



Estudios Económicos (México, D.F.)

ISSN: 0188-6916

El Colegio de México A.C.

Rodríguez Benavides, Domingo; López Herrera, Francisco; Sánchez Vargas, Armando
RENDIMIENTOS EN EL MERCADO ACCIONARIO MEXICANO Y
LOS CHOQUES DEL PRECIO INTERNACIONAL DEL PETRÓLEO
Estudios Económicos (México, D.F.), vol. 36, núm. 2, 2021, Julio-Diciembre, pp. 399-428
El Colegio de México A.C.

DOI: <https://doi.org/10.24201/ee.v36i2.424>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59769758005>

- [Cómo citar el artículo](#)
- [Número completo](#)
- [Más información del artículo](#)
- [Página de la revista en redalyc.org](#)



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

**RENDIMIENTOS EN EL MERCADO ACCIONARIO
MEXICANO Y LOS CHOQUES DEL PRECIO
INTERNACIONAL DEL PETRÓLEO**

**RETURNS IN THE MEXICAN STOCK
MARKET AND THE SHOCKS OF THE
INTERNATIONAL OIL PRICE**

Domingo Rodríguez Benavides

Universidad Autónoma Metropolitana

Francisco López Herrera

Armando Sánchez Vargas

Universidad Nacional Autónoma de México

Resumen: En este artículo analizamos la relación entre los choques del precio internacional del petróleo y los rendimientos de la Bolsa Mexicana de Valores mediante un modelo que incluye saltos condicionales para modelar el impacto de eventos o de noticias extremas y su dinámica en los rendimientos. Los resultados muestran un efecto positivo y significativo de los choques del precio internacional del petróleo en la rentabilidad del mercado accionario, el cual puede considerarse en la mayor parte del periodo bajo estudio como perteneciente a una economía exportadora de petróleo. Una de las posibles explicaciones radica en el hecho de que mayores precios del petróleo han representado una mayor derrama de recursos para algunos sectores relacionados con las empresas que cotizan en el mercado bursátil y que este impacto es mayor a los costos asociados que dichos incrementos pudieran representar para tales empresas.

Abstract: We analyze the impact of shocks from the international oil price on the Mexican Stock Exchange's returns in the presence of conditional jumps attributable to extraordinary events. We find a positive and significant effect from the shocks in the international oil price, a result that is consistent with that of an oil-exporting economy. This can be attributed to higher oil prices representing a greater spillover of resources for some sectors related to companies listed on the stock market. This impact is greater than the associated costs that such increases could represent.

Clasificación JEL/JEL Classification: G12, G15, Q43

Palabras clave/keywords: Precios accionarios; modelos GARCH con saltos; precios petroleros

Fecha de recepción: 26 V 2020 *Fecha de aceptación:* 15 VII 2020

<https://doi.org/10.24201/ee.v36i2.424>

Estudios Económicos, vol. 36, núm. 2, julio-diciembre 2021, páginas 399-428

1. Introducción

El reciente descenso en el precio del petróleo crudo está impactando considerablemente a las economías de todo el mundo. Éste aún representa uno de los principales insumos de la producción en la mayoría de los países (Dutta *et al.* 2017). Los canales de transmisión a través de los cuales los choques del precio del petróleo afectan las economías son diversos. Por ejemplo, Ciner (2013) argumenta que los choques del petróleo causan cambios en los flujos de efectivo esperados y en la tasa de descuento utilizada para valorar las acciones al cambiar las expectativas inflacionarias. En consecuencia, cambios sustanciales en el precio del petróleo tienden a incrementar la incertidumbre de los precios futuros de las acciones (Bernanke, 1983; Pindyck, 1991).

Basher y Sadorsky (2006) concluyen que un choque del precio del petróleo afecta la tasa de inflación. Para controlar los niveles de precios, el banco central ajusta la política monetaria (tasas de interés), lo que influye en los flujos de efectivo y los precios de las acciones. Nandha y Faff (2008) señalan que un choque petrolero perjudicial conducirá al deterioro de los mercados financieros y reducirá el flujo de efectivo, lo que propiciará una disminución en los precios de las acciones. Park y Ratti (2008) sostienen que una tasa de volatilidad de aproximadamente 6% en los rendimientos de las acciones se puede atribuir a los choques del precio del petróleo y que este efecto en los rendimientos del mercado es de mayor importancia comparado con el que tienen las tasas de interés.

En los últimos años, la relación entre los cambios en el precio del petróleo y el rendimiento de las acciones ha recibido una atención creciente en la literatura sobre energía y finanzas. Una gran cantidad de trabajos empíricos ha demostrado que un shock positivo (o negativo) en el precio del petróleo tiene un efecto perjudicial (o positivo) sobre los índices de precios del mercado de valores o en las participaciones accionarias de las empresas pertenecientes al sector industrial (Chang y Yu, 2013).

En el caso de las economías productoras de petróleo, no queda del todo claro cuál es el efecto neto de los incrementos en los precios de éste; ya que, si bien estos pueden incrementar el margen de maniobra de la hacienda pública, las empresas que importan materias primas derivadas del petróleo podrían enfrentar efectos negativos en sus flujos de efectivo y, por ende, ver afectadas las valuaciones que de esos flujos hacen los inversionistas en los mercados de capitales.

En este trabajo probamos la hipótesis de que los cambios en el precio internacional del petróleo tienen un impacto asimétrico en los rendimientos accionarios en México. Para tal fin empleamos una

variante de los modelos GARCH con saltos que permite examinar los efectos de noticias extremas o información anormal que pueden derivarse de ganancias sorpresivas, choques y otros eventos atípicos (Chan y Maheu, 2002; Maheu y McCurdy, 2004; Wu *et al.*, 2011; y Kao *et al.*, 2011), los cuales generalmente no son considerados en los modelos GARCH tradicionales y sus variantes.

En específico, empleamos el modelo ARJI-GARCH de Chan y Maheu (2002) y algunas de sus extensiones para modelar la volatilidad de los rendimientos accionarios de la Bolsa Mexicana de Valores y determinar si, una vez que se controla este tipo de fenómenos atípicos, los choques del precio internacional del petróleo inciden o impactan en tales rendimientos.

2. Revisión de la literatura

Desde principios de la década de los ochenta ha surgido una gran literatura que estudia el efecto de los cambios en el precio del petróleo en una gama de variables macroeconómicas y financieras, así como con diversas técnicas econométricas (Bachmeier, 2008; Cuñado y Pérez de Gracia, 2005; Hamilton, 2003; Lee y Chiou, 2011a, 2011b; Lee *et al.*, 2017). Hamilton (1983) sostiene que las alzas inesperadas en el precio del petróleo pueden generar incertidumbre sobre el desempeño de la economía real desalentando la inversión. Bayar y Kilic (2014) encuentran una relación negativa entre los cambios de los precios del petróleo y la producción industrial, así como una contribución importante de dichos precios para explicar la variabilidad de la producción industrial en los países de la zona euro. Jones y Kaul (1996) señalan que los precios del petróleo tienen un impacto negativo en el rendimiento de los mercados accionario de diferentes países. Por su parte, Wang (2013) establece que el aumento de los precios del petróleo tiene un mayor impacto en los gastos de consumo personal en comparación con la disminución de los precios del petróleo.

El estudio del impacto de los choques del petróleo en el mercado bursátil es relevante porque no sólo puede considerarse como un reflejo de la actividad económica, sino que también responde a ésta y se encuentra vinculado con el ciclo económico (Chen *et al.*, 1986). Este interés se ha incrementado notablemente en tiempos recientes como consecuencia de los niveles alcanzados por los precios del petróleo en las últimas décadas.

Sadorsky (1999) sostiene que los precios del petróleo juegan un papel muy relevante en el crecimiento de la economía. A través de

vectores autorregresivos, analizan la asociación entre los precios del petróleo y los rendimientos accionarios. Sus resultados sugieren que los precios del petróleo influyen negativamente en los rendimientos accionarios. Lee y Ni (2002) y Basher y Sadorsky (2006) argumentan que el incremento de los precios petroleros implica mayores costos de producción para las empresas, reduciendo sus ganancias y el flujo de efectivo para los accionistas en forma de dividendos, lo cual afecta en última instancia el precio de las acciones de la empresa. Cueppers y Smeets (2015), Smyth y Narayan (2018) y Armeanu *et al.* (2019) brindan evidencia sobre como las variaciones de los precios del petróleo afectan a los precios accionarios a través de la inflación y de la tasa de interés, las cuales inciden en la tasa de descuento de los flujos de efectivo esperados por las empresas.

Los cambios en los precios del petróleo pueden alterar positiva o negativamente los flujos futuros de efectivo de una empresa, dependiendo si es productora o consumidora de petróleo. Filis *et al.* (2011) y Guesmi y Fattoum (2014) muestran que las correlaciones variantes en el tiempo entre los precios accionarios y petroleros no difieren entre los países exportadores e importadores del crudo (Estados Unidos, Alemania y los Países Bajos). No obstante, si dependen del origen de los choques del petróleo, siendo mayor la respuesta para los provenientes del lado de la demanda que los de la oferta. Jones y Kaul (1996) reportan una asociación negativa entre los precios del petróleo y los rendimientos accionarios para Canadá, Japón, Reino Unido y Estados Unidos. Al-hajj *et al.* (2018) señalan que los choques del precio del petróleo tienen un impacto negativo en los rendimientos sectoriales del mercado de Malasia, excepto para el agregado.

Algunos trabajos no encuentran evidencia significativa de las variaciones del precio del petróleo en los rendimientos accionarios. Entre éstos, se encuentran el de Fowowe (2013) para Nigeria; el de Mohanty *et al.* (2011) para Kuwait; el de Arouri *et al.* (2011) para Kuwait, Arabia Saudita y los Emiratos Árabes Unidos; y los de Jammazi (2012) y Hammoudeh y Choi (2006) para Reino Unido, Bahrein, Kuwait, Oman, Arabia Saudita y los Emiratos Árabes Unidos. Raza *et al.* (2016) encuentran un impacto negativo de los precios del petróleo en los mercados accionarios de economías emergentes de China, India, Brasil, Rusia, Sudáfrica, México, Malasia, Tailandia, Chile e Indonesia. Xiao *et al.* (2018 y 2019) estudian el impacto de la volatilidad implícita del mercado de petróleo (ovx) en el mercado de valores de China y encuentran efectos diferenciados por cuantiles. De esta manera, la investigación en este campo reveló que los resultados pueden ser atribuidos a características específicas de cada país, entre

las que destaca la de ser un país importador o exportador de petróleo.

En el caso de una economía exportadora, un incremento en el precio del petróleo tendría un efecto positivo debido a los ingresos extraordinarios que este representa y un efecto negativo por los mayores costos de producción, dependiendo el resultado final de la magnitud relativa entre ambos efectos. Arreaza *et al.* (2003), Husain *et al.* (2008) y Adam *et al.* (2015) muestran que los incrementos en los precios del petróleo generan mayores ingresos del sector público en los países exportadores de crudo y detonan una mayor inversión pública con sus consecuencias favorables para el resto de la economía. Mendoza y Vera (2010) proveen evidencia de este impacto para Venezuela. Hammoudeh y Li (2005) señalan que los incrementos en el precio del petróleo tienen un impacto positivo en los mercados accionarios de países exportadores de petróleo como Estados Unidos, México y Noruega. Park y Ratti (2008) examinan la relación entre los choques de precios del crudo y los mercados de valores de Estados Unidos y 13 países europeos; los autores descubren una fuerte relación positiva en Noruega, al ser éste un exportador de petróleo, a diferencia del resto de países analizados, en cuyo caso la incidencia es negativa. Mohanty *et al.* (2011) encuentran efectos positivos de las variaciones del precio del petróleo en los rendimientos accionarios en la mayoría de los países del Consejo de Cooperación del Golfo (CCG), tanto a nivel industrial como a nivel agregado.

Mohanty y Nandha (2011) descubren incidencia positiva significativa de los cambios en los precios petroleros sobre los rendimientos de las empresas petroleras y gaseras de Estados Unidos. Phan *et al.* (2015) encuentran que los precios accionarios de los países exportadores se incrementan tanto si los cambios de los precios del petróleo son al alza como a la baja, mientras que en los países importadores los efectos dependen del sector de actividad económica. Pan *et al.* (2016) investigan la relación entre estos indicadores en 11 países exportadores y 12 países importadores de petróleo y encuentran un efecto asimétrico significativo, resultando positivo para los países exportadores de petróleo.

Los incrementos en los precios petroleros pueden tener efectos adversos en el producto agregado de una economía importadora de petróleo debido a la disminución del consumo, dada la reducción en el poder adquisitivo de las familias como consecuencia de un mayor precio de la gasolina y de otros combustibles, lo cual puede propiciar una reducción en el empleo y un menor nivel de actividad económica. Cuñado y Pérez de Gracia (2014) muestran que el aumento en los precios del petróleo afecta negativamente los precios de las acciones

en 12 países de Europa importadores de petróleo.

3. Metodología

Dado un conjunto de rendimientos en el tiempo, el modelo de series de tiempo de los rendimientos del mercado accionario R_t se puede escribir como:

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^l \phi_i R_{t-i} + \delta r_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

Donde r_t son los rendimientos del precio internacional del petróleo, y el término del error, ε_t , está conformado por dos innovaciones:

$$\varepsilon_t = \varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t}, \quad (2)$$

De las cuales, la primera de ellas, ε_{1t} , es una innovación con media cero que se distribuye normalmente de la siguiente forma:

$$\varepsilon_{1t} = \sqrt{h_t} z_t, z_t \sim N(0, 1) \quad (3)$$

Es decir, $\sqrt{h_t} z_t$ es la volatilidad estocástica de las variaciones de los precios y ε_{2t} es un proceso de saltos, o de movimientos de precios anormales, $Y_{t,k}$, de la siguiente forma:

$$\varepsilon_{2t} = \sum_{k=1}^{n_t} Y_{t,k} \quad (4)$$

La densidad condicional de n_t es dada por:

$$P(n_t = j | \Omega_{t-1}) = \frac{e^{-\lambda_t} \lambda_t^j}{j!}, j = 0, 1, 2, \dots \quad (5)$$

En tanto que la dinámica de la volatilidad condicional para los rendimientos, planteada en la ecuación (3), sigue un proceso GARCH (p, q), es decir:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}, \quad (6)$$

Expresión en la cual, $\varepsilon_t = R_t - \mu - \sum_{i=1}^l \phi_i R_{t-i} - \delta r_t$. Esta especificación de ε_t contiene el componente de salto esperado y, por lo

tanto, le permite propagarse y afectar la volatilidad futura a través de la varianza GARCH. El proceso estocástico de saltos se asume tiene una distribución Poisson con un parámetro de intensidad condicional variante en el tiempo, λ_t , el cual describe la ocurrencia de un número discreto de saltos, donde $n_t \in \{0, 1, 2, \dots\}$, sobre el intervalo $[t-1, t]$, y se especifica como un modelo $ARMA(r, s)$ de la siguiente forma:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^r \rho_i \lambda_{t-i} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \xi_{t-i}, \quad (7)$$

Chan y Maheu (2002) denominan este modelo como $ARJI$; por el contrario, si la intensidad del salto se asume constante, es decir $\lambda_t = \lambda_0$, entonces el modelo se reduce al modelo de intensidad de saltos constante propuesto por Jorion (1988). El componente no predecible, o *shock*, de un salto puede calcularse como:

$$\xi_{t-i} \equiv E[n_{t-i} | \Phi_{t-i}] - \lambda_{t-i} = \sum_{j=0}^{\infty} j P(n_{t-i} = j | \Omega_{t-i}) - \lambda_{t-i} \quad (8)$$

Donde Ω_{t-i} es el conjunto de información disponible con el que se cuenta en el periodo $t-i$. Por el teorema de Bayes, y una vez que se ha observado el valor de y_t , es posible obtener la probabilidad de que ocurran j saltos en el tiempo t filtrando los datos observados a través de:

$$P(n_t = j | \Omega_t) = \frac{\Phi(R_t | n_t = j, \Omega_{t-1}) P(n_t = j | \Omega_{t-1})}{P(R_t | \Omega_{t-1})}, j = 0, 1, 2, \dots \quad (9)$$

El denominador de (9) es la densidad condicional de R_t dada por:

$$P(R_t | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi(R_t | n_t = j, \Omega_{t-1}) P(n_t = j | \Omega_{t-1}) \quad (10)$$

La cual es una mezcla de distribuciones conducida por una distribución de Poisson variante en el tiempo. La distribución de R_t condicionada por Ω_{t-1} y j saltos sigue una distribución normal de acuerdo con:

$$\Phi(R_t | n_t = j, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(h_t + j\delta_t^2)}} \times \exp\left(-\frac{\left(R_t - \mu - \sum_{i=1}^l R_{t-i} - \theta_t j\right)^2}{2(h_t + j\delta_t^2)}\right) \quad (11)$$

Una primera extensión al modelo anterior permite que la media y varianza condicional de la distribución condicional de la magnitud de los saltos sea normal y una función de los rendimientos pasados de la siguiente forma:

$$\theta_t = \eta_0 + \eta_1 R_{t-1} D(R_{t-1}) + \eta_2 R_{t-1} (1 - D(R_{t-1})) \quad (12)$$

y

$$\delta_t^2 = \zeta_0^2 + \zeta_1 R_{t-1}^2 \quad (13)$$

donde $D(x) = 1$ si $x > 0$ y 0 de otra forma y $\eta_0, \eta_1, \eta_2, \zeta_0^2$ y ζ_1 son parámetros a estimarse. La ecuación (12) permite capturar algunas asimetrías con respecto a media de los saltos. Es decir, si el mercado experimentó una ganancia, entonces la media condicional del tamaño del salto será $\eta_0 + \eta_1 R_{t-1}$ y en el caso de pérdida, $\eta_0 + \eta_2 R_{t-1}$. Adicionalmente, es posible determinar si la varianza del tamaño del salto es sensible a la volatilidad del mercado a través de la significancia del parámetro ζ_1 en la ecuación (13). Chan y Maheu (2002) denominan este modelo como $ARJI - R_{t-1}^2$.

Otra extensión de interés consiste en averiguar si la varianza de la magnitud del salto es una función de la volatilidad GARCH. La especificación para θ_t es la misma que la ecuación (12) pero ahora:

$$\delta_t^2 = \zeta_0^2 + \zeta_1 h_t, \quad (14)$$

Chan y Maheu (2002) se refieren a este modelo como $ARJI - h_t$. De esta manera, la función de verosimilitud se puede expresar como:

$$L(\Omega) = \sum_{t=1}^T \log f(R_t | I_{t-1}; \Omega) \quad (15)$$

donde $\Omega = (\mu, \phi_i, \delta, \omega, \alpha, \beta, \zeta_i, \eta_i, \lambda_0, \rho, \gamma)$.

4. Datos y estadística descriptiva

Los rendimientos accionarios se obtuvieron de la diferencia logarítmica del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) de la Bolsa Mexicana de Valores con frecuencia diaria, en el periodo que comprende del 3 de enero de 1986 al 4 de mayo de 2019, para un total de 8148 observaciones. La serie del IPC proviene de Economatica. Como *proxy* del precio internacional del petróleo se eligió al precio del *West Texas Intermediate* (WTI), que publica la Administración de Información Energética¹ (EIA, por sus siglas en inglés). Ambas series están en dólares.

El cuadro 1 presenta las estadísticas descriptivas de las dos series de interés. El coeficiente de asimetría es negativo y significativo tanto para los rendimientos accionarios como para los rendimientos del precio del petróleo, sugiriendo que los rendimientos negativos son más probables en ambos mercados durante el periodo de la muestra. Por otra parte, el coeficiente de curtosis también es positivo y significativo en ambos mercados, lo que muestra que la distribución de ambos tipos de rendimientos es leptocúrtica. Esto sugiere que en ambas series de rendimientos prevalecen los valores extremos y que éstos tienen una mayor probabilidad de ocurrencia que la que se deriva de una distribución normal, hecho que se confirma con el estadístico Jarque-Bera, cuyos altos valores rechazan la hipótesis nula de que cada serie de rendimientos tiene una distribución normal. De igual forma, los estadísticos de las pruebas ARCH sugieren la presencia de efectos ARCH y, de esta manera, la necesidad de emplear el modelo GARCH en la modelación de las series de los rendimientos de ambos mercados.

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias aplicadas a las series de rendimientos accionarios y del precio internacional del petróleo se presentan en el cuadro 2. Las pruebas Dickey-Fuller Aumentada, con constante y con constante y tendencia, rechazan en todos los casos la hipótesis de raíz unitaria, sugiriendo de este modo en todos los casos que ambas series de rendimientos son estacionarias.

¹ Véase: https://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm.

Cuadro 1
Estadísticas descriptivas

	$R_t = \Delta \ln IPC$	$r_t = \Delta \ln WTI_t$
Media	0.06	0.01
Error Estándar	1.97	2.54
Máximo	23.32	19.15
Mínimo	-22.71	-40.64
Asimetría	-1.00***	-0.66***
Curtosis	16.59***	13.38***
Jarque-Bera	94810***	61410***
$ARCH(10)$	1788.90***	435.84***
$ARCH(20)$	1967.89***	485.58***

Nota: ***, ** y * denotan significancia al nivel del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

De igual forma, las pruebas KPSS no permiten rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en los rendimientos accionarios y del precio internacional del petróleo, independientemente de la especificación empleada en la prueba.

Cuadro 2
Pruebas de raíz unitaria

<i>Prueba</i>	$R_t = \Delta \ln IPC$		$r_t = \Delta \ln WTI_t$	
Únicamente intercepto en la regresión				
<i>ADF</i>	-21.26***	[12]	-25.53***	[12]
<i>KPSS</i>	0.37	[12]	0.05	[12]
Intercepto y tendencia en la regresión				
<i>ADF</i>	-21.32***	[12]	-25.53***	[12]
<i>KPSS</i>	0.06	[12]	0.05	[12]
Con ruptura estructural en el intercepto ^a				
<i>Zivot y Andrews</i>	-21.39 ***	[12]	-25.64***	[12]

Cuadro 2
(continuación)

<i>Prueba</i>	$R_t = \Delta \ln IPC$	$r_t = \Delta \ln WTI_t$
Con ruptura estructural en la pendiente ^b		
<i>Zivot y Andrews</i>	-21.35*** [12]	-25.56*** [12]
Con ruptura estructural en el intercepto y la pendiente ^c		
<i>Zivot y Andrews</i>	-21.45*** [12]	-25.64*** [12]

Nota: Los números en corchetes son los rezagos incorporados en la prueba. ***, ** y * denotan significancia al nivel del 1%, 5% y 10%, respectivamente. ^a, ^b y ^c sugieren ruptura.

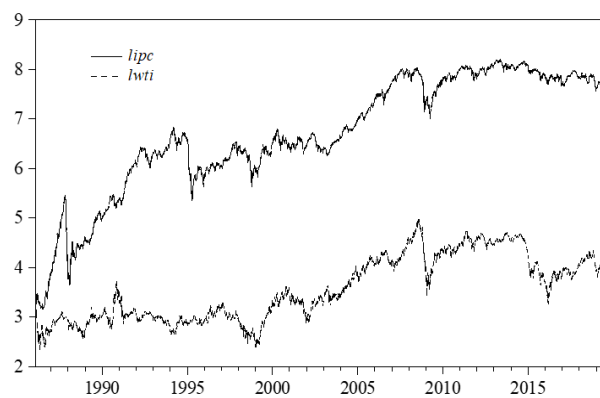
Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, las pruebas de Zivot y Andrews con diferentes tipos de rupturas, aplicadas a las series de rendimientos accionarios y del precio internacional del petróleo, sugieren que ambas series son estacionarias en presencia de al menos una ruptura estructural; de las cuales, las rupturas en intercepto y en tendencia e intercepto resultaron estadísticamente significativas.

La evolución tanto del IPC como del WTI se presenta en la gráfica 1, donde se puede apreciar un comportamiento ascendente de ambos indicadores. Sin embargo, dicho comportamiento es más notorio en el caso del IPC, el cual se ve notoriamente interrumpido al menos por tres de las principales crisis económicas registradas en el periodo de estudio: la crisis del mercado de valores de 1988, la crisis cambiaria de 1994-1995 y la crisis financiera internacional de 2008. Después de esta crisis, la evolución del IPC presenta cierta estabilidad y para los últimos años de la muestra reporta una ligera tendencia decreciente. Por su parte, el WTI muestra estabilidad después de la crisis del 2008, misma que se mantuvo hasta mediados de 2014 cuando empezó a descender; posteriormente, a principios de 2016, mostró una recuperación gradual.

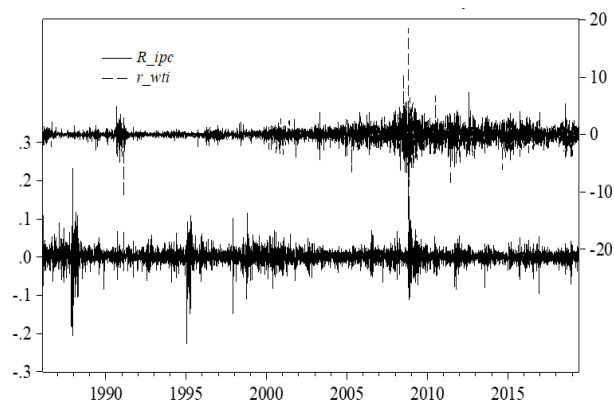
La gráfica 2 muestra el comportamiento de los rendimientos de ambos indicadores. En ésta se aprecia la presencia de valores extremos y de clusters (agrupamientos) de volatilidad, a lo largo de todo el periodo bajo estudio para los rendimientos accionarios. Estos son más recurrentes en el periodo previo a la crisis y muestran más estabilidad después de la misma. Dicho comportamiento se invierte para los rendimientos del WTI. Lo anterior refuerza la idea de modelar la volatilidad de los rendimientos accionarios a través de modelos GARCH.

Gráfica 1
*Logaritmo natural del IPC de la Bolsa Mexicana de Valores y del WTI:
enero de 1986 - mayo de 2019*



Fuente: Elaboración propia.

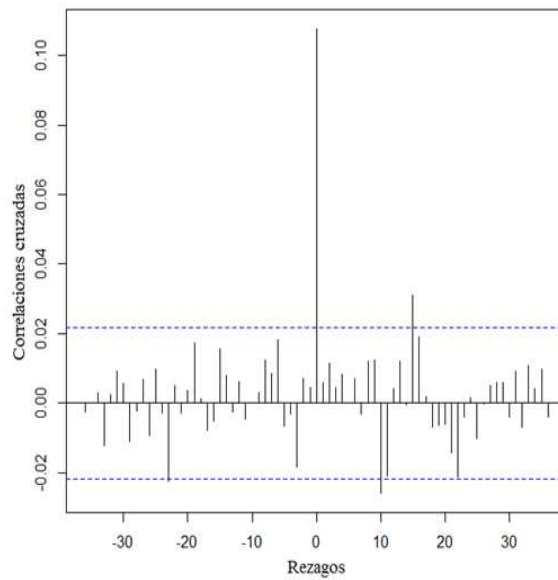
Gráfica 2
*Rendimientos del IPC de la Bolsa Mexicana de Valores:
enero de 1986 - mayo de 2019*



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 3

Correlaciones cruzadas entre los rendimientos del IPC y la tasa de crecimiento de los precios del WTI a 36 periodos



Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, la gráfica 3 muestra las correlaciones cruzadas entre los rendimientos del IPC y las variaciones del precio del WTI, en la cual se puede apreciar que la mayor correlación entre ambas series de rendimientos se presenta de manera contemporánea y que hay muy pocas correlaciones cruzadas significativas en el rango considerado. Esto sugiere que no hay suficiente retroalimentación en el corto plazo entre ambas variables que deba ser considerada en el modelo.

5. Resultados

En el cuadro 3 se muestran los resultados arrojados por los criterios de selección del número de rezagos a considerar en la ecuación de la media. Como puede verse, prácticamente son indistintos o, si se prefiere, igualmente preferibles según el criterio de Akaike. Sin embargo, también se puede decir que el criterio bayesiano de Schwartz y el de

Hannan y Quinn favorecen marginalmente a la especificación $AR(1)$, razón por la que el modelado se llevó a cabo incluyendo un rezago de los rendimientos accionarios en la ecuación de la media.

Cuadro 3
*Criterios de selección del número
de rezagos en la ecuación de la media*

<i>Criterio</i>	<i>AR(1)</i>	<i>AR(2)</i>	<i>AR(3)</i>
Akaike	4.176	4.176	4.176
Bayesiano de Schwart	4.178	4.179	4.180
Hannan-Quinn	4.176	4.177	4.177

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 4 se presentan las estimaciones de los modelos GARCH, en los que se incorporan los cambios en el precio internacional del petróleo en la ecuación de la media de los rendimientos accionarios. La primera columna muestra el modelo GARCH estimado sin saltos, en la segunda columna se presentan los resultados del modelo de saltos de intensidad constante ($\lambda_t = \lambda_0$), mientras que en la tercera columna se encuentran los resultados del modelo $ARJI$, en tanto que las columnas cuarta y quinta muestran los resultados de los modelos $ARJI - R_{t-1}^2$ y $ARJI - h_t$, respectivamente.

Del cuadro 4 se desprende que los efectos GARCH (ω, α, β) de los rendimientos del IPC de los cinco modelos estimados antes mencionados satisfacen los requerimientos de especificación y que la suma de α y β es menor que 1. La suma de los coeficientes es alrededor de 0.96 en todos los casos, y es señal del nivel de la persistencia presente en la varianza condicional. En todos los modelos los efectos GARCH son estadísticamente significativos al nivel del 1%, lo cual da cuenta de fuerte evidencia de efectos GARCH en los rendimientos accionarios del IPC.

Con respecto al coeficiente de los rendimientos del precio internacional del petróleo (WTI) en la ecuación de la media de los rendimientos accionarios, aunque pequeño como era de esperarse, resultó positivo y estadísticamente significativo al 1% en todos los casos. Esto muestra evidencia de que el crecimiento del precio internacional del precio de petróleo impacta positivamente a los rendimientos accionarios del IPC de México. Este resultado es consistente a lo encontrado por Hammoudeh y Li (2005) para algunos países exportadores de

petróleo, incluido México; por Park y Ratti (2008) para Noruega; por Mohanty *et al.* (2011) para los países del CCG; por Mohanty y Nandha (2011) para empresas el sector energético de Estados Unidos; y por Pan *et al.* (2016) para una muestra de países exportadores de petróleo.

Cuadro 4
Modelos GARCH estimados: 1986-2019

<i>Parámetro</i>	<i>GARCH</i> (1, 1)	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
μ	0.0875*** (0.0134)	0.1056*** (0.0154)	0.1106*** (0.0152)	0.1190*** (0.0156)	0.1569*** (0.0178)
ϕ_1	0.1607*** (0.0121)	0.1575*** (0.0116)	0.1488*** (0.0116)	0.1489*** (0.0120)	0.1236*** (0.0163)
δ	0.0556*** (0.0066)	0.0598*** (0.0066)	0.0599*** (0.0063)	0.0597*** (0.0065)	0.0584*** (0.0065)
ω	0.1036*** (0.0127)	0.0564*** (0.0095)	0.0398*** (0.0081)	0.0376*** (0.0077)	0.0313*** (0.0068)
α	0.1384*** (0.0099)	0.1016*** (0.0083)	0.0403*** (0.0091)	0.0383*** (0.0086)	0.0359*** (0.0102)
β	0.8328*** (0.0119)	0.8565*** (0.0112)	0.9217*** (0.0131)	0.9240*** (0.0131)	0.9209 *** (0.0180)
ζ_0		2.9312*** (0.3242)	2.4064*** (0.1940)	2.1889*** (0.1640)	0.0000 (0.3569)
ζ_1				0.1068* (0.0626)	2.0903*** (0.2538)
η_0		-0.8219*** (0.2394)	-0.4755*** (0.1307)	-0.7051*** (0.1643)	-0.5631*** (0.1142)
η_1				0.1079 (0.0756)	0.2138** (0.0825)
η_2				-0.0714 (.0504)	-0.0367 (0.0560)
λ_0		0.0521*** (0.0129)	0.0230*** (0.0055)	0.0220*** (0.0053)	0.0725*** (0.0246)

Cuadro 4
(continuación)

Parámetro	GARCH (1, 1)	Constante	ARJI	ARJI $-R_{t-1}^2$	ARJI $-h_t$
ρ			0.8723*** (0.0306)	0.8784*** (0.0278)	0.7456*** (0.0697)
γ			0.7858*** (0.1296)	0.6409*** (0.1469)	0.5133*** (0.1404)
Q^2		20.78 [0.1438]	12.66 [0.6283]	24.08 [0.0637]	20.79 [0.1436]
Q_{ξ_t}		16.10 [0.3757]	9.58 [0.8451]	17.50 [0.2898]	11.28 [0.7329]
Log-Likelihood	-15198.64	-14986.02	-14959.38	-14951.71	-14921.31
LR test		425.24***	478.52***	493.86***	554.66***

Notas: La prueba de razón de verosimilitud (LR test) se efectúa considerando como modelo respecto al GARCH (1,1) sin saltos. Los números entre paréntesis son los errores estándar. ***, **, * Denotan significancia al nivel del 1%, 5% y del 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Este resultado es opuesto a lo encontrado por Hammoudeh y Choi (2006) para otros países como Bahrein, Kuwait, Omán, Arabia Saudita y los Emiratos Árabes Unidos; para Nigeria por Fowowe (2013) y para algunas economías emergentes, incluida la mexicana, por Raza *et al.* (2016). El resultado es previsible en virtud de que México se encuentra dentro de los 10 principales países productores de petróleo a nivel mundial. Por esta razón, es posible que los choques del precio internacional del petróleo estimulen la actividad bursátil, posiblemente debido a que el efecto positivo de los choques del precio internacional del petróleo es mayor para las empresas que cotizan en bolsa que los más altos costos de producción que los choques pudieran representar para las mismas.

En relación con los parámetros de salto estimados, encontramos evidencia de que existen saltos en los rendimientos del IPC y que éstos varían con el tiempo. En primer lugar, todos los modelos revelan que la media (η_0) y la varianza (λ_0) de los saltos resultaron significativas al 1%. El coeficiente negativo de la media es negativo

implica que el comportamiento de los saltos propiciados por información atípica tiene un efecto negativo en los rendimientos accionarios del IPC, mientras que el coeficiente positivo de la varianza de los saltos implica que la volatilidad propiciada por información extraordinaria tiene un efecto positivo en la volatilidad de los rendimientos accionarios y la mayoría de los modelos estimados, con excepción del $ARJI - h_t$, sugieren que dicha varianza es constante ($\theta_t = \eta_0$). El modelo $ARJI - h_t$ revela que únicamente los saltos positivos (ganancias) impactan la volatilidad de los saltos positivamente. En segundo lugar, los parámetros de intensidad del salto (λ_0, ρ, γ) son todos estadísticamente significativos y satisfacen las siguientes restricciones: $\lambda_0 > 0$, $\rho \geq 0$ y $\gamma \geq 0$. La significancia del parámetro del salto (λ_0) indica que los saltos están presentes en los rendimientos accionarios del IPC siempre que haya información anormal, mientras que la importancia de los parámetros ρ y γ indican que la probabilidad de los saltos incitada por información anormal variará sobre el tiempo.

Las pruebas de incorrecta especificación para los distintos modelos estimados con presencia de saltos se llevaron a cabo con el estadístico Ljung-Box (LB) modificado y se reportan para dar cuenta de la posible presencia de autocorrelación en los residuos estandarizados al cuadrado Q^2 y en los residuos de la intensidad de salto Q_{ξ_t} con 15 rezagos en la parte inferior del cuadro 4 y no se encontró evidencia de la presencia de autocorrelación en los residuos de los modelos estimados al nivel de significancia del 5%.

La prueba de razón de verosimilitud indica que todas las especificaciones con saltos son preferibles al caso del GARCH que no los toma en cuenta, lo que muestra la conveniencia de considerar su importancia y justifica que los análisis complementarios, cuyos resultados se muestran en las páginas sucesivas, se enfoquen en los modelos con saltos dejando de lado a la especificación que no los incluye.

Con la finalidad de averiguar qué tan robustos son los resultados obtenidos, estimamos el modelo con variantes en la variable exógena incorporada y las variaciones del precio internacional del petróleo, para así determinar qué tan sensibles son los resultados.

Distintos trabajos sugieren que las asimetrías podrían estar presentes en la relación entre precios del petróleo y los mercados de valores, razón por la cual empleamos especificaciones no lineales del precio del petróleo (Fowowe, 2013). Por ejemplo, Cong *et al.* (2008), Arouri (2011) y Mohanty *et al.* (2011) sostienen que existe una respuesta diferencial del mercado de valores al incremento y a la reducción de los precios del petróleo. Estos autores argumentan que el aumento de los precios del petróleo (shocks negativos del precio del

petróleo) tiene un mayor impacto en el mercado de valores que la reducción de los precios (shocks positivos del precio del petróleo). Con base en Fowowe (2013), investigamos la presencia de efectos asimétricos de las variaciones del precio internacional del petróleo en los rendimientos del mercado accionario de México, a través de especificaciones no-lineales. La primera especificación empleada es la de Mork (1989) la cual sugiere incorporar por separado los cambios positivos y negativos de las variaciones del precio del petróleo, para ello Mork (1989) propone construir la serie de variaciones positivas de la siguiente forma: es igual a la variación en el precio del petróleo si ésta es mayor o igual a cero, y es igual a cero de otra forma. En términos formales:

$$\Delta p_t^+ = \begin{cases} \Delta p_t & \text{si } \Delta p_t > 0 \\ 0 & \text{si } \Delta p_t \leq 0 \end{cases}$$

La serie de variaciones negativas se construye en forma análoga. En tanto que la segunda especificación no-lineal utilizada es la de Lee *et al.* (1995), de la cual deriva una variable de choque del petróleo que refleja tanto el componente no anticipado de los movimientos del precio del petróleo como la varianza condicional que varía a través del tiempo del pronóstico de las variaciones del precio del petróleo. Para estimar esta última variable estimamos un $AR(1) - GARCH(1,1)$ para las variaciones del precio internacional del petróleo con la finalidad de derivar una medida de los choques que tenga en cuenta la volatilidad, de la siguiente forma:

$$\varepsilon_t^* = \frac{\varepsilon_p}{\sqrt{h_{pt}}}$$

Expresión en la que ε_p son los residuos del $AR(1)$ estimado para las variaciones del precio internacional del petróleo y h_{pt} es la volatilidad estimada del $GARCH(1,1)$ de los anteriores. Una vez obtenidos estos residuos estandarizados de las variaciones del petróleo, con base en Fowowe (2013), también los separamos en choques positivos y negativos del precio del petróleo, de acuerdo con la definición planteada por Mork (1989).

Los resultados de las estimaciones de los modelos $ARJI$, con las variaciones positivas y negativas del petróleo obtenidas a través de la definición de Mork (1989), se presentan en los cuadros 5 y 6, respectivamente. Cómo se puede apreciar, el impacto de estas variaciones es positivo y significativo al nivel de significancia del 1%, siendo mayor en el caso de las variaciones positivas. Los estadísticos empleados

para la detección de la autocorrelación sugieren que ésta se encuentra presente únicamente en el modelo $ARJI - R_{t-1}^2$ estimado para el modelo que incorpora las variaciones positivas del precio internacional del petróleo como variable exógena.

Cuadro 5

*Coefficientes estimados de los modelos ARJI
con Δp_t^+ como variable exógena, 1986-2019*

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
μ	0.0446** (0.0183)	0.0506*** (0.0170)	0.0601*** (0.0184)	0.1034*** (0.0221)
ϕ_1	0.1577*** (0.0118)	0.1484*** (0.0115)	0.1478*** (0.0122)	0.1206*** (0.0183)
δ	0.0836*** (0.0115)	0.0828*** (0.0109)	0.0836*** (0.0114)	0.0784*** (0.0103)
ω	0.0544*** (0.0099)	0.0410*** (0.0091)	0.0387*** (0.0085)	0.0332*** (0.0081)
α	0.1021*** (0.0084)	0.0439*** (0.0100)	0.0418*** (0.0094)	0.0390*** (0.0118)
β	0.8560*** (0.0111)	0.9168*** (0.0149)	0.9191*** (0.0143)	0.9149*** (0.0217)
ζ_0	2.7821*** (0.2867)	2.3628*** (0.1849)	2.1200*** (0.1610)	0.0000 (0.3763)
ζ_1			0.1258 (0.0765)	2.0345*** (0.2340)
η_0	-0.8645*** (0.2317)	-0.5352*** (0.1335)	-0.7892*** (0.1805)	-0.5949*** (0.1208)
η_1			0.1307 (0.0903)	0.2316*** (0.0855)
η_2			-0.0783 (0.0518)	-0.0299 (0.0670)
λ_0	0.0579*** (0.0149)	0.0233*** (0.0056)	0.0224*** (0.0059)	0.0764*** (0.0270)

Cuadro 5
(continuación)

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
ρ		0.8693*** (0.0311)	0.8760*** (0.0293)	0.7345*** (0.0773)
γ		0.7546*** (0.1341)	0.6022*** (0.1561)	0.4861*** (0.1528)
Q^2	21.14 [0.1325]	14.13 [0.5154]	24.74** [0.0309]	22.66 [0.0917]
Q_{ξ_t}	18.19 [0.2528]	10.28 [0.8021]	18.17 [0.2540]	11.50 [0.7165]
<i>Log-Likelihood</i>	-14996.62	-14971.51	-14962.71	-14932.81

Notas: Los números entre paréntesis son los errores estándar. ***, **, * denotan significancia al nivel del 1%, 5% y del 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 6
*Coefficientes estimados de los modelos ARJI
con Δp_t^- como variable exógena, 1986-2019*

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
μ	0.1603*** (0.0175)	0.1623*** (0.0172)	0.1688*** (0.0170)	0.2190*** (0.0235)
ϕ_1	0.1581*** (0.0118)	0.1579*** (0.0114)	0.1374*** (0.0135)	0.0807*** (0.0198)
δ	0.0729*** (0.0112)	0.0732*** (0.0110)	0.0732*** (0.0094)	0.0722*** (0.0100)
ω	0.0597*** (0.0103)	0.1337*** (0.0239)	0.0953*** (0.0171)	0.0876*** (0.0159)
α	0.1026*** (0.0089)	0.0824*** (0.0105)	0.0826*** (0.0094)	0.0627*** (0.0069)

Cuadro 6
(continuación)

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
β	0.8550*** (0.0123)	0.8098*** (0.0238)	0.8331*** (0.0158)	0.8151*** (0.0159)
ζ_0	3.0657*** (0.3580)	2.4115*** (0.1875)	2.0539*** (0.1653)	0.0002 (0.3777)
ζ_1			0.3482* (0.1296)	1.7600*** (0.1982)
η_0	-0.7834*** (0.2510)	-0.2932*** (0.1043)	-0.4246*** (0.1489)	-0.2692*** (0.0676)
η_1			0.2628** (0.1035)	0.2392*** (0.0566)
η_2			0.1393 (0.1005)	0.1558 (0.0539)
λ_0	0.0474*** (0.0116)	0.0031*** (0.0012)	0.0014* (0.0008)	0.0033** (0.0014)
ρ		0.9841*** (0.0053)	0.9920*** (0.0038)	0.9934*** (0.0022)
γ		0.2258*** (0.0553)	0.0911*** (0.0357)	0.0640*** (0.0178)
Q^2	19.63 [0.1864]	19.08 [0.2100]	24.22* [0.0614]	26.92** [0.0294]
Q_{ξ_t}	15.26 [0.4330]	11.67 [0.7042]	18.00 [0.2624]	19.38 [0.1972]
<i>Log-Likelihood</i>	-15000.20	-14975.12	-14962.63	-14934.92

Notas: Los números entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * denotan significancia al nivel del 1%, 5% y del 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

De igual forma, en el cuadro 7 se muestran los resultados de las estimaciones empleando los choques del precio del petróleo obtenidos

de acuerdo con la definición de Lee (1995). De dicho cuadro se desprende que el impacto de los choques estandarizados también es positivo y significativo al 1%.

Cuadro 7
*Coefficientes estimados de los modelos ARJI
con los choques estandarizados del
precio del petróleo, 1986-2019*

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
μ	0.1087*** (0.0152)	0.1118*** (0.0157)	0.1199*** (0.0166)	0.1587*** (0.0191)
ϕ_1	0.1565*** (0.0117)	0.1473*** (0.0117)	0.1489*** (0.0122)	0.1232*** (0.0163)
δ	0.1487*** (0.0145)	0.1491*** (0.0136)	0.1488*** (0.0138)	0.1478*** (0.0139)
ω	0.0545*** (0.0093)	0.0384*** (0.0087)	0.0353*** (0.0078)	0.0300*** (0.0065)
α	0.1019*** (0.0081)	0.0402*** (0.0096)	0.0367*** (0.0085)	0.0347*** (0.0091)
β	0.8569*** (0.0108)	0.9226*** (0.0141)	0.9273*** (0.0132)	0.9232*** (0.0162)
ζ_0	2.7924*** (0.3002)	2.3425*** (0.1825)	2.1401*** (0.1571)	0.0000 (0.3374)
ζ_1			0.0887* (0.0514)	2.0234*** (0.2319)
η_0	-0.8811*** (0.2350)	-0.4757*** (0.1298)	-0.6762*** (0.1733)	-0.5498*** (0.1078)
η_1			0.0843 (0.0761)	0.1947*** (0.0717)
η_2			-0.0706 (0.0461)	-0.0395 (0.0520)
λ_0	0.0552*** (0.0136)	0.0240*** (0.0054)	0.0235*** (0.0055)	0.0748*** (0.0233)

Cuadro 7
(continuación)

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
ρ		0.8721*** (0.0315)	0.8786*** (0.0302)	0.7488*** (0.0645)
γ		0.8064*** (0.1419)	0.6901*** (0.1500)	0.5421*** (0.1316)
Q^2	21.31 [0.1271]	12.57 [0.6357]	20.67 [0.1478]	18.97 [0.2150]
Q_{ξ_t}	16.99 [0.3196]	9.01 [0.8771]	15.34 [0.4275]	10.46 [0.7902]
<i>Log-Likelihood</i>	-14970.27	-14943.14	-14935.69	-14905.58

Notas: Los números entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * denotan significancia al nivel del 1%, 5% y del 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Por último, los resultados de las estimaciones incorporando los choques estandarizados asimétricos, siguiendo primero la propuesta de Lee (2011c) y posteriormente la definición de Mork (1989), se presentan en los cuadros 8 y 9. Estos resultados revelan que el impacto de los choques estandarizados positivos y negativos es positivo y significativo en los rendimientos accionarios del IPC. Al igual que la mayoría de los modelos anteriores, las pruebas de incorrecta especificación sugieren que los modelos estimados con los choques estandarizados como variables se encuentran libres de autocorrelación, como se desprende de los estadísticos Q^2 y Q_{ξ} reportados en los cuadros 7, 8 y 9.

En términos generales, los resultados de las estimaciones efectuadas revelan que el impacto de las variaciones del precio internacional del petróleo es positivo y significativo en el mercado accionario de México.

Sin embargo, Kuttu (2017) argumenta que el modelo de saltos podría no detectar la asimetría de sesgo de signo o la no negatividad. Por lo que una mayor investigación es necesaria que permita clarificar estos aspectos en este tipo de modelos.

Cuadro 8
Coefficientes estimados de los modelos ARJI
con los choques estandarizados positivos
del precio del petróleo, 1986-2019

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
μ	0.0427**	0.0467***	0.0554***	0.0992***
	0.0175	0.0169	(0.0192)	(0.0226)
ϕ_1	0.1575***	0.1479***	0.1491***	0.1191***
	0.0116	0.0114	(0.0124)	(0.0183)
δ	0.1932***	0.1899***	0.1915***	0.1890***
	0.0270	0.0247	(0.0276)	(0.0236)
ω	0.0537***	0.0403***	0.0368***	0.0327***
	0.0095	0.0082	(0.0078)	(0.0074)
α	0.1026***	0.0430***	0.0392***	0.0394***
	0.0083	0.0098	(0.0085)	(0.0112)
β	0.8556***	0.9181***	0.9232***	0.9141***
	0.0110	0.0140	(0.0129)	(0.0207)
ζ_0	2.6790***	2.3294***	2.1077***	0.0000
	0.2854	0.1742	(0.1509)	(0.3522)
ζ_1			0.0995*	1.9760***
			(0.0583)	(0.2382)
η_0	-0.8951***	-0.5173***	-0.7364***	-0.5746***
	0.2257	0.1297	(0.1740)	(0.1151)
η_1			0.1000	0.2225***
			(0.0768)	(0.0773)
η_2			-0.0779*	-0.0277
			(0.0473)	(0.0649)
λ_0	0.0610***	0.0242***	0.0239***	0.0831***
	0.0153	0.0059	(0.0057)	(0.0273)
ρ		0.8691***	0.8757***	0.7250***
		0.0323	(0.0273)	(0.0731)

Cuadro 8
(continuación)

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
γ		0.7777***	0.6612***	0.4929***
		0.1502	(0.1504)	(0.1514)
Q^2	21.41	13.61	22.13	20.87
	[0.1241]	[0.5555]	[0.1045]	[0.1409]
Q_{ξ_t}	17.91	9.52	15.74	10.67
	[0.2673]	[0.8486]	[0.3998]	[0.7759]
<i>Log-Likelihood</i>	-14989.67	-14964.25	-14956.05	-14925.23

Notas: Los números entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * denotan significancia al nivel del 1%, 5% y del 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 9
*Coefficientes estimados de los modelos ARJI
con los choques estandarizados negativos
del precio del petróleo, 1986-2019*

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
μ	0.1833***	0.1892***	0.1958***	0.2316***
	(0.0176)	(0.0178)	(0.0185)	(0.0214)
ϕ_1	0.1569***	0.1476***	0.1494***	0.1260***
	(0.0116)	(0.0115)	(0.0121)	(0.0150)
δ	0.2127***	0.2158***	0.2142***	0.2134***
	(0.0248)	(0.0245)	(0.0249)	(0.0232)
ω	0.0564***	0.0383***	0.0352***	0.0289***
	(0.0097)	(0.0084)	(0.0081)	(0.0038)
α	0.1022***	0.0375***	0.0339***	0.0312***
	(0.0085)	(0.0104)	(0.0088)	(0.0017)
β	0.8566***	0.9256***	0.9306***	0.9287***
	(0.0114)	(0.0150)	(0.0137)	(0.0050)

Cuadro 9
(continuación)

<i>Parámetro</i>	<i>Constante</i>	<i>ARJI</i>	<i>ARJI</i> $-R_{t-1}^2$	<i>ARJI</i> $-h_t$
ζ_0	2.9020*** (0.3311)	2.3414*** (0.1681)	2.1510*** (0.1650)	0.0000 (0.3422)
ζ_1			0.0802* (0.0475)	2.0404*** (0.2350)
η_0	-0.8442*** (0.2567)	-0.4355*** (0.1308)	-0.6136*** (0.1738)	-0.5127*** (0.1034)
η_1			0.0730 (0.0718)	0.1752*** (0.0558)
η_2			-0.0633 (0.0434)	-0.0421 (0.0444)
λ_0	0.0510*** (0.0132)	0.0234*** (0.0053)	0.0228*** (0.0053)	0.0700*** (0.0209)
ρ		0.8814*** (0.0304)	0.8881*** (0.0277)	0.7708*** (0.0459)
γ		0.8200*** (0.1444)	0.7085*** (0.1415)	0.5640*** (0.0950)
Q^2	19.92 [0.1750]	11.62 [0.7072]	20.03 [0.1709]	17.91 [0.2673]
Q_{ξ_t}	15.65 [0.4059]	7.37 [0.9465]	13.60 [0.5564]	9.48 [0.8511]
<i>Log-Likelihood</i>	-14978.28	-14950.22	-14943.19	-14913.78

Notas: Los números entre paréntesis son los errores estándar. ***, ** y * denotan significancia al nivel del 1%, 5% y del 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

6. Conclusiones

En este trabajo analizamos la relación entre los rendimientos accionarios de México representados por el IPC y las variaciones del precio

internacional del petróleo, específicamente del WTI. Con este fin, utilizamos variantes del modelo GARCH que incorporan saltos discretos, el de Jorion (1988) y el *ARJI - GARCH*, así como dos de sus variantes propuestos por Chan y Maheu (2002) para modelar los rendimientos accionarios del IPC. La utilización de estos modelos nos permitió inferir algunas otras cuestiones relacionadas con la dinámica de los rendimientos accionarios de México que no habían sido descritas.

En línea con lo que han encontrado otros estudios, que han abordado la relación entre choques del precio del petróleo y rendimientos accionarios en países exportadores de petróleo, los resultados de las estimaciones revelan que las variaciones del precio internacional del petróleo tienen un efecto positivo en el mercado accionario de México. Una posible explicación de estos resultados puede ser que el efecto positivo de los incrementos del precio internacional del petróleo, que propicia una mayor cantidad de ingresos para la economía en su conjunto, es mayor que el impacto negativo que éstos traen consigo al elevar los costos asociados al consumo de energéticos. Otra razón radica en que tanto las instituciones privadas como las públicas que realizan transacciones con el exterior pueden cubrirse en un mercado de coberturas financieras lo suficientemente desarrollado, ya sea local o global, lo cual ha contribuido a atenuar el impacto de las disminuciones del precio internacional del petróleo y sus efectos negativos en las empresas locales que cotizan en la bolsa.

Domingo Rodríguez Benavides: dorobe@azc.uam.mx; Francisco López Herrera: franciscolopezherrera@yahoo.com.mx; Armando Sánchez Vargas: armando_sanchez123@hotmail.com

Referencias

- Adam, P., U. Rianse, E. Cahyono y M. Rahim. 2015. Modeling of the dynamics relationship between world crude oil prices and the stock market in Indonesia, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5(2): 550-557.
- Al-hajj, E., U. Al-Mulali y S.A. Solarin. 2018. Oil price shocks and stock returns nexus for Malaysia: Fresh evidence from nonlinear ARDL test, *Energy Reports*, (4): 624-637.
- Armeanu, D.S., C.C. Joldes y S.C. Gherghina. 2019. On the linkage between the energy market and stock returns: Evidence from Romania, *Energies*, 12(8): 1-24.
- Arouri, M.E.H. 2011. Does crude oil move stock markets in Europe? A sector investigation, *Economic Modelling*, 28(4): 1716-1725.
- Arouri, M.E.H., A. Lahiani y D.K. Nguyen. 2011. Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of the GCC countries, *Economic Modelling*, 28(4): 1815-1825.

- Arreaza, A., E. Blanco y M. Dorta. 2003. A small scale macroeconomic model for Venezuela, Serie Documentos de Trabajo No. 43, Banco Central de Venezuela.
- Bachmeier, L. 2008. Monetary policy and the transmission of oil shocks, *Journal of Macroeconomics*, 30(4): 1738-1755.
- Basher, S.A. y P. Sadorsky. 2006. Oil price risk and emerging stock markets, *Global Finance Journal*, 17(2): 224-251.
- Bayar, Y. y C. Kilic. 2014. Effects of oil and natural gas prices on industrial production in the eurozone member countries, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(2): 238-247.
- Bernanke, B.S. 1983. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment, *Quarterly Journal of Economics*, 98(1): 85-106.
- Chan, W.H. y J.M. Maheu. 2002. Conditional jump dynamics in stock market returns, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3): 377-389.
- Chang, K.L. y S.T. Yu. 2013. Does crude oil price play an important role in explaining stock return behavior?, *Energy Economics*, 39: 159-168.
- Chen, N.F., R. Roll y S.A. Ross. 1986. Economic forces and the stock market, *Journal of Business*, 59: 383-403.
- Ciner, C. 2013. Oil and stock returns: Frequency domain evidence, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 23: 1-11.
- Cong, R.G., Y.M. Wei, J.L. Jiao y Y. Fan. 2008. Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China, *Energy Policy*, 36: 3544-3553.
- Cueppers, L. y D. Smeets. 2015. How do oil changes affect German stock returns?, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5(1): 321-334.
- Cuñado, J. y F. Pérez de Gracia. 2005. Oil prices, economic activity and inflation: Evidence for some Asian countries, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1): 65-83.
- Cuñado, J. y F. Pérez de Gracia. 2014. Oil price shocks and stock market returns: Evidence for some European countries, *Energy Economics*, 42: 365-377.
- Dutta, A., J. Nikkinen y T. Rothovius. 2017. Impact of oil price uncertainty on Middle East and African stock markets, *Energy*, 123: 189-197.
- Filis, G., S. Degiannakis y C. Floros. 2011. Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries, *International Review of Financial Analysis*, 20(3): 152-164.
- Fowowe, B. 2013. Jump dynamics in the relationship between oil prices and the stock market: Evidence from Nigeria, *Energy*, 56(1): 31-38.
- Guesmi, K. y S. Fattoum. 2014. Return and volatility transmission between oil prices and oil-exporting and oil-importing countries, *Economic Modelling*, 38: 305-310.
- Hamilton, J.D. 1983. Oil and the macroeconomy since World War II, *Journal of Political Economy*, 91(2): 228-248.
- Hamilton, J. D. 2003. What is an oil shock?, *Journal of Econometrics*, 113: 363-398.
- Hammoudeh, S. y H. Li. 2005. Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices, *Journal of Economics and Business*, 57: 1-21.

- Hammoudeh, S. y K. Choi. 2006. Behavior of GCC stock markets and impacts of US oil and financial markets, *Research in International Business and Finance*, 20(1): 22-44.
- Husain, A.M., K. Tazhibayeva y A. Ter-Martirosyan. 2008. Fiscal policy and economic cycles in oil-exporting countries, IMF Working Paper No. 08/253.
- Jammazi, R. 2012. Oil shock transmission to stock market returns: Wavelet-multivariate Markov switching GARCH approach, *Energy*, 37(1): 430-454.
- Jones, C. y G. Kaul. 1996. Oil and the stock markets, *Journal of Finance*, 51(2): 463-491.
- Jorion, P. 1988. On jump processes in the foreign exchange and stock markets, *Review of Financial Studies*, 1(4): 427-445.
- Kao, L.J., P.C. Wu y C.F. Lee. 2011. Time-changed GARCH versus the GARJI model for prediction of extreme news events: An empirical study, *International Review of Economics and Finance*, 21(1): 115-129.
- Kuttu, S. 2017. Time-varying conditional discrete jumps in emerging African equity markets, *Global Finance Journal*, 32: 35-54.
- Lee, K., S. Ni y R.A. Ratti. 1995. Oil shocks and the macroeconomy: The role of price variability, *The Energy Journal*, 16(4): 39-56.
- Lee, K. y S. Ni. 2002. On the dynamic effects of oil price shocks: A study using industry level data, *Journal of Monetary Economics*, 49(4): 823-852.
- Lee, C.C. y Y.B. Chiou. 2011a. Nuclear energy consumption, oil prices, and economic growth: Evidence from highly industrialized countries, *Energy Economics*, 33(2): 236-248.
- Lee, C.C. y Y.B. Chiou. 2011b. Oil prices, nuclear energy consumption, and economic growth: New evidence using a heterogeneous panel analysis, *Energy Policy*, 39(4): 2111-2120.
- Lee, C.C. y Y.B. Chiou. 2011c. Oil sensitivity and its asymmetric impact on the stock market, *Energy*, 36(1): 168-174.
- Lee, C.C. y S.L. Ning. 2017. Dynamic relationship of oil price shocks and country risks, *Energy Economics*, 66: 571-581.
- Maheu, J.M. y T.H. McCurdy. 2004. News arrival, jump dynamics, and volatility components for individual stock returns, *Journal of Finance*, 59(2): 755-793.
- Mendoza, O. y D. Vera. 2010. The asymmetric effects of oil shocks on an oil-exporting economy, *Cuadernos de Economía*, 47: 3-13.
- Mohanty, S.K. y M. Nandha. 2011. Oil risk exposure: The case of the U.S. oil and gas sector, *Financial Review*, 46(1): 165-191.
- Mohanty, S.K., M. Nandha, A.Q. Turkistani y M.Y. Alaitani. 2011. Oil price movements and stock market returns: Evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) countries, *Global Finance Journal*, 22(1): 42-55.
- Mork, K.A. 1989. Oil and the macroeconomy when prices go up and down: An extension of Hamilton's results, *Journal of Political Economy*, 97(3): 740-744.
- Nandha, M. y R. Faff. 2008. Does oil move equity prices? A global view, *Energy Economics*, 30(3): 986-997.
- Pan, Z., Y. Wang y L. Liu. 2016. The relationships between petroleum and stock returns: An asymmetric dynamic equi-correlation approach, *Energy Economics*, 56: 453-463.

- Park, J. y R.A. Ratti. 2008. Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries, *Energy Economics*, 30(5): 2587-2608.
- Phan, D., S. Sharma y P. Narayan. 2015. Oil price and stock returns of consumers and producers of crude oil, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 34: 245-262.
- Pindyck, R. 1991. Irreversibility, uncertainty, and investment, *Journal of Economic Literature*, 29(3): 110-148.
- Raza, N., S.H. Shahzad, A.K. Tiwari y M. Shahbaz. 2016. Asymmetric impact of gold, oil prices and their volatilities on stock prices of emerging markets, *Resources Policy*, 49: 290-301.
- Sadorsky, P. 1999. Oil price shocks and stock market activity, *Energy Economics*, 21(5): 449-469.
- Smyth, R. y P.K. Narayan. 2018. What do we know about oil prices and stock returns?, *International Review of Financial Analysis*, 57: 148-156.
- Wang, Y.S. 2013. Oil price effects on personal consumption expenditures, *Energy Economics*, 36(C): 198-204.
- Wu, P.S., C.M. Huang y C.L. Chiu. 2011. Effects of structural changes on the risk characteristics of REIT returns, *International Review of Economics and Finance*, 20(4): 645-653.
- Xiao, J.H., M. Zhou y F.H. Wen. 2018. Asymmetric impacts of oil price uncertainty on Chinese stock returns under different market conditions: Evidence from oil volatility index, *Energy Economics*, (74): 777-786.
- Xiao, J.H., C. Hu, G. Ouyang, y F.H. Wen. 2019. Impacts of oil implied volatility shocks on stock implied volatility in China: Empirical evidence from a quantile regression approach, *Energy Economics*, (80): 297-309.