

# Impacto de la incertidumbre de la política económica y del tipo de cambio en el mercado accionario a nivel internacional (2001-2020): un análisis de causalidad y cointegración de panel

**MAGNOLIA MIRIAM SOSA CASTRO\* HÉCTOR EDUARDO DÍAZ RODRÍGUEZ\*\* Y JORGE EDUARDO CASTRO OLIVARES\*\*\***

## RESUMEN

Este artículo analiza el impacto que la incertidumbre de la política económica local (EPU) y el tipo de cambio tienen sobre el mercado accionario de 14 países durante el periodo (2001-2020). Se busca analizar si existe un efecto diferenciado de la EPU y del tipo de cambio entre los mercados de países no desarrollados y desarrollados. Para ello se estiman tres modelos de panel cointegrado: uno general, uno para países no desarrollados y otro para desarrollados, y se realizan las pruebas de causalidad de Granger para los tres paneles. Los resultados sugieren que existen relaciones significativas y negativas de la EPU, y en el tipo de cambio hacia la bolsa de valores; los índices bursátiles de países desarrollados son más sensibles a la EPU y tipo de cambio. Se comprueba que existe causalidad unidireccional de la EPU hacia el índice bursátil.

**Palabras clave:** incertidumbre de la política económica, mercados de valores, tipo de cambio, panel cointegrado, causalidad de Granger.

**Clasificación JEL:** G1, C01, D81, F31.

---

\* Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa, México.  
Correo-e: msosac87@hotmail.com

\*\* Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México, México.  
Correo-e: diazrhe@economia.unam.mx

\*\*\* Estudiante del Posgrado Integral en Ciencias Administrativas, Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa, México. Correo-e: jorge\_castro.o@hotmail.com

**ABSTRACT****Economic Policy Uncertainty and Exchange Rate impact on International Stock Markets (2001-2020): Causality and Cointegration Panel Approach**

This paper aims to analyze the impact of local Economic Policy Uncertainty (EPU) and the exchange rate on stock markets over the period (2001-2020). To achieve this purpose, three cointegrated panels are estimated: general sample, developed, and non-developed countries. Besides, Granger panel causality is tested to prove the direction of the relationship. Results suggest significant and negative links between EPU and Exchange rate and the capital markets; developed markets are more sensitive to EPU and Exchange rate and; there is unidirectional causality from EPU to the stock index.

**Keywords:** economic policy uncertainty, stock market, exchange rate, cointegrated panel, granger causality.

**JEL Classification:** G1, C01, D81, F31.

**INTRODUCCIÓN**

Los mercados de valores son de gran importancia para la economía porque constituyen espacios que permiten a las empresas ampliar sus oportunidades de inversión productiva y financiera, así como extender su producción. A partir del crecimiento de los mismos, se promueve la demanda de productos intermedios, servicios y la oferta de empleo para dinamizar la actividad económica. Igualmente, las bolsas constituyen un espacio que brinda al público inversionista una gran cantidad de opciones que, dependiendo de la actitud frente al riesgo, dan la oportunidad de incrementar su capital.

En las últimas décadas, particularmente desde los 70, la comunicación e interdependencia económica y financiera internacional se han acentuado, lo que ha traído como resultado un incremento en la sensibilidad de los mercados financieros ante choques exógenos (noticias, expectativas, fenómenos políticos, ambientales y sociales, conflictos militares, etc.), y un aumento en el riesgo sistémico a partir de la transmisión de dichos choques internacionales.

Dada la importancia de los mercados de valores para la economía y los diversos agentes e instituciones financieras, se ha realizado extensa literatura para analizar el impacto de diferentes variables sobre su desempeño y evolución. El mercado cambiario y las bolsas de valores son dos de los más importantes espacios financieros, por ello existen numerosos trabajos que examinan la naturaleza de tal relación. Las bases teóricas de esta relación describen que una depreciación del tipo de cambio impactará el rendimiento de las inversiones en moneda extranjera, por lo que la ganancia asociada a las mismas disminuirá. Así, la relación teóricamente esperada entre ambas variables es de naturaleza negativa.

En general y con base en Rehman y Chisti (2020), la vasta literatura sobre la relación entre el tipo de cambio y la bolsa de valores se puede dividir en dos grandes rubros: aquella que estudia la causalidad y cointegración entre ambas variables (Bhuvaneshwari y Ramya, 2017; Yildirim y Zafar Adali, 2018; Mira Nurmakhanova, 2019) y la que analiza el efecto derrame de la volatilidad (Sahoo, Behera y Trivedi, 2017; Wong, 2018; Baranidharan y Alex, 2020).

Dentro del primer grupo destacan las investigaciones realizadas por Blahun (2019), quien estudia el impacto de variaciones en el tipo de cambio sobre el mercado accionario en Ucrania, que revela una causalidad bilateral entre los mismos. López, Ladrón de Guevara y Madrid (2019) analizan los factores que explican el comportamiento del mercado accionario mexicano para evidenciar que el tipo de cambio y el precio del petróleo son factores que influyen en el comportamiento del índice de la Bolsa Mexicana de Valores. En ese mismo sentido, Singh (2015) analiza la relación entre el tipo de cambio y los precios de las acciones en India, con lo que demuestra que ambas variables están cointegradas, además evidencia de manera significativa al tipo de cambio como determinante del precio de las acciones y viceversa.

En cuanto a la literatura que analiza el efecto derrame en la volatilidad, Hajilee y Al Nasser (2014) demuestran que en China, Pakistán, México y Venezuela la volatilidad del tipo de cambio tiene un efecto negativo sobre el desarrollo del mercado bursátil, mientras que en Filipinas y Sudáfrica el efecto es positivo. Por su parte, Arriaga *et al.* (2020) analizan la incidencia de las variables monetarias clave en la actividad de la Bolsa Mexicana de Valores y manifiestan que el tipo de cambio

influye de forma negativa en la rentabilidad del mercado accionario, tanto en el régimen de alta como de baja volatilidad.

El presente estudio corresponde a la primera categoría que abarca, además del impacto del tipo de cambio, el de la incertidumbre de la política económica (EPU) en la bolsa de valores para una muestra que incluye países desarrollados y no desarrollados.

Los estudios que examinan el vínculo entre el tipo de cambio y la bolsa de valores, y su direccionalidad concluyen que existen relaciones estadísticamente significativas y que, dependiendo del país(es) y periodo, el tipo de cambio causa a la bolsa de valores (Luzarraga-Goitia, Regúlez-Castillo y Rodríguez-Castellanos, 2020; Zarei *et al.*, 2019) o la relación es en ambos sentidos (Hersy y Koy, 2020; Xie *et al.*, 2020).

Los acontecimientos políticos y económicos recientes han generado un creciente interés en el impacto de la incertidumbre de la política económica en diversos mercados; debido a su importancia, el mercado de capitales es uno de ellos. La incertidumbre de la política económica (EPU) es un factor que, por medio de diversos mecanismos, afecta al mercado de valores; hace referencia a la probabilidad de que se generen cambios en las condiciones de política económica; es decir, a mayor incertidumbre, existe una mayor probabilidad, o al menos así se percibe, de que haya modificaciones en las reglas del juego para los agentes económicos (Baker *et al.*, 2016).

Dentro de los mecanismos de afectación de la EPU hacia el mercado de valores se reconoce que una mayor incertidumbre pospone o modifica las decisiones tomadas por las empresas y otros agentes económicos relacionadas con su consumo, inversión y ahorro (Chi y Li, 2017; Jackson y Orr, 2019; Brand *et al.*, 2019; Lee *et al.*, 2020). En segundo lugar, la incertidumbre política puede incrementar los costos de financiamiento, inversión y producción a partir de la afectación de los canales de oferta y demanda, con lo que desincentiva la inversión y se contrae la economía (Sahinoz y Erdogan, 2018; Gholipour, 2019; Jiang *et al.*, 2019). Igualmente, la EPU incrementa el riesgo en los mercados financieros, particularmente en lo relacionado con la menor protección del gobierno a estos mercados (Cai, *et al.*, 2020; Huang *et al.*, 2018). De la misma manera, la EPU impacta otras variables macrofinancieras fundamentales, como el tipo de cambio, la inflación, la tasa de interés y las primas de riesgo (Ponlaem *et al.*, 2020; Shaikh, 2020;

Li y Zhong, 2020). Finalmente, la EPU tiene impacto en el precio de algunos *commodities*, de los cuales se ha comprobado tienen incidencia en los índices bursátiles (Shahzad *et al.*, 2017; Bakas y Triantafyllou, 2018; Zhu *et al.*, 2020).

Dentro de los trabajos íntimamente relacionados con el presente se encuentran los elaborados por Pirgaip (2017), quien estima un modelo de panel para analizar la relación de causalidad entre los mercados de valores y la incertidumbre política. Los hallazgos muestran que para los países de la OCDE, de 2003 a 2016, es negativa y unidireccional del índice accionario a la incertidumbre política. Por su parte, Christou *et al.* (2017) analizan el impacto de la EPU en los rendimientos bursátiles de seis mercados desarrollados; emplean un modelo VAR de panel Bayesiano. Los resultados muestran que el mercado de valores es afectado negativamente por la EPU.

El objetivo del presente estudio es medir el impacto de la incertidumbre de la política económica local (EPU) y el tipo de cambio sobre el mercado accionario de 14 países durante el periodo 2001-2020. Asimismo, se busca analizar si existe un efecto diferenciado de la EPU y del tipo de cambio entre los mercados de países no desarrollados (Brasil, Chile, China, México y Rusia) y desarrollados (Alemania, Canadá, Corea del Sur, España, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido). Así, la hipótesis a contrastar es que existe una relación significativa y negativa entre la EPU, el tipo de cambio y los índices bursátiles, y que dicha relación es de distinta magnitud para los mercados de países desarrollados y en desarrollo.

Para lograr el objetivo y contrastar la hipótesis, se propone una metodología integral; primero se estima la relación entre la bolsa de valores, el tipo de cambio y la EPU por medio de tres paneles cointegrados, uno general (los 14 países) y dos submuestras: países desarrollados y países en desarrollo. Una vez que se tienen dichos resultados, se analiza la dirección de las relaciones a partir de la causalidad de Granger. Así, se investiga cuáles son las variables que se causan entre sí; esta prueba se realiza igualmente para los tres paneles señalados.

La presente investigación se suma a las previamente citadas con el objetivo de ampliar la literatura sobre el impacto del tipo de cambio y la incertidumbre de la política económica sobre el mercado de valores. Así, la contribución subyace en que la muestra incorpora tanto a países desarrollados como a no desarrollados; la mayoría de los trabajos sola-

mente toman en consideración alguno de estos subgrupos. Además, en este estudio no sólo se realiza un análisis global, sino que la muestra se subdivide para comparar el efecto diferenciado de la EPU y el tipo de cambio en los mercados de valores de países desarrollados y no desarrollados. Finalmente, además de probar la cointegración entre las variables, se analiza la causalidad, por lo que los resultados permiten examinar la naturaleza, magnitud y significancia de las relaciones, así como la dirección.

Los resultados son de suma importancia para las autoridades económicas y para los diversos agentes económicos: empresas, inversionistas, administradores de riesgos y consumidores, dado que aportan elementos de interés para la elaboración de políticas públicas, el desarrollo de estrategias de inversión, la toma de decisiones de producción, ahorro y consumo.

El trabajo se estructura de la siguiente manera, además de la introducción y las conclusiones, en la primera sección se describen los datos y la metodología; en la segunda se presentan y se discuten los resultados.

## 1. DATOS Y METODOLOGÍA

### 1.1. Datos

Para realizar la aplicación se emplean datos mensuales durante el periodo junio de 2001 a mayo de 2020. Dentro de las variables explicativas se encuentra el tipo de cambio LCU/USD (moneda local vs. dólar norteamericano), excepto para EE. UU., mercado para el cual la relación es USD/EUR (dólar norteamericano vs. euro). Igualmente, se utilizan los datos del índice de la incertidumbre de la política económica (EPU), tomado de Economic Policy Uncertainty Index.<sup>1</sup> Como variable explicada se propone el índice bursátil de los diversos países no desarrollados: BOVESPA (Brasil), IPSA (Chile), Hang Seng (China), IPC (México) y RTS (Rusia), y de las economías desarrolladas: DAX (Alemania), TSX (Canadá), KOSPI (Corea del Sur), IBEX (España), S&P500 (Estados Unidos), CAC 40 (Francia), FTSEMIB (Italia), NIKKEI (Japón) y FTSE100(Reino Unido); tanto los índices bursátiles como los tipos de cambio se obtuvieron de Bloomberg.<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Véase <https://www.policyuncertainty.com/>

<sup>2</sup> Véase <https://www.bloomberg.com/markets/stocks>

El índice de incertidumbre de la política económica es un indicador propuesto y publicado por Baker *et al.* (2016) y se estima a partir de las menciones en los encabezados de periódicos de las palabras incorporadas en tres segmentos E (economía), P (regulación), banca central, militar, guerra, reserva federal y todos los conceptos relacionados con figuras e instituciones políticas), y U (incertidumbre/incierto). Ellos utilizan un método de regresión y publican los resultados de las 22 principales economías mundiales con base en su participación en el PIB global. Para este trabajo se consideran los índices de EPU para cada país.

Los países fueron elegidos con base en la disponibilidad de los datos, es decir, aquellos para los que se publica el índice EPU y para los cuales hubiera disponibilidad de información bursátil y cambiaria para el periodo propuesto, considerado idóneo, ya que incorpora periodos de incertidumbre y relativa calma, además de proveer un número de datos suficiente para la estimación

## 1.2. Metodología

### *Especificación del modelo de panel cointegrado*

Para estimar el impacto del índice de incertidumbre de política económica y el tipo de cambio en el comportamiento del índice se considera la siguiente especificación del modelo:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}^1 \beta_i + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

donde  $y_{it}$  es la variable dependiente,  $i$  es la dimensión de la sección transversal para cada una de las muestras,  $t$  es la dimensión de la serie temporal de los datos,  $\alpha_i$  denota la intersección específica de la submuestra,  $\beta_i = (\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{mi})$ ,  $x_{it} = x_{1i,t}, x_{2i,t}, \dots, x_{mi,t}$ , donde  $m$  es el número de regresores y  $\varepsilon_{it}$  es el término de error. Para definir  $m$  consideramos el índice de incertidumbre de política económica local, el tipo de cambio y su término de interacción. Por lo tanto, con base en la ecuación (1), se estima la ecuación (2):

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln \text{epulocal}_{it} + \beta_2 \ln \text{tipodecambio}_{it} + \beta_3 (\ln \text{epulocal} * \text{tipodecambio})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde  $Y_{it}$  es el logaritmo natural del índice bursátil,  $Inepulocal_{it}$  es el logaritmo natural del índice de incertidumbre de política económica local,  $Intipodecambio_{it}$  es el logaritmo natural del tipo de cambio,  $(Inepulocal * Intipodecambio)_{it}$  es el término de interacción entre el índice de incertidumbre de política económica local y el tipo de cambio en términos logarítmicos,  $\alpha_i$  y  $\varepsilon_{it}$ , como se definió previamente, y  $\beta_1$  a  $\beta_3$  son los parámetros de interés para ser estimado.

Se aplica un análisis de panel para cada subgrupo panel, según la clasificación realizada previamente, para medir la sensibilidad del índice bursátil a variaciones en el índice de incertidumbre de política económica y del tipo de cambio. Previo a este análisis se aplican pruebas de raíz unitaria y cointegración para determinar el orden de integración de cada variable.

### *Pruebas de raíces unitarias de panel*

Para las pruebas de raíz unitaria, en este artículo se implementan tres: a) prueba de Levin (Levin *et al.*, 2002); b) ADF-Fisher (Dickey Fuller Augmented) basada en ideas germinales de Fisher; y c) PP-Fisher (Phillips Perron) también basada en observaciones hechas por Fisher (1932).

La prueba de Levin se basa en el enfoque intradimensional; estas estadísticas agrupan los coeficientes autorregresivos en diferentes segmentos para las pruebas de raíz unitaria sobre los residuos estimados. Las otras dos pruebas se basan en estimadores que promedian los coeficientes individualmente para cada miembro (Lee, 2005). En otras palabras, la prueba de Levin asume la presencia de una raíz unitaria común dentro de un proceso transversal para un panel de datos analizados; las otras dos pruebas suponen la presencia de un único proceso de raíz unitaria de los datos agrupados.

Las tres pruebas se realizan tanto en niveles como en primeras diferencias. Cabe señalar que las pruebas de raíz unitaria de sección transversal tienen ventajas sobre las pruebas de raíz unitaria para series de tiempo.

### *Pruebas de cointegración de panel*

Para probar la hipótesis nula de no cointegración, Pedroni (1999; 2004) propone siete pruebas de cointegración de dos tipos: cuatro dentro del modelo y tres entre modelos. El primer paso para el cálculo de las siete estadísticas de prueba es la estimación y almacenamiento de los resi-

duos de la ecuación (1). El segundo paso, mediante el uso del estimador de Kernel, es calcular la varianza a largo plazo ( $\hat{L}_{11i}^2$ ) de los residuos ( $\hat{\eta}_{it}$ ) de la regresión diferenciada de la forma  $\Delta y_{it} = \sigma_{li} \Delta y_{x_{1it}} + \dots + \sigma_{Mi} \Delta x_{Mit} + \eta_{it}$ . Esta variación a largo plazo es necesaria para estimar las estadísticas del panel. En el tercer paso se usan los residuos estimados ( $\hat{e}_{it}$ ) de la ecuación (1) para aplicar los modelos autorregresivos apropiados.

Para los estadísticos no paramétricos se estima  $\hat{e}_{it} = \hat{\rho}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\phi}_{it}$  y se calcula la varianza a largo plazo ( $\hat{\sigma}_i^2$ ) y la varianza simple ( $\hat{S}_i^2$ ) de los residuos ( $\hat{\phi}_{it}$ ). Entonces, los términos  $\hat{\lambda}_i$  y  $\sigma^2$  se pueden calcular como  $\hat{\lambda}_i = 1/2(\sigma_i^2 - S_i^2)$  y  $\sigma^2 = 1/N \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2$ , respectivamente. Para los estadísticos paramétricos se estiman  $\hat{e}_{it} = \hat{\rho}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\rho}_i \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{\phi}_{it}^*$  y se calcula la varianza simple ( $\hat{S}_i^{*2}$ ) desde los residuos ( $\hat{\phi}_{it}^*$ ). En esta expresión,  $K$  denota que el retardo de truncamiento permitido varía según los países individuales. El término  $\hat{S}_i^{*2}$  se calcula como  $\hat{S}^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{S}_i^{*2}$ .

Posteriormente, se calculan siete estadísticos de panel, expresados en las ecuaciones (3) a (9) con los términos apropiados de ajuste de media y varianza como en Pedroni (1999), para quien el panel heterogéneo y las estadísticas de cointegración del panel medio del grupo heterogéneo se calculan de la siguiente manera (Lee, 2005):

Estadístico	Formula
$\nu$ del panel:	$Z_\nu \equiv T^2 N^{\frac{3}{2}} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (3)$
$\rho$ del panel	$Z_\rho \equiv T \sqrt{N} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$
$PP$ del panel	$Z_{PP} \equiv \left( \hat{\sigma}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$
ADF del panel	$\hat{Z}_t \equiv \left( \hat{S}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t-1}^* \quad (6)$
$\rho$ de grupo	$\hat{Z}_\rho \equiv TN^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$
$PP$ de grupo	$\hat{Z}_{PP} \equiv N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left( \hat{\sigma}^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$

$$\text{ADF de grupo} \quad \hat{Z}_t \equiv N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \hat{S}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it}) \quad (9)$$

Todos los estadísticos prueban la hipótesis nula de no cointegración contra la hipótesis alternativa de cointegración. La distinción se basa en el tratamiento de  $\rho_i$  en la formulación de la hipótesis alternativa. Los estadísticos de cointegración de panel prueban la hipótesis nula de que  $\rho_{i=j}$  para todo  $i$ , frente a la hipótesis alternativa de que  $\rho_i = \rho < 1$  para todo  $i$ . Mientras que los estadísticos de cointegración de panel de medias de grupo prueban la hipótesis nula de que  $\rho_i = 1$  para todo  $i$ , frente a la hipótesis alternativa de que  $\rho_i < 1$  para todo  $i$ . Por tanto, mientras que bajo la hipótesis alternativa la primera asume un valor común para  $\rho_i$  (es decir,  $\rho_i = \rho$ ), el último no lo hace.

El diseño de las siete pruebas de cointegración en sus dos tipos, entre y dentro de los modelos, conlleva cierta solidez en sus resultados debido a que combinan series de tiempo y datos de corte transversal, por lo que obtiene más grados de libertad y mejora las propiedades de los estimadores, además de que corrige heterogeneidades de no observadores (Robledo y Olivares, 2013). Dado su poder y robustez, la técnica de panel cointegrado se utiliza en varios estudios como método principal (Cetin *et al.*, 2014) o de forma complementaria (Adhikari & Chen, 2012; Jebli & Youssef, 2015).

### *Causalidad de Granger de panel*

Granger (1969) presenta la idea de causalidad basada en la asimetría de los esquemas de correlación. En la prueba de causalidad de Granger por pares habitualmente se examinan dos variables con una expectativa de los resultados (causalidad unidireccional, causalidad bidireccional y sin causalidad) (Balacco, 1986).

La causalidad de Granger se calcula al ejecutar regresiones bivariables en un panel de datos que toma la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}Y_{it-1} + \dots + \alpha_{ki}Y_{it-k} + \beta_{1i}X_{it-1} + \dots + \beta_{ki}X_{it-k} + v_{it} \quad (10)$$

$$X_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}X_{it-1} + \dots + \alpha_{ki}X_{it-k} + \beta_{1i}Y_{it-1} + \dots + \beta_{ki}Y_{it-k} + v_{it} \quad (11)$$

Donde  $t$  denota la dimensión del periodo de tiempo del panel e  $i$  denota la dimensión de la sección transversal. Las diferentes formas de prueba de causalidad de panel difieren en los supuestos hechos sobre la homogeneidad de los coeficientes en las secciones transversales (Revathy y Paramasivam, 2018).

Por una parte, las pruebas de causalidad apiladas de Granger (1969) tratan el conjunto de datos de panel como un gran conjunto de datos apilados, sin tomar un valor rezagado de una sección transversal a la siguiente sección transversal. Este enfoque supone que todos los coeficientes son iguales en toda la sección transversal (coeficiente común).

$$\alpha_{0i} = \alpha_{0j}, \alpha_{1i} = \alpha_{1j}, \alpha_{2i} = \alpha_{2j}, \dots, \alpha_{mi} = \alpha_{mj} \forall i, j \quad (12)$$

$$\beta_{0i} = \beta_{0j}, \beta_{1i} = \beta_{1j}, \beta_{2i} = \beta_{2j}, \dots, \beta_{mi} = \beta_{mj} \forall i, j \quad (13)$$

Por otra, las pruebas de causalidad de panel de coeficientes heterogéneos o desiguales se basan en el enfoque dado por Dumitrescu y Hurlin (2012), el cual permite que todos los coeficientes sean diferentes o heterogéneos en la sección transversal. Este enfoque tiene en cuenta dos estadísticas diferentes: la primera,  $Wbar$ -statistic, toma el promedio de los estadísticos de prueba, mientras que la segunda,  $Zbar$ , muestra una distribución normal estándar (asintótica) (López y Weber, 2017).

$$\alpha_{0i} \neq \alpha_{0j}, \alpha_{1i} \neq \alpha_{1j}, \alpha_{2i} \neq \alpha_{2j}, \dots, \alpha_{mi} \neq \alpha_{mj} \forall i, j \quad (14)$$

$$\beta_{0i} \neq \beta_{0j}, \beta_{1i} \neq \beta_{1j}, \beta_{2i} \neq \beta_{2j}, \dots, \beta_{mi} \neq \beta_{mj} \forall i, j \quad (15)$$

En este caso, se utiliza la prueba de causalidad apilada.

## 2. RESULTADOS

### 2.1. Análisis preliminar de los datos

El Cuadro 1 muestra el análisis preliminar de los datos. Respecto al índice bursátil (IB) dentro de los países desarrollados, el mercado con mayor valor promedio es Italia (alrededor de \$30 124), mientras que el índice de Corea del Sur es el que presenta el menor valor medio (\$1

124) dentro de este grupo. En cuanto a los países que integran el grupo de los no desarrollados, México presenta el valor promedio más alto (\$2 173), mientras que el índice de Chile (\$5.82) presenta el menor valor promedio.

CUADRO 1  
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

País	Variable	Media	Desviación estándar	País	Variable	Media	Desviación estándar
	IB	1623.75	635.88		IB	9285.74	3494.1
EE.UU	EPU	131.81	61.14	Alemania	EPU	145.08	74.39
	TC	1.23	0.15		TC	0.83	0.11
	IB	5328.77	1162.5		IB	1394.7	1013.76
Francia	EPU	192.66	96.79	Brasil	EPU	159.3	93.41
	TC	0.83	0.11		TC	2.65	0.8
	IB	30123.62	10336.56		IB	10418.61	2934.8
Italia	EPU	112.83	39.45	Canadá	EPU	174.13	107.24
	TC	0.83	0.11		TC	1.21	0.17
	Índice	134.09	37.08		IB	5.82	2.49
Japón	EPU	106.93	32.84	Chile	EPU	111.11	54.16
	TC	106.3	13.37		TC	594.08	87.7
	IB	2173.08	863.31		IB	2586.06	744.62
México	EPU	81.14	62.05	China	EPU	179.37	149.34
	TC	13.67	3.47		TC	7.78	0.03
	IB	9237.19	1667.88		IB	1.48	0.52
Reino Unido	EPU	221.5	159.61	Corea	EPU	140.96	69.23
	TC	0.83	0.11		TC	1124.15	102.9
	IB	1150.98	502.51		IB	12089.26	3633.09
Rusia	EPU	150.37	108.47	España	EPU	112.8	35.37
	TC	39.43	15.66		TC	0.83	0.11

Fuente: elaboración propia.

En lo que concierne al índice de incertidumbre de política económica local (EPU), Reino Unido presenta el mayor valor promedio (221.50), tanto en submuestra como general, mientras que Japón, dentro del grupo de los países desarrollados, es el que presenta el menor valor; dicho comportamiento podría deberse al fenómeno del Brexit, iniciado en 2012 y que sigue en proceso de consolidación. Dentro del grupo de los países no desarrollados, los que presentan el mayor y menor valor promedio del índice de incertidumbre de política económica son China y México, respectivamente; en el caso de China, la guerra comercial,

el crash bursátil durante 2015 y el brote por la Covid-19 son los fenómenos que podrían explicar la presencia de grandes niveles de EPU durante el periodo analizado.

En cuanto a la variable tipo de cambio (TC), los países con mayores fluctuaciones/desviación estándar son Chile (87.7), Rusia (15.6) y Japón (13.37). Los resultados para Chile se podrían deber a la importante depreciación que se ha dado desde mayo de 2008 (\$470 CLP/USD) hasta junio de 2020 (\$865 CLP/USD), por la que casi se ha duplicado el valor del dólar. De manera semejante ocurrió con el rublo, el cual pasó de 26RBL/USD a 70RBL/USD en el mismo periodo. Para el caso de Japón, la amplia variación se podría explicar por la apreciación abrupta del yen, país territorio seguro, especie de salvavidas que atrajo capitales, por lo que la moneda se apreció, sobre todo, en el periodo 2012-2015.

Para analizar la relación entre el índice bursátil de cada país, el índice de incertidumbre de política económica y el tipo de cambio se realizaron tres paneles, dos submuestras, como se identificó previamente (Cuadro 2): desarrollados y no desarrollados, y uno general (Cuadro 1).

CUADRO 2  
CLASIFICACIÓN DE LOS PAÍSES POR GRADO DE DESARROLLO (MAYO 2020)

Grado de desarrollo	País	Índice bursátil <sup>3</sup>	EPU	Tipo de cambio <sup>4</sup>
DESARROLLADO	Alemania	12859.09	397.72	0.92
	Canadá	11003.72	678.82	1.4
	Corea del Sur	1.64	252.09	1,228.67
	España	7875.70	261.62	0.92
	Estados Unidos	3044.31	503.96	1.1099 <sup>5</sup>
	Francia	5211.00	305.84	0.92
	Italia	20195.65	174.28	0.92
	Japón	202.89	204.16	107.29
	Reino Unido	7484.55	291.25	0.92
NO DESARROLLADO	Brasil	4932.00	308.77	5.64
	Chile	4.53	340.64	822.7
	China	2961.97	742.72	7.75
	México	1627.75	137.35	23.6
	Rusia	1219.76	680.48	72.61

Fuente: elaboración propia.

### *Prueba de raíz unitaria*

Primero es necesario probar la existencia de estacionariedad de las variables incluidas en cada panel; se emplean tres pruebas de raíz unitaria para cada uno de ellos. Éstas son las Prueba de Levin, Lin y Chu (2002); Criterios de prueba de Fisher, que incluyen Dickey Fuller; y el Phillips Perron (Maddala y Wu, 1999). Los resultados se muestran en el Cuadro 3. La hipótesis nula sostiene la presencia de raíz unitaria.

<sup>3</sup> Valor en dólares.

<sup>4</sup> Tipo de cambio divisa por dólar.

<sup>5</sup> Para el caso de Estados Unidos se considera el tipo de cambio euro/dólar.

**CUADRO 3**  
**RESULTADOS DE LA PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA**

Panel	Variable		Raíz común LLC			Raíz individual		Fisher-ADF	Raíz individual		Fisher-PP		
			Level	1st. Diff.		Level	1st. Diff.	Level	1st. Diff.				
General	In IB	Intercepto	-0.51	-59.72	***	29.85	1488.80	***	32.36	1513.25	***		
		Intercepto y tendencia	1.90	-72.18	***	18.82	1493.81	***	24.74	1519.72	***		
		Ninguno	2.11	-52.07	***	9.54	1732.49	***	10.06	1736.51	***		
	In EPU	Intercepto	-5.55	***	-60.37	***	147.80	***	1533.45	***	362.77	***	
		Intercepto y tendencia	-18.12	***	-72.44	***	364.73	***	1561.54	***	526.24	***	
		Ninguno	0.83	-56.66	***	8.87	1860.59	***	5.66	1443.88	***		
	In TC	Intercepto	-0.86	-46.18	***	48.28	**	1173.08	***	47.40	**	1151.78	***
		Intercepto y tendencia	-2.18	**	-56.18	***	26.49	1153.57	***	24.46	1126.89	***	
		Ninguno	-0.18	-41.44	***	22.93	1321.41	***	22.21	1303.38	***		
	Países Desarrollados	In IB	Intercepto	0.43	-48.09	***	16.96	952.95	***	20.68	975.98	***	
			Intercepto y tendencia	1.37	-57.90	***	13.02	953.12	***	18.58	978.45	***	
			Ninguno	1.14	-41.95	***	8.02	1119.02	***	8.37	1121.04	***	
In EPU		Intercepto	-5.46	***	-53.03	***	111.42	***	995.37	***	194.78	***	
		Intercepto y tendencia	-11.86	***	-63.83	***	179.73	***	1019.27	***	280.93	***	
		Ninguno	0.62	-47.81	***	5.79	1226.60	***	3.28	1127.61	***		
In TC		Intercepto	-3.21	***	-38.13	***	42.03	***	779.57	***	41.16	***	
		Intercepto y tendencia	-3.37	***	-46.46	***	20.85	772.43	***	19.10	759.98	***	
		Ninguno	-0.53	-34.33	***	20.92	882.31	***	20.41	872.77	***		
Países No Desarrollados		In IB	Intercepto	-1.10	-35.40	***	12.88	535.84	***	11.68	537.27	***	
			Intercepto y tendencia	1.37	-43.12	***	5.80	540.69	***	6.16	541.27	***	
			Ninguno	2.36	-30.85	***	1.52	613.48	***	1.69	615.47	***	
	In EPU	Intercepto	-1.79	**	-30.23	***	36.38	***	538.08	***	167.99	***	
		Intercepto y tendencia	-14.76	***	-35.89	***	185.00	***	542.27	***	245.31	***	
		Ninguno	0.62	-32.47	***	3.09	634.00	***	2.38	316.28	***		
	In TC	Intercepto	2.10	-26.07	***	6.24	393.51	***	6.24	381.17	***		
		Intercepto y tendencia	1.10	-31.60	***	5.64	381.14	***	5.36	366.92	***		
		Ninguno	-0.06	-23.23	***	2.01	439.10	***	1.80	430.61	***		

Nota: \*\*\* y \*\* indican significancia estadística de 1 y 5%, respectivamente. Las probabilidades de ADF (Chi-cuadrado de Fisher) y PP (Chi-cuadrado de Fisher) se calculan usando un  $\chi^2$  distribución asintótica. Para la prueba de Levin, Lin y Chu se emplea una distribución asintótica normal.

Fuente: elaboración propia.

La evidencia se presenta tanto en niveles como en primeras diferencias. Las pruebas en niveles revelan que, en algunos casos, las series no son estacionarias; sin embargo, considerando las primeras diferencias, los resultados indican que las variables son estacionarias a 1% de confianza, condición esencial para la existencia de relaciones de largo plazo. La evidencia estadística es robusta para todos los casos.

### *Pruebas de cointegración*

Una vez probada la existencia de estacionariedad en las variables de estudio, se realiza la prueba de cointegración para identificar la presencia de combinaciones lineales para cada uno de los paneles, que puede describirse como estacionaria. Se utiliza la prueba de cointegración de Pedroni (1999), técnica análoga a la prueba de series de tiempo de Engle y Granger (1987), es decir, basadas en una regresión de residuos. Se aplican siete pruebas de cointegración a cada panel: cuatro dentro del modelo y tres entre modelos.<sup>6</sup> Los resultados se muestran en el Cuadro 4.

CUADRO 4  
PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

	CMA_INF	CA_INF	CM_INF	CB_INF	DEC_INF	VPEE
CMA_EC	0.671	0.043	0.057	0.043	0.186	0.4219
Test	General		Desarrollados		No desarrollados	
Panel v-Statistic	-2.3024		-1.9968		-1.0521	
Panel rho-Statistic	-15.1737	***	-12.6043	***	-8.1266	***
Panel PP-Statistic	-9.2408	***	-7.6486	***	-4.9934	***
Panel ADF-Statistic	-5.6560	***	-5.2271	***	-1.7480	**
Group rho-Statistic	-13.8063	***	-12.8059	***	-5.9215	***
Group PP-Statistic	-8.9984	***	-8.7224	***	-3.3548	***
Group ADF-Statistic	-5.3054	***	-5.7041	***	-1.2248	

Fuente: elaborado con datos de la muestra.

Como se muestra en el Cuadro 4, en 17 de las 21 pruebas no se rechaza la hipótesis nula, es decir, hay cointegración entre las variables seleccionadas, lo que evidencia la existencia de una relación de equilibrio significativa a largo plazo entre dichas variables. Por tanto, la estimación de un modelo que mide el impacto de las variables Índice de incertidumbre de la política economía local y tipo de cambio (divisa/dólar, a excepción de Estados Unidos)<sup>7</sup> sobre el comportamiento del índice bursátil es posible y los resultados son sólidos. En 16 de 17 casos, el nivel de significancia es 1 por ciento; en los resultados restantes, 5 por ciento.

Los estadísticos de cointegración de panel, basados en un modelo de efectos fijos, muestran que el estadístico panel  $v$  acepta la hipótesis nula de no cointegración. Los tres estadísticos restantes ( $\rho$ , PP y ADF) coinciden en rechazar la hipótesis nula; es decir, existe evidencia de la relación de cointegración entre las variables.<sup>8</sup> Asimismo, los tres estadísticos de cointegración de panel de medias de grupo rechazan la hipótesis nula, tanto en el panel general como en el de países desarrollados, mientras que en el panel de países no desarrollados sólo lo hacen dos. Con base en estos resultados se evidencia la existencia de una fuerte integración entre las series.

La existencia de cointegración entre las series de datos de panel da lugar a la estimación del modelo econométrico, por lo tanto, el siguiente paso es estimar un modelo usando mínimos cuadrados ordinarios para cada uno de los tres modelos de panel, como sigue:

$$\ln \text{Índice} = \alpha_{0i} + \beta_{1i} \ln EPULocal + \beta_{2i} \ln Tipodecambio + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

<sup>6</sup> De las siete pruebas, Pedroni (1999) muestra que las ADF funcionan mejor que otras cuando se aplican a pequeñas muestras.

<sup>7</sup> Dado que el dólar americano es la moneda de referencia, fue utilizado para todas las economías, excepto para EE. UU., donde se comparó con el euro.

<sup>8</sup> Para el estadístico  $v$ , el valor estimado debe ser positivo y estadísticamente significativo debido a que es una prueba unilateral, mientras que para los estadísticos  $\rho$ , pp y adf, los valores calculados deben ser negativos y significativos a 5 o 10% de nivel de significancia para rechazar la hipótesis nula Pedroni (1999; 2004).

CUADRO 5  
RESULTADOS DEL MODELO

	Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
General	C	9.929231	0.16117	61.60913	0.0000
	LNPULOCAL	-0.171999	0.03281	-5.241801	0.0000
	LNTIPODECAMBIO	-1.069499	0.00763	-140.164	0.0000
	R-	0.861492		Est. F	9917.5
	R-cuadrada ajustada	0.861405		Prob (Est. F)	0.0000
Países Desarrollados	C	9.837272	0.17892	54.98002	0.0000
	LNPULOCAL	-0.182817	0.03639	-5.023671	0.0000
	LNTIPODECAMBIO	-1.130386	0.00742	-152.3404	0.0000
	R-cuadrada	0.919195		Est. F	11654.22
	R-cuadrada ajustada	0.919116		Prob (Est. F)	0.0000
Países no Desarrollados	C	9.744296	0.27960	34.85102	0.0000
	LNPULOCAL	-0.043092	0.05642	-0.763767	0.4452
	LNTIPODECAMBIO	-1.077484	0.02002	-53.81817	0.0000
	R-cuadrada	0.719174		Est. F	1455.8840
	R-cuadrada ajustada	0.71868		Prob (Est. F)	0.0000

Fuente: elaboración propia.

Los resultados de los modelos de panel cointegrado se presentan en el Cuadro 5. De manera consistente con lo esperado por la teoría, el impacto del índice de incertidumbre de política económica y del tipo de cambio es negativo en el comportamiento del índice bursátil. Para la muestra total y para las submuestras, tanto la variable EPU como tipo de cambio son estadísticamente significativas a 10 por ciento.

En relación con la hipótesis, se comprueba que existe un efecto diferenciado para el grupo de las economías desarrolladas y las no desarrolladas. Para el primero de ellos, la sensibilidad del tipo de cambio y del índice EPU es mayor que para las economías no desarrolladas; este resultado se podría explicar a partir de complicaciones derivadas de cuestiones políticas y económicas, como las crisis *dot com*, *subprime*, la deuda soberana y el Brexit. Igualmente, el R cuadrado del panel de

países desarrollados es mayor que el de países en desarrollo, lo cual significa que las variables EPU y tipo de cambio explican en mayor medida el índice bursátil en dichos mercados.

En el caso de la submuestra correspondiente a los países no desarrollados, la sensibilidad del índice bursátil ante el índice EPU es menos significativa y de menor magnitud que para los mercados desarrollados; lo anterior se podría deber a que los mercados de capitales de dichos países se ven afectados, además de por dichas variables, por algunos factores externos, como la EPU de EE. UU., la política monetaria de los países desarrollados y los desequilibrios que se transmiten de los países desarrollados hacia la periferia. Lo anterior se debe a la dependencia económica, financiera y comercial que guardan los países no desarrollados con las economías avanzadas.

Una vez que se comprueba que existe una relación de equilibrio de largo plazo significativa entre la EPU, el tipo de cambio y el índice bursátil, se procede a comprobar la dirección de dicha relación. Así, se estima la causalidad entre los factores.

CUADRO 6  
PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Hipótesis nula	General	Desarrollados	No desarrollados
LNPELOCAL no causa a LNINDICE	1.0936	2.1510	0.1702
LNINDICE no causa a LNPELOCAL	54.2965 ***	37.3124 ***	16.8914 ***
LNTIPODECAMBIO no causa a LNINDICE	4.3759 **	2.6056 *	3.0937 **
LNINDICE no causa a LNTIPODECAMBIO	141.6660 ***	72.9768 ***	68.0337 ***

Nota: \*\*\*, \*\* y \* denotan significancia a 1, 5 y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

El Cuadro 6 presenta los resultados de la prueba de causalidad de Granger para los tres modelos. En ninguno de los paneles se rechaza la hipótesis de no causalidad entre el índice de incertidumbre de política económica local y el índice bursátil; es decir, no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de no causalidad entre el EPU y el índice bursátil, pero sí existe evidencia de una posible causalidad, en el sentido de Granger, entre el índice bursátil y el EPU. En este sentido, la posible causalidad entre ambas variables sería de tipo unidireccional. Por otra parte, se rechaza la hipótesis nula de no causalidad entre el índice bursátil y

el tipo de cambio en ambos sentidos; esto es, existe evidencia de una posible causalidad de tipo bidireccional entre las variables, aunque es menos significativa la que se presenta entre el tipo de cambio y el índice bursátil en los países desarrollados.

## CONCLUSIONES

La literatura reciente ha demostrado que el mercado de valores se ha visto profundamente afectado por la incertidumbre de la política económica, por las variables macroeconómicas y algunos otros factores de riesgo sistemático. Así, tanto el tipo de cambio como la EPU han sido señalados como aspectos que inhiben el buen desempeño de las bolsas, ya que atentan contra el rendimiento real y la relación riesgo/rendimiento de las mismas.

El presente trabajo tuvo por objetivo analizar el impacto de la EPU y el tipo de cambio sobre el mercado de valores de 14 de las 22 economías más representativas a nivel internacional; asimismo, se comparó el efecto de dichas variables en países desarrollados y no desarrollados, y se estimó la causalidad que hay entre dichos factores.

Los resultados apuntan a que existe una relación significativa entre el índice EPU y el tipo de cambio, y la bolsa de valores para la muestra en general y para las submuestras países desarrollados y en desarrollo. La naturaleza de dicha relación es consistente con lo esperado por la teoría, de manera que la EPU y el tipo de cambio afectan negativamente al mercado de valores. Para los países desarrollados, el impacto de ambos factores es mayor que para los mercados de países no desarrollados. Los hallazgos podrían explicarse a partir de los eventos económicos y políticos suscitados en las economías avanzadas: las crisis dotcom, subprime, la Deuda Soberana, los ataques a Iraq en 2003, el Brexit, la guerra comercial, entre algunos otros eventos relevantes.

En cuanto a los resultados de la prueba de causalidad de Granger, la EPU causa al mercado de valores; el resto de las relaciones de causalidad no resultan significativas. Este hallazgo podría indicar que la relación de causalidad entre las otras variables podría no ser lineal o simétrica. Así, la causalidad entre las variables puede ser significativa si se pasa de un cierto nivel o en momentos de calma o incertidumbre.

Los resultados son de suma importancia para los administradores de riesgo y público inversionista, sobre todo en términos de las estrategias

de inversión, con base en los niveles de EPU y apreciación/depreciación del tipo de cambio; así, si dos países, uno desarrollado y otro no desarrollado, presentaran cambios similares en los niveles de EPU, se esperaría un mayor efecto negativo en el primero de ellos. Con base en dichos datos se podrían tomar decisiones para obtener un mejor resultado. De la misma manera, los hallazgos son relevantes para las autoridades económicas, las cuales están interesadas en monitorear los mecanismos de transmisión de sus decisiones en los diversos mercados financieros.

Derivado de lo señalado, dentro de las futuras líneas de investigación se podría comparar el impacto de la EPU local y de la EPU extranjera (EE.UU. y global) en los mercados de valores desarrollados y no desarrollados. Es probable que las bolsas no desarrolladas tengan una mayor sensibilidad a la EPU extranjera dadas las relaciones de dependencia que dichas economías guardan con los países avanzados y por la vulnerabilidad o fragilidad que caracteriza a las economías no desarrolladas ante choques exógenos. Igualmente, sería posible realizar el análisis del impacto de la volatilidad de la EPU y del tipo de cambio para cada mercado a partir de la aplicación de modelos de correlación condicional dinámica.

## REFERENCIAS

- Adhikari, D. & Y. Chen (2012), "Energy consumption and economic growth: A panel cointegration analysis for developing countries", *Review of Economics & Finance*, 3(2), pp. 68-80.
- Arriaga, R., M. Castro y A. Rodríguez (2020), "Impactos monetarios sobre la rentabilidad del mercado accionario en México: Un análisis de cambio de régimen Markoviano." *Ensayos. Revista de economía*, 39(2), pp.187-216.
- Bahmani-Oskooee, M. & S. Saha (2019), "On the effects of policy uncertainty on stock prices", *Journal of Economics and Finance*, 43(4), pp. 764-778.
- Bakas, D. & A. Triantafyllou (2018), "The impact of uncertainty shocks on the volatility of commodity prices", *Journal of International Money and Finance*, 87, pp. 96-111.
- Baker, S., N. Bloom y S. Davis (2016), "Measuring economic policy uncertainty", *The quarterly journal of economics*, 131(4), pp.1593-1636.
- Balacco, H. (1986), "Algunas consideraciones sobre la definición de causalidad de Granger en el análisis econométrico", *Económica*, 32(2), pp. 207-255. <<https://revistas.unlp.edu.ar/Economica/article/view/5564>>.
- Baranidharan, S. & A. Alex (2020), "Volatility Spillover of Exchange Rate on Stock Market Evidence from South Africa", *Asian Journal of Economics*,

- Finance and Management, pp. 26-34.
- Bhuvaneshwari D. y K. Ramya (2017), "Cointegration and Causality between Stock Prices and Exchange Rate: Empirical Evidence from India", *SDMI-MD Journal of Management*, vol. 8, Issue 1.
- Blahum, I. I. (2019), "Causal Relationship between the Stock Market and Exchange Rate in Ukraine", *The Problems of Economy*, (1), pp. 199-207. <doi: <https://doi.org/10.32983/2222-0712-2019-1-199-207>>.
- Brand, T., M. Isoré & F. Tripiér (2019), "Uncertainty shocks and firm creation: Search and monitoring in the credit market", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 99, pp. 19-53.
- Cai, Y., Y. Tao & Z. Yan (2020), "Stock market trading volumes and economic uncertainty dependence: before and during Sino-US trade friction", *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33(1), pp. 1711-1728.
- Cetin, M., D. Gunaydin, H. Cavlak & B. Topcu (2014), "Unemployment and its Impact on Economic Growth in the European Union: An Evidence from Panel Data Analysis", *Regional Economic Integration and the Global Financial System*, 12.
- Chi, Q. & W. Li (2017), "Economic policy uncertainty, credit risks and banks' lending decisions: Evidence from Chinese commercial banks", *China journal of accounting research*, 10 (1), pp. 33-50.
- Christou, C., J. Cunado, R. Gupta & C. Hassapis (2017), "Economic policy uncertainty and stock market returns in PacificRim countries: Evidence based on a Bayesian panel VAR model", *Journal of Multinational Financial Management*, 40, pp. 92-102.
- Dumitrescu, E. y C. Hurlin (2012), "Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels", *Economic modelling*, 29(4), pp.1450-1460
- Engle, R. & C. Granger (1987), "Cointegrating and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica* 55, pp. 251-670.
- Fisher, R. A. (1932), *Statistical Methods for Research Workers*. Oliver and Boyd, Edinburgh.
- Gholipour, H. F. (2019), "The effects of economic policy and political uncertainties on economic activities", *Research in International Business and Finance*, 48, pp. 210-218.
- Granger, C. W. (1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp. 424-438.
- Hajilee, M. y O. M. Al Nasser (2014), "Exchange rate volatility and stock market development in emerging economies", *Journal of Post Keynesian Economics* 37(1), pp. 163-180. <doi: <https://doi.org/10.2753/PKE0160-3477370110>>.
- Hersi, K. Y. & A. Koy (2020), "The Relationship between Exchange Rates and Stock Markets for the Fragile Five Countries", *Journal of International Trade, Logistics and Law*, 6(1), p. 1.
- Huang, W. L., W. Y. Lin & S. L. Ning (2018), "The effect of economic policy

- uncertainty on China's housing market", *The North American Journal of Economics and Finance*, 100850.
- Jackson, C. & A. Orr (2019), "Investment decision-making under economic policy uncertainty", *Journal of Property Research*, 36(2), pp. 153-185.
- Jebli, M. B. & S. B. Youssef (2015), "Output, renewable and non-renewable energy consumption and international trade: Evidence from a panel of 69 countries", *Renewable Energy*, 83, pp. 799-808.
- Jiang, Y., L. He, J. Meng & H. Nie (2019), "Nonlinear impact of economic policy uncertainty shocks on credit scale: Evidence from China", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 521, pp. 626-634.
- Lee, C. C. (2005), "Energy consumption and GDP in developing countries: a cointegrated panel analysis", *Energy economics*, 27(3), pp. 415-427.
- Lee, K., Y. Jeon & C. Jo (2020), "Chinese economic policy uncertainty and US households' portfolio decisions", *Pacific-Basin Finance Journal*, 64, 101452.
- Levin, A., C. Lin & C. Chu (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108, pp.1-24.
- Li, Z. & J. Zhong (2020), "Impact of economic policy uncertainty shocks on China's financial conditions", *Finance Research Letters*, 35, 101303.
- Lopez, L. & S. Weber (2017), "Testing for Granger causality in panel data", *The Stata Journal*, 17(4), pp. 972-984.
- López-Juárez, G.I., R. Ladrón de Guevara-Cortés y R.M. Madrid-Paredones (2019), "Factores que explican el comportamiento del mercado accionario mexicano", *Clío América*, 13(25), pp. 268-278. <doi: <http://dx.doi.org/10.21676/23897848.3025>>.
- Luzarraga-Goitia, J., M. Regúlez-Castillo & A. Rodríguez-Castellanos (2020), "The dynamics between the stock market and exchange rates: Spain 1999-2015", *The European Journal of Finance*, pp. 1-24.
- Maddala, G. & S. Wu (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford: Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61.
- Mira, Nurmakhanova (2019), "Exchange Rate and Stock Prices Interactions in Kazakhstan", *Eurasian Journal of Economics and Finance*, 7(2), pp. 19-31.
- Pedroni, P. (1999), "Critical values for cointegration test in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, pp. 653-670.
- Pedroni, P. (2004), "Panel cointegration: Asymptotic and finite simple properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", *Econometric Theory*, vol. 20, pp. 597-625.
- Pirgaip, B. (2017), "The causal relationship between stock markets and policy uncertainty in OECD countries", 5th RSEP International Conferences on Social Issues and Economic Studies, 7-10 de noviembre, Barcelona, pp. 20-29. <doi: [10.19275/RSEP/CONFERENCE105](https://doi.org/10.19275/RSEP/CONFERENCE105)>.
- Ponlaem, K., N. Kaewsompong, P. Maneejuk & J. Siririsakulchai (2020), "Im-

- pect of Economic Policy Uncertainty on Thailand Macroeconomic Variables”, *Behavioral Predictive Modeling in Economics*, Springer, Cham, pp. 437-451.
- Rehman, A. & K.A. Chisti (2020), “Exchange rate movements and stock prices: a review of empirical literature”, *The USV Annals of Economics and Public Administration*, 20 (1 [31]), pp. 162-173.
- Revathy, A. y P. Paramasivam (2018), “Study on Panel Co-integration, Regression and Causality Analysis in Papaya Markets of India”, *Int.J.Curr. Microbiol.App.Sci.* 7(1), pp. 40-49. <doi: <https://doi.org/10.20546/ijcmas.2018.701.006>>.
- Robledo, J. C. y W. Olivares (2013), “Relación entre las emisiones de CO2, el consumo de energía y el PIB: el caso de los CIVETS” 47. *Semestre Económico*, vol. 16, núm. 33, pp. 45-66.
- Sahinoz, S. & E. Erdogan Cosar (2018), “Economic policy uncertainty and economic activity in Turkey”, *Applied Economics Letters*, 25(21), pp. 1517-1520.
- Sahoo, S., H. Behera & P. Trivedi (2018), “Volatility spillovers between forex and stock markets in India”, *RBI Occasional Papers*, 38(1 y 2), pp. 33-63.
- Shahzad, S.J.H., N. Raza, M. Balcilar, S. Ali & M. Shahbaz (2017), “Can economic policy uncertainty and investors sentiment predict commodities returns and volatility?”, *Resources Policy*, 53, pp. 208-218.
- Shaikh, I. (2020), “Does policy uncertainty affect equity, commodity, interest rates, and currency markets? Evidence from CBOE’s volatility index”, *Journal of Business Economics and Management*, 21(5), pp. 1350-1374.
- Singh, G. (2015), “The Relationship between Exchange Rate and Stock Price in India: An Empirical Study”, *IUP Journal of Financial Risk Management*, 12(2), pp. 18-29.
- Wong, H.T. (2019), “Volatility spillovers between real exchange rate returns and real stock price returns in Malaysia”, *International Journal of Finance & Economics*, 24(1), pp. 131-149.
- Xie, Z., S.W. Chen & A.C. Wu (2020), “The foreign exchange and stock market nexus: New international evidence”, *International Review of Economics & Finance*, 67, pp. 240-266.
- Yildirim, G. & Z. Adali, (2018), “Linear and Non-Linear Causality Tests of Stock Price and Real Exchange Rate Interactions in Turkey”, *Fiscaeconomia*, vol. 2(1), pp. 99-118
- Zarei, A., M. Ariff & M.I. Bhatti (2019), “The impact of exchange rates on stock market returns: new evidence from seven free-floating currencies”, *The European Journal of Finance*, 25(14), pp. 1277-1288.
- Zhu, H., R. Huang, N. Wang & L. Hau (2020), “Does economic policy uncertainty matter for commodity market in China? Evidence from quantile regression”, *Applied Economics*, 52(21), pp. 2292-2308.