

SHOCKS DEL MERCADO PETROLERO Y RENDIMIENTOS BURSÁTILES EN MERCADOS LATINOAMERICANOS E ÍNDICES INTERNACIONALES DE REFERENCIA, 2003–2025

OIL MARKET SHOCKS AND STOCK MARKET RETURNS IN LATIN AMERICAN MARKETS AND INTERNATIONAL BENCHMARK INDICES, 2003–2025

Darwin Marcelo Varela-Lascano¹

¹ Universidad Estatal de Milagro, Facultad de Posgrado, Milagro, Provincia del Guayas, Ecuador, 091050; Grupo de Investigación Bioeconomía y Biocomercio – BIOB, Universidad Regional Amazónica Ikiam-URAI. ORCID: <https://orcid.org/0009-0006-6958-2776>. Correo: darwin.varela@unemi.edu.ec; darwin.varela@ikiam.edu.ec

Javier Patricio Cadena-Silva^{2*}

² Universidad Estatal de Milagro, Facultad de Posgrado, Milagro, Provincia del Guayas, Ecuador, 091050; Departamento de Economía Financiera y Contabilidad, Universidad de Valladolid, 47002 Valladolid, España; Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí Extensión El Carmen, El Carmen, Manabí, Ecuador, 130401. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5499-5988>. Correo: patricio.cadena@uva.es; javier.cadena@uleam.edu.ec

* Autor para correspondencia: patricio.cadena@uva.es

Resumen

El mercado petrolero constituye una fuente relevante de perturbaciones para la economía mundial, debido a su influencia sobre los costes productivos, la inflación, las expectativas y la valoración de activos financieros. La investigación analizó la respuesta dinámica de los rendimientos bursátiles ante shocks petroleros en BSI Global, Brasil, Chile, Perú y Estados Unidos durante 2003–2025. Se aplicó un enfoque cuantitativo, no experimental, longitudinal y descriptivo-explicativo, con series mensuales transformadas mediante diferencias logarítmicas. La prueba Dickey-Fuller aumentada confirmó la estacionariedad de todas las variables ($p = 0,001$), y se estimó un VAR(1) con 274 observaciones efectivas. El sistema presentó estabilidad, con una raíz máxima de 0,2487. Las funciones impulso-respuesta mostraron que los efectos se concentraron entre el primer y tercer mes y convergieron hacia cero antes del mes doce. De las 24 relaciones estimadas, 6 resultaron significativas al 95 %. La descomposición de varianza mostró que el precio global del petróleo explicó hasta 8,58 % de la variación de Brasil y 7,41 % de Estados Unidos. En conclusión, los resultados

confirman que los shocks petroleros generan efectos dinámicos sobre los rendimientos bursátiles, aunque su intensidad, signo y duración varían entre mercados.

Palabras clave: Petróleo, mercados financieros, economía de la energía, América Latina, análisis económico

Abstract

The oil market is a significant source of disruption to the global economy, due to its influence on production costs, inflation, expectations and the valuation of financial assets. This study analyzed the dynamic response of stock market returns to oil shocks in the BSI Global index, Brazil, Chile, Peru and the United States during the period 2003–2025. A quantitative, non-experimental, longitudinal and descriptive-explanatory approach was applied, using monthly time series transformed by logarithmic differences. The augmented Dickey–Fuller test confirmed the stationarity of all variables ($p = 0.001$), and a VAR(1) model was estimated with 274 effective observations. The system was stable, with a maximum root of 0.2487. The impulse-response functions showed that the effects were concentrated between the first and third months and converged to zero before the twelfth month. Of the 24 estimated relationships, 6 were significant at the 95 per cent level. The variance decomposition showed that the global oil price accounted for up to 8.58 per cent of the variation in Brazil and 7.41 per cent in the United States. In conclusion, the results confirm that oil shocks generate dynamic effects on stock market returns, although their intensity, sign and duration vary across markets.

Keywords: Oil, financial markets, energy economics, Latin America, economic analysis

Fecha de recibido: 11/05/2026

Fecha de aceptado: 29/07/2026

Fecha de publicado: 30/07/2026

Introducción

El petróleo sigue siendo una de las variables estratégicas más influyentes en la economía mundial contemporánea. Su relevancia no se limita a su papel como insumo energético para la producción, el transporte y la actividad industrial; también actúa como una señal financiera que afecta las expectativas en materia de inflación, crecimiento económico, rentabilidad empresarial y percepción del riesgo por parte de los inversionistas.

La literatura reciente ha hecho hincapié en la necesidad de distinguir entre choques estructurales del petróleo en lugar de analizar los cambios en los precios del petróleo como un único movimiento agregado. Castro y Jiménez-Rodríguez (2024), Cadena-Silva et al. (2025) y Ziadat et al. (2022) sostienen que las crisis de oferta de petróleo, las crisis de demanda agregada, las crisis de demanda específicas del petróleo y las crisis relacionadas con las existencias pueden generar diferentes efectos en los rendimientos y la volatilidad de las acciones.

A nivel internacional, la relación entre las crisis petroleras y los mercados bursátiles ha sido ampliamente debatida debido a sus implicaciones para las decisiones de inversión. Los mercados bursátiles incorporan expectativas sobre los flujos de efectivo futuros, las tasas de descuento y las condiciones de riesgo. Ziadat et al. (2022) muestran que la reacción de los mercados de valores difiere entre los países importadores y exportadores de petróleo, así como entre los regímenes de mercado alcistas y bajistas.

Este problema se vuelve más complejo en las economías emergentes, donde los mercados bursátiles tienden a estar más expuestos a las perturbaciones externas, la volatilidad de los tipos de cambio y fluctuaciones. Ji et al. (2020) indican que la dependencia entre las crisis petroleras y los rendimientos de los mercados bursátiles es dinámica y varía según el tipo de perturbación.

En América Latina, el problema adquiere una relevancia específica, ya que la región combina economías exportadoras de petróleo, importadoras de petróleo y mixtas. Países como Brasil, México y Colombia mantienen vínculos más estrechos con el sector energético, mientras que Chile, Perú, Panamá y Costa Rica pueden verse afectados a través de diferentes canales, como la inflación importada, las condiciones de financiamiento externo.

Esta heterogeneidad sugiere que no cabe esperar que las crisis petroleras afecten a todos los mercados bursátiles latinoamericanos de la misma manera. Jreisat (2023) demuestra que la relación entre las crisis petroleras y los mercados bursátiles latinoamericanos era no lineal durante los períodos de turbulencia global, mientras que Kruel et al. (2022) identificaron respuestas asimétricas en los mercados bursátiles regionales.

El período 2003-2025 ofrece un marco relevante para este análisis, durante esos años, los mercados internacionales continuaron adaptándose a los efectos de la pandemia, al tiempo que se enfrentaban a presiones inflacionarias, cambios en las tasas de interés, tensiones geopolíticas y fluctuaciones en los precios mundiales de la energía. Estas condiciones pueden haber aumentado la sensibilidad de los mercados bursátiles ante las perturbaciones externas, especialmente en las economías emergentes.

El problema central que aborda esta investigación es la necesidad de comprender cómo las crisis estructurales del petróleo influyeron en el rendimiento de los mercados bursátiles de determinados países latinoamericanos durante el período 2003-2025. La cuestión no es simplemente si los precios del petróleo aumentaron o disminuyeron, sino si los diferentes tipos de choques petroleros generaron respuestas diferenciadas en los rendimientos bursátiles. El estudio asume que los choques en la oferta de petróleo, los choques en la actividad económica, los choques en la demanda de consumo de petróleo y los choques en la demanda de inventarios de petróleo pueden tener efectos distintos en los rendimientos de los mercados bursátiles latinoamericanos.

La investigación adoptó un enfoque cuantitativo, no experimental y longitudinal, al utilizar series mensuales de bases secundarias para analizar la relación dinámica entre shocks petroleros y rendimientos bursátiles durante 2003–2025. La estrategia metodológica se basa en la econometría de series temporales. En primer lugar, las bases de datos se depuran, se normalizan y se integran por meses. Los índices bursátiles se transforman en rendimientos mensuales mediante diferencias logarítmicas, mientras que el índice mundial de precios del petróleo también se transforma en variación logarítmica.

Para ello, se estima un modelo VAR(1), que permite evaluar la interacción temporal entre las variables mediante funciones impulso-respuesta y descomposición de varianza. Esta investigación es relevante porque

el petróleo sigue siendo una de las variables más influyentes en la economía mundial y en los mercados financieros internacionales. Sus fluctuaciones afectan los costos de producción, las expectativas de inflación, las condiciones monetarias, los tipos de cambio, las ganancias corporativas y el comportamiento de los inversionistas.

El objetivo de la investigación analiza la incidencia dinámica de los shocks económicos del mercado petrolero sobre los rendimientos bursátiles de mercados seleccionados de América y referencias internacionales durante 2003-2025. Aunque el eje del estudio se centra en mercados bursátiles iberoamericanos, se incorporan índices internacionales de referencia con el propósito de contrastar la respuesta regional frente a mercados de mayor profundidad financiera e integración global. Permite comprender cómo las perturbaciones del mercado energético se transmiten a los mercados financieros.

La evidencia destaca dos hallazgos: los shocks del precio del petróleo generan respuestas bursátiles de corto plazo, en línea con Kilian y Park (2009), y sus efectos varían entre mercados según su exposición e integración financiera, como señalan Mensi et al. (2025). La relación es dinámica, heterogénea y concentrada en los primeros meses. El artículo presenta el marco teórico, la metodología VAR(1), los resultados econométricos mediante ADF, IRF y FEVD, y la discusión con sus conclusiones.

El artículo se organiza en los siguientes apartados. En primer lugar, se desarrolla el marco teórico y empírico. Luego, se presenta la metodología, donde se describen las fuentes de información, el tratamiento de las series, la transformación logarítmica de las variables y la especificación del modelo VAR(1). Se exponen los resultados del modelo econométrico y se discuten los principales hallazgos y se presentan las conclusiones derivadas del análisis dinámico.

Materiales y métodos

Diseño y enfoque metodológico

El estudio tuvo enfoque cuantitativo, diseño no experimental y alcance longitudinal. Se trabajó con series mensuales obtenidas de bases secundarias. El alcance fue descriptivo y explicativo: descriptivo porque se caracterizaron las series mediante estadísticos, transformaciones y pruebas de raíz unitaria; explicativo porque el modelo VAR estimó la transmisión temporal de shocks petroleros hacia rendimientos bursátiles (Kilian & Park, 2009; Ji et al., 2020; Ziadat et al., 2022b).

La muestra incluyó índices bursátiles con información mensual continua y valores positivos durante el período de análisis. Se incorporaron BSI Global, Brasil, Bolsa de Comercio de Chile, Bolsa de Valores de Perú y Estados Unidos Composite. La selección fue intencional y respondió a disponibilidad, continuidad y compatibilidad temporal de las series (Mensi et al., 2025; Cadena-Silva et al., 2025).

La información se obtuvo mediante revisión documental de bases de datos secundarias. El precio global del petróleo se representó mediante POILAPSP, índice que corresponde al promedio simple de Brent, West Texas Intermediate y Dubai Fateh. Esta medida permite captar el comportamiento agregado del mercado petrolero internacional (International Monetary Fund, 2024; Cadena-Silva et al., 2025).

Los shocks petroleros considerados fueron: shocks de actividad económica (EAS), shocks de demanda de consumo petrolero (OCDS) y shocks de demanda por inventarios (OIDS). Estas variables permiten distinguir

el origen de la perturbación petrolera, dado que los efectos sobre los mercados financieros dependen del tipo de shock (Baumeister & Hamilton, 2019; Castro, 2024; Cadena-Silva et al., 2025).

Procedimientos de análisis de datos

Primero, los índices bursátiles fueron transformados en rendimientos mensuales mediante diferencias logarítmicas:

$$R_{i,t} = [\ln(I_{i,t}) - \ln(I_{i,t-1})] \times 100$$

Donde $R_{i,t}$ es el rendimiento mensual del índice i en el mes t ; $I_{i,t}$ es el valor del índice en el mes actual; e $I_{i,t-1}$ es el valor del mes previo. Esta transformación permite comparar índices con escalas distintas (Hamilton, 1994; Lütkepohl, 2005; Kilian & Park, 2009).

El precio del petróleo también se transformó mediante diferencia logarítmica:

$$\Delta POILAPSP_t = [\ln(POILAPSP_t) - \ln(POILAPSP_{t-1})] \times 100$$

Donde $\Delta POILAPSP_t$ representa la variación porcentual mensual del precio global del petróleo.

Segundo, se depuraron y homologaron las bases, las fechas fueron estandarizadas en formato mensual y se integraron las variables petroleras con los índices bursátiles. La base bursátil se encontraba en formato ancho, con mercados en filas y períodos en columnas. Se verificó el orden de los meses dentro de cada año, esta corrección evitó desalineaciones entre series (Ji et al., 2020; Ziadat et al., 2022).

Tercero, se filtró el período enero de 2003 a diciembre de 2025. Luego se calcularon los rendimientos bursátiles y la variación logarítmica del precio del petróleo. Por la primera diferencia, la base para estacionariedad quedó con 275 observaciones. Con un rezago en el VAR, la muestra efectiva fue de 274 observaciones.

Cuarto, se aplicó la prueba Dickey-Fuller aumentada para verificar estacionariedad. Su forma general fue:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + u_t$$

La hipótesis nula planteó raíz unitaria:

$$H_0: \gamma = 0$$

La hipótesis alternativa planteó estacionariedad:

$$H_1: \gamma < 0$$

Los valores p fueron inferiores al 5 % en todas las variables; por tanto, se rechazó la hipótesis nula y se continuó con la estimación VAR (Dickey & Fuller, 1979; Hamilton, 1994; Lütkepohl, 2005).

Quinto, se definió el vector de variables endógenas:

El modelo VAR de orden p se expresó como:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde Y_t es el vector de variables endógenas; A_0 es el vector de constantes; $A_1, A_2, \dots, A_p$ son matrices de coeficientes; y ε_t es el vector de innovaciones del sistema (Sims, 1980; Hamilton, 1994; Lütkepohl, 2005).

Sexto, se evaluó el diagnóstico del modelo. La estabilidad se verificó con las raíces del polinomio característico. La condición requerida fue:

$$|\lambda_i| < 1, \quad \forall i$$

El modelo cumplió esta condición, con raíz máxima de 0,2487. Además, se aplicaron pruebas de autocorrelación, normalidad y heterocedasticidad ARCH. Estos diagnósticos permitieron valorar la consistencia del sistema antes del análisis dinámico (Ljung & Box, 1978; Jarque & Bera, 1980; Engle, 1982; Lütkepohl, 2005).

Séptimo, se estimaron funciones impulso-respuesta con horizonte de doce meses. A partir de la representación de medias móviles del VAR:

$$Y_t = \mu + \sum_{h=0}^{\infty} \Phi_h \varepsilon_{t-h}$$

La función impulso-respuesta se definió como:

$$IRF_{ij}(h) = \frac{\partial y_{i,t+h}}{\partial \varepsilon_{j,t}}$$

Donde $IRF_{ij}(h)$ mide la respuesta de la variable i en el horizonte h ante un shock en la variable j . Las variables impulso fueron $\Delta POILAPSP_t$, EAS_t , $OCDS_t$ y $OIDSt$; las respuestas fueron los rendimientos de BSI Global, B3 Brasil, Bolsa de Comercio de Chile, Bolsa de Valores de Perú y Estados Unidos (Kilian & Park, 2009; Ji et al., 2020; Cadena-Silva et al., 2025).

Se estimaron veinticuatro funciones impulso-respuesta, resultado de combinar cuatro impulsos petroleros con seis respuestas bursátiles. Para cada relación se registró la respuesta inicial, el máximo efecto absoluto, el mes del máximo efecto, el efecto al mes doce y la significancia al 95 %. Los intervalos se calcularon mediante bootstrap con 1.000 repeticiones (Efron & Tibshirani, 1993; Lütkepohl, 2005).

Una respuesta fue significativa cuando el intervalo de confianza no incluyó cero:

$$LI_h > 0 \quad \text{o} \quad LS_h < 0$$

El contraste de hipótesis se planteó así:

$$H_0: IRF_{ij}(h) = 0$$

$$H_1: IRF_{ij}(h) \neq 0$$

La hipótesis alternativa se respaldó cuando al menos una función impulso-respuesta mostró efecto significativo al 95 % en alguno de los horizontes evaluados.

Se aplicó la descomposición de la varianza del error de pronóstico (FEVD). Las IRF permitieron analizar la dirección, magnitud y duración de las respuestas bursátiles ante shocks petroleros, mientras que la FEVD permitió identificar la contribución relativa de cada shock sobre la variación futura de los mercados en horizontes de 1, 6 y 12 meses.

la contribución de j a la varianza del error de predicción de i es:

$$FEVD_{ij}(H) = \frac{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Psi_h P e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} \sum_{k=1}^K (e_i' \Psi_h P e_k)^2}, \quad 0 \leq FEVD_{ij}(H) \leq 1$$

Resultados y discusión

En esta sección se exponen los resultados del análisis empírico, iniciando con la caracterización estadística de las series y la evaluación de sus propiedades estocásticas. El propósito es verificar que las variables cumplen con los supuestos de estacionariedad necesarios para garantizar la validez del modelo de Vectores Autorregresivos (VAR).

Como se observa en la Tabla 1, los shocks petroleros exhiben medias cercanas a cero, mientras que los rendimientos bursátiles presentan una elevada dispersión. Esta volatilidad es característica de las series financieras mensuales, las cuales capturan episodios de crisis, ajustes de precios y periodos de recuperación económica en la región.

Tabla 1: Estadísticos descriptivos de las variables del modelo.

Variable	Media	Desv. estándar	Mínimo	Máximo
POILAPSP	0,2492	8,9212	-50,6763	29,2814
EAS	-0,0224	0,7591	-6,4998	3,3565
OCDS	0,0612	3,5080	-18,2742	7,5860
OIDS	-0,1071	0,9619	-2,6987	2,7651
BSI Global	0,2920	26,5470	-207,7134	196,7118
Brasil	0,6311	12,2455	-22,7422	87,3090
Chile	0,3413	9,2540	-33,2812	58,7245
Perú	-0,1552	24,5721	-280,5635	121,9346
Estados Unidos	0,8299	10,8540	-44,6214	58,6022
Estados Unidos	0,6294	8,7553	-55,2543	37,9105

Nota. Las variables se reportan en variaciones porcentuales mensuales; EAS, OCDS y OIDS corresponden a shocks petroleros estructurales.

La Tabla 2 evidencia que todas las variables tienen p-valores menores al 5 %. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y se confirma la estacionariedad de las series. Con este resultado se procede a estimar el VAR.

Tabla 2: Prueba Dickey-Fuller aumentada.

Variable	Estadístico ADF	p-valor	Disposición
POILAPSP	-6,4545	0,001	Estacionaria
EAS	-6,7128	0,001	Estacionaria
OCDS	-6,0123	0,001	Estacionaria
OIDS	-6,6488	0,001	Estacionaria
BSI Global	-7,8638	0,001	Estacionaria
Brasil	-8,7260	0,001	Estacionaria
Chile	-8,7562	0,001	Estacionaria
Perú	-7,5276	0,001	Estacionaria
Estados Unidos	-9,1968	0,001	Estacionaria
Estados Unidos	-8,8807	0,001	Estacionaria

Nota. Los valores corresponden a la estimación de la prueba aplicada a las series transformadas del modelo.

La Tabla 3 muestra que HQ, SC/BIC y FPE recomiendan un rezago, mientras que AIC sugiere tres. Dado que tres criterios coinciden, y debido al número de variables del sistema, se estima un VAR (1). El modelo se trabaja con 274 observaciones efectivas.

Selección de rezagos y estimación del modelo VAR

Este apartado justifica la especificación del modelo. La selección del rezago se basa en criterios de información, con énfasis en parsimonia y consistencia estadística.

Tabla 3: Selección del número de rezagos.

Criterio	Rezago sugerido
AIC	3
HQ	1
SC/BIC	1
FPE	1

Nota. La selección se realizó con base en criterios de información aplicados al sistema VAR estimado.

Los resultados de diagnóstico reportados en la Tabla 4 confirman la estabilidad dinámica del sistema, dado que todas las raíces del polinomio característico se sitúan dentro del círculo unitario.

Estabilidad y diagnóstico del VAR

Este apartado valida el modelo antes de interpretar las funciones impulso-respuesta. Se reportan estabilidad, autocorrelación, normalidad y efectos ARCH.

Tabla 4: Diagnóstico del modelo VAR(1).

Prueba	Resultado	p-valor	Decisión
Estabilidad	Raíz máxima = 0,2487	—	Modelo estable
Portmanteau	Chi ² = 1557	< 0,001	Autocorrelación residual
Jarque-Bera multivariado	Chi ² = 106627	< 0,001	No normalidad

ARCH multivariado	$\text{Chi}^2 = 14410$	1,000	Sin efectos ARCH
-------------------	------------------------	-------	------------------

Nota. Los diagnósticos se aplicaron al modelo VAR(1) estimado con 274 observaciones efectivas.

Si bien las pruebas de Portmanteau y Jarque-Bera sugieren la presencia de autocorrelación y no normalidad en los residuos rasgos habituales en el modelado de activos financieros de alta volatilidad, la robustez de las inferencias se preserva mediante el uso de técnicas de bootstrap para la estimación de los intervalos de confianza en las funciones impulso-respuesta.

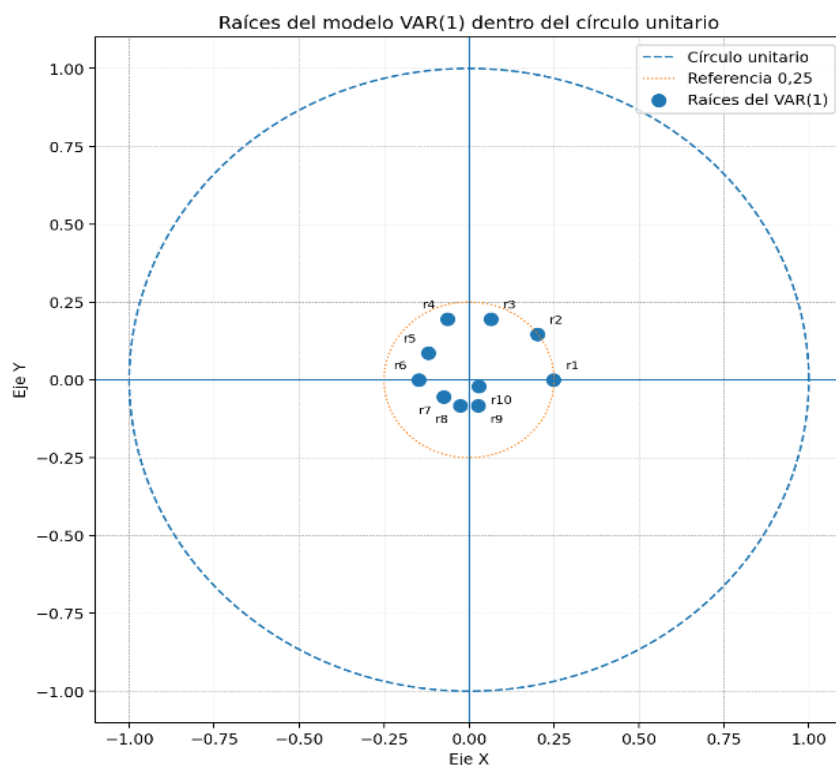


Figura 1. Raíces del modelo VAR (1).

Nota. La figura presenta la ubicación de las raíces características del modelo VAR(1) en relación con el círculo unitario. En esta figura se muestra que todas las raíces se ubican dentro del círculo unitario y respalda la estabilidad dinámica del modelo.

Funciones impulso-respuesta de los shocks petroleros

Este apartado presenta el núcleo empírico del artículo. Las funciones impulso-respuesta muestran la reacción de cada mercado ante shocks en POILAPSP, EAS, OCDS y OIDS. La lectura se concentra en la respuesta inicial, el máximo efecto, el mes del máximo efecto y la significancia al 95 %.

La Tabla 5 muestra que los efectos se concentran en el corto plazo. La mayoría de los máximos ocurre en el mes 1 o 2, y las respuestas tienden a cero antes del mes 12. Los efectos con respaldo al 95 % se observan en POILAPSP sobre BSI Global y Chile; OCDS sobre Chile, Estados Unidos; y OIDS sobre Estados Unidos.

Tabla 5: Resumen de funciones impulso-respuesta.

Impulso	Mercado	Respuesta inicial	Máximo efecto	Mes máximo	Sig. 95 %
POILAPSP	BSI Global	-3,42	-3,42	1	Sí
POILAPSP	Brasil	1,33	1,33	1	No
POILAPSP	Chile	1,22	1,22	1	Sí
POILAPSP	Perú	-0,93	2,06	2	No
POILAPSP	Estados Unidos	0,53	0,53	1	No
POILAPSP	Estados Unidos	-0,11	0,13	3	No
EAS	BSI Global	-2,00	-2,00	1	No
EAS	Brasil	-0,47	-0,47	1	No
EAS	Chile	0,52	0,52	1	No
EAS	Perú	-0,26	-1,40	2	No
EAS	Estados Unidos	-1,65	-1,65	1	No
EAS	Estados Unidos	-1,43	-1,43	1	No
OCDS	BSI Global	0,40	1,90	2	No
OCDS	Brasil	-0,84	-0,84	1	No
OCDS	Chile	-2,02	-2,02	1	Sí
OCDS	Perú	-2,65	-2,65	1	No
OCDS	Estados Unidos	-1,65	-1,65	1	Sí
OCDS	Estados Unidos	-1,85	-1,85	1	Sí
OIDS	BSI Global	-2,35	-2,35	1	No
OIDS	Brasil	-0,22	-0,29	3	No
OIDS	Chile	-0,19	-0,24	3	No
OIDS	Perú	-1,09	2,45	2	No
OIDS	Estados Unidos	0,35	-0,68	2	No
OIDS	Estados Unidos	0,30	-0,97	2	Sí

Nota. Las funciones impulso-respuesta se estimaron con un horizonte de doce meses e intervalos de confianza bootstrap al 95 %.

La Figura 2 muestra que la reacción de los rendimientos bursátiles ante las innovaciones petroleras se concentró en los primeros meses posteriores al shock. La variación de POILAPSP produjo respuestas de signo distinto entre mercados: BSI Global registró una contracción inicial de -3,42, mientras que Brasil y Chile presentaron aumentos de 1,33 y 1,22, respectivamente.

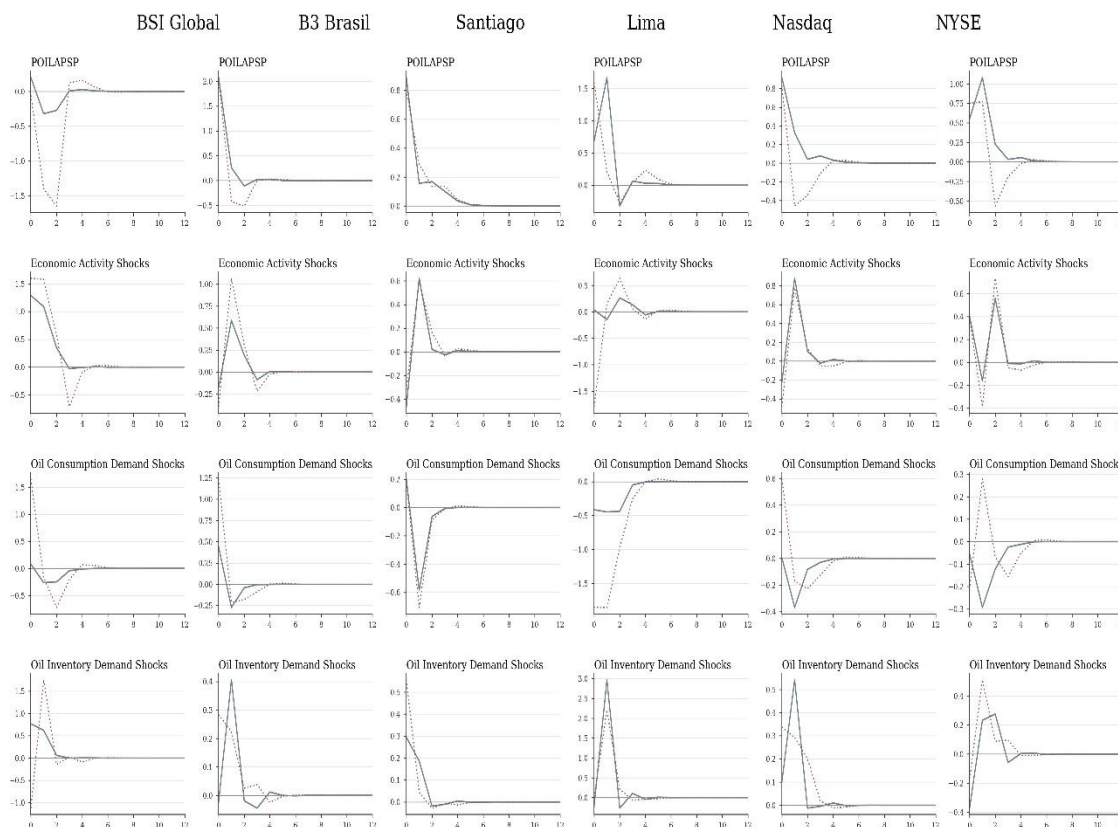


Figura 2. Funciones impulso-respuesta de los rendimientos bursátiles ante shocks del mercado petrolero

Perú mostró una respuesta inicial negativa de $-0,93$, seguida de un efecto máximo positivo de $2,06$ en el segundo mes, mientras que Estados Unidos exhibieron variaciones de menor magnitud. Los intervalos de confianza indicaron que el efecto de POILAPSP contó con respaldo estadístico en BSI Global y Chile, mientras que las respuestas de los demás mercados no fueron distintas de cero al nivel del 95 %.

Los shocks de actividad económica, EAS, generaron respuestas de signo negativo en BSI Global, Brasil, Perú, Estados Unidos, mientras que Chile presentó una reacción positiva de $0,52$. El mayor efecto se registró en BSI Global, con una respuesta inicial de $-2,00$, seguido por Estados Unidos, con valores de $-1,65$ y $-1,43$. Sin embargo, los intervalos de confianza incluyeron el valor cero en todos los mercados, por lo que no se obtuvo evidencia estadística para afirmar que EAS generó respuestas bursátiles significativas. Las trayectorias se redujeron después de los primeros periodos y convergieron hacia cero antes de completar el horizonte de doce meses, lo que indicó una duración limitada de estos efectos.

Los shocks de demanda de consumo, OCDS, y de demanda de inventarios, OIDS, también produjeron respuestas diferenciadas. OCDS generó reducciones iniciales en Brasil, Chile, Perú, Estados Unidos, con mayores magnitudes en Perú (−2,65), Chile (−2,02) y Estados Unidos (−1,85); no obstante, solo las respuestas de Chile, Estados Unidos fueron significativas al 95 %.

Por su parte, OIDS produjo respuestas iniciales negativas en BSI Global, Brasil, Chile y Perú, mientras que Estados Unidos presentaron valores positivos en el primer mes y negativos en el segundo. La respuesta de Estados Unidos alcanzó un máximo de −0,97 en el segundo mes y fue la única relación asociada con OIDS que mostró significancia estadística. En conjunto, los efectos máximos se concentraron entre el primer y tercer mes y se disiparon hacia el final del horizonte analizado.

La Tabla 6 muestra que POILAPSP explica la mayor proporción de la variación bursátil en Brasil, Chile, Estados Unidos. Los hallazgos muestran que la relación entre los shocks petroleros y los mercados bursátiles seleccionados no es uniforme, sino que depende del tipo de perturbación y del mercado analizado. Esta evidencia coincide con Kilian y Park (2009), quienes sostienen que los efectos del petróleo sobre los rendimientos bursátiles varían según el origen del shock, ya sea por oferta, demanda agregada o demanda específica del mercado petrolero.

Tabla 6. Descomposición de la varianza del error de pronóstico de los rendimientos bursátiles.

Impulso	Horizonte	BSI Global	Brasil	Chile	Perú	Estados Unidos	
POILAPSP	1	0.02	8.89	3.84	0.15	3.56	3.41
POILAPSP	6	0.09	8.58	3.92	1.00	3.54	7.41
POILAPSP	12	0.09	8.58	3.92	1.00	3.54	7.41
EAS	1	0.71	0.07	1.05	0.00	0.22	1.83
EAS	6	1.24	0.82	2.78	0.03	3.09	2.45
EAS	12	1.24	0.82	2.78	0.03	3.09	2.45
OCDS	1	0.00	0.40	0.20	0.05	0.00	0.03
OCDS	6	0.06	0.53	1.79	0.17	0.53	0.51
OCDS	12	0.06	0.53	1.79	0.17	0.53	0.51
OIDS	1	0.25	0.00	0.42	0.02	0.04	1.55
OIDS	6	0.41	0.33	0.56	2.66	1.12	1.32
OIDS	12	0.41	0.33	0.56	2.66	1.12	1.32

Nota. Los valores reportan el porcentaje de varianza explicado por cada impulso petrolero en los horizontes 1, 6 y 12.

En el presente estudio, POILAPSP, OCDS y OIDS generan respuestas significativas en mercados específicos, mientras que EAS no presenta efectos estadísticamente significativos al 95 %. Este comportamiento confirma que los mercados no reaccionan únicamente al movimiento del precio del petróleo, sino a la información

económica que contiene cada perturbación, tal como plantean Baumeister y Hamilton (2019) al proponer una lectura estructural de los shocks petroleros.

La evidencia empírica también respalda la existencia de respuestas heterogéneas entre mercados. POILAPSP presenta efectos relevantes sobre BSI Global y Chile, mientras que OCDS se relaciona con respuestas significativas en Chile, Estados Unidos, y OIDS muestra un efecto significativo sobre Estados Unidos. Este patrón coincide con Alqahtani y Taillard (2019), quienes identifican que la exposición petrolera no produce reacciones homogéneas entre mercados, incluso en economías vinculadas al sector energético. De forma similar, Hanif et al. (2024) muestran que los shocks de demanda adquieren mayor relevancia en la transmisión hacia los rendimientos bursátiles, especialmente bajo condiciones de incertidumbre.

La concentración de las respuestas en los primeros meses posteriores al shock es coherente con la teoría de mercados eficientes, según la cual los precios financieros incorporan la información disponible en periodos relativamente cortos (Fama, 2013). Las funciones impulso-respuesta muestran que la mayor parte de los efectos se ubica entre el primer y segundo mes, para luego converger hacia cero dentro del horizonte de doce meses. Este hallazgo se relaciona con lo planteado por Antonakakis et al. (2017), quienes señalan que la relación entre petróleo, rendimientos y volatilidad cambia según el contexto económico y geopolítico.

Desde una perspectiva financiera, los hallazgos pueden interpretarse a partir de los canales de valoración de activos. Un shock petrolero puede modificar los flujos de caja esperados, los costos de producción, las tasas de descuento y la percepción de riesgo, lo que se traduce en ajustes de los precios bursátiles. Esta lectura es consistente con Fisher (1930), Lintner (1965) y Sharpe (1964), quienes vinculan el rendimiento de los activos con expectativas, riesgo sistemático y valoración temporal. En los mercados analizados, la respuesta diferenciada sugiere que el petróleo actúa como un factor de riesgo financiero, pero su efecto depende de la forma en que cada mercado internaliza los cambios en costos, demanda, inflación y expectativas.

La descomposición de la varianza del error de pronóstico complementa esta interpretación, al mostrar que los shocks petroleros explican una proporción limitada pero relevante de la variación futura en algunos mercados. POILAPSP presenta mayor capacidad explicativa en Brasil, Chile, Estados Unidos, mientras que OIDS adquiere mayor participación en Perú en los horizontes de 6 y 12 meses. Esta evidencia coincide con Rodríguez Benavides et al. (2021), quienes señalan que los spillovers entre petróleo y mercados bursátiles latinoamericanos son más visibles en los rendimientos que en la volatilidad. Asimismo, se relaciona con Orrego-Reyes et al. (2024), quienes encuentran efectos heterogéneos del petróleo sobre mercados financieros en Colombia. En consecuencia, la FEVD confirma que la importancia de cada shock no es equivalente entre mercados ni constante a lo largo del horizonte temporal.

Contrastación de hipótesis

Tabla 7: Contrastación de hipótesis.

Hipótesis	Evidencia empírica	Decisión
H0: Los shocks petroleros no generan respuestas dinámicas significativas en los rendimientos bursátiles.	Se identifican respuestas significativas en 6 de 24 funciones impulso-respuesta.	Se rechaza parcialmente
H1: Los shocks petroleros generan respuestas dinámicas significativas en los rendimientos bursátiles.	POILAPSP, OCDS y OIDS generan respuestas significativas en mercados específicos.	Se respalda parcialmente

Nota. La contrastación se basa en la significancia estadística de las funciones impulso-respuesta estimadas

La hipótesis alternativa se respalda de forma parcial, los shocks petroleros no afectan a todos los mercados, pero generan respuestas significativas en relaciones específicas. Este resultado confirma que la transmisión del petróleo hacia los mercados bursátiles depende del origen del shock y del índice analizado.

Conclusiones

El estudio analiza la relación dinámica entre los shocks económicos del mercado petrolero y los mercados bursátiles seleccionados durante el período 2003–2025. A partir de un enfoque cuantitativo, longitudinal y no experimental, se estima un modelo VAR(1) para examinar cómo las perturbaciones petroleras se transmiten hacia BSI Global, Brasil, Chile, Perú y Estados Unidos. La investigación aporta evidencia sobre la forma en que el precio del petróleo, la actividad económica, la demanda de consumo petrolero y la demanda de inventarios se vinculan con el comportamiento bursátil en el corto plazo.

En relación con el objetivo general, se concluye que los shocks petroleros se asocian con respuestas dinámicas diferenciadas en los mercados bursátiles analizados. La transmisión no opera de manera uniforme, sino que depende del tipo de shock y del mercado observado. Esto permite responder la pregunta de investigación al establecer que las perturbaciones del mercado petrolero sí generan efectos dinámicos sobre ciertos mercados, aunque no con la misma intensidad ni significancia en todos los casos.

Respecto al análisis de las propiedades de las series y la estimación econométrica, el estudio concluye que el modelo VAR(1) constituye una especificación adecuada para examinar la relación temporal entre las variables. La estacionariedad de las series, la selección parsimoniosa del rezago y la estabilidad del sistema respaldan la pertinencia del tratamiento metodológico aplicado. Por ello, las funciones impulso-respuesta y la descomposición de varianza permiten interpretar la propagación de los shocks dentro de un sistema dinámico consistente.

Los hallazgos muestran que la transmisión petrolera se concentra principalmente en el corto plazo. POILAPSP, OCDS y OIDS presentan efectos relevantes en mercados específicos, especialmente en BSI Global, Chile y Estados Unidos. Esto evidencia que los mercados bursátiles incorporan con rapidez la información asociada a las perturbaciones petroleras, aunque la respuesta depende de su exposición financiera, productiva y de expectativas.

La investigación concluye que la relación entre petróleo y mercados bursátiles es dinámica, heterogénea y limitada temporalmente. Los hallazgos respaldan de forma parcial la hipótesis de investigación, debido a que no todos los shocks generan respuestas significativas ni todos los mercados reaccionan del mismo modo. En consecuencia, el estudio confirma que el mercado petrolero constituye un canal relevante para comprender movimientos bursátiles de corto plazo, pero su efecto debe interpretarse según el tipo de perturbación y las características de cada mercado.

Referencias

- Aggarwal, P., Danila, N., Supriyadi, E., & Manish, M. K. (2026). Crude Oil Shocks and Saudi Stock Returns: An Integrated Granger–LSTM–XGBoost Analysis. *Forecasting*, 8(2). <https://doi.org/10.3390/forecast8020019>
- Ali, S. R. M., Mensi, W., Anik, K. I., Rahman, M., & Kang, S. H. (2022). The impacts of COVID-19 crisis on spillovers between the oil and stock markets: Evidence from the largest oil importers and exporters. *Economic Analysis and Policy*, 73, 345–372. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.11.009>
- Al-Mogren, N. B. A. (2020). The impact of oil price fluctuations on saudi arabia stock market: A vector error-correction model analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(6), 310–317. <https://doi.org/10.32479/ijeep.10525>
- Alqahtani, A., & Taillard, M. (2019). The Impact of US Economic Policy Uncertainty Shock on GCC Stock Market Performance. *Asian Journal of Law and Economics*, 10(2). <https://doi.org/10.1515/ajle-2019-0001>
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Filis, G. (2017). Oil shocks and stock markets: Dynamic connectedness under the prism of recent geopolitical and economic unrest. *International Review of Financial Analysis*, 50, 1–26. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.01.004>
- Bastianin, A., Conti, F., & Manera, M. (2016). The impacts of oil price shocks on stock market volatility: Evidence from the G7 countries. *Energy Policy*, 98, 160–169. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.08.020>
- Bastianin, A., & Manera, M. (2018). HOW DOES STOCK MARKET VOLATILITY REACT to OIL PRICE SHOCKS? *Macroeconomic Dynamics*, 22(3), 666–682. <https://doi.org/10.1017/S1365100516000353>
- Baumeister, C., & Hamilton, J. D. (2019). Structural interpretation of vector autoregressions with incomplete identification: Revisiting the role of oil supply and demand shocks. In *American Economic Review* (Vol. 109, Number 5, pp. 1873–1910). American Economic Association. <https://doi.org/10.1257/aer.20151569>
- Benavides, D. R., Durán, N. M., & Hernández, J. A. C. (2021). Spillovers between Major Stock Markets in Latin America, the United States and the Oil Market. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 16(1). <https://doi.org/10.21919/remef.v16i1.573>
- Cadena-Silva, J. P., Sanz Lara, J. Á., & Rodríguez Fernández, J. M. (2025). Stock market volatility and oil shocks: A study of G7 economies. *International Review of Financial Analysis*, 103. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.104218>
- Castro, C., & Jiménez-Rodríguez, R. (2024). The impact of oil shocks on the stock market. *Global Finance Journal*, 60, 100967. <https://doi.org/10.13039/501100011033/FEDER>

- Cunado, J., & Perez de Gracia, F. (2014). Oil price shocks and stock market returns: Evidence for some European countries. *Energy Economics*, 42, 365–377. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.10.017>
- Das, D., & Kannadhasan, M. (2020). The asymmetric oil price and policy uncertainty shock exposure of emerging market sectoral equity returns: A quantile regression approach. *International Review of Economics and Finance*, 69, 563–581. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.06.013>
- 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>
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. (1993). *An introduction to the bootstrap*. Chapman & Hall/CRC.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Source: *Econometrica*, 50(4), 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Engle, R. F., Ghysels, E., & Sohn, B. (2013). Stock market volatility and macroeconomic fundamentals. *The Review of Economics and Statistics*, 95(3), 776–797. https://doi.org/10.1162/REST_a_00300
- Fama, E. F. (2013). American Finance Association Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fasanya, I. O., Oyewole, O. J., Adekoya, O. B., & Badaru, F. O. (2021). Oil price and stock market behaviour in GCC countries: Do asymmetries and structural breaks matter? *Energy Strategy Reviews*, 36. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2021.100682>
- Fisher, I. (1930). *The theory of interest*. Macmillan.
- Guijarro, J. C., Estrella, H. J., & Almeida, B. P. (2022). Labour market and oil price shocks. A cohort and PVAR analysis for Ecuador. *Cuadernos de Economía. Cuadernos de Economía (Colombia)*, 41(86), 243–276. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v41n86.86027>
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 41(2), 190–195. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1979.tb01072.x>
- Hanif, W., Hadhri, S., & El Khoury, R. (2024). Quantile spillovers and connectedness between oil shocks and stock markets of the largest oil producers and consumers. *Journal of Commodity Markets*, 34. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2024.100404>
- International Monetary Fund. (2024). Primary commodity prices. <https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient test for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6, 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Ji, Q., Liu, B. Y., Zhao, W. L., & Fan, Y. (2020). Modelling dynamic dependence and risk spillover between all oil price shocks and stock market returns in the BRICS. *International Review of Financial Analysis*, 68. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.08.002>
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan.
- Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of Oil price shocks on the U.S. stock market. *INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW*, 50(4), 1267–1287. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2009.00568.x>

- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. Source: The Review of Economics and Statistics, 47(1), 13–37. <https://doi.org/10.2307/1924119>
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. Biometrika, 68(2), 297–303. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Lütkepohl, H. (2005). New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer.
- Markowitz, H. (2012). The Rand Corporation. The Journal of Finance, 7(1). <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Marshall, A. (1890). Principles of economics. Macmillan.
- Masih, R., Peters, S., & De Mello, L. (2011). Oil price volatility and stock price fluctuations in an emerging market: Evidence from South Korea. Energy Economics, 33(5), 975–986. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.03.015>
- Mensi, W., Gubareva, M., & Teplova, T. (2025). Risk transmission between oil price shocks and major equity indices across bull and bear markets over various time horizons. North American Journal of Economics and Finance, 79. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2025.102459>
- Mokni, K. (2020). Time-varying effect of oil price shocks on the stock market returns: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. Energy Reports, 6, 605–619. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2020.03.002>
- Okere, K. I., Muoneke, O. B., & Onuoha, F. C. (2021). Symmetric and asymmetric effects of crude oil price and exchange rate on stock market performance in Nigeria: Evidence from multiple structural break and NARDL analysis. Journal of International Trade and Economic Development, 30(6), 930–956. <https://doi.org/10.1080/09638199.2021.1918223>
- Orrego-Reyes, J. E., Candelo-Viáfara, J. M., & Osorio-Andrade, C. F. (2024). Asymmetric Impacts of the Energy Market on Stock Indexes in Emerging Economies: A Quantile-Based Approach for the Colombian Case. Revista de Economía Del Rosario, 27(2). <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.15508>
- Polat, A. Y., Mugaloglu, E., & Elmawazini, K. (2025). Risk or resilience? Assessing the impact of cPerú policy uncertainty on MENA stock markets: A ST-VECM analysis. Borsa Istanbul Review. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2025.100765>
- Prieto, A. B. T., & Lee, Y. (2019). Determinants of stock market performance: var and vecm designs in Korea and Japan. Global Business and Finance Review, 24(4), 24–44. <https://doi.org/10.17549/gbfr.2019.24.4.24>
- Quintero M., W., Nava, A. R., Vásquez, L. P., & Villafuerte, D. L. (2024). Examining the influence of fiscal and monetary policies on firm market capitalization: a panel vector autoregressive (PVAR) analysis for Mexico. Desarrollo y Sociedad, 2024(96), 121–145. <https://doi.org/10.13043/DYS.96.5>
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. Energy Economics, 21(5), 449–469. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(99\)00020-1](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(99)00020-1)
- Salas, J. (2022). Shock del precio del petróleo en las principales variables macroeconómicas del Perú, 2001–2019: Un análisis multivariado. BUSINESS INNOVA SCIENCES (BIS), (2), 73–87. <https://doi.org/10.58720/bis.v3i2.101>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. The Annals of Statistics, 6(2), 461–464. <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>

- Sharpet, W. F. (1964). Capital assest prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. Source: The Journal of Finance, 19(3), 425–442. <https://doi.org/10.2307/2977928>
- Sims, C. (2012). Macroeconomics and Reality. 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Soltane, H. Ben. (2025). Impact of oil price and market volatility on the relationship between Saudi stock prices and illiquidity. International Journal of Advanced and Applied Sciences, 12(1), 184–193. <https://doi.org/10.21833/ijaas.2025.01.018>
- Wei, Y., Yu, B., Guo, X., & Zhang, C. (2023). The impact of oil price shocks on the U.S. and Chinese stock markets: A quantitative structural analysis. Energy Reports, 10, 15–28. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2023.05.268>
- Ziadat, S., McMillan, D., & Herbst, P. (2022). Oil shocks and equity returns during bull and bear markets: The case of oil importing and exporting nations. Resources Policy, 75.
- Ziadat, S. A., Al-Khazali, O., & Mirzaei, A. (2022). Oil price shocks and stock market returns: Evidence from oil-exporting and oil-importing countries. Resources Policy, 78, 102798. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102798>