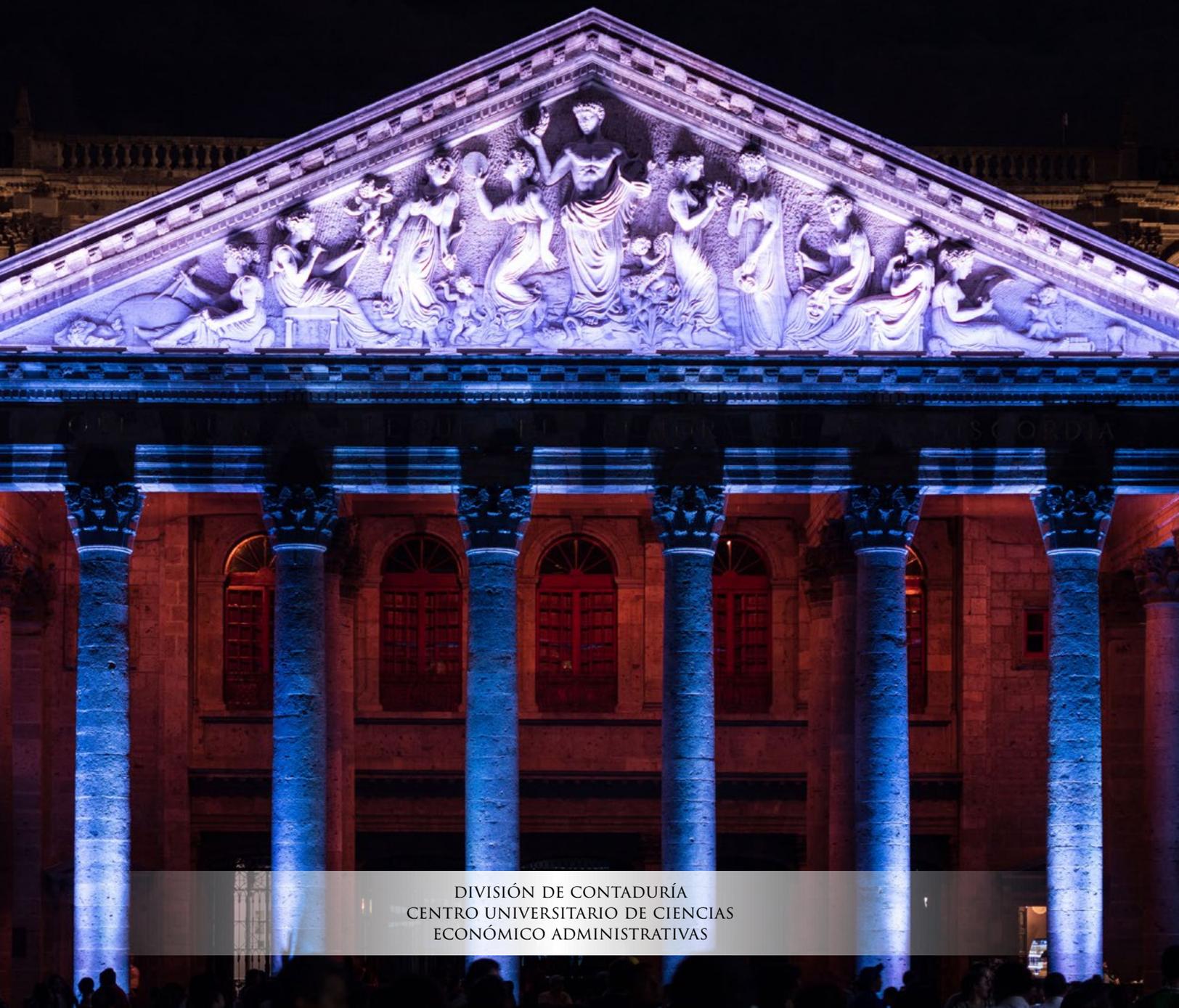




UNIVERSIDAD DE GUADALAJARA

Diagnóstico FACIL Empresarial, Finanzas, Auditoría, Contabilidad, Impuestos, Legal



DIVISIÓN DE CONTADURÍA
CENTRO UNIVERSITARIO DE CIENCIAS
ECONÓMICO ADMINISTRATIVAS

Directorio

Director de la Revista

Dr. Cristian Omar Alcantar López
Universidad de Guadalajara (México)

Editor Responsable

Dr. Gerardo Flores Ortega
Universidad de Guadalajara (México)

Corrector de Estilo

Mtro. Miguel Ángel Serrano Núñez
Universidad de Guadalajara (México)

Diseño de Portada

Lic. Daniel García Arellano
Universidad de Guadalajara (México)

Consejo Editorial Interno

Dr. Francisco de Jesús Mata Gómez
Universidad de Guadalajara (México)
Dr. Javier Ramírez Chávez
Universidad de Guadalajara (México)
Dr. Alejandro Campos Sánchez
Universidad de Guadalajara (México)
Dr. José Trinidad Ponce Godínez
Universidad de Guadalajara (México)

Consejo Editorial Externo

Internacionales

Dr. Ricardo José María Pahlen Acuña
Universidad de Buenos Aires (Argentina)
Dr. Francisco Borrás Atiénzar
Universidad de La Habana (Cuba)
Dra. Begoña Prieto Moreno
Universidad de Burgos (España)
Dra. Ana de Dios Martínez
Universidad de Camagüey, (Cuba)

Consejo editorial

Dra. Leticia Ortiz Torricos
Universidad Autónoma Gabriel René Moreno (Bolivia)
Dra. Cecilia Rita Ficco
Universidad Nacional de Río Cuarto (Argentina)
Dr. Ricardo Alonso Colmenares Flórez
Corporación Universitaria U de Colombia (Colombia)
Dr. Victor Dante Ataupillco Vera
Universidad Nacional Mayor de San Marcos (Peru)
Dr. Gonzalo Wandosell Fernández de Bobadilla
Universidad Católica de Murcia (España)
Dra. Cleofé Maritza Verástegui Corrales
Universidad Nacional Mayor de San Marcos (Peru)

Nacionales

Dr. Isaac Leobardo Sánchez Juárez
Universidad Autónoma de Ciudad Juárez (México)
Dr. Jesús María Martín Terán Gastelúm
Universidad Estatal de Sonora (México)
Dr. José Manuel Osorio Atondo
Universidad Estatal de Sonora (México)
Dr. Oscar González Muñoz
Universidad Veracruzana (México)
Dr. Juan Manuel Ortega Maldonado
Universidad Autónoma de Morelos (México)
Dra. Leticia María González Velasquez
Universidad de Sonora (México)
Dr. Oscar Bernardo Reyes Real
Universidad de Colima (México)
Dr. Jerónimo Ricárdez Jiménez
Universidad Veracruzana (México)
Dra. Aurea Arellano Cruz Instituto
Universidad de la Sierra Sur (México)
Dr. Juan José García Ochoa
Universidad de Sonora (México)
Dr. Saulo Sinforoso Martínez
Universidad Veracruzana (México)

La relación de causalidad entre el Indicador de Bonos de Mercados Emergentes y el rendimiento del precio de los mercados de capitales pertenecientes a la Alianza del Pacífico

The causal relationship between the Emerging Markets Bond Indicator and the price performance of capital markets belonging to the Pacific Alliance

Fecha de recepción: 12/05/2023
Fecha de revisión: 21/03/2023

Fecha de aceptación: 29/11/2023
Fecha de publicación: 19/01/2024

Luiggy Reynaldo Espinoza Angulo [Investigación]. Universidad de Guadalajara/Jalisco/México | luiggy.espinoza.1998@gmail.com | <https://orcid.org/0000-0001-9347-2223>

Resumen

El presente artículo busca contribuir al desarrollo empírico de la relación existente entre el riesgo país, a través del Indicador de Bonos de Mercados Emergentes, y el rendimiento del precio de instrumentos financieros en los mercados de capitales, para el caso de los países que integran la Alianza del Pacífico, como Chile, Colombia, México y Perú. Empleando una investigación de tipo aplicada con un enfoque cuantitativo, de diseño no experimental y de corte longitudinal, se analizaron datos diarios comprendidos en el período 2018-2022. Se utilizó la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada, prueba cointegración de Engle-Granger, modelo de vectores autorregresivos (VAR) y la prueba de causalidad de Granger. Los resultados demuestran la no estacionariedad de las variables en estudio para todos los países, procediendo su estabilización a través de la diferenciación, estableciendo las series como integradas en orden uno - I (1), así como su no cointegración entre sí. Posteriormente se determinó el número de rezagos óptimos a emplear, concluyendo en causalidad bidireccional en el sentido de Granger para el caso de Chile, explicando que el Indicador de Bonos Emergentes causa al indicador bursátil de rendimiento de precio; causalidad bidireccional en el sentido de Granger para el caso de Colombia, donde ambas variables se influyen mutuamente y son predictores importantes de la otra; y causalidad unidireccional en el sentido de Granger del indicador bursátil de rendimiento de precio al riesgo país a través del Indicador de Bonos de Mercados Emergentes en los casos de México y Perú.

Palabras clave: Riesgo país, mercado de capital, cointegración, causalidad, Alianza del Pacífico, decisión de inversión.

Abstract

This article seeks to contribute to the empirical development of the relationship between country risk, through the Emerging Markets Bond Indicator, and the price performance of financial instruments in the capital markets, for the case of the countries that make up the Pacific Alliance, such as Chile, Colombia, Mexico and Peru. Employing an applied type research with a quantitative approach, non-experimental design and longitudinal cut, daily data comprised in the period 2018-2022 were analyzed. The Augmented Dickey-Fuller unit root test, Engle-Granger cointegration test, vector autoregressive model (VAR) and Granger causality test were used. The results demonstrate the non-stationarity of the variables under study for all countries, their stabilization procedure through differentiation, establishing the series as integrated in order one - I (1), as well as their non-cointegration among themselves. Subsequently, the optimal number of lags to be used was determined, concluding in bidirectional causality in the Granger sense for the case of Chile, explaining that the Emerging Bonds Indicator causes the stock market indicator of price performance; bidirectional causality in the Granger sense for the case of Colombia, where both variables influence each other and are important predictors of each other; and unidirectional causality in the Granger sense from the stock price return indicator to country risk through the Emerging Markets Bond Indicator in the case of Mexico and Peru.

Key words: Country risk, capital market, cointegration, causality, Pacific Alliance, investment decision.



BY NC

Esta obra está protegida bajo una Licencia Creative Commons Atribución-CompartirIgual 4.0 Internacional

Introducción

Las naciones formulan políticas de carácter económico con la finalidad de dar una perspectiva atractiva, tanto para agentes internos como externos, a su sistema financiero, entre ellos el mercado de capitales, que es considerado como factor de alta relevancia en el desarrollo de riqueza de organizaciones y personas, ampliando su presencia en la toma de decisiones para inversión y financiamiento.

En la actualidad, los mercados financieros se encuentran globalizados, y la confianza en ellos resulta crucial para que los inversionistas tomen decisiones informadas. En ese sentido, el staff financiero analiza variables del entorno económico por la necesidad de abordar decisiones basadas en la cuantificación de la exposición al riesgo al momento de iniciar transacciones en el mercado, con el objetivo de minimizar el conflicto y maximizar el valor para los accionistas e inversionistas, puesto que la gestión de riesgos es vital para el éxito de las operaciones en una compañía al proporcionar una supervisión independiente.

Basados en ello, la calificación de riesgo país configura una herramienta útil para medir la confianza que los inversionistas pueden tener en un mercado, puesto que esta apreciación brinda información valiosa sobre la solvencia, estabilidad y capacidad de pago de un país en relación con su deuda, lo que puede influir en las decisiones de inversión de los participantes en el mercado.

Planteamiento

Considerando los elevados índices de liquidez en la economía mundial, los inversionistas tienden a explorar nuevos mercados en busca de diversificación, nuevos vehículos de inversión y rentabilidades que estén por encima de las

que ofrecen los mercados desarrollados (Mansilla, 2020). En vista de ello, los países emergentes constituyen una excelente alternativa a esa búsqueda de nuevos instrumentos de inversión y mercados financieros. Desde 1988 hasta 2011, los rendimientos excedentes de los mercados emergentes han sido más altos que en los mercados desarrollados, mientras que los rendimientos de las acciones de los mercados emergentes tienen una baja correlación con los rendimientos de los mercados desarrollados, lo que proporciona a los inversores internacionales compensaciones favorables de riesgo y rendimiento y oportunidades de diversificación de riesgos (Campbell, 2012).

Asimismo, todas las transacciones comerciales involucran un grado de riesgo, y cuando estas actividades comerciales ocurren a través de fronteras internacionales, conllevan riesgos adicionales que no están presentes en las transacciones locales (Meldrum, 2000). Estos riesgos adicionales se denominan riesgos país, y tienen como objetivo conocer la magnitud de exposición que pueda reducir el retorno esperado de la inversión a través de las fronteras.

Bajo ese supuesto, el riesgo país constituye tema de interés para los inversores y analistas financieros, al abordar la probabilidad de que un país no cumpla con sus obligaciones financieras y, por lo tanto, configurando un indicador clave del riesgo de inversión. Para el presente estudio, las calificaciones de riesgo país constituyen herramientas de referencia que utilizan los inversionistas y los gobiernos para evaluar el nivel de conflicto de un país (Sensoy et al., 2016), ya que sus variaciones envían fuertes señales sobre la salud económica general de un país a los inversionistas nacionales e internacionales, llegando a plantear desafíos para las empresas y el gobierno.

Contextualizando la unidad de análisis, es preciso detallar la tipología de los mercados interventores en el plano actual, identificados en la tabla 1.

TABLA 1. DEFINICIONES DEL TIPO DE MERCADO

Tipo	Definición
Desarrollado	Es el más avanzado en términos de la economía, los mercados financieros satisfacen condición de sostenibilidad del desarrollo económico, mayor cantidad de empresas con alta capitalización de mercado, seguridad y liquidez, y accesibilidad de mercado en términos de apertura a la inversión extranjera, salida de capital, eficiencia, disponibilidad y estabilidad.
Emergente	No garantiza la sostenibilidad del desarrollo económico, pero comparte algunas características de un mercado desarrollado, solo que en menor medida. Los mercados emergentes pueden convertirse en mercados desarrollados en el futuro, o podrían haber sido en el pasado.
Frontera	Se trata de una economía en desarrollo con una capitalización y liquidez de mercado generalmente más baja y/o más restricciones que un mercado emergente. Los mercados fronterizos pueden convertirse en mercados emergentes en el futuro, o podrían haber sido en el pasado.

Nota. Adaptado de S&P Dow Jones Indices (2022) y Morgan Stanley Capital International (2022).

En línea a lo expuesto, la Alianza del Pacífico está compuesta por países con mercados emergentes, como Chile, Colombia, México y Perú, sustentado la base de datos de Morgan Stanley Capital International y S&P Dow Jones Índices.

En ese sentido, para los mercados emergentes, donde los inversores y los gestores de fondos requieren un indicador antes de decidir sus inversiones o bien para monitorear el riesgo en posiciones asumidas, surge el análisis del riesgo país. Este indicador da una pauta del grado de exposición de la inversión en estas economías, es decir, es un indicador de la rentabilidad a exigir a las distintas alternativas de inversión. Bajo ese punto, es permitido inferir que el riesgo país manifiesta la percepción de los operadores sobre la posibilidad de que un país tenga la capacidad de afrontar sus compromisos financieros internacionales; y el grado de inestabilidad política-económica.

Metodología

El artículo busca sustentar el impacto del Indicador de Bonos de Mercados Emergentes en el desempeño del mercado de valores aplicando una investigación de tipo aplicada con un enfoque cuantitativo. Asimismo, es de diseño no experimental, puesto que no se realizó la manipulación de variables, y de corte longitudinal, ya que consiste en la comparación de datos obtenidos en diferentes oportunidades del tiempo (abarca series diarias comprendidas en el período 2018-2022). La investigación es de nivel explicativo, ya que busca identificar la relación de causalidad a partir de conjeturas sobre el riesgo país y el comportamiento del precio de los activos financieros.

Es conveniente precisar que no fue necesario recopilar información de una fuente primaria, ya que los datos corresponden a una serie histórica diaria. Se utilizaron fuentes secundarias para obtener los datos, como los reportes estadísticos de JP Morgan y Standard & Poor's Global Ratings. La unidad de análisis aplicable al presente estudio corresponde a los países miembros de la Alianza del Pacífico, conformado por Chile, Colombia, México y Perú.

Para definir el efecto de una variable sobre otra, se empleó el sentido de causalidad entre las variables, que consiste en una herramienta estadística denominada método de causalidad de Granger, el cual hace referencia a la precedencia de una variable sobre otra, sosteniendo que, si x_t puede ser revelado por sus valores pasados y por los valores pasados de y_t , entonces y_t causa a x_t ; es decir cuánto del valor examinado de x_t puede ser expuesto por los valores pasados de x_t de y_t y se expresa según Granger (1988) de la siguiente manera:

$$J: x_{t-j}, y_{t-j}, w_{t-j} \quad j \geq 0 \quad (1)$$

$$J': x_{t-j}, w_{t-j} \quad j \geq 0 \quad (2)$$

Donde:

$x_{t-j}, y_{t-j}, w_{t-j}$ = Son elementos de los vectores x_t, y_t, w_t .

J = Toda la información disponible.

J' = Igual que J , excluyendo la información y_{t-j} .

Asimismo, Granger (1969) hace énfasis sobre la causalidad de y_t sobre x_{t-1} , si x_{t-1} cuando $f(x_{t+1}|J) \neq f(x_{t+1}|J')$, entonces implica que x_{t-1} es mejor predictor cuando se utiliza a y_{t-j} que cuando no se hace así.

Previo a ello, es necesario realizar la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada, para verificar la estacionariedad, ya que, si las series son no estacionarias de orden distinto entre sí, no puede estimarse la relación entre ambas, por lo que se procede a estacionalizar las series, mediante la diferenciación (Montero, 2013). Consecuentemente correspondió la realización pruebas de cointegración de las series antes de tratar causalidad porque si las series resultan estar cointegradas, significa que ambas se comportarán muy cerca en el tiempo y la diferencia entre ellas será estable (Guzmán et al., 2007), y tales modelos deben contener métodos de corrección del error (Granger, 1988). Respecto a ello, se empleó la prueba de cointegración de Engle-Granger, que consiste en una serie de estadísticas para determinar si dos o más series de tiempo están relacionadas a largo plazo (Engle & Granger, 1987). Asimismo, para determinar el número de rezagos, tanto en las pruebas de causalidad como en términos generales, se emplean criterios de información para seleccionar el mejor modelo de pronóstico.

Todos los procesos estadísticos mencionados serán trabajados mediante el software Eviews 12, aplicativo comúnmente utilizado en la investigación académica, la toma de decisiones en empresas y la formulación de políticas económicas.

Desarrollo

Delimitando la unidad de análisis del presente estudio, la mayoría de los países pertenecientes a Latinoamérica utilizan Emerging Markets Bonds Index (EMBI), traducido como Indicador de Bonos de Mercados Emergentes, cuyo cálculo es realizado por la organización J.P. Morgan, basándose en el comportamiento de la deuda externa emitida por cada país, expresada como la diferencia entre la tasa de interés que paga los bonos emitidos por los países emergentes y la de los Bonos del Tesoro de Estados Unidos que se conside-

ran libres de riesgo. Este indicador abarca el componente sistemático y específico de los riesgos políticos y financieros, analizando directamente la deuda soberana por parte del sector público y la deuda corporativa del sector privado (Mansilla, 2020), y permite asociar el riesgo país a la probabilidad de que se produzca una pérdida financiera por circunstancias macroeconómicas, políticas o sociales en un país determinado. Asimismo, las calificaciones de la deuda soberana pueden tener un impacto drástico en los precios, porque estos cambios de calificación afectan al conjunto de inversores, y adicional a ello, revelar nueva información sobre un país y, por lo tanto, pueden impulsar expansiones o recesiones, y tal efecto es más fuerte en los mercados emergentes, donde los problemas de información asimétrica y transparencia son más graves, actuando como una llamada de atención, con cambios en la calificación de un país que afectan a otros países con economías similares (Kraminski & Schmukler, 2001).

En concordancia, “las empresas deberían analizar el riesgo país antes de invertir en el extranjero (Ehrhardt & Brigham, 2007, p. 30), ya que este ocurre al invertir o hacer negocios en una nación en particular, dependiendo de su entorno económico, político y social. De esta afirmación se desprende que los países con sistemas económicos, sociales, políticos y regulatorios bastante estables ofrecen un ambiente más seguro; por eso su riesgo país es significativamente menor que en otras naciones en conflicto e inestabilidad.

En armonía con ello, el riesgo país se define como “el impacto potencialmente negativo del entorno en un país sobre los flujos de efectivo de una corporación” (Madura, 2015, p. 465). Es decir, si aumenta el nivel del riesgo país en particular, es posible que las compañías consideren retirar la inversión de sus subsidiarias ahí encontradas, además de emplearlo como filtro para evitar establecer operaciones en países con un riesgo excesivo.

En ese orden de ideas, al realizar el estudio de eventos y su efecto en el cálculo de la existencia de retornos dado un suceso determinado, una de las consideraciones es la relacionada con la eficiencia de los mercados financieros, que develan su existencia cuando:

- Los precios se ajustan rápidamente a la nueva información;
- Existe un mercado continuo, en el cual cada transacción sucesiva se realiza a un precio cercano al precio anterior; y
- El mercado es capaz de absorber fuertes cantidades de valores sin desestabilizar los precios (Brigham & Houston, 2020, pp. 52-53).

Relacionado con ello, los autores reconocen las tres siguientes categorías:

- La forma débil, que establece que la información de los precios históricos no tiene relación con los precios futuros, y que no es posible predecir las tendencias ni que los inversionistas tomen ventaja de éstas;
- La forma semi-fuerte, que afirma que los precios actuales reflejan toda la información pública, concentrándose en los cambios en la información pública y en la medición de la rapidez con la que los precios convergen hacia un nuevo equilibrio después de que se ha dado a conocer la nueva información; y
- La forma fuerte, que señala que toda la información, tanto privada como pública, se refleja inmediatamente en los precios de las acciones (Brigham & Houston, 2020, p. 53)

En ese sentido, motivados por encontrar el efecto del indicador riesgo país en los mercados emergentes, se realizaron exámenes sobre los componentes del riesgo país (político, financiero y económico) comprendidos en datos mensuales de enero/1995 a diciembre/2015, junto a los vínculos entre los rendimientos de mercados emergentes de Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica (BRICS), y hallaron que los efectos exhiben un alto grado de heterogeneidad en la interacción de sus retornos bursátiles con clasificaciones de riesgo país (impacto no significativo para Brasil e India), y para el caso Chino, este se destaca en su relación de equilibrio de largo plazo con los cambios de calificación de riesgo país (Nasr *et al.*, 2018).

Para el caso sudafricano, se realizó una investigación con el objetivo de evaluar el impacto de los componentes económicos y políticos del riesgo país en los rendimientos de acciones y bonos en el contexto sudafricano. Se analizó la relación dinámica variable en el tiempo entre los componentes de riesgo país y los dos mercados de activos financieros para una muestra de datos mensuales de 15 años (enero/2001 a diciembre/2015). Se determinó una relación asimétrica entre el riesgo país y la rentabilidad de los activos, donde el riesgo político tiene implicaciones a largo y corto plazo en los rendimientos de las acciones y los bonos, mientras que el riesgo económico solo tiene efectos a corto plazo en los rendimientos de los bonos (Nhlapho & Muzindutsi, 2020).

De igual forma, para el caso egipcio, se efectuó un estudio con el objetivo de medir el impacto del contenido de tres inductores diferentes del riesgo país (político, económico y financiero), la relación ganancia-precio, y su impacto en la entrada neta de inversión de capital de cartera extranjera en Egipto. Empleando datos anuales de 2004 a 2018, los resultados mostraron que los tres componentes del riesgo país tienen un efecto significativo en la cartera extranjera neta entrada de inversiones de capital en Egipto a corto y largo plazo (Al Samman & Gaballa, 2020).

En el mismo sentido, se evaluó el impacto del cambio de calificación de riesgo país en los precios de los activos de inversión de renta variable de los mercados emergentes durante el periodo 2009 -2018, tomando como referencia al CIVETS, acrónimo que comprende a Colombia, Indonesia, Vietnam, Egipto, Turquía y Sudáfrica; al BM&FOVESPA, representando al mercado brasileño, y con referencia al presente texto, al Mercado Integrado Latinoamericano, integrando a los países que conforman la Alianza del Pacífico, que son Chile, Colombia, México y Perú. El estudio observó la existencia de un impacto en el precio de los activos de los mercados emergentes derivado de la calificación de riesgo país, identificando quiebres estructurales en la fecha del evento o cercanos a ella. Tal situación se observa porque los conflictos políticos de cada país son un factor preponderante a la hora de que las calificadoras de riesgo emitan una opinión, tal como se advirtió en Egipto, con la “Primavera Árabe”, o en Brasil, con la inestabilidad política, producto de la corrupción, lo que llevó a las agencias calificadoras a estar más atentas y a emitir más cambios de calificación, para alertar a los inversionistas del riesgo que permanecen allí con sus recursos (Pérez *et al.*, 2022).

Para el contexto indonesio, se emprendió un estudio para determinar los efectos del riesgo financiero y el riesgo político sobre la inversión extranjera directa y los valores bursátiles de las empresas mineras en el mercado de Indonesia. Se estudiaron datos de corte financiero publicados por el Banco de Indonesia comprendido en el rango 2000-2020. Los resultados develaron que el riesgo financiero y el riesgo político tienen efecto positivo sobre el valor de las acciones de las empresas mineras (Herlina & Viddy, 2022).

Estas investigaciones dan apertura a la discusión sobre la relación causal entre el Indicador de Bonos de Mercados Emergentes y el rendimiento del precio de los mercados

de capitales, por lo que estudiar el tipo de relaciones que envuelven el indicador de riesgo país y el rendimiento del mercado bursátil sería vital para comprender el comportamiento de los instrumentos financieros cotizados en un país que no cuente con la capacidad de cumplir sus obligaciones financieras por razones políticas y financieras, traduciéndose en una herramienta para los inversores a tomar decisiones más informadas y para los gobiernos a implementar políticas económicas más efectivas.

Resultados

Previo al análisis de datos, se constató que las series presentan datos faltantes, que son conformados por los días inhábiles, entiéndase sábado y domingo, además de días festivos particulares de cada país. Si se eliminan las observaciones con valores faltantes, se pueden perder datos importantes que pueden afectar la precisión de los resultados, al disipar información importante sobre las fluctuaciones en los datos y la precisión de las interpretaciones puede verse afectada. Para ello, se realizó la interpolación de datos, que es una técnica para estimar los valores faltantes o vacíos en una serie de datos utilizando los valores conocidos, permitiendo la obtención de series de datos completas y ayudado a mejorar la precisión de los análisis estadísticos. Además, este proceso permitió ayudar a reducir el sesgo en los análisis estadísticos, ya que los valores estimados se basan en los datos disponibles en lugar de asumir que los valores faltantes son iguales a cero o cualquier otro valor arbitrario. Partiendo de ello, se presenta la tabla 2 que detalla la estadística descriptiva de las series seleccionadas para el análisis.

TABLA 2. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación estándar
Chile - IPSA	3,315.322	3,226.037	4,442.56	2,045.49	508.4795
Colombia - CSI	957.4796	972.590	1,164.92	592.13	107.2642
México - IPC	45,763.02	46,132.1	56,609.54	32,964.22	4,960.848
Perú - PGI	1,303.478	1,328.15	1,596.1	906.55	135.0411
EMBI_Chile	1.571839	1.443175	3.87531	1.04548	0.386274
EMBI_Colombia	2.57106	2.20857	5.21709	1.52448	0.881959
EMBI_México	3.64993	3.49851	7.32646	2.19472	0.892568
EMBI_Perú	1.649447	1.58282	3.72489	1.04004	0.38913

Nota. Elaboración propia. Respecto a las series de rendimiento de precio se usaron: S&P Índice de Precios Selectivo de Acciones de la Bolsa de Santiago (IPSA), S&P Colombia Select Index (CSI), S&P Bolsa Mexicana de Valores - Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) y S&P Bolsa de Valores de Lima - Peru General Index (PGI). Además, se registraron los Indicadores de Bonos de Mercados Emergentes de cada país miembro de la Alianza del Pacífico (Chile, Colombia, México, Perú).

Posterior a ello se realizó la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada, para determinar la estacionariedad de las series empleadas y verificar si procede la diferenciación para la estacionalización, en aras de construir

modelos capaces de predecir el comportamiento futuro. Asimismo, se precisa que se consideraron los criterios de información de Akaike y Schwarz mediante el software Eviews 12.

TABLA 3. RESULTADOS DE LA PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA PARA LAS SERIES DE LA ALIANZA DEL PACÍFICO

Variable en nivel	Parámetros determinísticos incluidos en la prueba	Prob. T Akaike*	Prob. T Schwarz*
IPSA_Chile	Constante	0.1901**	0.2557**
CSI_Colombia	Constante	0.0518**	0.1800**
IPC_México	Sin parámetro	0.6067**	0.5863**
PGI_Perú	Constante	0.0563**	0.1817**
EMBI_Chile	Constante	0.0145**	0.0556**
EMBI_Colombia	Constante y tendencia	0.0519**	0.0826**
EMBI_México	Constante	0.0523**	0.1342**
EMBI_Perú	Constante y tendencia / Constante	0.0162**	0.0587**

Nota. Elaboración propia. * hipótesis nula: variable tiene una raíz unitaria. ** al nivel de significancia del 5%.

En los resultados presentados en la tabla 3 resalta el caso donde las series EMBI – Chile ($p=0.0145$) y EMBI–Perú ($p=0.0162$), son estacionarias bajo el criterio Akaike ($p<0.05$) mas no bajo el criterio Schwarz ($p>0.05$), por lo que hay evidencia estadística para considerar que todas las

series son no estacionarias y corresponde un proceso de diferenciación y la respectiva comprobación mediante la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada, como se muestra en la tabla 4.

TABLA 4. RESULTADOS DE LA PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA PARA LAS SERIES DE LA ALIANZA DEL PACÍFICO, APLICANDO PRIMERA DIFERENCIA

Variable en diferencia	Parámetros determinísticos incluidos en la prueba	Prob. T Akaike*	Prob. T Schwarz*
IPSA_Chile	Sin parámetro	0.0000**	0.0000**
CSI_Colombia	Sin parámetro	0.0000**	0.0000**
IPC_México	Sin parámetro	0.0000**	0.0000**
PGI_Perú	Sin parámetro	0.0000**	0.0000**
EMBI_Chile	Sin parámetro	0.0000**	0.0000**
EMBI_Colombia	Sin parámetro	0.0000**	0.0000**
EMBI_México	Sin parámetro	0.0000**	0.0000**
EMBI_Perú	Sin parámetro	0.0000**	0.0000**

Nota. Elaboración propia. * hipótesis nula: variable tiene una raíz unitaria. ** al nivel de significancia del 1%, 5% y 10%.

Con base en los resultados que se detallan en la tabla 4, hay evidencia estadística para considerar que todas las series son estacionarias y son calificadas como integrada de orden 1 $I(1)$, que significa que es no estacionaria pero se puede hacer estacionaria al aplicarle una primera diferenciación. En ese sentido procede la prueba de coin-

tegración de Engle-Granger, a través de una regresión de cointegración, entre los logaritmos naturales de la serie de rendimiento de precio en mercado de capitales y Emerging Markets Bonds Index, usando criterio de Akaike y Schwarz, como se detalla en la tabla 5.

Tabla 5. Test de cointegración Engle-Granger para las series de la Alianza del Pacífico

País	Criterio de información	Estadístico	Valor	Prob.*
Chile	Akaike	Tau	-2.18628	0.4309**
		Z	-9.14224	0.4172**
	Schwarz	Tau	-2.07521	0.4888**
		Z	-8.26624	0.4772**
Colombia	Akaike	Tau	-2.53434	0.2649**
		Z	-12.9165	0.2199**
	Schwarz	Tau	-2.35054	0.3485**
		Z	-11.0563	0.3048**
México	Akaike	Tau	-1.66398	0.6947**
		Z	-5.87918	0.6615**
	Schwarz	Tau	-1.66398	0.6947**
		Z	-5.87918	0.6615**
Perú	Akaike	Tau	-2.41766	0.3167**
		Z	-11.6664	0.2744**
	Schwarz	Tau	-2.16265	0.4431**
		Z	-9.28416	0.4080**

Nota. Elaboración propia. * hipótesis nula: las series de rendimiento de precio y Emerging Markets Bonds Index no están cointegradas. ** al nivel de significancia del 5%.

En la prueba de cointegración de Engle-Granger para el caso de todos los países que integran la Alianza del Pacífico, tanto para el criterio Akaike como para el criterio Schwarz, los valores de probabilidad del estadístico Tau y Z son mayores que 0.05, resultando en la aceptación de la hipótesis nula, es decir las series no están cointegradas, procediendo la prueba de causalidad simple de Granger..

Chile

Para el caso de Chile, se procedió a generar la gráfica donde se puede visualizar el comportamiento de las series S&P Índice de Precios Selectivo de Acciones de la Bolsa de Santiago y Emerging Markets Bonds Index – Chile, brindando pruebas que permiten presunción de la causalidad entre las series como se ve en la figura 1.

FIGURA 1. GRÁFICO DE LÍNEA PARA EL CONTEXTO CHILENO.



Nota. Elaboración propia.

Se realizó el proceso de estimación del vector autorregresivo [VAR] para establecer la longitud máxima de rezago sobre el cual se determine la relación de las variables considerando los criterios de información proporcionados. Esta estimación se realiza sobre las diferencias de las series

S&P Índice de Precios Selectivo de Acciones de la Bolsa de Santiago y Emerging Markets Bonds Index – Chile, ya que las series son integradas de orden uno [I(1)]. A continuación se presentan los resultados en la tabla 6.

TABLA 6. CRITERIOS DE SELECCIÓN DEL ORDEN DE REZAGOS – VAR PARA EL CASO CHILENO

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-5116.139	NA	0.966835	5.642027	5.654156*	5.646502
2	-5112.33	7.601644	0.967038	5.642237	5.666496	5.651188
3	-5098.755	27.06006	0.956889	5.631686	5.668075	5.645113*
4	-5096.289	4.911135	0.958507	5.633376	5.681895	5.651279
5	-5094.617	3.324371	0.96097	5.635942	5.69659	5.65832
6	-5080.943	27.16852	0.95078	5.625281	5.698059	5.652135
7	-5077.01	7.803775	0.950851	5.625356	5.710263	5.656685
8	-5067.838	18.18229*	0.945448*	5.619657*	5.716694	5.655462

Nota. Elaboración propia. Criterios de información: Prueba estadística secuencial modificada [LR], error de predicción final [FPE], Akaike [AIC], Schwarz [SC] y Hannan-Quinn [HQ]. * indica el orden de rezago seleccionado por el criterio.

En la tabla 6 se puede observar que los valores resaltados presentan discrepancia en el número de rezagos óptimos, por lo que, para elegir el número óptimo de rezagos se busca el modelo seleccionado por la mayor cantidad de criterios, que para el presente caso se da en el rezago 8.

Entendiendo que el rezago óptimo del VAR entre las series S&P Índice de Precios Selectivo de Acciones de la Bolsa de Santiago y Emerging Markets Bonds Index – Chile es de ocho rezagos, se procede a ejecutar la prueba de causalidad de Granger, como se muestra en la tabla 7.

TABLA 7. PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER PARA EL CASO CHILENO

Hipótesis nula:	Obs.	Estad. F	Prob.
D_EMBI_Chile no causa en el sentido de Granger a D_IPSA_Chile	1815	4.97832	0.000004
D_IPSA_Chile no causa en el sentido de Granger a D_EMBI_Chile		1.52106	0.144700

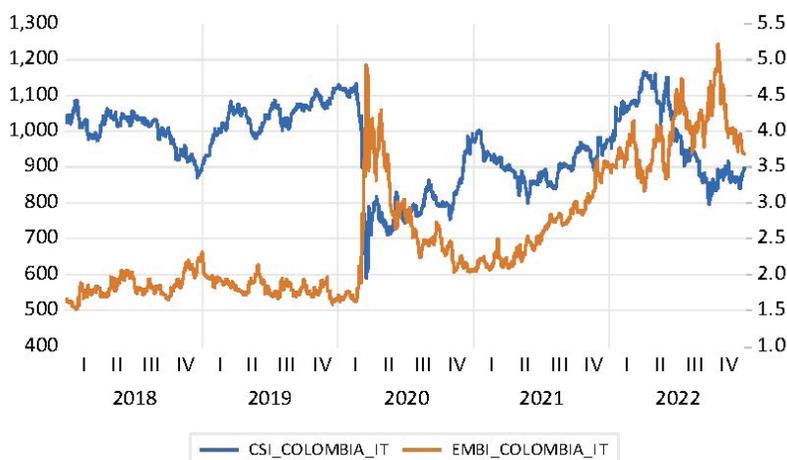
Nota. Elaboración propia.

Los resultados exponen la presencia de causalidad unidireccional, rechazando la primera hipótesis nula, determinando que Emerging Markets Bonds Index – Chile causa en el sentido de Granger a S&P Índice de Precios Selectivo de Acciones de la Bolsa de Santiago, puesto que el valor de probabilidad del estadístico F es 0.000004 ($p < 0.05$); mientras que la segunda hipótesis nula se acepta, que expresa que S&P Bolsa Mexicana de Valores - Índice de Precios y Cotizaciones no causa en el sentido de Granger a Emerging Markets Bonds Index – México, ya que el valor de probabilidad del estadístico F es 0.144700 ($p > 0.05$).

Colombia

Para el caso de Colombia, se inició la generación de la gráfica donde se puede observar el comportamiento de las series S&P Colombia Select Index y Emerging Markets Bonds Index – Colombia, proporcionando indicios que aperturan la deducción de causalidad entre las series, como se presenta en la figura 2.

FIGURA 2. GRÁFICO DE LÍNEA PARA EL CONTEXTO COLOMBIANO



Nota. Elaboración propia.

Se inició el proceso de estimación del vector autorregresivo [VAR] para establecer la longitud máxima de rezago sobre el cual se determine la relación de las variables considerando los criterio de información. Esta estimación

se realiza sobre las diferencias de las series S&P Colombia Select Index y Emerging Markets Bonds Index – Colombia, ya que las series son integradas de orden uno [I(1)]. A continuación se presentan los resultados en la tabla 8.

TABLA 8. CRITERIOS DE SELECCIÓN DEL ORDEN DE REZAGOS – VAR PARA EL CASO COLOMBIANO

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-3808.685	NA	0.228905	4.201306	4.213436*	4.205782
2	-3805.156	7.043228	0.229024	4.201825	4.226084	4.210776
3	-3786.520	37.147880	0.22536	4.185697	4.222086	4.199124
4	-3784.941	3.145438	0.225962	4.188364	4.236883	4.206267
5	-3776.610	16.569380	0.224886	4.183592	4.244241	4.205971
6	-3773.050	7.073885	0.224995	4.184077	4.256855	4.210931
7	-3756.963	31.923970	0.222018	4.170759	4.255666	4.202088
8	-3743.794	26.107590*	0.219786*	4.160654*	4.257691	4.196459*

Nota. Elaboración propia. Criterios de información: Prueba estadística secuencial modificada [LR], error de predicción final [FPE], Akaike [AIC], Schwarz [SC] y Hannan-Quinn [HQ]. * indica el orden de rezago seleccionado por el criterio.

En la tabla 8 se verificó que los valores resaltados presentan discrepancia en el número de rezagos óptimos entre los criterios de información, por lo que, para elegir el número óptimo de rezagos, se busca el modelo seleccionado por la mayor cantidad de criterios, que para el presen-

te caso se da en el rezago 8. Estableciendo que el rezago óptimo del VAR entre las series S&P Colombia Select Index y Emerging Markets Bonds Index – Colombia es de ocho rezagos, se lleva a cabo la prueba de causalidad de Granger, como se muestra en la tabla 9.

Tabla 9. Prueba de causalidad de Granger para el caso colombiano

Hipótesis nula:	Obs.	Estad. F	Prob.
D_EMBI_Colombia no causa en el sentido de Granger a D_CSI Colombia	1815	4.82838	0.000007
D_CSI_Colombia no causa en el sentido de Granger a D_EMBI_Colombia		5.22284	0.000002

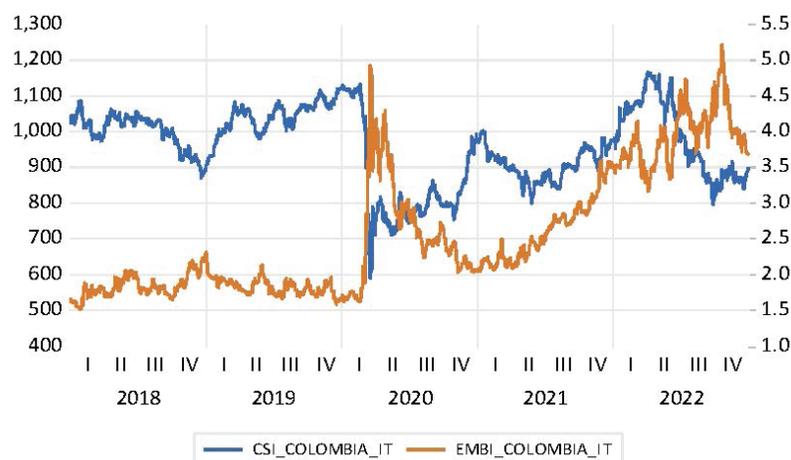
Nota. Elaboración propia.

Estos resultados presentan la existencia de causalidad bidireccional, rechazando la hipótesis nula en ambos casos, estableciendo que la serie S&P Colombia Select Index y la serie Emerging Markets Bonds Index – Colombia tienen un efecto retroalimentación entre ellas, puesto que los valores de probabilidad del estadístico F son 0.000007 y 0.000002 ($p < 0.05$).

México

Para el caso de México, se elaboró la gráfica donde se visualiza el comportamiento de las series S&P Bolsa Mexicana de Valores - Índice de Precios y Cotizaciones y Emerging Markets Bonds Index – México, brindando pruebas que permiten presunción de la causalidad entre las series como se presenta en la figura 3.

FIGURA 3. GRÁFICO DE LÍNEA PARA EL CONTEXTO MEXICANO



Nota. Elaboración propia.

Posterior a ello, se efectuó el proceso de estimación del vector autorregresivo [VAR] para establecer la longitud máxima de rezago sobre el cual se determine la relación de las variables considerando los criterios de información. Esta estimación se realiza sobre las diferencias de las series

S&P Bolsa Mexicana de Valores - Índice de Precios y Cotizaciones y Emerging Markets Bonds Index – México, ya que las series son integradas de orden uno $[I(1)]$. A continuación se presentan los resultados en la tabla 10

TABLA 10. CRITERIOS DE SELECCIÓN DEL ORDEN DE REZAGOS – VAR PARA EL CASO MEXICANO

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-10933.00	NA	587.5935	12.05179	12.06392*	12.05627*
2	-10928.14	9.704479	587.0351	12.05084	12.07510	12.05979
3	-10921.53	13.17369	585.3500	12.04796	12.08435	12.06139
4	-10917.99	7.042109	585.6490	12.04847	12.09699	12.06638
5	-10914.54	6.859750	586.0048	12.04908	12.10973	12.07146
6	-10907.10	14.791260	583.7847	12.04529	12.11806	12.07214
7	-10898.50	17.067270	580.8332	12.04022	12.12512	12.07155
8	-10891.22	14.428890*	578.7387*	12.03660*	12.13364	12.07241

Nota. Elaboración propia. Criterios de información: Prueba estadística secuencial modificada [LR], error de predicción final [FPE], Akaike [AIC], Schwarz [SC] y Hannan-Quinn [HQ]. * indica el orden de rezago seleccionado por el criterio.

En la tabla 10 se puede revisar que los valores resaltados presentan discrepancia en el número de rezagos óptimos entre los criterios de información, por lo que, para elegir el número óptimo de rezagos, se busca el modelo seleccionado por la mayor cantidad de criterios, que para el presente

caso se da en el rezago 8. Determinando que el rezago óptimo del VAR entre las series S&P Bolsa Mexicana de Valores - Índice de Precios y Cotizaciones y Emerging Markets Bonds Index - México es de ocho rezagos, se efectúa la prueba de causalidad de Granger, como se muestra en la tabla 11.

TABLA 11. PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER PARA EL CASO MEXICANO

Hipótesis nula:	Obs	Estad. F	Prob.
D_EMBI_México no causa en el sentido de Granger a D_IPC_México	1815	0.38808	0.927500
D_IPC_México no causa en el sentido de Granger a D_EMBI_México		4.73229	0.000009

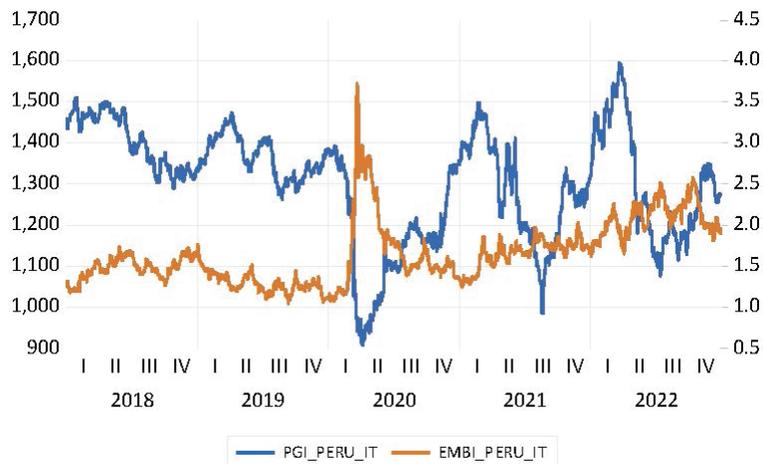
Nota. Elaboración propia.

Estos resultados exponen la presencia de dos situaciones: se acepta la primera hipótesis nula, que indica que Emerging Markets Bonds Index - México no causa en el sentido de Granger a S&P Bolsa Mexicana de Valores - Índice de Precios y Cotizaciones, puesto que el valor de probabilidad del estadístico F es 0.927500 ($p > 0.05$); mientras que la segunda hipótesis nula se rechaza, que expresa que S&P Bolsa Mexicana de Valores - Índice de Precios y Cotizaciones causa en el sentido de Granger a Emerging Markets Bonds Index - México, ya que el valor de probabilidad del estadístico F es 0.000009 ($p < 0.05$).

Perú

Para el caso de Perú, se elaboró la gráfica donde se observa el comportamiento de las series S&P Bolsa de Valores de Lima - Perú General Index y Emerging Markets Bonds Index - Perú, proporcionando indicios que aperturan la deducción de causalidad entre las series, como se presenta en la Figura 4.

FIGURA 4. GRÁFICO DE LÍNEA PARA EL CONTEXTO PERUANO



Nota. Elaboración propia.

Luego, se realizó el proceso de estimación del vector autorregresivo [VAR] para establecer la longitud máxima de rezago sobre el cual se determine la relación de las variables considerando los criterios de información. Esta estimación se realiza sobre las diferencias de las series S&P

Bolsa de Valores de Lima - Perú General Index y Emerging Markets Bonds Index – Perú, ya que las series son integradas de orden uno [I(1)]. A continuación se presentan los resultados en la Tabla 12.

TABLA 12. CRITERIOS DE SELECCIÓN DEL ORDEN DE REZAGOS – VAR PARA EL CASO PERUANO

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-3767.504	NA	0.21875	4.155927	4.168057*	4.160403
2	-3760.622	13.73463	0.218056	4.152751	4.177010	4.161702
3	-3752.911	15.37110	0.217166	4.148662	4.185051	4.162089
4	-3750.133	5.530393	0.217459	4.150009	4.198528	4.167912
5	-3742.122	15.93308	0.216500	4.145590	4.206238	4.167968
6	-3720.133	43.68839	0.212251	4.125766	4.198544	4.152620
7	-3709.335	21.42847	0.210667	4.118276	4.203184	4.149606
8	-3690.122	38.08736*	0.207165*	4.101512*	4.19855	4.137317*

Nota. Elaboración propia. Criterios de información: Prueba estadística secuencial modificada [LR], error de predicción final [FPE], Akaike [AIC], Schwarz [SC] y Hannan-Quinn [HQ]. * indica el orden de rezago seleccionado por el criterio.

En la tabla 12 se verificó que los valores resaltados presentan discrepancia en el número de rezagos óptimos entre los criterios de información, por lo que, para elegir el número óptimo de rezagos se busca el modelo seleccionado por la mayor cantidad de criterios, que para el presen-

te caso se da en el rezago 8. Estableciendo que el rezago óptimo del VAR entre las series S&P Bolsa de Valores de Lima - Perú General Index y Emerging Markets Bonds Index – Perú es de ocho rezagos, se procede a ejecutar la prueba de causalidad de Granger, como se muestra en la tabla 13.

TABLA 13. PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER PARA EL CASO PERUANO

Hipótesis nula:	Obs	Estad. F	Prob.
D_EMBI_Perú no causa en el sentido de Granger a D_PGI_Perú	1815	1.25778	0.2615
D_PGI_Perú no causa en el sentido de Granger a D_EMBI_Perú		7.49146	0.000000007

Nota. Elaboración propia.

Estos resultados, de igual manera que el caso mexicano, presentan la existencia de dos situaciones: se acepta la primera hipótesis nula, que indica que Emerging Markets Bonds Index – Perú no causa en el sentido de Granger a S&P Bolsa de Valores de Lima - Perú General Index, puesto que el valor de probabilidad del estadístico F es 0.2615 ($p > 0.05$); mientras que se rechaza la segunda hipótesis nula, que expresa que S&P Bolsa de Valores de Lima - Perú General Index causa en el sentido de Granger a Emerging Markets Bonds Index – Perú, puesto que el valor de probabilidad del estadístico F es 0.000000007 ($p < 0.05$).

La relación de causalidad que tiene el rendimiento del precio en las bolsas de valores de México y Perú sobre la calificación de riesgo país permite la asociación del efecto de la percepción de los inversores sobre la estabilidad económica y la capacidad de cada país para afrontar posibles riesgos financieros, resultando relevante para las autoridades económicas de ambos países, sobre la atención a los movimientos en el mercado bursátil y la toma de medidas adecuadas para fomentar la confianza de los inversionistas y mantener una calificación de riesgo país favorable.

Conclusiones

Conocer la causalidad entre el riesgo país y el rendimiento del precio en el mercado de capitales puede ayudar a los inversores a tomar decisiones informadas, estimar el riesgo de una inversión y predecir tendencias futuras en el mercado, en aras de maximizar el rendimiento mientras minimizan la exposición al riesgo.

Al estudiar la relación entre el riesgo país, a través del Indicador de Bonos de Mercados Emergentes y el rendimiento del precio de instrumentos financieros en los mercados de capitales de los países miembros de la Alianza del Pacífico, durante el período 2018-2022, se determinó que para el caso de Chile, las series diarias resultaron estar cointegradas, y bajo el criterio de causalidad según la prueba de Granger, considerando un número de rezagos

de 8, se determinó que hay causalidad unidireccional del riesgo país a través del Indicador de Bonos de Mercados Emergentes al indicador bursátil de rendimiento de precio en el sentido de Granger, resultando en una relación asimétrica ya que los cambios en la variable EMBI pueden ser utilizados para predecir cambios en la variable rendimiento de precio, pero los cambios en la variable rendimiento de precio no pueden ser utilizados para predecir los cambios en la variable rendimiento de precio. Para el caso de Colombia, las series diarias resultaron estar cointegradas, y bajo el criterio de causalidad según la prueba de Granger, considerando un número de rezagos de 8, se determinó que hay causalidad bidireccional, es decir ambas variables se influyen mutuamente y son predictores importantes de la otra. Por otro lado, para los casos de México y Perú, las series diarias resultaron estar cointegradas, y bajo el criterio de causalidad según la prueba de Granger, considerando un número de rezagos de 8 para ambos, se determinó que hay causalidad unidireccional, precisando que el indicador bursátil de rendimiento de precio causa en el sentido de Granger al riesgo país a través del Indicador de Bonos de Mercados Emergentes, resultando en una relación asimétrica ya que los cambios en la variable rendimiento de precio pueden ser utilizados para predecir cambios en la variable EMBI, pero los cambios en la variable EMBI no pueden ser utilizados para predecir los cambios en la variable rendimiento de precio.

Los resultados de la presente investigación siguen favoreciendo al desarrollo empírico de la relación existente entre el riesgo país, a través del Indicador de Bonos de Mercados Emergentes y el rendimiento del precio de instrumentos financieros en los mercados de capitales, ante la diversidad de respuestas encontradas en otros estudios. Es necesario emprender otros estudios sobre el tema con diversas metodologías que fortalezcan el desarrollo empírico en favor del mismo.

Bibliografía

- Al Samman, A., & Gaballa, M. K. (2020). Impact of Country Risk and Return on FPI. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 10(6), 57-68. doi: 10.32479/ijefi.10495
- Brigham, E., & Houston, J. (2020). *Fundamentos de Administración Financiera* (15va ed.). Ciudad de México: Cengage Learning Editores.
- Campbell, H. (2012). *Allocation to Emerging Markets in a Globally Diversified Portfolio*. Durham: Duke University.
- Ehrhardt, C., & Brigham, F. (2007). *Finanzas corporativas* (2da ed.). México: Cengage Learning Editores.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. doi: 10.2307/1913236
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(93), 424-438. doi: 10.2307/1912791
- Granger, C. (1988). Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39(1), 119-211. doi: 10.1016/0304-4076(88)90045-0
- Guzmán, M., Leyva, S., & Cárdenas, A. (2007). La relación de causalidad entre el índice bursátil mexicano y el tipo de cambio spot. *Análisis Económico*, 12(51), 81-105. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41311486005>
- Herlina, H., & Viddy, A. (2022). The Risk Influence on Foreign Direct Investment and Mining Company Stock Exchange in Indonesia. *Advances in Social Science, Education and Humanities Research*, 647, 681-686. doi: 10.2991/assehr.k.220301.111
- Kraminski, G., & Schmukler, S. (2001). Emerging Markets Instability: Do Sovereign Ratings Affect Country Risk and Stock Returns? *World Bank Policy Research Working Paper*, (2678). Recuperado de: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3044148
- Madura, J. (2015). *Administración Financiera Internacional* (12va ed.). México: Cengage Learning Editores.
- Mansilla, P. (2020). *Estimación del Riesgo País en Latinoamérica*. [Proyecto profesional para optar el grado de Magíster en Economía Aplicada, Pontificia Universidad Católica de Chile]. Chile. Recuperado de: <https://repositorio.uc.cl/handle/11534/36925>
- Meldrum, D. (2000). Country Risk and Foreign Direct Investment. *Business Economics*, 35(1), 33-40. Recuperado de: https://www.researchgate.net/publication/242311008_Country_Risk_and_Foreign_Direct_Investment
- Montero, R. (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. Granada: Universidad de Granada. Recuperado de: <https://www.ugr.es/~montero/matematicas/cointegracion.pdf>
- Morgan Stanley Capital International. (2022). *MSCI Market Classification Framework*. Recuperado de <https://www.msci.com/documents/1296102/6a6cbb4e-d14d-10a4-0cec-7a23608c0464>
- Nasr, A., Cunado, J., Demirer, R., & Gupta, R. (2018). Country Risk Ratings and Stock Market Returns in Brazil, Russia, India, and China (BRICS) Countries: A Nonlinear Dynamic Approach. *Risks*, 6(3), 94. doi: 10.3390/risks6030094
- Nhlapho, R., & Muzindutsi, P. F. (2020). The impact of disaggregated country risk on the south african equity and bond market. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 12(1), 189-203. doi: 10.34109/ijefs.202012112
- Pérez, D., Giraldo, D., & Gutiérrez, B. (2022). Cambios en la calificación de riesgo país: ¿Afectan la volatilidad de los mercados emergentes?: Caso: MILA, CIVETS y BM y FBOVESPA. *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, 30(1), 189-214. doi: 10.18359/rfce.5660
- S&P Dow Jones Indices. (2022). *Country Classification Methodology*. Recuperado de <https://www.spglobal.com/spdji/en/documents/index-policies/methodology-country-classification.pdf>
- Sensoy, A., Eraslan, V., & Erturk, M. (2016). Do sovereign rating announcements have an impact on regional stock market co-movements? The case of Central and Eastern Europe. *Economic Systems*, 40(4), 552-567. doi: 10.1016/j.ecosys.2016.02.003



UNIVERSIDAD DE GUADALAJARA

CENTRO UNIVERSITARIO DE CIENCIAS ECONÓMICO ADMINISTRATIVAS