TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

FACULTAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES

CARRERA PROFESIONAL DE INGENIERÍA ECONÓMICA Y NEGOCIOS

"PREDICCIÓN DE LAS COTIZACIONES DEL MERCADO BURSÁTIL PERUANO A PARTIR DE LAS COTIZACIONES DE LOS PRINCIPALES MERCADOS BURSÁTILES DE AMÉRICA LATINA"

Tesis para optar el título profesional de:

INGENIERA ECONOMISTA

Presentado por:

Rosa Te Leandra De la Cruz Andia (0000-0001-9241-8057)

Yasmith Georgina Mamani Alanya (0000-0001-9022-0936)

Asesor:

Erick Wilfredo Lahura Serrano (0000-0001-9199-4677)

Lima – Perú

2024

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

PREDICCIÓN DE LAS COTIZACIONES DEL MERCADO BURSÁTIL PERUANO A PARTIR DE LAS COTIZACIONES DE LOS PRINCIPALES MERCADOS BURSÁTILES DE AMÉRICA LATINA

Rosa Te Leandra, De La Cruz Andia
180000474@cientifica.edu.pe

Yasmith Georgina, Mamani Alanya
180000491@cientifica.edu.pe

Erick Wilfredo, Lahura Serrano
elahura@cientifica.edu.pe

Julio, 2024

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

ACTA DE SUSTENTACIÓN DE TESIS

Lima, 05 de julio de 2024

Los integrantes del Jurado de tesis:

Presidente	**Mg. Cesar Antonio Ordoñez Zuñiga**
Miembro 1	**Mg. Alexander Grande Espino**
Miembro 2	**PhD. (c) Maria Paula Vargas**

Se reúnen para evaluar la tesis titulada:

PREDICCIÓN DE LAS COTIZACIONES DEL MERCADO BURSÁTIL PERUANO A PARTIR DE LAS COTIZACIONES DE LOS PRINCIPALES MERCADOS BURSÁTILES DE AMÉRICA LATINA

Presentado por los bachilleres:

Rosa Té Leandra De La Cruz Andía y Yasmith Georgina Mamani Alanya

Para optar al título profesional de
INGENIERO ECONOMISTA

Asesorado por:
Erick Wilfredo Lahura Serrano

Luego de haber evaluado el informe final de tesis y evaluado el desempeño de los estudiantes de la Carrera de **Ingeniería Económica y de Negocios** en la sustentación, concluyen de manera unánime (X) por mayoría simple ( ) calificar a:

Tesista:	Rosa Té De La Cruz Andía		
Nota (en letras):	Diecisiete		
Aprobado ( )	Aprobado - Muy buena (X)	Aprobado - Sobresaliente ( )	Desaprobado ( )

Tesista:	Yasmith Georgina Mamani Alanya		
Nota (en letras):	Diecisiete		
Aprobado ( )	Aprobado - Muy buena (X)	Aprobado - Sobresaliente ( )	Desaprobado ( )

Desaprobado (0-12)/Aprobado (13-15)/Aprobado con mención muy buena (16-18)/Aprobado con mención sobresaliente (19-20).

Los miembros del jurado firman en señal de conformidad.



CESAR ANTONIO ORDOÑEZ ZUÑIGA

Presidente del Jurado



ERICK WILFREDO LAHURA SERRANO

Asesor

UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR



ALEXANDER GRANDE ESPINO

Miembro 1



MARIA PAULA VARGAS ROMERO

Miembro 2

DECLARACIÓN DE ORIGINALIDAD DE CONTENIDO DE INFORME FINAL DE TESIS[1]

Lima, 12 de agosto del 2024

Señor, Dr.
Carlos Zavalaga Reyes
Dirección General de Investigación, Desarrollo e Innovación
Universidad Científica del Sur
Presente. –

De nuestra consideración,

Yo: Rosa Te Leandra De la Cruz Andia y Yasmith Georgina Mamani Alanya, bachilleres de la carrera de Ingeniería Económica y de Negocios de la Universidad Científica del Sur, en conjunto con el asesor de tesis Erick Wilfredo Lahura Serrano, declaramos que este informe final de tesis titulado: **Predicción de las cotizaciones del mercado bursátil peruano a partir de las cotizaciones de los principales mercados bursátiles de América Latina**, sustentado para obtener el título de Ingeniero Economista es original.

Es decir, no contiene plagio parcial ni total, cuando se utilizó información de fuentes externas se reconoció la autoría mediante la adecuada citación y los resultados obtenidos son producto entero de nuestra investigación y no han sido falseados ni fabricados. Todo esto en cumplimiento del Código de ética en la investigación, Reglamento del Comité de Integridad Científica, Reglamento de Propiedad Intelectual, Normas y procedimientos de los trabajos de investigación para la obtención de títulos profesionales y grados académicos[2], que afirmamos conocer en su totalidad.

Por ello, en caso de identificarse alguna situación de plagio, falsificación o fabricación de resultados, nos allanamos al proceso de investigación que establezca la Universidad y las posibles sanciones que pudieran surgir.

Firmamos en conformidad con lo declarado,

Rosa Te Leandra De la Cruz Andia
DNI 70612330

Yasmith Georgina Mamani Alanya
DNI 70537969

[1] En conformidad con la Resolución del Consejo Directivo N° 084-2022-SUNEDU/CD
[2] Los documentos están en: https://investigacion.cientifica.edu.pe/reglamentos/



Erick Wilfredo, Lahura Serrano
DNI 09952822

INFORME DE REVISIÓN DE ORIGINALIDAD

Título del documento evaluado. Predicción de las cotizaciones del mercado bursátil peruano a partir de las cotizaciones de los principales mercados bursátiles de América Latina

Autores. Rosa Te Leandra De La Cruz Andia; Yasmith Georgina Mamani Alanya

Mecanismo de revisión de originalidad. Evaluación con Turnitin (ID 2431660936).

Resultado de la evaluación. 6%

Revisado por. Magaly Kelly Guerrero Huaracallo.

Comentarios sobre la revisión. Filtros usados: excluir fuentes de menos de 12 palabras.



TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

Resumen

El objetivo de la presente investigación es establecer si es posible predecir las cotizaciones del mercado bursátil peruano a partir de los principales índices bursátiles de América Latina. Para ello, se analizan las cotizaciones a nivel diario de dichas bolsas durante el periodo 2006-2023. Tomando en cuenta la naturaleza de los datos de las cotizaciones, se estima un modelo de vector autorregresivo cointegrado y se aplican pruebas de exogeneidad débil y fuerte. Los resultados muestran que las bolsas de Brasil, Chile y EEUU cointegran con la Bolsa de Valores de Lima, lo que evidencia la existencia de una relación de largo plazo entre ellas. las pruebas de exogeneidad débil indican que las bolsas mencionadas ayudan a predecir el comportamiento de la Bolsa peruana un periodo hacia delante. Finalmente, las pruebas de exogeneidad fuerte indican que solo la bolsa de Brasil ayuda a predecir la trayectoria de la bolsa de Perú más de un periodo adelante.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

Abstract

The aim of this paper is to determine the possibility of predicting Peruvian stock market index based on major stock indices from Latin America. Daily quotes from these stock exchanges during the period 2006-2023 are analyzed. Considering the nature of the data, a vector error correction model is estimated, and weak and strong exogeneity tests are applied. The results indicate that the stock market indexes of Brazil, Chile, and the USA are cointegrated with the Lima Stock Exchange index, demonstrating the existence of a long-term relationship among them. Weak exogeneity tests suggest that those indexes contribute to the prediction of the Peruvian stock market index one period ahead. Finally, strong exogeneity tests reveal that only the Brazilian stock exchange index helps predicting the trajectory of the Peruvian stock market more than one period ahead.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

I. INTRODUCCIÓN

Las investigaciones sobre la predictibilidad del mercado bursátil han registrado un crecimiento importante en los últimos años (LV y Qi, 2022). Además, el mercado bursátil también ha sido estudiado en la literatura desde muchas dimensiones, como por ejemplo el impacto que tiene sobre el crecimiento económico, tanto a nivel internacional (Beck and Levine 2004; Marques et al. 2013, entre otros) como nacional (Lahura y Vega, 2013).

El mercado bursátil representa una opción de financiamiento e inversión donde participan agentes deficitarios o emisores e inversionistas con el propósito de captar recursos financieros y alcanzar rentabilidad. En él se comercian valores mobiliarios entre emisores e inversionistas. Al ser un mercado centralizado e integrado otorga a los inversionistas la posibilidad de invertir en diversas empresas además de brindar información sobre las expectativas provenientes de los inversores, las cuales se logran reflejar en las cotizaciones. Además, facilita la difusión de información beneficiando a los agentes involucrados al permitirles diversificar riesgos.

La predicción de las cotizaciones del mercado bursátil es importante pues ayuda a los inversionistas en su objetivo de obtener retornos mayores a los del mercado (Lv y Qi, 2022). La literatura muestra que existen diferentes variables que pueden ayudar a predecir las cotizaciones del mercado bursátil, como el sentimiento de los inversionistas (Chue et al., 2019), la incertidumbre política (Rojas y Roque, 2023), las variables macroeconómicas (Lv y Qi, 2022), entre otras. En el 2006, la capitalización bursátil correspondiente a las acciones de capital representó el 94% de la capitalización total de la BVL, por lo que el 6% restante correspondió a las acciones de inversión. Para el 2022

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

esta participación alcanzó su máximo valor con un nivel alcanzado del 98% en acciones de capital. En cuanto a la estructura por sectores de la capitalización bursátil, bancos y financieras mostraron una participación del 14.7% el 2006 y para el 2022 estas acciones representaban el 15.9%, asimismo, las acciones mineras tuvieron una capitalización bursátil del 26.3% el 2006 y crecieron considerablemente registrándose un valor de 53% el 2022.

El monto negociado para el 2017 fue definido como un año positivo debido a que el IGBVL aumentó en 28.31% en moneda nacional y 32.78% en USD, este escenario benefició a empresas e inversionistas a través del crecimiento en la cotización de fondos mutuos y las AFP. El monto negociado para el 2017 ascendió a S/ 28,836 millones (US$ 8,840 millones), una de los más altos registrados durante los años de estudio y solo superado por el registrado en el 2007 el que fue S/ 38, 809 millones equivalente a US$ 12,402 millones marcando una cifra histórica.

La presente investigación tiene como objetivo determinar la posibilidad de predecir el comportamiento del mercado bursátil peruano a partir del comportamiento de los principales mercados bursátiles de América Latina. Para esto, se utiliza la información diaria del periodo 2006 – 2023, de los índices bursátiles de Perú (S&P BVL PERU GENERAL), Argentina (S&P MERVAL), Brasil (IBOVESPA), Colombia (COLCAP), Chile (S&P CLX IGPA), México (S&P BMV IPC) y EEUU (DOW JONES). Partimos determinando si las series son no estacionarias a través de la utilización de distintas pruebas de raíz unitaria, cumplida esa condición evaluamos si las series cointegran a través de la prueba de cointegración de Johansen (1991) para finalmente aplicar las pruebas de exogeneidad

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

débil y fuerte que ayudará a determinar si alguna de las bolsas de América Latina en evaluación predice el comportamiento de la bolsa peruana en uno o varios periodos.

Esta investigación contribuye a la literatura que estudia la cointegración de las bolsas de valores a nivel internacional (Huang, Yang y Hu, 2000; Ng y Pi, 1994; Monhd y Hassan, 2003; Narayan y Smith, 2005; Guidi y Ugur, 2014; Mohti, Dionisio, Vieria y Ferreira, 2019, entre otros). Asimismo, algunas investigaciones encuentran evidencia de no cointegración entre bolsas (Richards, 1995; Subha y Nambi, 2013; Ègert y Kocenda, 2007; Nath y Sunil, 2003, entre otros). Para el Perú las investigaciones sobre la Bolsa de Valores se centran solamente en aquellos factores que ayudan a determinar su comportamiento (Barrera y Chagua, 2020; Chambi, 2020 y Farfán, 2021), de cuyos resultados se podría inferir su utilidad para predecir. La investigación aporta evidencia reciente sobre la posibilidad de que las principales bolsas de América ayuden a predecir el comportamiento de la bolsa peruana. Específicamente este es el primer trabajo que busca predecir la BVL utilizando dichas cotizaciones a través de la utilización de pruebas de cointegración, exogeneidad débil y fuerte. Los resultados serán útiles para predecir la evolución de las cotizaciones del mercado bursátil peruano a nivel diario, lo cual es relevante para el diseño e implementación de estrategias de diversificación de activos y gestión de riesgos que permitan generar mayor rentabilidad a los inversionistas bursátiles. Además, la investigación contribuirá a ampliar la escasa literatura sobre el tema en el Perú. El documento está organizado de la siguiente forma: La sección II describe el marco teórico, así como la revisión de la literatura. La sección III se presentan los datos empleados, además, se presenta un breve análisis estadístico. El capítulo IV desarrolla la metodología aplicada, el capítulo V los resultados obtenidos y el capítulo VI las conclusiones.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

II. MARCO TEÓRICO Y REVISIÓN DE LA LITERATURA

2.1. MARCO TEÓRICO

El mercado de valores (o *stock market*) se puede definir como aquel sistema que asocia a agentes deficitarios, también denominados emisores, los cuales emiten valores mobiliarios para llevar a cabo sus proyectos y agentes superavitarios o inversionistas que buscan adquirir una ganancia por su inversión. Existen dos formas de dividir al mercado de valores; por el tipo de colocación de valores mobiliarios: (i) mercado primario, se realiza cuando los agentes deficitarios captan dinero por medio de una emisión primaria de títulos de renta fija o variable; (ii) mercado secundario, cuando los agentes superavitarios ejecutan acciones de compra y venta de valores existentes a otros inversionistas, utilizando aquellos valores mobiliarios adquiridos con antelación en el mercado primario. Por el mecanismo de negociación: (iii) mercado bursátil, es un mercado regulado donde se negocian diariamente valores mobiliarios (acciones representativas de capital social y de inversión) registrados previamente; (iv) mercado extrabursátil o denominado *over the counter* debido a que los valores mobiliarios son negociados o transferidos fuera de la rueda de bolsa. Los participantes del mercado de valores comprenden a personas naturales, aseguradoras, organizaciones, financieras y caja de pensiones (Agudelo et al, 2018). Sociedades con valores que se cotizan en bolsa, observadores profesionales, periodistas del sector financiero y el público demandante y oferente de los valores emitidos (Duplat, 1989).

Entre las variables que explican el comportamiento de la bolsa de valores de un país o la rentabilidad de la misma se encuentra que está impulsada por variables tanto de mercado como exógenas donde se incluyen los rendimientos del pasado, volatilidad del mercado, el valor colateral de activos, anuncios macroeconómicos, política monetaria,

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

actividad bursátil rezagada, liquidez e información de los agentes son consideradas como determinantes estadísticamente significativas (Chordia y otros, 2006). Asimismo, existen factores globales como los commodities y el índice S&P 500 que presentan una incidencia positiva en su rendimiento (Barrera y Chagua, 2020).

Dentro de los principales beneficios del mercado de valores se incluyen, (1) la adquisición de capital, (2) el ahorro y (3) el crecimiento de la inversión.

La estabilidad macroeconómica y el rápido crecimiento económico de los últimos años podrían hacer de la Bolsa de Valores de Lima un mercado bursátil de gran proyección de oportunidades para inversionistas nacionales y extranjeros. La economía peruana está compuesta por una gran variedad de minerales, una amplia extensión de productos marinos, y tierras cultivables fértiles y muy productivas, por lo que, las exportaciones peruanas se enfocan en la exportación de productos provenientes de los recursos naturales (Lizarzaburu, Burneo, Galindo y Berggrun, 2015). La economía peruana ha venido creciendo notablemente, sin embargo, el impacto negativo de la COVID-19 evidenció una gran dependencia de precios, sobre todo, en productos básicos. Esta situación la hace vulnerable frente a las fluctuaciones de precios internacionales. Uno de los mercados financieros más afectado debido a la pandemia, ha sido el mercado bursátil, provocando una contracción significativa del mismo, así como, niveles elevados de volatilidad en bonos, acciones y otros activos financieros.

La Bolsa de Valores de Lima es un mercado poco desarrollado, según su capitalización bursátil y montos negociables, además, cuenta con una alta concentración de acciones provenientes de empresas mineras. Durante estos últimos años, la inestabilidad política, la crisis internacional y las variaciones de precios de las materias primas han aumentado

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

la intensidad y disminuido la duración de los puntos de inflexión en el índice S&P/BVL Perú Select (BVL, 2023). El rendimiento del Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) es influenciado por la economía nacional, por eventos políticos; sociales y ambientales, y en especial, por acontecimientos financieros de gran repercusión internacional. Por ejemplo, una desaceleración económica en EE.UU. podría implicar una menor demanda de metales y, por lo tanto, una disminución en los precios, puesto que, el IGBVL se conforma por más del 50% de empresas mineras (Scotiabank, 2008). De esta manera, la bolsa peruana presenta una mayor sensibilidad frente a episodios internacionales en comparación con otras bolsas de la región. La bolsa de Santiago posee diferentes mercados que en la actualidad transan aproximadamente 2000 millones de USD. Asimismo, dota de diversas herramientas a aquellos inversionistas que buscan diversificar sus portafolios. Esta bolsa cuenta con 14 índices bursátiles cuyo objetivo es mostrar el desempeño de las acciones, siendo el sector retail el de mayor número de empresas listadas. Por otro lado, el mercado bursátil colombiano, cuenta con 6 índices bursátiles y ha venido teniendo un crecimiento importante desde el 2001, siendo las empresas petroleras las más importantes dentro de su capitalización bursátil. Mientras que la bolsa mexicana considerada la de mayor dinamismo cuenta con 30 índices bursátiles siendo el IPC el principal. Estas Bolsas forman parte del mercado integrado Latinoamericano siendo la Bolsa Mexicana la última en integrarse. Finalmente, la Bolsa de Sao Paulo tiene como índice principal al IBOVESPA y es considerada por el desarrollo de su mercado financiero.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

2.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura económica empírica sobre integración e interdependencia bursátil entre bolsas de valores se centra en el uso de pruebas multivariadas de cointegración, corrección de errores y causalidad en el sentido de Granger. Por ejemplo, Huang, Yang y Hu (2000) encuentran que existe causalidad en el sentido de Granger entre los mercados de valores de EE.UU. y los miembros del triángulo de crecimiento del sur de China (SCGT, siglas en inglés); además, encuentran que las variaciones de precios en EE.UU. pueden emplearse para predecir las de Hong Kong y Taiwán un día después. Del mismo modo, Chou, Ng y Pi (1994) encuentran que los índices de precios de las acciones del Reino Unido, Francia, Alemania y Japón, están cointegradas según la metodología de Johansen. Por su parte, Monhd y Hassan (2003) muestran que los precios de las acciones de Kuwait y Bahrein están cointegrados, lo que significa que existe una relación estable y significativa a largo plazo.

Narayan y Smith (2005) examinan si el mercado de valores de Nueva Zelanda está integrado con los mercados de valores de Australia y las economías de G7, aplicando las pruebas de cointegración de Johansen y de Gregory y Hansen. Por un lado, la prueba de Johansen indica la no existencia de una relación a largo plazo entre ningún mercado de valores, por otro, la prueba de Gregory y Hansen encuentra que el mercado de valores de Nueva Zelanda está cointegrado con la de EE.UU., mas no con los otros mercados. También, Guidi y Ugur (2014) analizan mercados bursátiles del sureste de Europa entre países desarrollados (EE.UU., Alemania y Reino Unido), los resultados confirman que las bolsas de valores de Bulgaria, Croacia. Rumania, Eslovenia y Turquía están débilmente cointegrados con Alemania y Reino Unido, sin embargo, emplearon técnicas de cointegración dinámica, donde indican la existencia de una cointegración variable en el

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

tiempo y una relación condicional significativa durante el período 2007-2010. Mohti, Dionisio, Vieria y Ferreira (2019) evalúan la integración regional y mundial de los mercados bursátiles asiáticos, empleando pruebas de cointegración de Gregory y Hansen, donde resulta que existe vínculos de largo plazo que conectan a Indonesia, Corea, Filipinas y Tailandia con Japón, por otro lado, algunos mercados emergentes (excepto China, India y Filipinas) mostraron relaciones de largo plazo con EE.UU.

Estudios recientes sobre cointegración entre mercados bursátiles en períodos de crisis financieras muestran una significativa correlación, por consiguiente, una posible transmisión de perturbaciones de un mercado hacia a otro. Ching Shenh y Tu (2000) examinan la cointegración entre índices bursátiles de Asia y el Pacífico, antes y durante la crisis financiera asiática identificándose la presencia de cointegración entre los índices bursátiles durante, más no antes de la crisis, además, la causalidad de Granger muestra que el mercado de EE.UU. incide en algunos países asiáticos durante la crisis, lo que refleja su importante influencia. El BCRP (2011) evalua el contagio de la crisis subprime sobre los mercados bursátiles de Chile, Brasil y Perú comparando el coeficiente de correlación DCC encuentra que la Bolsa Brasileña presenta una mayor dependencia a la de EE.UU, mientras que para el caso peruano se presenta un efecto contagio mas no una interdependencia debido al menor nivel de desarrollo. Bajo esta misma línea, Muñoz y Gálvez (2021) estudian el efecto contagio del mercado bursátil estadounidense sobre los mercados bursátiles latinoamericanos durante el período de crisis del COVID19, hallando evidencia de un efecto contagio significativo entre EE.UU. y los mercados de Perú, Chile, Colombia y en especial con México y Brasil. Otro estudio, confirma una relación de largo plazo entre los más importantes mercados de Europa

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

Continental a pesar de los diversos episodios que marcaron la estabilidad de los mercados bursátiles (Santillán, Escobar y Gurrola, 2015).

Para el caso de los mercados bursátiles latinoamericanos, Chaudhuri (1996) encuentra evidencia de presencia de una relación a largo plazo, dentro de un análisis bivariado, entre los precios de las acciones de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela, asimismo, se identifica la ausencia de exogeneidad débil entre los mercados mencionados, por último, se identifica un comportamiento distinto del mercado brasileño en relación con otros países latinoamericanos, debido a la existencia de un vector de cointegración negativo. Existen investigaciones que analizan la presencia de un equilibrio a largo plazo entre los mercados bursátiles pertenecientes al Mercado Integrado Latinoamericano (MILA). Sandoval y Soto (2016) examinan el MILA antes y después de su implementación, en el cual, no identificaron cointegración en el período de 2010-2011, sin embargo, a partir del tercer año, se detectó un vector de cointegración, indicando una relación a largo plazo. Todos estos resultados son de gran interés para los inversionistas al momento de diversificar, evaluar y gestionar riesgos de acciones internacionales.

Agudelo, Agudelo y Peláez (2017) estudian el mercado accionario colombiano utilizando modelos ARIMAX, GARCH que incluyen variables exógenas. Entre las variables que ayudan a pronosticar la actividad bursátil se encuentran el valor pasado a un mes, los adelantos de cinco y doce meses, una dummy de rendimientos positivos, la existencia de emisiones primarias y el índice VIX.

Igualmente, Hernández (2009) para determinar qué modelo explica con mayor precisión el comportamiento del IPC del mercado mexicano compara tres modelos (GARCH,

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

EGARCH y TARCH) llegando a la conclusión de que el modelo EGARCH (1,1) muestra una capacidad predictiva con mayor exactitud.

Richards (1995) considera que los resultados aparentes de cointegración pueden deberse a menudo a la utilización de valores críticos asintóticos a diferencia de valores críticos de muestras pequeñas, debido a que la teoría económica sugiere que es poco probable que se observe cointegración en mercados eficientes. Un ejemplo es el trabajo de Subha, et al (2013) quienes intentan averiguar la cointegración entre el mercado bursátil indio y estadounidense a través de la prueba de cointegración de Engle Granger para un periodo de 9 años y utilizando datos diarios encuentran que el mercado de valores indio no muestra dependencia con el NASDAQ y el S&P500. Entre los artículos que prueban la ausencia de cointegración los resultados proporcionados por Ègert, y Kocenda (2007) a través del análisis de datos intradía de los mercados bursátiles de Europa Oriental y Occidental concluyen que no se encuentra una relación de cointegración robusta para ninguno de los pares de índices bursátiles mientras que las pruebas de causalidad de Granger indican una causalidad bidireccional para las series, tal como señalan Nath y Sunil (2003) los cuales no encuentran evidencia de cointegración entre los tres importantes mercados bursátiles del sur de Asia (India, Singapur y Taiwán) pero si una causalidad leve para algunos años de estudio.

En estudios a nivel Latinoamérica también se encuentra evidencia sobre la ausencia de vínculos entre los mercados bursátiles. Seabra (2010) quién busca probar la presencia de relaciones a largo plazo entre dos de los índices más importantes del Mercosur (Merval e Ibovespa) y dos índices internacionales (Nikkei y Dow Jones) cuya hipótesis de cointegración entre los índices bursátiles de Argentina y Brasil, que implicaría que ambos

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

mercados comparten tendencias comunes y reaccionan de manera similar a los choques exógenos, no puede aceptarse con base tanto en el procedimiento de Engle y Granger como en el enfoque de Johansen, utilizando la misma metodología Espinoza y Ramos (2009) evalúan la relación de largo plazo entre el mercado accionario mexicano y estadounidense empleando datos que corresponden al precio de cierre diario del IPC (Índice de Precios y Cotización de México) y el DJI (Dow Jones Index). Los resultados demuestran que ambos mercados no se encuentran cointegrados.

En el caso peruano, Barrera y Chahua (2020), Chambi (2020) y Farfán (2021) analizan la relación entre variables macroeconómicas y el rendimiento de la Bolsa de Valores de Lima. Barrera y Chahua (2020) usan el método de regresión por cuantiles y encuentran que el precio de materias primas (commodities) como el oro, petróleo y cobre tienen una relación positiva con el rendimiento de la BVL, mientras que el índice VIX presenta una relación negativa. Chambi y Wong (2020) estima un modelo de regresión por mínimos cuadrados y encuentra que variables macroeconómicas como el tipo de cambio y la tasa de crecimiento del PBI están asociadas positivamente con los retornos de la bolsa, mientras que la inflación y el tipo de interés muestran una relación negativa. Por otro lado, Farfán (2021) empleó el modelo VAR y funciones de impulso respuesta y verificó que existe una conexión entre la BVL y diversas variables macroeconómicas, incluyendo indicadores de coyuntura, exportaciones, tipo de cambio, inflación y el precio del cobre. Rojas y Roque (2023) buscan determinar como la preocupación por el COVID 19 ayudó a predecir el comportamiento del Mercado de Valores Peruano y a través de la estimación de modelos uniecuacionales GARCH-TARCH encuentran que la búsqueda de palabras en google relacionadas al COVID 19 y las noticias sobre los casos de mortalidad contribuyeron a predecir el rendimiento del índice bursátil peruano.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

Estos estudios proporcionan evidencia sobre los factores asociados en el comportamiento del mercado bursátil peruano, los cuales pueden ser usados para anticipar cambios en la rentabilidad bursátil de Perú. Sin embargo, ninguno de ellos utiliza un enfoque de cointegración y análisis de exogeneidad débil y fuerte.

III. DATOS

Se utilizan los índices bursátiles (en moneda local) de siete economías de América Latina (i) Perú (índice general de la Bolsa de Valores de Lima, S&P/BVL PERU GENERAL; (ii) Chile (índice General de Precios de Acciones, S&P CLX IGPA; (iii) Colombia (COLCAP, que considera los precios de 20 acciones consideradas como las más líquidas en el mercado accionario de Colombia)[3]; (iv) México (índice de Precios y Cotizaciones de la BMV, S&P/BMV IPC); (v) Brasil (BOVESPA); (vi) EEUU (Dow Jones, índice bursátil de la bolsa de Nueva York o NYSE, constituido por aproximadamente 30 sociedades con mayor capitalización); y (vii) Argentina (índice del Mercado de Valores de Buenos Aires, S&P MERVAL, incluye el precio de 24 de las compañías más representativas e importantes del país).

Las fuentes de los datos son INVESTING, DATOSMACRO y YAHOO FINANCE. Estas plataformas que tienen como objetivo ofrecer información sobre cotizaciones de la bolsa de valores en tiempo real. Los datos tienen una frecuencia diaria y abarcan el periodo comprendido desde enero de 2006 hasta diciembre de 2023.

El Gráfico (1) presenta la evolución de los índices bursátiles latinoamericanos junto con el Índice S&P/BVL Peru General. Se puede apreciar que todos los índices bursátiles, con

[3] El IGBVC fue reemplazado por el COLCAP en el 2013, por lo que se utilizaron inicialmente los datos del IGBVC para el presente estudio.

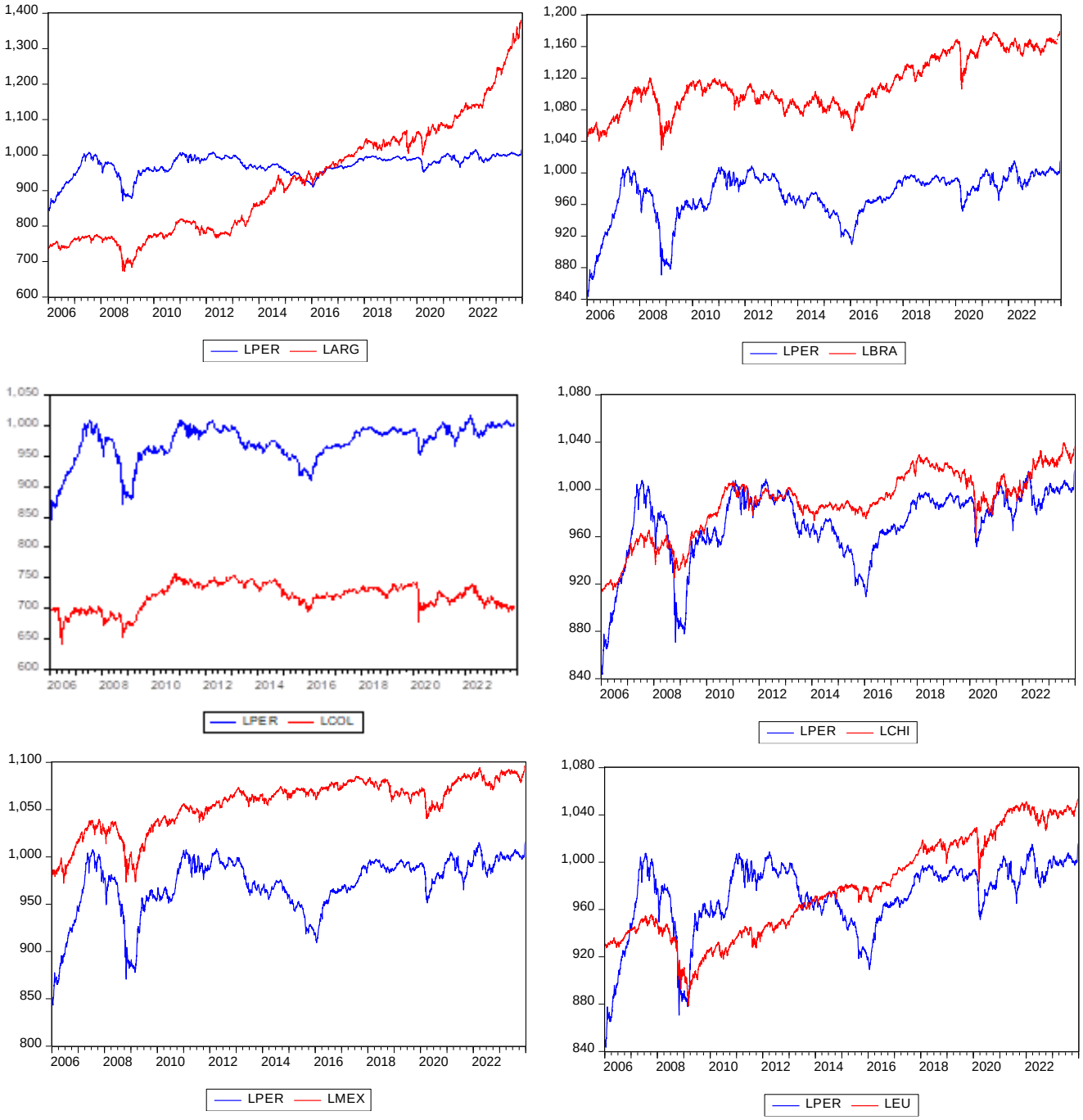
Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

excepción de Argentina, siguen la misma tendencia durante el período de análisis. En el caso de Argentina, se observa que a partir del 2013 sigue una tendencia opuesta a la del Perú. El auge en las bolsas latinoamericanas inició a mitad del 2004 como consecuencia de una baja en los márgenes de riesgo-país en la región. Para el tercer trimestre del 2007 se registró una caída moderada que tuvo una recuperación rápida.

La crisis financiera global (CFG) y la pandemia del COVID-19 coincidieron con caídas importantes en las bolsas latinoamericanas. Durante la CFG del 2008 todas las bolsas registraron una caída, recuperándose durante el 2009. En el caso de Perú se dio una leve recuperación en su índice. Por otro lado, tras la confirmación de los primeros casos de COVID-19 a inicios del 2020, los índices más importantes de América Latina tuvieron un fuerte descenso; por ejemplo, el Ibovespa, índice con mayor importancia de Brasil registró una caída mayor al 45% en su cotización.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

Gráfico 1. *Índice general de la BVL y otros índices latinoamericanos: enero 2006 – diciembre 2023*



Fuente: Investing. Elaboración propia.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

El Cuadro (1) presenta los estadísticos descriptivos de los índices bursátiles analizados. Los índices bursátiles menos volátiles son los de Colombia, Chile y Estados Unidos, pues registran las menores desviaciones estándar (266.7079, 5154.418 y 8351.207, respectivamente), mientras que el más volátil es el de Argentina (desviación estándar de 114087.4). El coeficiente de la curtosis indica que existe mayor probabilidad de observar valores extremos en el caso de Argentina. Como es de esperarse debido a la tendencia de los índices bursátiles, la prueba de Jarque-Bera indica que ninguna de las variables analizadas tiene una distribución normal.

Cuadro 1. *Estadísticos descriptivos de las variables en niveles*

Variables	PER	ARG	BRA	CHI	COL	EU	MEX
N	4682	4682	4682	4682	4682	4682	4682
Promedio	17147.15	44485.63	71371.39	20323	1366.015	19328.68	39773.13
Mediana	17812.52	9800.29	63085	20344.56	1366.82	16993.07	41993.82
Max	25960.01	989696	134194	32697.87	1942.37	37710.63	57745.79
Min	4602.95	828.99	29435	9139.09	616.025	6547.05	16653.15
Desv. Est.	4354.549	114087.4	25445.79	5154.418	266.7079	8351.207	9426.949
Kurtosis	2.872292	30.79006	2.21211	2.439505	2.156359	2.038555	2.512678
Jarque-Bera	369.6378	169789.7	480.4304	72.57473	167.2757	459.8581	307.3966

Fuente: Investing. Elaboración propia.

El cuadro (2) muestra los estadísticos descriptivos de la rentabilidad bursátil de los países analizados (la primera diferencia de los logaritmos). Se puede observar que la rentabilidad bursátil de Argentina y Brasil son las más volátiles (desviación estándar de 231.7715 y 167.0778, respectivamente), mientras que la de Chile es la menos volátil (desviación estándar 100.3336). Por otro lado, el índice con el promedio más cercano al de la bolsa peruana es el de Brasil (3.70803 y 2.917684 respectivamente). El coeficiente de la curtosis indica que todos los datos se distribuyen de manera leptocúrtica (curtosis mayor a 3), lo que indica que existe alta probabilidad de observar rentabilidades

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

extremas en comparación al caso de una normal. La prueba de Jarque-Bera indica que ninguna de las series de rentabilidad bursátil tiene una distribución normal.

Cuadro 2. *Estadísticos descriptivos de las variables en diferencias*

Variables	DLPER	DLARG	DLBRA	DLCHI	DLCOL	DLEU	DLMEX
N	4670	4670	4670	4670	4670	4670	4670
Promedio	3.70803	13.37594	2.917684	2.611233	0.217749	2.615447	2.324908
Mediana	1.202733	4.729436	0.00000	0.703741	0.00000	3.369711	0.252099
Max	1281.556	2057.472	1367.661	905.7833	1468.797	1076.433	1044.071
Min	-1329.076	-4769.221	-1599.303	-1383.748	-1328.12	-1384.181	-726.6123
Desv. Est.	141.2882	231.7715	167.0778	100.3336	122.5685	116.5528	117.3115
Kurtosis	14.28913	46.15822	13.01856	23.92181	24.58513	19.18766	9.791893
Jarque-Bera	24994.93	366055.9	19673.53	85852.82	90892.12	51169.97	8976.384

Fuente: Investing. Elaboración propia.

El cuadro (3) muestra la matriz de correlaciones contemporáneas, donde se observa que las bolsas de Chile y Brasil son las que registran una mayor relación lineal con la bolsa peruana (coeficiente de correlación de 0.719 y 0.673 respectivamente), mientras que la relación lineal más débil es con la bolsa de Argentina (coeficiente de correlación de 0.353). Respecto a las rentabilidades, las bolsas de Brasil y México son las que registran una mayor correlación con la de Perú (0.442 y 0417 respectivamente), mientras que la menor es con Argentina (0.335).

Cuadro 3. *Matriz de correlaciones contemporáneas*

CORRELACIONES COMTEMPORANEAS	ARG	BRA	CHI	MEX	COL	EU
Niveles (logs)	0.353	0.673	0.719	0.606	0.500	0.536
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Diferencias (rendimiento)	0.335	0.442	0.393	0.417	0.347	0.409
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: Investing. Elaboración propia.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

IV. METODOLOGÍA EMPÍRICA

Para evaluar la hipótesis planteada, se estimará un modelo de vector autorregresivo (VAR) para series que cointegran o VAR cointegrado y se realizarán las pruebas de exogeneidad débil y fuerte. Para que este procedimiento sea válido, será necesario verificar dos condiciones previas: (i) que las series temporales que se incluyen en el VAR son procesos raíz unitaria, y (ii) que existe al menos un vector de cointegración entre las series temporales. prueba de cointegración de Johansen (1991, 1996).

a. Pruebas de raíz unitaria

Para determinar si las series son raíz unitaria, se emplearán las pruebas tradicionales Dickey-Fuller aumentada o ADF (Dickey y Fuller, 1979, 1981), Phillip-Perron (Phillip y Perron, 1988), KPSS (Kwiatkowski et al., 1992) y Dickey-Fuller con extracción de tendencia GLS o DF-GLS (Elliot et al., 1998).

La prueba Dickey Fuller (DF) se basa en la estimación de la siguiente regresión:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_1 \Delta Y_{t-m} + \varepsilon_t$$

donde el término ε_t es un ruido blanco. Si la serie es raíz unitaria, entonces $\delta = 0$. Para evaluar la hipótesis nula de que $\delta = 0$, se construye un estadístico "t" y se usan los valores críticos de la tabla Dickey-Fuller correspondiente. Si no se rechaza la H_0 se concluye que la serie tiene una raíz unitaria y por ende es una serie no estacionaria. Por otro lado, si se rechaza la H_0 se concluye que la serie es estacionaria.

La prueba Phillip-Perron (PP), propuesta por Phillip y Perron (1988), se basa en la estimación de un modelo AR(1): $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$. El estadístico "t" se

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

ajusta por la presencia de autocorrelación y se usan los valores críticos correspondientes para evaluar la hipótesis nula de raíz unitaria, $\delta = 0$.

Si bien las pruebas ADF y PP son las más conocidas, estas presentan dos problemas: (i) tienen poca potencia cuando la raíz es muy cercana a 1 o si no se especifican correctamente los componentes determinísticos, y (ii) tienden a rechazar muy frecuentemente la hipótesis nula (problema de tamaño de la prueba). Elliot y otros (1996) proponen una prueba más eficiente que las pruebas ADF y PP, la cual consiste en aplicar la prueba Dickey-Fuller luego de extraer el componente determinístico usando mínimos cuadrados generalizados (GLS); debido a este procedimiento, a la prueba también se le conoce como DF-GLS. La prueba se basa en la estimación d

el siguiente modelo:

$$\Delta Y_t^d = \delta\, Y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^{m} \alpha_1\, \Delta Y_{t-1}^d + \mathcal{E}_t$$

donde Y^d representa a la variable y después de eliminar los componentes determinísticos y ΔY^d es la primera diferencia de Y^d. La hipótesis nula de la prueba DF-GLS establece que la serie tiene raíz unitaria y la hipótesis alternativa que la serie es estacionaria.

b. Prueba de cointegración

La prueba de cointegración permite determinar si dos o más series raíz unitaria comparten una tendencia estocástica común; es decir, si tienden a moverse juntas en el largo plazo. Desde el punto de vista económico, si las series cointegran entonces existe una relación de largo plazo entre ellas o de estado estacionario. Para que exista

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

cointegración entre 2 variables, se requieren dos condiciones: (i) que las series sean raíz unitaria, y (ii) la combinación lineal de estas series debe ser estacionaria.

Johansen (1991) propone una prueba de cointegración basada en la estimación de un modelo de vector autorregresivo (VAR) cointegrado, la cual se detalla en Johansen (1995). Lahura y Grande (2022) describen dicha metodología e indican que el VAR cointegrado o modelo de corrección de errores vectorial (VECM) para un grupo de "k" variables contenidas en un vector X_t tiene la siguiente forma:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + e_t$$

La prueba de cointegración de Johansen, también conocida como prueba de la traza, permite determinar si la matriz Π de orden $k \times k$ tiene un rango reducido $r < k$. Si esto es cierto, entonces existen matrices α y β de orden $k \times r$ cada una con rango r tal que $\Pi = \alpha\beta'$ y $\beta' X_t$ es estacionario. El número de relaciones de cointegración o rango de cointegración está representado por "r" y cada columna de la matriz β es un vector de cointegración. Los elementos de la matriz α representa la velocidad de ajuste de las series temporales ante desviaciones de estas fuera del equilibrio.

La hipótesis nula de la prueba de la traza es que las series no cointegran o que el número de vectores de cointegración es cero, $r = 0$, mientras que la hipótesis alternativa es que existe al menos $r = k - 1$ vectores de cointegración. Esta prueba se aplica de forma secuencial hasta no rechazar la hipótesis nula: (i) $H_0: r = 0$ vs $H_1: r = 1$, (ii) $H_0: r = 1$ vs $H_1: r = 2$, (iii) $H_0: r = 2$ vs $H_1: r = 3$ y así sucesivamente.

c. Pruebas de exogeneidad

Según Lahura y Grande (2022), la exogeneidad débil y fuerte se pueden evaluar a partir del modelo VECM. Por ejemplo, si asumimos que y_t representa al IGBVL (en logs) y Z_t al

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

índice de la bolsa de Estados Unidos (Dow Jones), entonces el VAR cointegrado para estas variables está representado por dos ecuaciones:

$$\Delta y_t = d_1 + [y_{t-1} - \beta_1 - Z_{t-1}\beta_2]\,\alpha_y + a_{11}(1)\,\Delta y_{t-1} + \cdots + a_{11}(p-1)\,\Delta y_{t-(p-1)} + a_{12}(1)\,\Delta Z_{t-1} + \cdots + a_{12}(p-1)\,\Delta Z_{t-(p-1)} + u_t^y$$

y

$$\Delta Z_t = d_2 + [y_{t-1} - \beta_1 - Z_{t-1}\beta_2]\,\alpha_Z + a_{21}(1)\,\Delta y_{t-1} + \cdots + a_{21}(p-1)\,\Delta y_{t-(p-1)} + a_{22}(1)\,\Delta Z_{t-1} + \cdots + a_{22}(p-1)\,\Delta Z_{t-(p-1)} + u_t^z$$

La relación de equilibrio de largo plazo se cumple si $y_{t-1} = \beta_1 + Z_{t-1}\beta_2$; esto equivale a que $y_{t-1} - \beta_1 - Z_{t-1}\beta_2 = 0$. Por lo tanto, $y_{t-1} - \beta_1 - Z_{t-1}\beta_2 \neq 0$ implica que existe una desviación respecto de la relación de largo plazo. El parámetro α_y mide la fracción de la desviación que ocurrió en "t-1" y que se corrige el siguiente período a través de un cambio en Δy_t, la cual se denomina velocidad de ajuste. De manera similar, α_Z es la velocidad de ajuste de ΔZ_t ante una desviación del equilibrio de largo plazo.

Se dice que Z_t es débilmente exógena para β_2 si $\alpha_Z = 0$; es decir, Z_t es débilmente exógena si no reacciona ante un desequilibrio o desviación de la relación de largo plazo. En otras palabras, la variable Z_t no se ajusta para reestablecer el equilibrio de largo plazo. De esta manera, la exogeneidad débil de Z_t significa que se puede usar la información de Z_t para predecir y_t un período adelante. Para evaluar esta hipótesis, se utiliza una prueba chi-cuadrado donde la hipótesis nula es que $\alpha_Z = 0$.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

Por otro lado, si Z_t es débilmente exógena y además Δy_t no causa en el sentido de Granger a ΔZ_t, es decir $a_{21}(1) = a_{21}(2) = \cdots = a_{21}(p-1) = 0$, entonces se dice que Z_t es fuertemente exógena para β_2. Esto significa que se puede usar la información de Z_t para predecir y_t varios períodos adelante. Para evaluar la exogeneidad fuerte se impone el supuesto de exogeneidad débil (en los casos que se encuentre evidencia de ello) y se aplica una prueba F para evaluar la causalidad en el sentido de Granger.

V. RESULTADOS

Cuadro 4. *Resultados de las pruebas de raíz unitaria, enero 2006- diciembre 2023*

Bolsa	Índice	DF-GLS	ADF	KPSS	PP
Perú	S&P PERU GENERAL	-1.28	-3.45	0.28	-3.71
Argentina	S&P MERVAL	-0.20	-1.79	1.11	-1.79
Brasil	IBOVESPA	-2.24	-2.57	0.96	-2.72
Chile	S&P CLX IGPA	-1.32	-2.66	0.69	-2.85
México	S&P BMV IPC	-1.52	-2.99	1.03	-3.25
Colombia	COLCAP	-2.03	-2.21	1.19	-2.32
EEUU	DOW JONES	-1.78	-2.56	0.84	-2.69
Valores críticos					
	1%	-3.48	-3.96	0.22	-3.96
	5%	-2.89	-3.41	0.15	-3.41
	10%	-2.57	-3.13	0.12	-3.13

Nota: La parte superior del cuadro presenta el valor de los estadísticos de cada prueba y para cada variable de índice bursátil. La parte inferior del cuadro presenta los valores críticos. Elaboración propia

Los resultados de la prueba de raíz unitaria DF-GLS muestran que no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para ninguno de los índices analizados, lo que indica que todos los índices son procesos raíz unitaria. Nótese que el resto de pruebas no necesariamente coincide con la prueba DF-GLS. Por ejemplo, para el caso del índice S&P PERU GENERAL, la hipótesis de raíz unitaria es rechazada al 5 por ciento en la prueba ADF mientras que en la prueba KPSS se concluye que todas las series son raíz unitaria al 1 por ciento de significancia; sin embargo, se rechaza la hipótesis nula al 5 por ciento de

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

significancia con la prueba PP. Dadas las características de las pruebas de raíz unitaria, se priorizarán los resultados de la prueba eficiente DF-GLS. De esta manera, se concluye que todas las series son raíz unitaria y se puede evaluar si cointegran o no.

Cuadro 5. *Resultados de las pruebas de cointegración de Johansen*

Rezagos	Vec. De Coint.	S&P MERVAL	IBOVESPA	S&P CLX IGPA	S&P BMV IPC	COLCAP	DOW JONES
1	r=0	0.0012	0.0152	0.0155	0.0193	0.0080	0.0102
	r=1	0.0037	0.1721	0.0614	0.0388	0.0137	0.7142
2	r=0	0.0012	0.0193	0.0212	0.0220	0.0083	0.0110
	r=1	0.0035	0.1837	0.0646	0.0404	0.0115	0.7004
3	r=0	0.0013	0.0193	0.0189	0.0218	0.0080	0.013
	r=1	0.0042	0.1795	0.0644	0.0401	0.0105	0.6881
4	r=0	0.0009	0.0122	0.0139	0.0162	0.0061	0.0069
	r=1	0.0040	0.1899	0.0667	0.0418	0.0107	0.7348
5	r=0	0.0007	0.0085	0.0101	0.0129	0.0060	0.0047
	r=1	0.0032	0.1837	0.0539	0.0394	0.0128	0.7176
6	r=0	0.0009	**0.0081**	0.0090	0.0112	0.0058	0.0036
	r=1	0.0042	**0.1810**	0.0476	0.0354	0.0136	0.7602
7	r=0	**0.0006**	0.0044	**0.0065**	**0.0079**	0.0043	0.0021
	r=1	**0.0053**	0.1602	**0.0512**	**0.0375**	0.0150	0.7224
8	r=0	0.0006	0.0049	0.0077	0.0089	0.0057	0.0024
	r=1	0.0049	0.1714	0.0550	0.0405	0.0211	0.7430
9	r=0	0.0004	0.0037	0.0066	0.0072	0.0050	0.0013
	r=1	0.0043	0.1553	0.0523	0.0397	0.0223	0.6900
10	r=0	0.0003	0.0024	0.0063	0.0060	0.0035	0.0008
	r=1	0.0049	0.1381	0.0558	0.0412	0.0178	0.7065
11	r=0	0.0004	0.0041	0.0088	0.0088	0.0053	0.0014
	r=1	0.0041	0.1454	0.0541	0.0392	0.0181	0.6904
12	r=0	0.0005	0.0055	0.0106	0.0103	0.0078	0.0012
	r=1	0.0035	0.1431	0.0528	0.0331	0.0233	0.6820
13	r=0	0.0006	0.0054	0.0120	0.0112	**0.0076**	0.0010
	r=1	0.0042	0.1416	0.0496	0.0332	**0.0191**	0.6704
14	r=0	0.0009	0.0069	0.0138	0.0147	0.0082	0.0016
	r=1	0.0045	0.1442	0.0486	0.0422	0.0170	0.6902
15	r=0	0.0008	0.0052	0.0117	0.0119	0.0063	0.0011
	r=1	0.0060	0.1425	0.0500	0.0423	0.0158	0.7519
16	r=0	0.0011	0.0060	0.0144	0.0141	0.0090	0.0015
	r=1	0.0073	0.1422	0.0575	0.0480	0.0201	0.7473
17	r=0	0.0009	0.0067	0.0180	0.0147	0.0106	0.0017
	r=1	0.0059	0.1335	0.0620	0.0506	0.0185	0.7362
18	r=0	0.0006	0.0089	0.0205	0.0189	0.0136	0.0033
	r=1	0.0035	0.1597	0.0689	0.0568	0.0212	0.7878

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

19	r=0	0.0008	0.0151	0.0265	0.0259	0.0193	0.0053
	r=1	0.0030	0.1713	0.0701	0.0537	0.0199	0.8508
20	r=0	0.0010	0.0146	0.0295	0.0297	0.0234	**0.0064**
	r=1	0.0042	0.1508	0.0748	0.0579	0.0275	**0.8367**

Nota: El rezago óptimo para cada modelo es: (i) S&P MERVAL: 7 rezagos, (ii) IBOVESPA: 6 rezagos, (iii) S&P CLX IGPA: 7 rezagos, (iv) S&P BMV IPC: 7 rezagos, (v) COLCAP: 13 rezagos (vi) DOW JONES: 20 rezagos. Elaboración propia

En el cuadro (5) se muestran los resultados de la prueba de cointegración de Johansen entre el S&P PERU GENERAL y los principales índices de América Latina en evaluación. Para llevar a cabo esta prueba se considera un VAR cointegrado con series temporales que contienen tendencias determinísticas en niveles; además, se asume que el vector de cointegración contiene un intercepto. Se aplica la prueba considerando desde 1 hasta 20 rezagos debido a que se trabajan con datos diarios.

Para el caso del S&P MERVAL, se rechaza la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración al 5 por ciento de significancia considerando 1 rezago en el modelo, este resultado es el mismo si se realiza la prueba tomando en cuenta los rezagos del 2 al 20. Asimismo, se rechaza la hipótesis nula de que existe como máximo 1 vector de cointegración. Esto significa que las series no cointegran.

Respecto al IBOVESPA se rechaza la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración al 5 por ciento de significancia para todos los rezagos del 1 al 20. Sin embargo, se acepta la hipótesis nula de que existe como máximo 1 vector de cointegración. En este caso, se concluye que S&P PERU GENERAL e IBOVESPA cointegran.

Para el caso del índice S&P CLX IGPA de Chile, se acepta la hipótesis nula de que existe como máximo 1 vector de cointegración, excepto para los rezagos 6, 13, 14 y 15. Por otro lado, para los índices de México (S&P BMV IPC) y Colombia (COLCAP) se rechaza la existencia de 1 vector de cointegración. Por su parte, el índice DOW JONES de EEUU

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

acepta la hipótesis nula de como máximo de 1 vector de cointegración para los rezagos comprendidos del 1 al 20.

En resumen, existe evidencia de que los índices bursátiles de Brasil, Chile y EEUU cointegran con el índice S&P PERU GENERAL.

El cuadro (6) muestra los resultados de la prueba de exogeneidad débil para las bolsas de Brasil, Chile y EEUU. Se observa que en todos los casos se acepta la hipótesis nula de que esos índices son débilmente exógenos, lo que quiere decir que ayudan a predecir el comportamiento de la Bolsa de Valores de Lima un periodo hacia delante.

Cuadro 6. *Resultados de las pruebas de exogeneidad débil*

Rezagos	Prueba LR	IBOVESPA	S&P CLX IGPA	DOW JONES
1	Chi-2	0.732906	1.493916	0.022747
	Prob	0.391943	0.221610	0.880117
2	Chi-2	0.680266	1.331554	0.017866
	Prob	0.409495	0.248529	0.893669
3	Chi-2	0.744712	1.253154	0.011897
	Prob	0.388156	0.262951	0.913145
4	Chi-2	0.734203	1.088952	0.040391
	Prob	0.391524	0.296704	0.840719
5	Chi-2	0.803746	1.024228	0.058401
	Prob	0.369976	0.311518	0.809041
6	Chi-2	**0.841873**	1.010029	0.142100
	Prob	**0.358862**	0.314896	0.706202
7	Chi-2	0.681237	**0.963001**	0.083792
	Prob	0.409161	**0.326432**	0.772223
8	Chi-2	0.709987	1.079443	0.088866
	Prob	0.399448	0.298822	0.765624
9	Chi-2	0.746621	1.055947	0.029033
	Prob	0.387548	0.304141	0.864703
10	Chi-2	0.673315	1.200007	0.035713
	Prob	0.411898	0.273320	0.850109
11	Chi-2	0.795779	1.237025	0.010034
	Prob	0.372358	0.266045	0.920209
12	Chi-2	0.915024	1.209550	0.007735
	Prob	0.338785	0.271421	0.929916
13	Chi-2	0.753660	1.159192	0.023903

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

	Prob	0.385320	0.281633	0.877132
14	Chi-2	0.843338	1.180354	0.000444
	Prob	0.358444	0.277284	0.983189
15	Chi-2	0.885225	1.321702	0.017301
	Prob	0.346775	0.250287	0.895352
16	Chi-2	0.758024	1.363939	0.009248
	Prob	0.383947	0.242856	0.923387
17	Chi-2	0.878605	1.333506	0.000314
	Prob	0.348584	0.248183	0.985863
18	Chi-2	0.671734	1.217113	0.026680
	Prob	0.412448	0.269928	0.870251
19	Chi-2	0.667100	1.118960	0.110189
	Prob	0.414065	0.290142	0.739929
20	Chi-2	0.617291	1.177804	**0.139313**
	Prob	0.43206	0.277804	**0.708965**

Nota: El rezago óptimo para cada modelo es: (i) IBOVESPA: 6 rezagos, (ii) S&P CLX IGPA: 7 rezagos, (iii) DOW JONES: 20 rezagos. Elaboración propia

Cuadro 7. *Resultados de las pruebas de exogeneidad fuerte*

Rezagos	Prueba LR	IBOVESPA	S&P CLX IGPA	DOW JONES
1	Chi-2	0.9320	0.0584	3.8122
	Prob	0.3343	0.8090	0.0509
2	Chi-2	1.1454	1.3712	4.5428
	Prob	0.5640	0.5038	0.1032
3	Chi-2	1.0722	2.1932	4.8175
	Prob	0.7838	0.5333	0.1857
4	Chi-2	1.6121	5.4900	11.6997
	Prob	0.8066	0.2406	0.0197
5	Chi-2	5.7490	10.9530	16.7915
	Prob	0.3314	0.0523	0.0049
6	Chi-2	**5.8800**	21.6317	15.1162
	Prob	**0.4368**	0.0014	0.0194
7	Chi-2	6.8653	**22.8947**	17.2429
	Prob	0.4430	**0.0018**	0.0159
8	Chi-2	8.5614	24.5581	17.5694
	Prob	0.3806	0.0018	0.0247
9	Chi-2	8.5448	25.7187	18.0479
	Prob	0.4803	0.0023	0.0346
10	Chi-2	10.8916	25.6136	18.3249
	Prob	0.3660	0.0043	0.0497
11	Chi-2	15.2885	26.0141	18.3085
	Prob	0.1697	0.0065	0.0747

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

12	Chi-2	16.2618	26.0693	19.6113
	Prob	0.1795	0.0105	0.0748
13	Chi-2	18.6246	26.8450	22.7715
	Prob	0.1352	0.0131	0.0445
14	Chi-2	22.0069	28.5678	29.2176
	Prob	0.0785	0.0120	0.0098
15	Chi-2	22.2766	28.3286	34.0180
	Prob	0.1008	0.0196	0.0034
16	Chi-2	22.4573	30.1632	33.1205
	Prob	0.1290	0.0172	0.0071
17	Chi-2	23.3815	31.2800	35.2675
	Prob	0.1372	0.0185	0.0057
18	Chi-2	26.3382	31.6660	38.6602
	Prob	0.0923	0.0241	0.0032
19	Chi-2	29.4507	35.2536	48.2820
	Prob	0.0592	0.0130	0.0002
20	Chi-2	28.9468	35.4575	**52.3013**
	Prob	0.0888	0.0178	**0.0001**

Nota: El rezago óptimo para cada modelo es: (i) IBOVESPA: 6 rezagos, (ii) S&P CLX IGPA: 7 rezagos, (iii) DOW JONES: 20 rezagos. Elaboración propia

El cuadro (7) muestra los resultados de la prueba de exogeneidad fuerte, donde la hipótesis nula para el caso del índice IBOVESPA se acepta para todos los rezagos (al 10 por ciento para el rezago 14). Para el caso del índice S&P CLX IGPA, la hipótesis nula no puede rechazarse solo para los rezagos 1 al 4. Finalmente, para el caso del índice Dow Jones se demuestra la evidencia de exogeneidad fuerte para los rezagos 2 y 3. En resumen, existe evidencia fuerte que la Bolsa de Brasil ayuda a predecir a la Bolsa de Lima.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

VI. CONCLUSIONES

Esta investigación tiene por finalidad determinar si es posible predecir las cotizaciones del mercado bursátil peruano a partir de la información de los principales índices bursátiles de América Latina para el periodo que comprende enero 2006 a diciembre 2023. Utilizando la prueba de cointegración de Johansen, se encuentra que los índices bursátiles de Brasil, Chile y Estados Unidos cointegran con el índice de la BVL, lo que en términos económicos significa la presencia de una relación a largo plazo entre la BVL y cada uno de esos índices. Además, se encontró evidencia de exogeneidad débil de las bolsas extranjeras en cada uno de los tres casos. Sin embargo, solo para el caso de la bolsa de Brasil se encuentra evidencia que esta es fuertemente exógena, lo que implica que el comportamiento de la Bolsa peruana puede ser predicha uno o más períodos hacia delante usando la información de la cotización de la bolsa de Brasil.

El resultado de la investigación será útil para predecir la evolución de las cotizaciones del mercado bursátil peruano a nivel diario usando información de bolsas extranjeras como la de Brasil, Chile y Estados Unidos. Esta información será de utilidad para diseñar e implementar estrategias de diversificación de activos y gestión de riesgos que permitan generar mayor rentabilidad a los inversionistas bursátiles. Además, la investigación contribuirá a ampliar la escasa literatura sobre el tema en el Perú.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

VII. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Agudelo, David, Agudelo, Diego A., y Peláez, J. (2018). Determinantes y pronóstico de la actividad bursátil del mercado accionario colombiano. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 23(44), 4-28.

https://doi.org/10.1108/JEFAS-06-2017-0068

Anchuelo, A. (1993). Series integradas y cointegradas: Una introducción. *Revista de Economía Aplicada*, 1(1), 151-164.

https://www.revecap.alde.es/revista/

Barrera, L. y Chagua, L. (2020). La incidencia de los factores globales en el rendimiento de la Bolsa de Valores de Lima en el periodo de 2000-2019, *Universidad Científica del Sur*. https://doi.org/10.21142/tl.2020.1563

Beck T, Levine R (2004) Stock markets, banks, and growth: panel evidence. *Journal of Banking and Finance*, 28(3), 423–442.
https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00408-9

Banco Central de Reserva del Perú (2011). Reporte de Estabilidad Financiera. https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Estabilidad-Financiera/2011/Noviembre/ref-noviembre-2011-recuadro-2.pdf

Chambi, P y Wong, L (2017). Volatilidad de los mercados financieros globales: Impacto en la rentabilidad de la Bolsa de Valores de Lima-Perú. Grupo de Investigación en Gestión de la Innovación.

http://congreso.pucp.edu.pe/ciencias-gestion/wp-content/uploads/sites/54/2019/02/ARTICULOVOLPPCHC.pdf

Chambi, P. (2020). El impacto de las variables macroeconómicas en la rentabilidad de la Bolsa de Valores de Lima. *Quipukamyoc Revista de investigación UNMSM*, 28(56), 51-57.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

http://dx.doi.org/10.15381/quipu.v28i56.17695

Chaudhuri, K. (1997). Cointegration, error correction and Granger causality: an application with Latin American stock markets. *Applied Economics Letters,* 4(8), 469-471. https://doi.org/10.1080/758536627

Chordia, T., Roll, R., y Subrahmanyam, A. (2007). The cross-section of expected trading activity. *The Review of Financial Studies,* 20(3), 709-740. https://doi.org/10.1093/rfs/hhl014

Chue, T. K., Gul, F. A. y Mian, G. M. (2019). Aggregate investor sentiment and stock return synchronicity. Journal of Banking & Finance, 108: 105628. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.105628.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74(366), 427–431. https://doi.org/10.2307/2286348

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, 49(4), 1057–1072. https://doi.org/10.2307/1912517

Égert, B. y Kočenda, E. (2007). Interdependence between Eastern and Western European stock markets: Evidence from intraday data. *Economic Systems*, 31(2), 184-203.

https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2006.12.004

Elliott, G., Rothenberg, T.J. y Stock, J. H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. Econometrica 64(4): 813-836. https://doi.org/10.2307/2171846

Enders, W. (2015). Applied Econometric Time Series. 4ta edición. Hoboken, N.J.: Wiley.

Disponible en:

https://www.academia.edu/25270301/Applied_Econometrics_Time_Series_4th_edition

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

Engle, R. y Granger, C. (1987). Co-Integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. https://doi.org/10.2307/1913236

Espinoza, C. y Ramos, E. (2009). Relación de largo plazo entre el mercado accionario mexicano y estadounidense. *Panorama Socioeconómico*, 27(39), 124-136. https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=39915006004

Farfán, B. (2020). Determinantes del desempeño de la Bolsa de Valores de Lima: relevancia de la política monetaria no convencional (2000-2020). *Pontificia Universidad Católica del Perú.*

http://hdl.handle.net/20.500.12404/18505

Galindo, L. (1997). El concepto de Exogeneidad en la econometría moderna. *Investigación Económica,* 57(220), 97-111.

http://www.jstor.org/stable/42842380

Guidi, F. y Ugur, M. (2014). An analysis of South-Eastern European stock markets: evidence on cointegration and portfolio diversification benefits. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 30(1), 119-136. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2014.01.007

Hernández, S. (2009). Pronóstico y volatilidad del IPyC de la bolsa mexicana de valores. *Revista Observatorio Calasanz*, Universidad Cristóbal Colon, Dpto. de Investigación y Posgrado, 1(1), 25-36.

https://ideas.repec.org/a/ucc/reveco/num_1_ago_2009_004.html

Huang, B., Yang, C. y Hu, J. (2000). Causality and cointegration of stock markets among the United States, Japan and the South China Growth Triangle. *International Review of Financial Analysis,* 9(3), 281-297.
https://doi.org/10.1016/S1057-5219(00)00031-4

Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica, 59*(6), 1551–1580.

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

https://doi.org/10.2307/2938278

Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001

Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt & Yongcheol Shin (1992). "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root," Journal of Econometrics, 54(1-3), 159-178.
https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

Lahura, E. y Grande, A. (2022). Evaluación de los indicadores de inflación subyacente para el Perú: 2002-2021. *Documentos de trabajo 2022-005*. Banco Central de Reserva del Perú.

https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2022/documento-de-trabajo-005-2022.pdf

Lahura, E., & Vega, M. (2017). Stock Market Development and Real Economic Activity in Peru. *Empirical Economics, 53*(3), 1011-1038.
https://doi.org/10.1007/s00181-016-1149-6

Lizarzaburu, E., Burneo, K., Galindo, H. y Berggrun, L. (2015). Emerging markets integration in Latin America (MILA) stock market indicators: Chile, Colombia, and Peru. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(39), 74-83.
https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S207718861500027X

Lv, W. y Qi, J. (2022). Stock market return predictability: A combination forecast perspective. *International Review of Financial Analysis, 84*: 102376.
https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102376.

Marqués, L.M., Fuinhas. J.A., & Marques, A.C. (2013). Does the stock market cause economic growth? Portuguese evidence of economic regime change. *Economic Modelling, 32*(C):316–324.
https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.015

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

Mohammed, A. y Hassan, H. (2003). Financial Integration of Stock Markets in the Gulf: A Multivariate Cointegration Analysis. *International Journal of Business*, 8(3), 1-12. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.420246

Mohti, W., Dionísio, A., Vieira, I. y Ferreira, P. (2019). Regional and global integration of Asian stock Markets. *Research in International Business and Finance*, 50(2019) 357-368. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.06.003

Muñoz, E. y Gálvez, F. (2021). Efecto contagio del mercado estadounidense a los mercados financieros latinoamericanos durante la pandemia por COVID-19. *Cuadernos de Economía*, 40(85), 1091- 1111. http://www.scielo.org.co/pdf/ceco/v40nspe85/2248-4337-ceco-40-spe85-1091.pdf

Narayan, P. y Smyth, R. (2005). Cointegration of Stock Markets between New Zealand, Australia and the G7 Economies: Searching for Co-Movement Under Structural Change. *Australian Economic Papers*, 44(3), 231-247. https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.2005.00262.x

Nath, G. y Verma, S. (2003). Study of Common Stochastic Trend and Co-Integration in the Emerging Markets A Case Study of India, Singapore and Taiwan. Working Paper- NSE. https://www.scirp.org/(S(lz5mqp453edsnp55rrgjct55))/reference/referencespapers.aspx?referenceid=2744294

Ng, V. y Pi, L. (1994). Cointegration of International Stock Market Indices. Working Papers-IMF.

https://ssrn.com/abstract=883834

Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika 75(2): 335-346.

https://doi.org/10.2307/2336182

Richards, A. (1995). Comovements in National Stock Market Returns: Evidence of Predictability but Not Cointegration. *Journal of Monetary Economics*, 36(3), 631-654.

https://doi.org/10.1016/0304-3932%2895%2901225-7

Rojas, J.Roque, F. (2023). Pronóstico del rendimiento y volatilidad del Mercado de Valores Peruano mediante anuncios de cifras y búsquedas en Google sobre el Covid-19. *Universidad Cientifica del Sur.*

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS
UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

https://doi.org/10.21142/tl.2023.3174

Sandoval, E. y Soto, M. (2016). Mercado Integrado Latinoamericano: Un análisis de cointegración. *Revista Internacional Administración y Finanzas,* 9(1), 1-17. https://ssrn.com/abstract=2663684

Santillán, R., Escobar, L. y Gurrola, C. (2015). Cointegración entre las principales bolsas de Europa continental en presencia de rompimientos estructurales (1999-2014). *Contaduría y administración*, *60*(2), 83-105.

https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.08.013

Scotiabank. (2008). *Evolución de la BVL continuaría condicionada por entorno internacional*. https://www.comexperu.org.pe/upload/articles/revista/febrero08/perspectivas126.pdf

Seabra, F. (2010). A cointegration analysis between Mercosur and international stock markets. *Applied Economics Letters*, 8(7), 475-478.

https://doi.org/10.1080/13504850010005819

Sheng, H. y Tu, A. (2000). A study of cointegration and variance decomposition among national equity indices before and during the period of the Asian financial crisis. Journal of Multinational Financial Management 10(3:4): 345-365.

https://doi.org/10.1016/S1042-444X(00)00034-7

Subha, M. y Nambi, S. (2013). A study on cointegration between indian and american stock markets. *Journal of Contemporary Research in Management* 5(1).

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS

UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

VIII. ANEXOS

UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

RESOLUCIÓN DIRECTORIAL DE CARRERA DE N° 010 – DACIEN – DAFCE – INV –U. CIENTIFICA/2024

Lima, 29 de enero de 2024

VISTO:

El informe aprobatorio de revisión independiente académica y, de acuerdo a la RESOLUCIÓN DIRECTORAL No. 008-DGIDI-CIENTIFICA-2023 sobre Normas de precisiones para la exoneración de la aprobación del Comité de Ética, del proyecto titulado "Predicción de las Cotizaciones del Mercado Bursatil Peruano a partir de las Cotizaciones de los Principales Mercados Bursátiles de América Latina" presentado por:

- Rosa Te Leandra De La Cruz Andia
- Yasmith Georgina Mamani Alanya

CONSIDERANDO:

Que, de acuerdo con el Reglamento General de la Universidad Científica del Sur y los reglamentos de pregrado para obtener el Título Profesional de Ingeniero Economista se debe desarrollar un trabajo de investigación.

Que, de acuerdo con la normativa vigente de la Universidad Científica del Sur, en uso de las atribuciones conferidas al Decano de la Carrera.

SE RESUELVE:

Primero.- Aprobar e inscribir el proyecto de tesis titulado: "Predicción de las Cotizaciones del Mercado Bursatil Peruano a partir de las Cotizaciones de los Principales Mercados Bursátiles de América Latina" con número de registro: N° PRE-13-2024-00075 y establecer la vigencia de aprobación de este documento de doce (12) meses (hasta el 29 de enero del 2025), periodo en el que puede desarrollarse el proyecto de investigación.

Segundo.- Nombrar al Dr. Erick Wilfredo Lahura Serrano como asesor para el desarrollo de tesis en cuestión.

Regístrese, comuníquese y archívese.

Mag. Cesar Antonio Ordoñez Zuñiga
Decano de la Carrera de Ing. Económica y de Negocios
Decano de la Carrera de Contabilidad y Finanzas
Decano de la Carrera de Contabilidad Empresarial

T.// (51) 610 6738
informes@cientifica.edu.pe
cientifica.edu.pe

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS

UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

[cuad.econ] Postulación recibida Recibidos ×

Cuadernos de Economía <revcuaeco_bog@unal.edu.co> 10:26 p.m. (hace 1 minuto)
para mí

Respetado(a) autor(a) Rosa Leandra De la Cruz Andia:

Reciba un cordial saludo de parte de la revista *Cuadernos de Economía*. Le confirmamos que hemos recibido su postulación titulada "PREDICCIÓN DE LAS COTIZACIONES DEL MERCADO BURSÁTIL PERUANO A PARTIR DE LAS COTIZACIONES DE LOS PRINCIPALES MERCADOS BURSÁTILES DE AMÉRICA LATINA".

A partir de este momento su artículo o reseña entrará en un proceso de revisión inicial por parte del equipo editorial de la revista. En los próximos días le informaremos si su postulación es *aceptada formalmente* en el proceso editorial. Si tiene dudas sobre el flujo editorial de trabajo, por favor consulte aquí.

Le informamos que el tiempo promedio para la obtención de los conceptos por parte de los pares evaluadores, luego de haber sido aprobado el artículo o reseña para *entrar formalmente* al proceso editorial, dura entre seis y doce meses.

Si tiene dudas sobre el estado de su postulación en el proceso editorial, el URL del manuscrito señalado adelante en este correo le permitirá conocer su avance en tiempo real.

Si tiene dudas, preguntas o aclaraciones sobre el proceso, lo(a) invitamos a utilizar la herramienta 'discusiones previas a la revisión' en la pestaña envío en su perfil de autor en el OJS.

URL del manuscrito: https://revistas.unal.edu.co/index.php/ceconomia/authorDashboard/submission/114546
Nombre de usuaria/o: rleandra-98

Si usted y sus coautores no han diligenciado la ficha de autores, por favor ingrese al siguiente enlace. Recuerde que este es un requisito indispensable para considerar el documento en el proceso editorial.

Si tiene cualquier pregunta no dude en contactarse con nosotros. Gracias por tener en cuenta nuestra revista para difundir su trabajo.

Cordialmente,

Gonzalo Cómbita Mora
Editor y editor en jefe
Revista Cuadernos de Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de Colombia - Sede Bogotá, D.C.
Tel. (57-1) 3165000 Ext. 12308
revcuaeco_bog@unal.edu.co
https://revistas.unal.edu.co/index.php/ceconomia

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

TESIS

UNIVERSIDAD CIENTÍFICA DEL SUR

AUTORIZACIÓN DE INGRESO DE TESIS EN EL REPOSITORIO INSTITUCIONAL

1. **Título de la tesis:** Predicción de las cotizaciones del mercado bursátil peruano a partir de las cotizaciones de los principales mercados bursátiles de américa latina

2. **Autores (estudiantes o egresados):**

Apellidos y nombres: De la Cruz Andia, Rosa Te Leandra
Correo electrónico: 180000474@cientifica.edu.pe

Apellidos y nombres: Mamani Alanya, Yasmith Georgina
Correo electrónico: 180000491@cientifica.edu.pe

Tipo de tesis: tradicional ( ) formato artículo de investigación (x)

3. **Tipo de acceso** (marque una opción):

Abierto	( )	El tesista comparte íntegramente su documento
Embargo	(x)	Se cumple alguna de las condiciones descritas en a), b), c) o d)
Restringido	( )	Indicar por escrito la justificación, que será revisada por la DGIDI.
Cerrado	( )	En casos de Seguridad Nacional. Indicar por escrito la justificación.

Marque una opción:

a) **El artículo ya ha sido publicado en una revista indizada ( )**
El acceso al texto completo depende de la autorización de la revista. Si la revista es de acceso abierto se deben proporcionar los datos de la publicación (volumen, número, páginas).

b) **Tesis en formato artículo pero aún no ha sido publicado en una revista indizada (x)**
El artículo está en periodo de embargo por 24 meses; luego, si el artículo no logra ser publicado, la Dirección General de Investigación, Desarrollo e Innovación (DGIDI) autoriza el acceso completo a través del repositorio institucional. Es deber del tesista informar a la DGIDI (repositorio@cientifica.edu.pe) cuando el artículo se publique.

c) **Tesis con información confidencial de empresas con información confidencial ( )**
El artículo estará en periodo de embargo por 5 años; luego, la Dirección General de Investigación, Desarrollo e Innovación (DGIDI) autoriza el acceso completo a través del repositorio institucional.

d) **Tesis con información confidencial en ruta a patente ( )**
El artículo estará en periodo de embargo por 5 años; luego la Dirección General de Investigación, Desarrollo e Innovación (DGIDI) autoriza el acceso completo a través del

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis

repositorio institucional. Es deber del tesista informar a la DGIDI (repositorio@cientifica.edu.pe) cuando se logre la patente.

e) Otro, detallar:

4. Documentos adjuntos:

- Tesis en formato Word y PDF**.**
- Documentación presentada a la Facultad para la obtención del título (en PDF): acta de sustentación, constancia de declaración de originalidad.

Los autores firmantes, **autorizan la publicación la tesis** en el repositorio institucional de la Universidad Científica del Sur y, a su vez, en el Registro Nacional de Trabajos de Investigación – RENATI.

Lima, 12 de Agosto de 2024



Rosa Te Leandra De la Cruz Andia



Yasmith Georgina Mamani Alanya

Tesis publicada con autorización del autor
No olvide citar esta tesis