorregresivos. Los estadísticos de la traza y el máximo valor propio son las dos pruebas de razón de verosimilitud para determinar el número de vectores de cointegración, y se expresan de la siguiente manera:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{j=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_j) \quad (5)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

Si existiera un conflicto con los resultados de las pruebas de la traza (λ_{trace}) y el máximo valor propio (λ_{max}), se considera el número de vectores de cointegración de acuerdo con el estadístico del máximo valor propio (Lütkepohl, 2005).

Si la cointegración no existe se utiliza un modelo de vectores autorregresivos (VAR) en diferencias, caso contrario un modelo de vectores de corrección de errores (VECM).

Modelo de vectores de corrección de errores (VECM): cuando las variables incluidas en el modelo VAR no son estacionarias, pero están cointegradas, se puede utilizar un modelo de vectores de corrección de errores (VECM) el cual captura tanto las dinámicas de corto y largo plazo. Se expresa de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + C + \varepsilon_t \quad (7)$$

Donde ΔY_t representa las primeras diferencias de las variables endógenas, Π es la matriz de corrección de errores (largo plazo), Γ_i son matrices que capturan las relaciones de corto plazo entre las variables.

Estabilidad del modelo: la estabilidad se evalúa verificando que todas las raíces del polinomio característico estén dentro del círculo unitario. Por tanto, el proceso será estable si se cumple la siguiente condición (Hamilton, 1994):

$$\det(I_k - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p) \neq 0 \text{ para } |z| \leq 1 \quad (8)$$

Prueba de autocorrelación: la prueba de Portmanteau y la prueba del Multiplicador de Lagrange son realizadas para verificar si existe autocorrelación, donde la hipótesis nula H_0 es que no hay autocorrelación y la hipótesis alternativa H_1 que si hay autocorrelación (Lütkepohl, 2005).

Funciones impulso-respuesta (IRF): La función impulso respuesta (IRF) es utilizada para identificar las consecuencias que tiene un choque en la variable dependiente. Hamilton (1994) parte de un modelo VAR de media móvil con rezagos infinitos MA(∞) escrito de la siguiente forma:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (9)$$

Donde la matriz Ψ_s refleja la transmisión dinámica de los choques. Así, el efecto de un impulso en la innovación j -ésima sobre la variable i -ésima después de s periodos es:

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon'_j} = \Psi_s \quad (10)$$

Esto describe como un choque actual en la variable j afecta la trayectoria futura de la variable i , manteniendo constantes las demás innovaciones.

Funciones impulso-respuesta generalizadas (GIRF): dado que las innovaciones del modelo suelen estar correlacionadas, la descomposición tradicional mediante Cholesky exige imponer un ordenamiento de las variables para lograr la ortogonalización de los errores. No obstante, esta investigación emplea las funciones impulso-respuesta generalizadas (GIRF) propuestas por Pesaran y Shin (1998), las cuales presentan dos ventajas relevantes: (i) no requieren ortogonalizar los errores, y (ii) no dependen del orden en que se coloquen las variables en el modelo, evitando así el sesgo asociado al ordenamiento.

$$\text{GIRF}_i(j, \delta_k) = \frac{e'_i \Psi_j \Sigma e_k}{\sqrt{\sigma_{kk}}} \quad (11)$$

Donde Ψ_j es la matriz de coeficientes de respuesta al impulso después de j periodos, Σ es la matriz de covarianza de errores, e_k es un vector indicador con 1 en la posición k , y σ_{kk} es la varianza del error de la variable k .

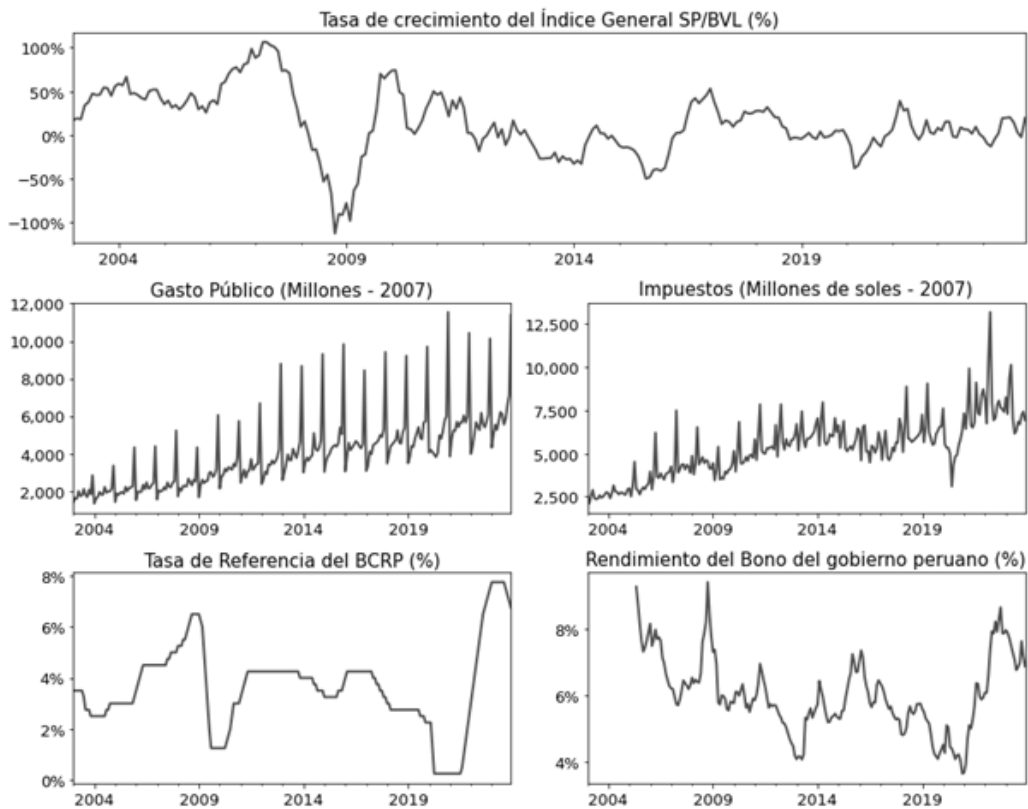
3. Resultados y discusión

Para proceder con la estimación y responder a los objetivos planteados, primero será necesario establecer la estacionariedad de las variables y continuar con los ajustes y pruebas mencionadas en la metodología.

En la Figura 1 se puede observar el comportamiento de las variables: tasa de crecimiento del índice general SP/BVL, gasto público, impuestos, tasa de referencia y rendimiento del bono del gobierno peruano. Es importante resaltar la estacionalidad que presentan el gasto público y los impuestos, series que fueron corregidas para la estimación (desestacionalizadas). Además, se aplicó logaritmos a todas las series para estabilizar la varianza, a excepción de las que están expresadas en porcentajes.

En la Tabla 2 se muestran los valores de los estadísticos t de las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP). Según los valores encontrados, las variables no son estacionarias en niveles, a excepción de las expectativas de la economía. Al realizar el cálculo de las primeras diferencias se logra la estacionariedad, siendo así integradas de orden 1, $I(1)$.

Figura 1. Series de tiempo de las variables de estudio



Fuente: Elaboración en base a datos del BCRP.

Para la estimación de los modelos VAR (ecuaciones 2 y 3) se determinó el número de rezagos óptimos utilizando los criterios de información AIC, HQ y SC. Para el primer modelo, los resultados de HQ y SC sugieren que el número de rezagos adecuado es dos, mientras que el AIC sugiere tres. En el segundo modelo, los criterios de AIC y HQ indican que el número óptimo es dos; por el contrario, SC sugiere que es uno.

Posteriormente, se procedió con la prueba de cointegración de Johansen. En el primer modelo, los resultados indican que existe una relación de largo plazo entre las variables. Tanto el estadístico de la traza como el del máximo valor propio rechazan la hipótesis nula de no cointegración $r=0$ y $r=1$ al 5% de significancia; sin embargo, a partir de $r=2$ no se rechaza. Por tanto, se toma rango de cointegración igual a 2 que valida la estimación mediante un modelo de vectores de corrección de errores (VECM).

Para el segundo modelo, también se demuestra que hay una relación de largo plazo entre las variables. Tanto el estadístico de la traza como el máximo valor propio rechazan la hipótesis nula de no cointegración $r=0$, $r=1$ y $r=2$ al 5% de significancia, y desde $r=3$ no se rechaza. Por consiguiente, el rango de cointegración para la estimación del VECM es 3.

Luego de estimar los modelos VECM, se analizó la estabilidad de ambos, verificando que los valores de todas las raíces del polinomio característico estén dentro del círculo unitario, lo que prueba que los modelos son estables. Asimismo, se continuó con la prueba de autocorrelación; tanto la prueba de Portmanteau como la del Multiplicador de Lagrange (LM) dan como resultado valores p (p -values) superiores al nivel de significancia de 5%. En consecuencia, no se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, lo que indica que los dos modelos VECM capturan adecuadamente la estructura

Tabla 2. Pruebas de raíz unitaria de las variables

Variables	Niveles		Primeras Diferencias		I()
	ADF	PP	ADF	PP	
SM	-2.682*	-3.185**	-6.889***	-14.815***	1
ln_G	-1.287	-7.015***	-8.404***	-178.653***	1
ln_T	-2.095	-3.975***	-3.813***	-29.473***	1
r	-2.683*	-2.153	-6.144***	-6.178***	1
ln_TCRM	-2.681*	-2.650*	-12.865***	-12.865	1
b	-3.210**	-3.344**	-11.489***	-11.414***	1
ln_IPCS	0.989	2.303	-3.877***	-10.728***	1
ln_PBI	-2.297	-1.749	-6.443***	-35.504***	1
ln_EE	-4.751***	-4.097***	-12.437***	-14.966***	1
ln_TI	-2.156	-2.185	-13.418***	-13.662***	1

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

Fuente: Estimación en paquete de regresión empleada.

dinámica de las series y que sus residuos se comportan como ruido blanco.

Para el primer modelo VECM, la prueba de Exogeneidad en Bloque (Wald) rechaza la hipótesis nula de no causalidad conjunta al 5% de significancia, obteniéndose un estadístico Chicuadrado de 19.84 y un valor p (p-value) de 0.0308. Este resultado indica que el conjunto de variables macroeconómicas analizadas (actividad económica, inflación, tasa de interés, gasto público y tipo de cambio real) posee capacidad predictiva sobre la dinámica del índice bursátil, mientras que en el segundo modelo los resultados respecto a la causalidad conjunta fueron menos concluyentes.

Finalmente, para evitar el sesgo derivado del ordenamiento de las variables, se utilizaron las Funciones de Impulso-Respuesta Generalizadas (GIRF).

Determinación de los efectos de un choque en la tasa de referencia y el gasto público sobre el desempeño de la Bolsa de Valores de Lima

Los resultados obtenidos en el periodo completo revelan que la Bolsa de Valores de Lima responde de manera diferenciada a los choques de política fiscal y monetaria. La política monetaria con un aumento en la tasa de referencia impacta negativamente sobre el desempeño del mercado de valores, empezando con una caída inicial de 0.42% hasta llegar a un máximo de -2.33% en el séptimo mes (Figura 2, panel A). Por otro lado, la política fiscal a través de un aumento en el gasto público inicialmente ocasiona una caída de hasta -1.33% en el segundo periodo, sin embargo, a partir del tercer periodo este se hace positivo (Figura 2, panel B).

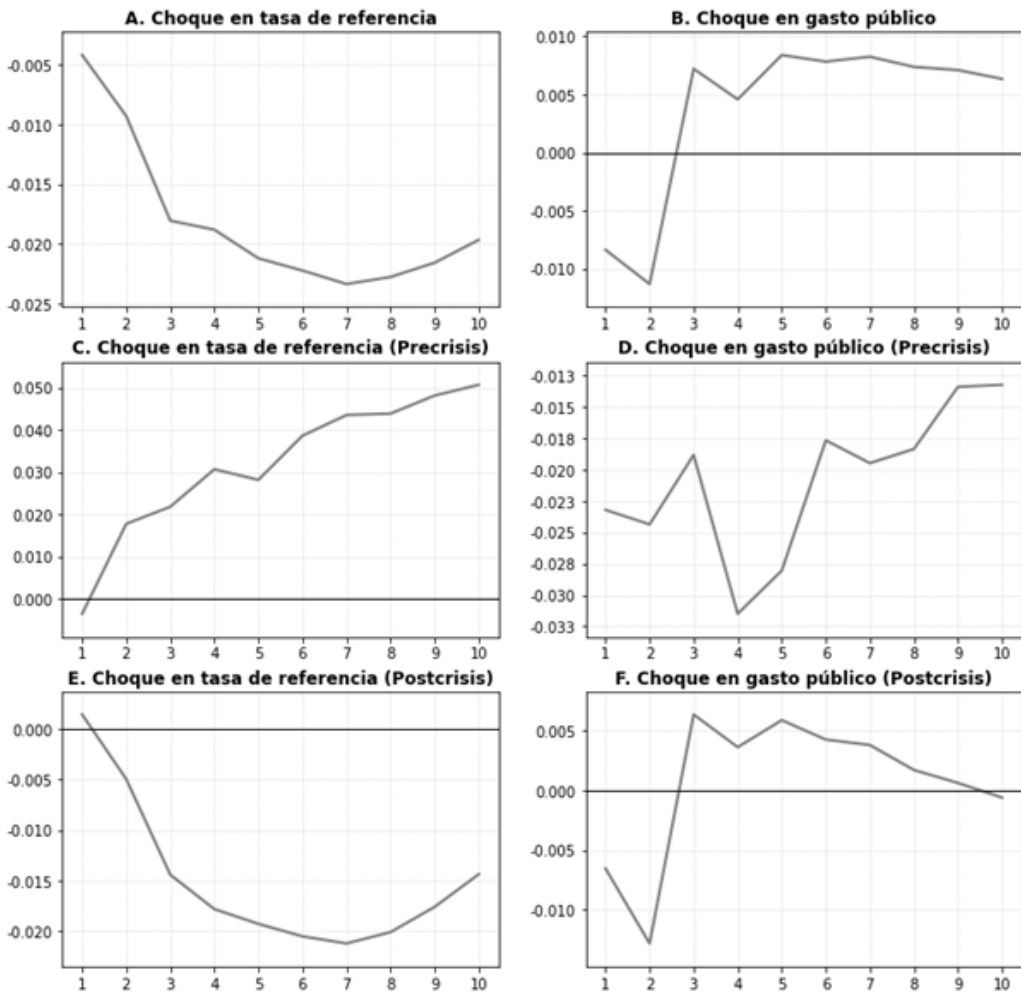
Sin embargo, con el análisis de heterogeneidad temporal los resultados indican un quiebre estructural en la transmisión de políticas. Para el subperiodo pre-crisis, el mercado bursátil se comportó de manera particular: un aumento en la tasa de referencia generó una respuesta positiva creciente que llegó hasta 5.06% (Figura 2, panel C), y un aumento en el gasto público ocasionó una respuesta negativa persistente de hasta -3.14% (Figura 2, panel D). En contraste, en el periodo postcrisis, la dinámica es similar a la del periodo completo: un aumento en la tasa de referencia tiene un impacto negativo de hasta 2.12% (Figura 2, panel E), y un aumento de gasto público genera una caída de hasta 1.28% en el segundo periodo para luego en el tercer periodo ser positivo (Figura 2, panel F).

Determinación de los efectos de un choque en el rendimiento del bono soberano peruano y en los impuestos sobre el desempeño de la Bolsa de Valores de Lima

En este segundo modelo para el periodo completo los resultados muestran mayor sensibilidad en la Bolsa de Valores de Lima. Se evidencia el rendimiento del bono soberano peruano ejerce un impacto negativo severo en el corto plazo de hasta 3.33% (Figura 3, panel A). Por su parte, el aumento de los impuestos genera un impacto negativo progresivo y persistente que llega hasta 3.14% (Figura 3, panel B).

Por otro lado, siguiendo el análisis de heterogeneidad este modelo de robustez confirma la ruptura

Figura 2. Funciones impulso-respuesta generalizadas del primer modelo



Fuente: Proyectado en base a los datos de variables utilizadas

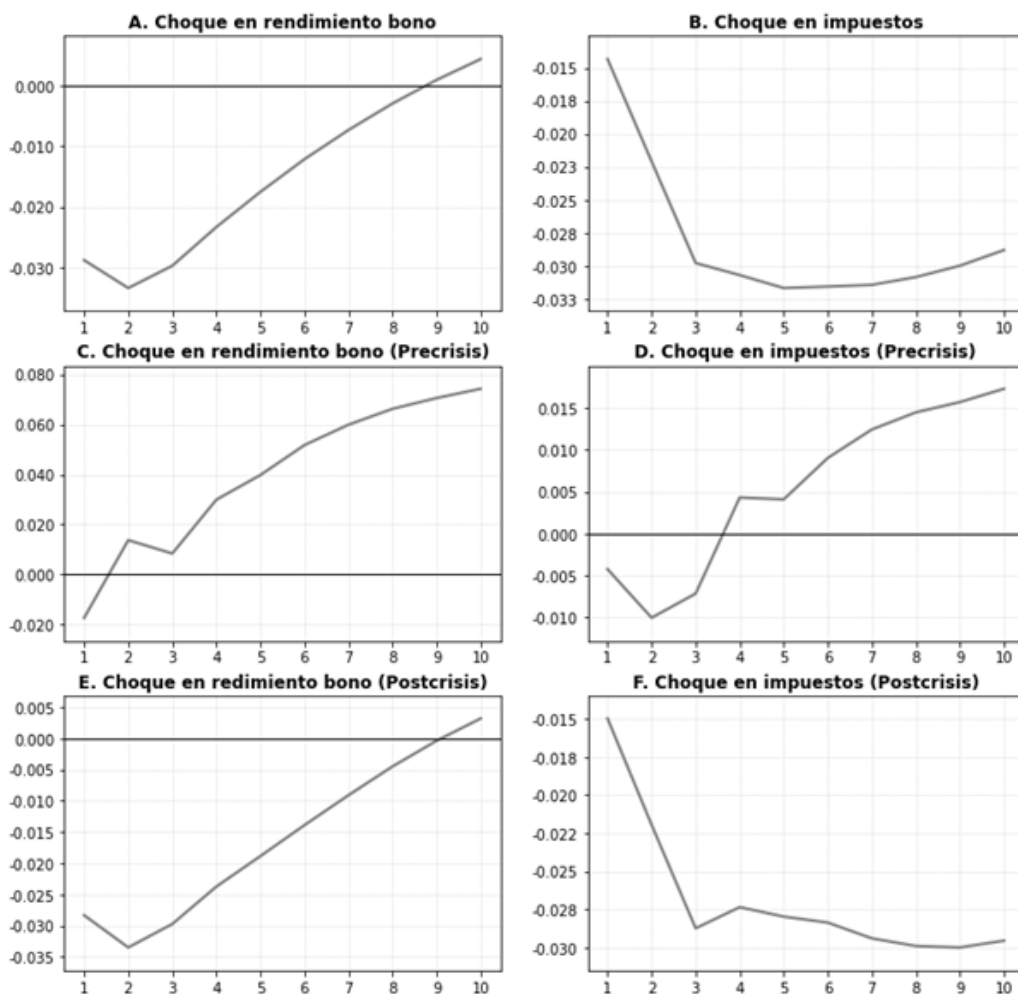
estructural. Para el subperiodo precrisis, el mercado bursátil mostró un comportamiento particular similar al del primer modelo. Un aumento en el rendimiento del bono soberano peruano impacta positivamente con 7.42% (Figura 3, panel C), y aumento en la recaudación tributaria comienza con un impacto negativo de hasta 1% en el segundo periodo, que se hace positivo a partir del tercero llegando hasta 1.72% (Figura 3, panel D). Por el contrario, el subperiodo postcrisis, la dinámica también es similar a la del periodo completo, un aumento en el rendimiento del bono soberano peruano tiene un impacto negativo de hasta 3.35% en el segundo periodo (Figura 3, panel E), y un aumento en los ingresos tributarios genera una caída prolongada de hasta 3% (Figura 3, panel F).

3.1 Discusión

De acuerdo con los resultados presentados, y con la finalidad de contrastarlos con estudios mencionados previamente, la atención está centrada en las funciones de impulso-respuesta generalizadas (GIRF), las cuales permiten evaluar de manera más clara los efectos de los choques analizados.

Los resultados obtenidos para la política fiscal muestran que un choque positivo en el gasto público

Figura 3. Funciones impulso–respuesta generalizadas del segundo modelo



Nota: El segundo modelo se estimó utilizando datos mensuales a partir de mayo de 2005 debido a la disponibilidad de la serie de bonos soberanos. Elaboración propia.

tiene un efecto negativo en el desempeño del índice general SP/BVL en el corto plazo. Esto es consistente con los estudios de Montasser et al. (2020), Mumtaz y Theodoridis (2020) y Marfatia et al. (2020), quienes, en investigaciones centradas en Estados Unidos, revelan que un choque fiscal provoca una disminución en el retorno de las acciones. De igual manera, los estudios de Afonso y Sousa (2011) y André et al. (2023) observan que un choque de gasto público en algunos países de la zona euro se traduce en efectos negativos sobre los precios de las acciones. Sin embargo, en el tercer periodo, el gasto público genera un efecto positivo, compatible con el estudio de André et al. (2023), quienes documentan diferentes impactos de un choque de gasto público durante periodos de ELB.

Por otro lado, los efectos de un choque en los impuestos también son negativos en el desempeño del índice general SP/BVL. Este impacto es progresivo hasta el tercer periodo, donde se estabiliza, y es apoyado por la investigación de Tavares y Valkanov (2003), quienes encuentran que un choque de impuestos genera una caída en el retorno esperado de las acciones, bonos corporativos y bonos del gobierno, los cuales mantienen una relación con el mercado bursátil estadounidense. Por el contrario, Afonso y Sousa (2011) encontraron que un choque en los ingresos del gobierno tiene un efecto pequeño

y positivo en el precio de las acciones que al final se revierte.

Los resultados obtenidos para la política monetaria indican que un choque positivo en la tasa de referencia de política monetaria tiene un efecto negativo en el desempeño del índice general SP/BVL. Este hallazgo coincide con el estudio de Chatziantoniou et al. (2013), quienes encuentran evidencia de que la política monetaria afecta al mercado de acciones de manera tanto directa e indirecta: en el Reino Unido el efecto es directo, mientras que en Estados Unidos y Alemania se observa un efecto indirecto. Asimismo, Isola Lawal et al. (2018) obtienen que la política monetaria impacta directamente a través de la tasa de interés e indirectamente mediante el crédito y el efecto riqueza en el mercado bursátil de Nigeria. Más recientemente, esta relación inversa se ve corroborada por Cobbinah et al. (2024) en el mercado de Ghana, confirmando la persistencia del efecto contractivo de las tasas de interés sobre los rendimientos bursátiles en economías emergentes.

4. Conclusiones

La investigación determina que la política monetaria restrictiva ejerce un impacto negativo inequívoco sobre el desempeño bursátil peruano. Tanto el aumento de la tasa de referencia como el incremento en el rendimiento de los bonos soberanos reducen los precios de las acciones, validando el predominio del canal de costo de capital. Por su parte, la dinámica fiscal muestra que la expansión del gasto público no genera un estímulo inmediato; al contrario, provoca una caída inicial compatible con la hipótesis de efecto desplazamiento (crowding-out), efecto que se revierte positivamente recién en el mediano plazo. De igual forma, el aumento de la carga tributaria genera una contracción persistente, confirmando la sensibilidad del mercado ante la reducción de liquidez corporativa.

No obstante, se identifica una clara heterogeneidad temporal marcada por la crisis financiera de 2008. Mientras que en el periodo de auge previo el mercado reaccionaba positivamente ante alzas de tasas —interpretándolas como señales de fortaleza económica—, en el periodo postcrisis la relación se normalizó hacia la ortodoxia financiera, donde los inversionistas castigan el endurecimiento de las condiciones monetarias y fiscales. Finalmente, la influencia significativa de la inflación y el tipo de cambio real evidencia la exposición del mercado a factores estructurales de una economía dolarizada, donde el costo de oportunidad de largo plazo, reflejado en la alta sensibilidad al bono soberano, resulta ser la variable más crítica para la valoración de activos locales.

Contribución del autor

Gustavo Cosmy Vilca Mamani: [Conceptualización](#), [investigación](#), [análisis formal](#), [redacción de borrador](#), [revisión y edición](#)

Financiamiento

Autofinanciamiento

Conflicto de intereses

El autor declara que no tiene conflicto de intereses.

Referencias

- Afonso, A., & Sousa, R. M. (2011). What are the effects of fiscal policy on asset markets? *Economic Modelling*, 28(4), 1871–1890. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.03.018>
- Agnello, L., & Sousa, R. M. (2013). Fiscal policy and asset prices. *Bulletin of Economic Research*, 65(2), 154–177. <https://doi.org/10.1111/j.0307-3378.2011.00420.x>
- André, C., Caraiani, P., & Gupta, R. (2023). Fiscal policy and stock markets at the effective lower bound. *Finance Research Letters*, 58. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104564>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2024). Series estadísticas. Banco Central de Reserva del Perú. <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- Blanchard, O. J. (1981). Output, the stock market, and interest rates. *The American Economic Review*, 71(1), 132–143.
- Bui, D. T., Llorca, M., & Bui, T. M. H.. (2017). Dynamics between stock market movements and fiscal policy: Empirical evidence from emerging Asian economies. *Pacific Basin Finance Journal*, 51, 65–74. <https://doi.org/10.1016/j.pacfn.2018.05.010>
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M.. (2002). Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379–408. <https://doi.org/10.1162/003355302753650274>
- Census Bureau. (2024). X-13ARIMA-SEATS Seasonal Adjustment Program. *Census Bureau*. <https://www.census.gov/data/software/x13as.html>
- Chatziantoniou, I., Duffy, D., & Filis, G.. (2013). Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi-country evidence. *Economic Modelling*, 30(1), 754–769. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.10.005>
- Clavellina, J. L.. (2012). Canales tradicionales de transmisión de política monetaria y herramientas macroprudenciales en economías emergentes. *Economía Informa*, 374. <https://www.economia.unam.mx/publicaciones/econinforma/374/01clavellina.pdf>
- Cobbinah, B. B., Wen, Y., & Sarpong, F. A.. (2024). Navigating Ghana's economic waters: Exploring the impact of Fiscal and Monetary policies on stock market performance. *Heliyon*, 10(20), e38761. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e38761>
- Cortés, M. E., & Iglesias, M.. (2004). Generalidades sobre Metodología de la Investigación (Primera edición). *Universidad Autónoma del Carmen*.
- Fama, E. F., & French, K. R.. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 25, 23–49.
- Ganiko, G., & Jiménez, A.. (2023). *Choques externos en la economía peruana: un enfoque de ceros y signos en un modelo BVAR (2023; 10)*. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2023/documento-de-trabajo-010-2023.pdf>
- García, P., Soto, C., & Desormeaux, J. . (2023). *Terms of Trade, Commodity Prices and Inflation Dynamics in Chile*. <https://www.researchgate.net/publication/41126265>
- Hamilton, J. D. . (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, M. del P. . (2014). *Metodología de la Investigación* . (McGraw-Hill, Ed.; Sexta edición).

- Isola Lawal, A., Olukayode Somoye, R., Ayoopo Babajide, A., & Ikechukwu Nwanji, T.. (2018). The effect of fiscal and monetary policies interaction on stock market performance: Evidence from Nigeria. *Future Business Journal*, 4(1), 16–33. <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2017.11.004>
- Jensen, G. R., & Johnson, R. R.. (1995). Discount rate changes and security return in the ins the US 19962–1991. *Journal of Banking & Finance*, 19, 79–95.
- Johansen, S., & Juselius, K.. (1990). MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION AND INFERENCE ON COINTEGRATION — WITH APPLICATIONS TO THE DEMAND FOR MONEY. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Lütkepohl, H.. (2005). New Introduction to Multiple Time Series Analysis. *Springer*.
- Mankiw, N. G.. (2000). The Savers–Spenders Theory of Fiscal Policy. *American Economic Review*, 90(2), 120–125. <https://doi.org/10.1257/aer.90.2.120>
- Marfatia, H. A., Gupta, R., & Miller, S.. (2020). 125 Years of time-varying effects of fiscal policy on financial markets. *International Review of Economics and Finance*, 70, 303–320. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.07.011>
- Medina, J. P., & Soto, C.. (2016). Commodity prices and fiscal policy in a commodity exporting economy. *Economic Modelling*, 59, 335–351. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.08.002>
- Montasser, G. El, Gupta, R., Charl, J., & Miller, S. M.. (2020). The Time-series Linkages between US Fiscal Policy and Asset Prices. *Public Finance Review*, 48(3), 303–339. <https://doi.org/10.1177/1091142120916032>
- Morgan Stanley Capital International. (2024). Market Classification Consultations. *Morgan Stanley Capital International*. <https://www.msci.com/our-solutions/indexes/market-classification>
- Morón, E., & Winkelried, D.. (2022). Heterodoxia e hiperinflación. In M. Vega & L. F. Zegarra (Eds.), *Historia del Banco Central y la política monetaria de Perú (Vol. 1, pp. 283–336)*. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/libros/2022/historia-del-banco-central-tomo-1.pdf#page=289>
- Mumtaz, H., & Theodoridis, K.. (2020). Fiscal policy shocks and stock prices in the United States. *European Economic Review*, 129. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2020.103562>
- Nelson, C. R., & Plosser, C. I.. (1982). TRENDS AND RANDOM WALKS IN MACROECONMIC TIME SERIES Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, North-Holland Publishing Company.
- Pesaran, H. H., & Shin, Y.. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Phillips, P. C. B., & Perron, P.. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Rahman, M., & Mustafa, M.. (2017). Financial deepening and stock market returns: Panel data analyses for selected developed and developing economies. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 10(1), 96–109. <https://doi.org/10.1504/IJMEF.2017.081287>
- Sanchez-Bayón, A.. (2025). Crisis del formalismo económico-empresarial y la trampa fiat monetae: propuesta de gestión digital heterodoxa y dinero alternativo. *Semestre Económico*, 14(2), 45–72. <https://doi.org/10.26867/se.2025.v14i2.190>

- Sargent, T. J., & Wallace, N.. (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Quarterly Review*, 5(3).
<https://doi.org/10.21034/qv.531>
- Tavares, J., & Valkanov, R.. (2003). The Neglected Effect of Fiscal Policy on Stock and Bond Returns
*. <http://www.personal.anderson.ucla.edu/rossen.valkanov/page1.htm>
- Tobin, J.. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1, No. 1 (Feb., 1969). <http://about.jstor.org/terms>
- Tong Chang, J. J.. (2013). Fondos mutuos en el Perú: desarrollo e impacto en el mercado de valores.
Universidad Del Pacífico.