

## **Análisis de Cointegración: Impacto a Propiedades Estocásticas del Ecuindex**

Cointegration Analysis: Impact on Stochastic Properties of Ecuindex

Ricardo von Schoettler Lalama<sup>1</sup> y Ricardo von Schoettler Tutiven<sup>2</sup>

Fecha de recepción: 1/12/2022, Fecha de aceptación: 12/12/2022

### **Resumen**

El presente texto indaga la relación temporal entre el Ecuindex (BVQ) frente a índices bursátiles representativos de Latinoamérica y Estados Unidos, durante el periodo 2001-2020. Se realizó un análisis de correlación a fin de determinar asociación entre series. Para contrastar la hipótesis de estacionariedad, se aplicó el modelo de Dickey Fuller Aumentada y se lo corroboró con el test de Phillips-Perron. Finalmente se comprobó la presencia de cointegración, utilizando las pruebas de Engler-Granger, Phillips-Outliers y el test de Johansen. Los resultados ratificaron la aseveración empírica de que la correlación aumenta durante los períodos bajistas de los mercados. La evaluación de raíz unitaria demostró que la serie BVQ es estacionaria en niveles con intercepto. El análisis de trazas y autovalores reveló la presencia de dos vectores de cointegración significativos en el tiempo, entre los índices negociables BVQ, BOVESPA y NYSE. En base a estos resultados se concluye que el mercado bursátil norteamericano, representado por el NYSE, tendría su impacto en el largo plazo en el Ecuindex, infiriendo que los efectos de volatilidad y contagio, incidan en la diversificación del riesgo bursátil, en mercados de países emergentes dólar aceptante de la región

**Palabras clave:** Series temporales, Ecuindex, Cointegración, Índices bursátiles, Volatilidad, Estacionariedad

<sup>1</sup> Magister en Administración de Empresas, ESPAE. Docente Investigador. E-mail rvons1957@gmail.com orcid: 0000-0002-0757-6091

<sup>2</sup> Bsc. Industrial Engineering and Management. Technische Universität Berlin. E-mail ricardo.schoettler@gmail.com orcid: 0000-0001-8336-6953

### Abstract

This text investigates the temporal relationship between the Ecuindex (BVQ) and representative stock indices of Latin America and the United States, during the period 2001-2020. A correlation analysis was performed in order to determine the association between series. To test the stationarity hypothesis, the Augmented Dickey Fuller model was applied and corroborated with the Phillips-Perron test. Finally, the presence of cointegration was verified, using the Engler-Granger, Phillips-Outliers and Johansen tests. The results confirmed the empirical assertion that the correlation increases during bear market periods. The unit root evaluation showed that the BVQ series is stationary in intercept levels. Trace and eigenvalue analysis revealed the presence of two significant cointegration vectors over time, between the BVQ, BOVESPA and NYSE stock indices. Based on these results, it is concluded that the North American stock market, represented by the NYSE, would have its long-term impact on the Ecuindex, inferring that the effects of volatility and contagion affect the diversification of stockrisk in country markets. emerging dollar acceptors in the region

**Keywords:** Time series, Ecuindex, Cointegration, Stock market indices, Volatility, Stationarity.

<sup>1</sup> Magister en Administración de Empresas, ESPAE. Docente Investigador. E-mail rvons1957@gmail.com orcid: 0000-0002-0757-6091

<sup>2</sup> Bsc. Industrial Engineering and Management. Technische Universität Berlin. E-mail ricardo.schoettler@gmail.com orcid: 0000-0001-8336-6953

## INTRODUCCIÓN

Desde comienzos del presente siglo, el entorno económico mundial ha vivido momentos significativos de turbulencia financiera en los mercados accionarios internacionales, manifiestos en tres relevantes acontecimientos: (i) la denominada burbuja puntocom, (ii) la crisis financiera del 2008 y (iii) la crisis de deuda soberana europea. El primer evento, se presentó debido a una sobrevaloración de las acciones de las compañías de internet, cuya secuela datan desde finales del 2000, tras haber acumulado unos retornos de hasta 1000% durante los años previos (Ofek and Richardson, 2003). Posteriormente, las consecuencias de la crisis financiera denominada subprime del 2008 fueron globales, el impacto no solo se transmitió a las economías avanzadas sino también se difundió a las emergentes con efectos diversos en los países; es decir, con repercusiones desiguales según las condiciones preexistentes (Feldkircher, 2014). Seguidamente, la zona euro se vio afectada por una combinación de varias crisis macroeconómicas (Weber, 2015) principalmente por el aumento acelerado del ratio déficit/PIB de algunos países; de deuda pública; conjuntamente por la caída de los precios del sector de la construcción durante el periodo 2009-2012 (Lane, 2012).

Kenourgios y Dimitriou (2015) investigaron los efectos de contagio de la crisis financiera mundial (2007-2009) analizando varios sectores en seis regiones emergentes y desarrolladas de países miembros de la costa del pacífico, durante las fases de la crisis. Sus resultados mostraron la vulnerabilidad en ciertos ámbitos de bienes de consumo, tecnología y salud, lo cual sostienen, limita la efectividad y los beneficios de la diversificación de los portafolios. Boffelli y Urga (2016) estudiaron las implicaciones en la administración de carteras, particularmente en la diversificación del riesgo internacional, dada la creciente interdependencia de los mercados financieros globales en entornos de crisis.

En el contexto moderno de la integración y globalización financiera, la interdependencia entre diferentes economías, han alcanzado un alto nivel, atrayendo la atención de estudiosos, promotores e inversores, sobre los movimientos entre los mercados de valores del mundo (Yanget al., 2014). Sin embargo, en el ámbito académico, la estadística inferencial aplicada durante los 80's, se fundamentó en el supuesto que las series temporales eran variables estacionarias, por tanto, no cambian sus cualidades descriptivas en el tiempo (Granger & Engle, 2004). Se demostró además, que las matrices econométricas frecuentemente son variables independientes con raíz unitaria, generando resultados espurios (Torrалеja et al., 2001). Previamente Nelson y Plosser (1982) llegaron a esa conclusión, de que diversas series

macroeconómicas de los EE.UU. tenían tendencias estocásticas, es decir, procesos integrados de primer orden (I (1)). Además, comprobaron que los métodos de raíz unitaria no tienen propiedades estadísticas estandarizadas, justificando que las técnicas convencionales de econometría no se aplicaban correctamente; corroborando la idea de que una integración perfecta, es un proceso gradual que exige grandes reformas integrales para hacer inversiones directas (Carrieri et al., 2007).

Engle y Granger (1987) demostraron que los modelos macroeconómicos que contienen variables estocásticas no estacionarias, pueden ser construidas en tal forma que los resultados sean estadísticamente significativos y económicamente coherentes. El argumento plantea que, aunque las series de tiempo analizadas no sean estacionarias en niveles, pueden tener el mismo grado de integración y, luego, es posible probar si existe una combinación lineal entre ellas, cuyos residuos sean estacionarios. De ser cierto, la relación encontrada no sería espuria. Es más, dicha conexión podría ser considerada como el vínculo a largo plazo entre las variantes analizadas, es decir implicaría que no debe haber divergencia de largo plazo. Cuando las series exhiben estas propiedades se dice que están cointegradas (Molina et al., 2014).

Syllignakis y Kouretas (2011) realizaron ensayos del índice semanal de siete mercados bursátiles emergentes de Europa, en los cuales la correlación es utilizada como variable dependiente, con el fin de conocer si es la volatilidad externa o la interna la que tiene mayor impacto, e incluso identificar si las variables macroeconómicas tienen o no repercusión sobre la correlación. En efecto, Bonifacio (2016) destacó que, en economías globalizadas, se especula que la relación entre los rendimientos de los activos en diferentes partes del mundo se encuentra relacionados, y que es posible mediante el análisis de causalidad y de cointegración, descubrir un patrón en las fluctuaciones de los precios; ya sea que se muevan en conjunto o siguen la tendencia de otros.

El objetivo que persigue este trabajo tiene el cometido de evaluar el nivel de cointegración inferencial bivariado que subyace entre el índice de Bolsa de Valores de Quito (Ecuindex-BVQ) con seis índices bursátiles de países latinoamericanos, y cuatro de Estados Unidos. Se plantean para el efecto los siguientes interrogantes: ¿difiere el nivel de integración de la serie BVQ a las series escogidas? y ¿existe cointegración del BVQ con las series seleccionadas? Este documento busca respuestas a cada una de las preguntas planteadas y; proporcionar el apoyo empírico, en procura de ser una herramienta para inversionista que buscan diversificar sus rendimientos.

## REVISIÓN DE LITERATURA

Conocer la volatilidad actual y predecir la futura es vital para la gestión del riesgo y consecuentemente para el éxito del inversor (Márquez, 2002). Bejarano (2015), Rodríguez Benavides & Perrotini Hernández (2019) evidenciaron singularmente la existencia de contagio financiero entre correlaciones condicionales de los índices bursátiles de Estados Unidos y Alemania, con respecto a los países latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, para el período 2002-2009 y 2007-2012 respectivamente. Yang (2005) haciendo un análisis de correlaciones de los mercados de valores para Japón y los denominados “tigres asiáticos”: Corea del Sur, Hong Kong, Singapur y Taiwán, detectó aumentos significativos de la correlación en los períodos de mayor volatilidad. Adicionalmente, existen en la literatura, estudios de estimación de contagio de volatilidad de los mercados globales, hacia actividades financieras específicas (Bejarano, 2015; Valls Ruiz, 2014) aplicando modelos autorregresivos, de heterocedasticidad condicionada y dinámica (Condori, 2017). Valls (2014) abordó el estudio de la volatilidad de los mercados globales, utilizando modelos de la familia ARCH (1) y GARCH (1,1), valorando el contagio bursátil de Estados Unidos hacia Latinoamérica, siendo el modelo TARCH el que mejor recoge el impacto que tienen las noticias de las actividades financieras integrales sobre los mercados (Enders, 2015).

Márquez (2002) destacó que cuando se estudian series bursátiles distintas, se atisba como los movimientos importantes, están relacionados con movimientos significativos en diferentes mercados (Beirne et al., 2009). Esto revela la utilidad de los modelos multivariantes para series temporales, pues permiten analizar estas relaciones cruzadas (Aydemir, 1998). En relación con el comportamiento del mercado, Márquez (2002) sugirió: “La propia estructura del mercado nos presenta los precios de las acciones como un proceso que evoluciona a lo largo del tiempo, de igual manera, la rentabilidad derivada de estos cambios posee una estructura temporal íntimamente relacionada con la de los precios” (p.21); en consecuencia, se considera la volatilidad como una serie temporal.

Cointegración se define a la relación y equilibrio de largo plazo entre variables (Engle and Granger, 1987). Sin embargo, el contagio financiero basado en estudios de correlaciones condicionales, no implica necesariamente se deba a un proceso estocástico, cuya raíz de eventos estén realmente cointegradas. En efecto, Torraleja et al. (2001) destacaron cómo el análisis de

cointegración detecta estimaciones correctas libres de resultados espurios. Adicionalmente, Montero (2013) subrayó que son espurias las regresiones en series no estacionarias, salvo que estén cointegradas.

Por otro lado algunos estudios han destacado la presencia de una relación de equilibrio a largo plazo (Chan et al., 1992; Garrett and Spyrou, 1999; Masih and Masih, 1999; Ghosh et al., 1999; Darrat and Zhong, 2002) Por ejemplo, Chen et al. (2002) examinaron el dinamismo e interdependencia de los principales mercados bursátiles en América Latina. Panda y Nanda (2018) demostraron que los comovimientos de los mercados bursátiles de Argentina, Brasil, Chile y Perú están estrechamente y fuertemente conectados dentro de la región, seguidos por Colombia, mientras que Venezuela es el que menos está conectado con el resto del grupo.

Diamandis (2009) examinó la existencia de tendencias estocásticas comunes entre los mercados de capitales de Argentina, Brasil, Chile y México, con Estados Unidos representado por el NYSE, encontrando una relación estadísticamente significativa de cointegración entre los cinco mercados (Sandoval and Soto, 2016). Finalmente Yousaf et al. (2020) utilizando el modelo BEKK-GARCH examinaron el efecto indirecto de rentabilidad y volatilidad entre los mercados líderes mundiales (EE. UU. y China) y cuatro mercados bursátiles latinoamericanos emergentes (Brasil, Chile, México y Perú); durante la crisis financiera mundial de 2008 y el desplome del mercado bursátil chino de 2015. Los resultados mostraron la presencia de transmisión de volatilidad bidireccional entre los EE. UU. y los mercados de valores de Chile y México durante la crisis financiera mundial; y de que el contagio de la volatilidad es bidireccional entre los mercados bursátiles de China y Brasil.

No se evidencian estudios actualizados equivalentes para el Ecuador.

### **Entorno económico ecuatoriano**

En el contexto del comercio internacional, utilizar la moneda de uno de sus principales socios comerciales; conocer qué países forman una unión monetaria; o qué moneda adopta un país como dinero de curso legal es importante (Weber, 2015). (Rose and Stanley, 2005) concluyeron que una moneda de uso común, aumenta el comercio bilateral entre países en por lo menos un 30%; conduciendo con el tiempo a un incremento en los ingresos de los países involucrados (Frankel and Rose, 2002); Sin embargo, (Yeyati, 2003) destacó que un crecimiento en el comercio también se puede lograr por la vía de la dolarización.

Ecuador al unirse al bloque del dólar estadounidense a partir del año 2000, eliminó a futuro la posibilidad de riesgo cambiario. En economías oficialmente dolarizadas (EOD), se

colige que no existe la contingencia de pérdida o ganancia por diferencial monetario, dado que, al incorporar una moneda de curso legal fuerte, desaparece este riesgo, especialmente en épocas de alta volatilidad o de inestabilidad económica generalizada. De resulta, varias investigaciones han enfatizado que la dolarización: (a) garantiza la estabilidad de los precios (Keifman, 2004; Lucio-Paredes, 2017; Ontaneda, 2017; Pacheco, 2009; Paredes, 2017; Schuler, 2002; Tas and Togay, 2014; Villalba, 2019); (b) impide la sobre expansión del crédito bancario (Guevara Valle, 2020; Paredes et al., 2020; Romero and Llerena, 2019); y (c) la cantidad de dinero depende del resultado de la balanza de pagos (Keifman, 2004) maniatando la discrecionalidad de depreciar la moneda, manteniendo niveles aceptables de déficit fiscal (Damill et al., 2004).

En países con interacciones monetarias pasivas, los factores que determinan la cantidad de dinero son endógenos y la restricción monetaria se vuelve mucho más difícil de manejar (Cuevas, 2002). En efecto, Paredes (2017) destacó que en el Ecuador, la cantidad de dinero está subordinada a los flujos de capital provenientes del comercio exterior y del aporte de las remesas. De hecho, el impacto de la crisis subprime del 2008, transmitido al Ecuador por la disminución el flujo de balanza comercial, se redujo en 845 millones de dólares aproximadamente en menos de seis meses. Ello contribuyó al deterioro del mercado laboral; distribución del ingreso, pobreza e indigencia (Paredes, 2015); cuestionando la veracidad sustentada en la teoría clásica de la neutralidad del dinero, y la no afectación a la actividad económica real. Atendiendo estos argumentos, la investigación sobre mercados de valores oficialmente dolarizados, resultaría singular y no menos significativa al momento de contrastar la diversificación de riesgos para el contexto financiero regional.

## MARCO TEORICO

La doctrina de Mercados Eficientes (Fama, 1970) plantea que el mercado refleja completa y correctamente toda la información relevante de los precios de los activos. Por ello, el surgimiento de nueva indagación, también reflejaría dichos cambios (Parisi et al., 2006). Sevares (2007) destacó que la volatilidad se acentúa en tiempos de crisis, siendo a la vez una de sus causas, entendiendo que las variables cíclicas tienen tendencias comunes (Gonzalo and Granger, 1995). Por tanto, se infiere que las crisis económicas, como eventos integrales y generadores de datos comunes, afectan los indicadores bursátiles de similar manera. Esta tesis se sustenta en el hecho de que, independientemente de cada país, la raíz causante del proceso

de crecimiento o de recesión económica, es análoga y contaminante a nivel global, lo cual implicaría que existen fundamentos sustantivos para considerar un origen común entre series.

Otro argumento sugiere que los países al estar vinculados por nexos geopolíticos y de comercio internacional (Meneses Cerón and Macuacé Otero, 2012), particulares sucesos de un país, se ven reflejados con movimientos aleatorios simultáneos en las bolsas de valores foráneas. Longin y Solnik (2001) mostraron empíricamente con los retornos de países desarrollados, entre 1960 y 1990, que la correlación no se acrecienta tan solo por la dilatación de la volatilidad, sino que este depende de la tendencia que tenga el mercado en ese momento, y más específicamente, muestran que los aumentos se dan cuando los mercados están bajistas (Bejarano, 2015).

El fundamento hipotético del presente trabajo, se basa en el razonamiento que Haavelmo (1944) introdujo al establecer que las variables económicas son aleatorias; y los modelos que las relaciona son de carácter probabilístico. Sugirieron que estos constructos están ligados por funciones de densidad conjunta que se deriva en funciones de densidad condicionales, permitiendo formular modelos econométricos para series temporales. Investigaciones sobre estas variables, han coincidido en la percepción de que es apropiado asumir que han sido generadas mediante procesos estocásticos no estacionarios (Baltagi & Baltagi, 2001; Engle & Granger, 1987; C. Granger & Engle, 2004; W. Granger et al., 1974).

La teoría de la cointegración (Granger et al., 1974) para el tratamiento de series temporales, ha sido usada por varios autores: (Hylleberg et al., 1990; Johansen and Juselius, 1990; Johansen and Schaumburg, 1999; Kunst, 1993; Muscatelli and Hurn, 1992); a pesar de que los modelos econométricos tradicionales, ignoraban que las series puedan ser no estacionarias (Molina et al., 2014). No obstante, los autores señalan que, aunque las series analizadas por lo general no son estacionarias en niveles, pueden alcanzar un mismo grado de integración, de modo que es posible probar la existencia de una combinación lineal entre ellas, cuyos residuos sean estacionarios. La no estacionariedad, una propiedad común de muchas series de tiempo económico financieras, significa que una variable no tiene una directriz clara a retornar a un valor constante o a una tendencia lineal (Granger & Engle, 2004). De ocurrir, la relación encontrada no será espuria (Molina et al., 2014). Incluso dicha relación podría ser considerada como el vínculo a largo plazo entre variables. Cuando las series exhiben estas propiedades se dice que están cointegradas; a este precepto también se lo denomina el teorema de la representación de Granger.

## **Propósito**

Este trabajo evalúa el nivel de cointegración del Índice BVQ-ECUINDEX frente a los principales índices bursátiles de la región. Se proponen como variables explicativas los Exchange (NYSE) de Estados Unidos; Merval de Argentina; BOVESPA de Brasil; IPSA e IGPA de Chile; y IGBVL y ISBVL de Perú; IGBC de Colombia y el BVG del Ecuador. El nivel investigativo es explicativo, correlacional con enfoque cuantitativo y de corte longitudinal.

Se realizarán regresiones bivariantes entre la variable de estudio BVQ, y cada versión de las variables independientes. Para el efecto se somete a prueba el cumplimiento de la hipótesis de raíz unitaria (Dickey & Fuller, 1979 Aumentada), complementada con el test de Phillip-Perron. Se aplican las metodologías de Engle y Granger y el test Phillips-Outliers para contrastar el nivel de integración de cada variable y corroborar si están estadísticamente cointegradas. Martín et al. (2015) establecieron que, dependiendo del tiempo las series bursátiles presentan comportamientos diferenciados a lo largo del trayecto. Para tal motivo, este trabajo clasifica la serie BVQ en tres ventanas de tiempo: (a) la etapa precrisis del 2001 hasta el 2007; (b) de postcrisis del 2008 hasta el 2012; y, (c) el período del 2013 hasta el 2020.

## **Hipótesis y significancia**

La hipótesis que plantea contrastar el investigador es:

(H0) No existe cointegración significativa entre el BVQ con las series seleccionadas. (H1) Existe cointegración significativa entre el BVQ con las series seleccionadas.

Entre los aspectos relevantes del presente estudio se destacan: (a) en el ámbito de gestión financiera del riesgo, al adjetivar al Ecuindex a fuer de un indicador fiable para disminuir costos transaccionales (Thapa and Poshakwale, 2010); y (b) exponerlo como un índice diversificador del riesgo, que permita acelerar el crecimiento económico de los países integrados (Asness et al., 2011).

## METODOLOGÍA

### Descripción de los datos

Para el caso del estudio descriptivo se aplicarán periodos quinquenales, por tanto, se emplearon 180 registros mensuales, desde enero del 2003 hasta diciembre del 2017. Para el análisis inferencial de normalidad y correlación, se clasificaron las series bursátiles en tres etapas: (a) el período Precrisis del 2001 hasta el 2007; (b) Postcrisis del 2008 hasta el 2014; y, (c) de Expansión hasta mayo del 2020. Estas ventanas de tiempo se ajustaron expresamente para cotejar las secuelas de la crisis subprime. Vale aclarar que para el IBVG y para el IGBC, el registro inicia desde septiembre del 2003. Para el ISBVL va desde marzo del 2003 a octubre del 2017. Se obtuvo un panel de 13 series bursátiles entre Estados Unidos y Latinoamérica, para el período marzo del 2001 a abril del 2020, es decir, de 230 registros mensuales con datos al cierre por serie. Para el presente estudio se han considerado como variables explicativas, los Exchange (NYSE); el Merval de Argentina; BOVESPA de Brasil; IBSA e IGPA de Chile; y IGBVL y ISBVL de Perú. La variable respuesta es el Índice de Bolsa de Valores Quito BVQ.

La Tabla 1 describe las denominaciones de los índices seleccionados.

**Tabla 1**

*Índices Bursátiles Seleccionados*

<b>País</b>	<b>Sigla</b>	<b>Nombre</b>
<b>EEUU</b>	<b>DJI</b>	<b>Dow Jones Index</b>
	<b>NASDAQ</b>	<b>National Association of Securities Dealers Automated Quotation</b>
	<b>S &amp; P 500</b>	<b>Standard &amp; Poor's 500</b>
	<b>NYSE</b>	<b>New York Stock Exchange</b>
<b>Chile</b>	<b>IPSA</b>	<b>Índice de Precios Selectivos de Acciones de Chile</b>
	<b>IGPA</b>	<b>Índice General de Precios de Acciones de Chile</b>
<b>Ecuador</b>	<b>BVG</b>	<b>Bolsa de Valores de Guayaquil</b>
	<b>BVQ</b>	<b>Bolsa de Valores de Quito</b>
<b>Perú</b>	<b>IGBVL</b>	<b>Índice General de Bolsa de Valores de Lima</b>
	<b>ISBVL</b>	<b>Índice Selectivo de Bolsa de Valores de Lima</b>
<b>Argentina</b>	<b>MERVAL</b>	<b>Bolsa de Valores de Buenos Aires</b>
<b>Colombia</b>	<b>IGBC</b>	<b>Índice General de Bolsa de Colombia</b>
<b>Brasil</b>	<b>BOVESPA</b>	<b>Bolsa de Valores de Sao Paulo</b>

*Fuente: Elaboración propia*

*Nota:* La Tabla 1 describe las denominaciones de los índices seleccionados

La transformación logarítmica de los datos de las series escogidas, se emplean como información representativa de los índices bursátiles. Los datos se obtuvieron de las plataformas: Banco Central de Reserva del Perú, 2020; Bolsa de Valores de Guayaquil, 2020; Bolsa de Valores Quito, 2020; Yahoo Finance, 2020 y Bloomberg.com. Para el análisis descriptivo se aplicó el programa SPSS; y en cuanto al análisis de las series se utilizó Eviews 9.

### **Análisis de Correlación**

Se asume generalmente que las series de índices bursátiles no siguen una distribución normal, por tanto, se procede a aplicar el estadístico no paramétrico denominado Coeficiente de Correlación Rho de Spearman<sup>3</sup>, visto que mide cualquier tipo de asociación, sea esta o no lineal. La hipótesis nula plantea que las unidades entre series bivariadas no se asocian, con un nivel de significancia del 5%. Para evaluar la potencia estadística y el tamaño del efecto, se utilizó el programa G\*Power 3.1 (Faul et al., 2009).

### **Análisis de cointegración de las variables**

A efecto de corroborar la presencia de cointegración bivariada, se aplican los procedimientos convencionales de Engle-Granger (en adelante E-G) y el test Phillips-Outliers. Para estimar la presencia de raíz unitaria, se utilizaron los estadígrafos de Dickey-Fuller Aumentada (en adelante ADF) y el test de Phillips-Perron (en adelante PP), con el fin de contrastar la hipótesis de estacionariedad de las series.

Para medir el comportamiento inferencial de los índices, se propone los siguientes límites de tolerancia para el error ( $\alpha$ ): (i) 5% para prueba de normalidad Kolmogórov-Smirnov (KS) y Jarque-Bera (JB); (ii) 5% para ADF; (iii) 5% para E-G; (iv) 5% para PP; y (v) entre 1.85 y 2.15 para el estadístico Durbin-Watson, a fin de desestimar la presencia de autocorrelación. A continuación, se detalla una descripción de las pruebas mencionadas.

### **Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF)**

Elder y Kennedy (2001) reconocieron que para la aplicación de la prueba ADF se requiere un plan estratégico de ensayo, en oposición al simple cálculo del estadístico. En consonancia la estrategia es comprobar cuál de los siguientes tres casos, determina una mejor aproximación a la serie original, Las ecuaciones son:

$$\Delta x_t = (\delta - 1)t^{-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \beta_0 + (\delta - 1)t^{-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta t + (\delta - 1)t^{-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Dónde:  $\delta$  es el coeficiente de la variable dependiente rezagada;  $\beta_0$  la constante;  $\beta t$  el coeficiente de la tendencia temporal;  $\varepsilon_t$  el error en el periodo  $t$ . La prueba ADF es un número negativo, es decir, cuanto más negativo sea, mayor será el rechazo de la hipótesis nula, de que existe raíz unitaria para la prueba (Imam et al., 2016).

### **Prueba Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) versus Phillips-Perron (PP)**

“Los test KPSS (1992) pueden ser utilizados de forma complementaria al contraste ADF, ofreciendo algunas ventajas respecto a éste” (Casquero & Menéndez, 2001, p. 126). Esto se debe ya que los contrastes de estacionariedad, proporcionan mejores resultados que el test ADF, derivando en un alto porcentaje de rechazos de la hipótesis nula, sea o no ésta cierta (Lee and Schmidt, 1996). Se basa en la siguiente ecuación, ver fórmula 4.

$$x_t = r t + \beta t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde:  $\beta t$  es la tendencia determinística;  $r t$  la caminata aleatoria;  $y$ ,  $\varepsilon_t$  el error estacionario. La prueba utiliza el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para encontrar la ecuación. La hipótesis nula que plantea es: los datos son estacionarios. Se justifica la aplicación del MCO, considerando que Ghysels y Perron (1993) demostraron que los test ADF y Phillips Perron (PP) tienen baja potencia predictiva, provocando se llegue a no rechazar la hipótesis nula, de que la serie es integrada en niveles  $I(0)$  (Imam et al., 2016). No obstante, los autores mencionaron que una desventaja de la prueba KPSS, es tener una alta tasa de errores del tipo 1. Una manera de sortear estos inconvenientes, es conciliar el PP con la prueba ADF. Si el resultado de ambas pruebas sugiere que la serie temporal es estacionaria, se infiere que así sea.

### **Prueba Engle-Granger**

La metodología de Engler Granger se estructura en dos condiciones para probar las relaciones de cointegración. La primera es conocer si la serie está integrada, es decir, si tienen o no raíz unitaria; y en qué orden de integración. El segundo paso consiste en diseñar una regresión lineal entre las variables evaluadas, y a los residuos obtenidos, aplicarles un análisis de raíz unitaria, comprobando que cumplan con la condición que sean estacionaria de orden cero. Las estimaciones de regresiones con variables no estacionarias serán consideradas espurias,

salvo que estén cointegradas. Las dos características que identifican una relación espuria son: (a) el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) es alto y, (b) el Durbin-Watson sugiere la presencia de autocorrelación positiva, es decir, cercano a 0. En este estudio se infiere de la presencia de heterogeneidad de las series bursátiles seleccionadas (sean estas por: magnitud, profundidad, número de participantes, reglas de fiscalización, sofisticación etc.).

Para la validación de estacionariedad en términos de cointegración se requiere que: (a) la media sea constante; (b) la varianza sea constante; y, (c) la covarianza dependa del intervalo de separación ente cada uno de los rezagos y no del momento en que estos ocurren. Las expresiones matemáticas a continuación:

$$\text{Media:} \quad [Y_t] = \mu \quad (5)$$

$$\text{Varianza:} \quad VA[Y_t] = E[(Y_t - \mu)^2] = \sigma^2 \quad (6)$$

$$\text{Auto-Covarianza:} \quad CO[Y_t, Y_{t-k}] = \rho^k \quad (7)$$

Quisiera destacar, que para contrastar esta prueba, se utilizarán los valores críticos corregidos de (Davidson & MacKinnon, 1991) y no los valores t-Student estándar establecida en el test Engler Granger.

### **Prueba de Johansen**

Johansen (1988) estableció que la mayoría de las series temporales son no estacionarias, propendiendo a causar resultados espurios. Empero, las series no estacionarias, pueden estar cointegradas y ser estacionarias, si existe alguna combinación lineal entre variables. Consecuentemente, se infiere que las series cointegradas no se separarán, debido a que están enlazadas en el largo plazo. La metodología de cointegración de Johansen se basa es dos tipos de contrastes: (i) el estadístico de trazas o ratio de verosimilitud y (ii) la prueba del máximo valor propio (Eigenvalues). La prueba de cointegración debe realizarse en la forma de niveles y no en primera diferencia. Para el efecto, los residuos deben cumplir con los supuestos de ausencia de autocorrelación, normalidad y homocedasticidad en los errores. Este método está basado en modelos de vectores autorregresivos (VAR). Es un test de máxima verosimilitud que requiere grandes volúmenes de datos (más de 100). EViews plantea las hipótesis:

$H_0: r=0$  No existen vectores de cointegración

$H_1: r=1$  Existe un vector de cointegración.

## RESULTADOS

### Estadísticos descriptivos

#### Prueba de normalidad de las series

Para la prueba de normalidad se realizó la transformación logarítmica de los datos originales y se procedió a determinar el retorno de cada una de las series, desde el 2003 hasta el 2017. Se eligió la prueba (K-S), dado que permite evaluar observaciones mayores a 50 datos. La H0 propone que existe distribución normal; con un nivel de significancia  $\alpha=5\%$ .

Los retornos de los índices bursátiles que cumplen con el supuesto de normalidad son: BOVESPA; IPSA e IGPA de Chile; IGBVL del Perú; y el Merval; incluso al límite inferior de significancia (gl: 180; Sig. = ,200\*). El índice ISBVL cumple igualmente el supuesto de normalidad con significancia (Estadístico: 0,064; gl: 180; Sig. = 0,068 > 5%). La significancia del retorno de los índices ecuatorianos y norteamericanos indican, que no se puede rechazar la hipótesis alterna, por consiguiente, los datos no cumplen con el supuesto de normalidad. Ver a continuación.

**Tabla 2**

*Pruebas de normalidad de los retornos bursátiles Período 2003 a 2017*

Datos	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Estadístico	gl	Sig.	Estadístico	gl	Sig.
DIFF(LNDJIt,1) Retorno DJI	0,077	180	0,012	0,961	180	0,000
DIFF(LNNASDAQ,1) Retorno NASDAQ	0,077	180	0,012	0,968	180	0,000
DIFF(LNSP500,1) Retorno S&P 500	0,105	180	0,000	0,945	180	0,000
DIFF(LNNYSE,1) Retorno NYSE	0,083	180	0,004	0,937	180	0,000
DIFF(LNBVQ,1) Retorno BVQ	0,115	180	0,000	0,884	180	0,000
DIFF(LNBVG,1) Retorno BVG	0,093	180	0,001	0,949	180	0,000
DIFF(LNIPSA,1) Retorno IPSA	0,050	180	,200*	0,989	180	0,183
DIFF(LNIGPA,1) Retorno IGPA	0,041	180	,200*	0,992	180	0,371
DIFF(LNIGBVL,1) Retorno IGBVL	0,052	180	,200*	0,958	180	0,000
DIFF(LNISBVL,1) Retorno ISBVL	0,064	180	0,068	0,959	180	0,000
DIFF(LNMerval,1) Retorno Merval	0,048	180	,200*	0,976	180	0,004
DIFF(LNBOVESPA,1) Retorno BOVESPA	0,040	180	,200*	0,995	180	0,851
DIFF(LNIGBC,1) Retorno IGBC	0,069	180	0,039	0,967	180	0,000

Fuente: Elaboración propia

\*. Esto es un límite inferior de la significación verdadera.

a. Corrección de significación de Lilliefors

Fuente: Elaboración propia con base al Informe Trimestral de Ejecución del Ministerio de Economía y Finanzas.

La tabla 3 presenta la prueba KS de los retornos de las series bursátiles de Estados Unidos por períodos. Contario a lo expuesto en la tabla 2, los retornos de las series clasificadas en períodos quinquenales, presentan en su totalidad distribución normal (Estadístico: entre 0,061- 0,099; gl: 60; Sig.=.200\*\*) sugiriendo que, en períodos reducidos y equivalentes, es factible contrastar datos ante la presencia de normalidad estadística que en el largo plazo.

**Tabla 3**

*Pruebas de normalidad de los retornos bursátiles norteamericanos por períodos*

Periodos de tiempo		Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
		Estadístico	gl	Sig.	Estadístico	gl	Sig.
DIFF(LNDJIt,1) Retorno DJI	Pre crisis	0,061	60	,200*	0,987	60	0,778
	Post crisis	0,089	60	,200*	0,969	60	0,127
	Expansión	0,087	60	,200*	0,978	60	0,333
DIFF(LNNASDAQ,1) Retorno NASDAQ	Pre crisis	0,063	60	,200*	0,988	60	0,836
	Post crisis	0,099	60	,200*	0,969	60	0,127
	Expansión	0,099	60	,200*	0,967	60	0,109
DIFF(LNSP500,1) Retorno S&P 500	Pre crisis	0,097	60	,200*	0,984	60	0,601
	Post crisis	0,094	60	,200*	0,967	60	0,110
	Expansión	0,089	60	,200*	0,988	60	0,833
DIFF(LNNYSE,1) Retorno NYSE	Pre crisis	0,092	60	,200*	0,979	60	0,403
	Post crisis	0,094	60	,200*	0,964	60	0,076
	Expansión	0,071	60	,200*	0,990	60	0,923

Fuente: Elaboración propia

\*. Esto es un límite inferior de la significación verdadera.

a. Corrección de significación de Lilliefors

*Fuente:* Elaboración propia con base a los datos emitidos por del Ministerio de Economía y Finanzas para el año 2022 del Presupuesto General del Estado.

De la tabla 4 se infiere en la prueba Kolmogorov-Smirnov, que los retornos de períodos de postcrisis latinoamericanos, cumplen con rigor el supuesto de normalidad (Estadístico: entre 0,05 y 0,145; gl:60; Sig.=.200\*) para todas las series; no así con los períodos previos y posteriores en la mayoría de los casos

**Tabla 4***Pruebas de normalidad de los retornos bursátiles latinoamericanos por períodos*

Periodos de tiempo		Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
		Estadístico	gl	Sig.	Estadístico	gl	Sig.
DIFF(LNBVQ,1) Retorno BVQ	Pre crisis	0,142	60	0,004	0,946	60	0,011
	Post crisis	0,091	60	,200*	0,983	60	0,585
	Expansión	0,108	60	0,079	0,965	60	0,082
DIFF(LNBVG,1) Retorno BVG	Pre crisis	0,111	60	0,063	0,957	60	0,034
	Post crisis	0,087	60	,200*	0,953	60	0,021
	Expansión	0,120	60	0,033	0,970	60	0,141
DIFF(LNIPSA,1) Retorno IPSA	Pre crisis	0,065	60	,200*	0,980	60	0,447
	Post crisis	0,057	60	,200*	0,987	60	0,797
	Expansión	0,064	60	,200*	0,992	60	0,968
DIFF(LNIGPA,1) Retorno IGPA	Pre crisis	0,099	60	,200*	0,966	60	0,097
	Post crisis	0,051	60	,200*	0,991	60	0,942
	Expansión	0,088	60	,200*	0,986	60	0,715
DIFF(LNIGBVL,1) Retorno IGBVL	Pre crisis	0,078	60	,200*	0,989	60	0,871
	Post crisis	0,092	60	,200*	0,939	60	0,005
	Expansión	0,060	60	,200*	0,990	60	0,919
DIFF(LNISBVL,1) Retorno ISBVL	Pre crisis	0,081	60	,200*	0,981	60	0,462
	Post crisis	0,095	60	,200*	0,940	60	0,006
	Expansión	0,145	60	0,003	0,952	60	0,019
DIFF(LNMERVAL,1) Retorno MERVAL	Pre crisis	0,050	60	,200*	0,984	60	0,625
	Post crisis	0,104	60	0,165	0,942	60	0,007
	Expansión	0,060	60	,200*	0,989	60	0,853
DIFF(LNBOVESPA,1) Retorno BOVESPA	Pre crisis	0,051	60	,200*	0,994	60	0,990
	Post crisis	0,085	60	,200*	0,980	60	0,448
	Expansión	0,080	60	,200*	0,977	60	0,307
DIFF(LNIGBC,1) Reorno IGBC	Pre crisis	0,094	60	,200*	0,972	60	0,187
	Post crisis	0,106	60	0,092	0,888	60	0,000
	Expansión	0,065	60	,200*	0,988	60	0,807

Fuente: Elaboración propia

\*. Esto es un límite inferior de la significación verdadera.

a. Corrección de significación de Lilliefors

Por rigurosidad estadística, se realizó una revisión alterna de las series originales con la prueba Jarque-Bera, la que revela que no se cumple con el supuesto de normalidad en ninguna de las series bursátiles (Estadísticos entre: 12.46 y 183.27 > 5.991; gl: 200; p<.05). El valor crítico aplicado con un nivel de significancia del 5% es 5,992. ver Apéndice A.

#### Análisis de Correlación

Dado que la prueba de JB señala que las series no siguen una distribución normal, es procedente aplicar el estadístico no paramétrico Rho de Spearman, visto que mide cualquier tipo de asociación, sea o no lineal. La H0 plantea; las series no se asocian al 5% de nivel de

significancia. El apéndice C muestra que no existe asociación por períodos en todas las variables de retornos latinoamericanas; incluso se observan varios signos negativos entre series.

Sin embargo, se evidencia una asociación positiva y significativa entre las variables BVG y el BOVESPA al 1% (Estadígrafo ,370\*\*; Sig.:0,004); y del 5% entre BVG y IGBC (Estadígrafo ,262\*; Sig.:0,043), durante el período 2013-2017.

Para confirmar si los retornos de BVG tienen relación significativa con los índices bursátiles latinoamericanos, se llevó a cabo un análisis del tamaño del efecto ( $p$ ) y potencia estadística ( $1-\beta$ ). Los resultados fueron: con BOVESPA (Rho ,370; Sig. 0,004;  $p=0,6082$ ;  $(1-\beta) = 0,9964$ ); con IGBC (Rho ,262; Sig. 0,043;  $p=0,511$ ;  $(1-\beta) = 0,9491$ ). Los resultados muestran tamaños del efecto grandes  $>,50$  y potencia estadística superiores a  $,80$ , lo que indica que la magnitud de estas relaciones es importante y relevante.

De similar manera, se realiza el análisis de correlación de los retornos entre los índices bursátiles de Norteamérica con los correspondientes sudamericanos por períodos, para sustentar los estudios previos. El Rho de Spearman, ver apéndice D, demuestra que los retornos del IGPA se asocian moderada y significativamente con los correspondientes índices norteamericanos, durante los períodos quinquenales señalados. Las correlaciones (Rho entre ,225 y ,485), presentan una asociación entre baja y moderada; con tamaños de efecto entre medios y altos ( $p=$  entre ,474 y ,696), y con una potencia estadística superior a ,994, revelando una relación relevante. Convencionalmente el resultado de potencia estadística ( $1-\beta>.994$ ) indica que existe un 6% máximo de probabilidad de aceptar la hipótesis nula cuando esta sea falsa.

El período de expansión ha presentado el mayor número de asociaciones significativa entre series. La correlación bivariada es positiva y baja, entre los retornos de los índices norteamericanos y: IGPA (Rho entre ,303\*\* y ,384\*\*;  $p=$  entre ,550 y ,619;  $1-\beta > ,995$ ); IGBVL (Rho entre ,178 y ,257\*;  $p=$  entre ,421 y ,506;  $1-\beta > ,993$ ); ISBVL (Rho entre ,199 y ,284\*;  $p=$  entre ,446 y ,532;  $1-\beta > ,993$ ); y Merval (Rho entre ,242 y ,342\*\*;  $p=$  entre ,491 y ,584;  $1-\beta > ,994$ ).

El índice IGBC presenta correlación positiva moderada, exclusivamente durante el período de postcrisis (Rho entre ,497\*\* y ,595\*\*;  $p=$  entre ,704 y ,770;  $1-\beta = ,999$ ). Los indicadores ecuatorianos en cambio, presentan correlaciones mixtas muy bajas, especialmente en el

período precrisis. El IBVQ (Rho= entre  $-0,001$  y  $,160$ ), con un tamaño del efecto bajo; el IBVG (Rho= entre  $-0,252$  y  $0,210$ ), con un tamaño del efecto bajo. Ver apéndice D.

Para sustentar estudios previos, se elaboró un cuadro de promedios de retornos Rho de Spearman y los niveles de significancia entre los indicadores norteamericanos con los de Sudamérica. Longin y Solnik (2001) y Yang (2005) afirmaron que la correlación aumenta en los mercados bajistas o en recesión, pero no necesariamente en mercados alcistas. Esta afirmación sugiere ser cierta para el caso de la BVQ, especialmente para los períodos de postcrisis y de expansión en adelante. En tabla 5 lo comentado.

**Tabla 5**

*Datos promedio de las correlaciones entre indicadores significancia y potencia estadística Por períodos de 2003 a 2017*

Períodos de tiempo		DIFF(LNBVQ, 1) Retorno BVQ	DIFF(LNBVG, 1) Retorno BVG	DIFF(LNIPSA, 1) Retorno IPSA	DIFF(LNIGPA, 1) Retorno IGPA	DIFF(LNIGBV L,1) Retorno IGBVL	DIFF(LNISBV L,1) Retorno ISBVL	DIFF(LNMER VAL,1) Retorno MERVAL	DIFF(LNBOV ESPA,1) Retorno BOVESPA	DIFF(LNIGB C,1) Reorno IGBC
Precrisis	Rho	-0,013	-0,140	0,204	0,323	-0,087	-0,102	-0,052	-0,172	0,107
	Sig.	0,784	0,359	0,154	0,012	0,530	0,462	0,701	0,200	0,472
	<i>p</i>	0,185	0,360	0,447	0,568	0,286	0,311	0,206	0,412	0,313
	$(1-\beta)$	0,988	0,991	0,993	0,993	0,989	0,990	0,990	0,993	0,990
Postcrisis	Rho	0,038	0,058	0,074	0,450	0,200	0,160	0,172	0,046	0,557
	Sig.	0,777	0,663	0,578	0,001	0,126	0,223	0,191	0,731	0,000
	<i>p</i>	0,173	0,236	0,270	0,670	0,447	0,400	0,414	0,210	0,745
	$(1-\beta)$	0,990	0,988	0,989	0,998	0,993	0,992	0,993	0,988	0,999
Expansión	Rho	0,085	0,141	0,059	0,304	0,217	0,240	0,297	0,107	0,132
	Sig.	0,548	0,307	0,674	0,031	0,104	0,076	0,028	0,443	0,372
	<i>p</i>	0,279	0,371	0,224	0,549	0,465	0,488	0,543	0,317	0,353
	$(1-\beta)$	0,989	0,992	0,989	0,995	0,994	0,994	0,995	0,990	0,991

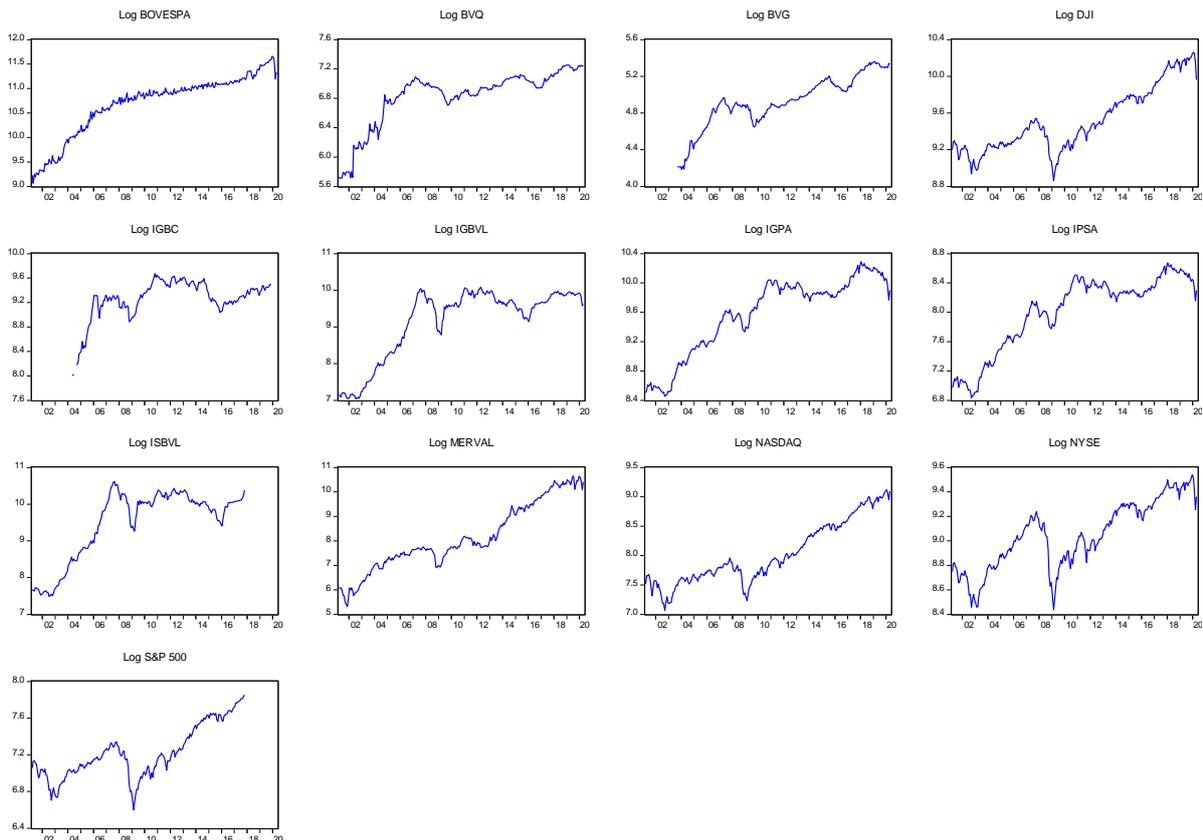
Elaboración propia:  $p=,10$  Baja;  $,30$  Media;  $,50$  Alta;  $(1-\beta)=,80$

Si bien se evidencia que el período de expansión presenta un mayor número de asociaciones entre indicadores, no existe certeza concreta, que este comportamiento haya ido in crescendo para cada serie, ni que las correlaciones hayan sido las más elevadas. En la tabla 5 adjunta se puede observar lo comentado.

## Estadística Inferencial

### *Métodos de Estacionariedad*

La estacionariedad de una serie es evaluada bajo tres métodos: (a) gráfico en donde se aprecia la existencia de tendencia determinística; (b) correlograma y (c) mediante las pruebas formales de raíz unitaria. Este trabajo revisará a profundidad el último método.



*Figura 1.* Gráficos con datos logarítmicos en niveles de las series temporales  
Fuente: Elaboración propia

El acercamiento gráfico permite observar la presencia de los componentes seriales de tendencia, ciclicidad y estacionariedad. Se puede observar en la Figura 1, las características de cada serie, con relativa semejanza de propensión positiva entre algunas de ellas, lo cual confirma la presencia del componente de caminata aleatoria, circunstancia que permite sustentar que algunas series comparten de manera inequívoca, algún tipo de relación y, por ende, la existencia de estacionariedad. No obstante, el comportamiento de caminata aleatoria, cuando se trata de series temporales, en la mayoría de los casos, se puede inferir la existencia de no estacionariedad. La teoría postula que cuando la serie no es estacionaria y se toman las primeras diferencias estas se vuelven estacionarias. Existe evidencia que las series en primeras diferencias al menos son constantes en sus medias, más no necesariamente en sus varianzas. Para remediar este inconveniente se procedió a aplicar el logaritmo de las diferencias de cada variable. La figura 2 presenta los resultados.

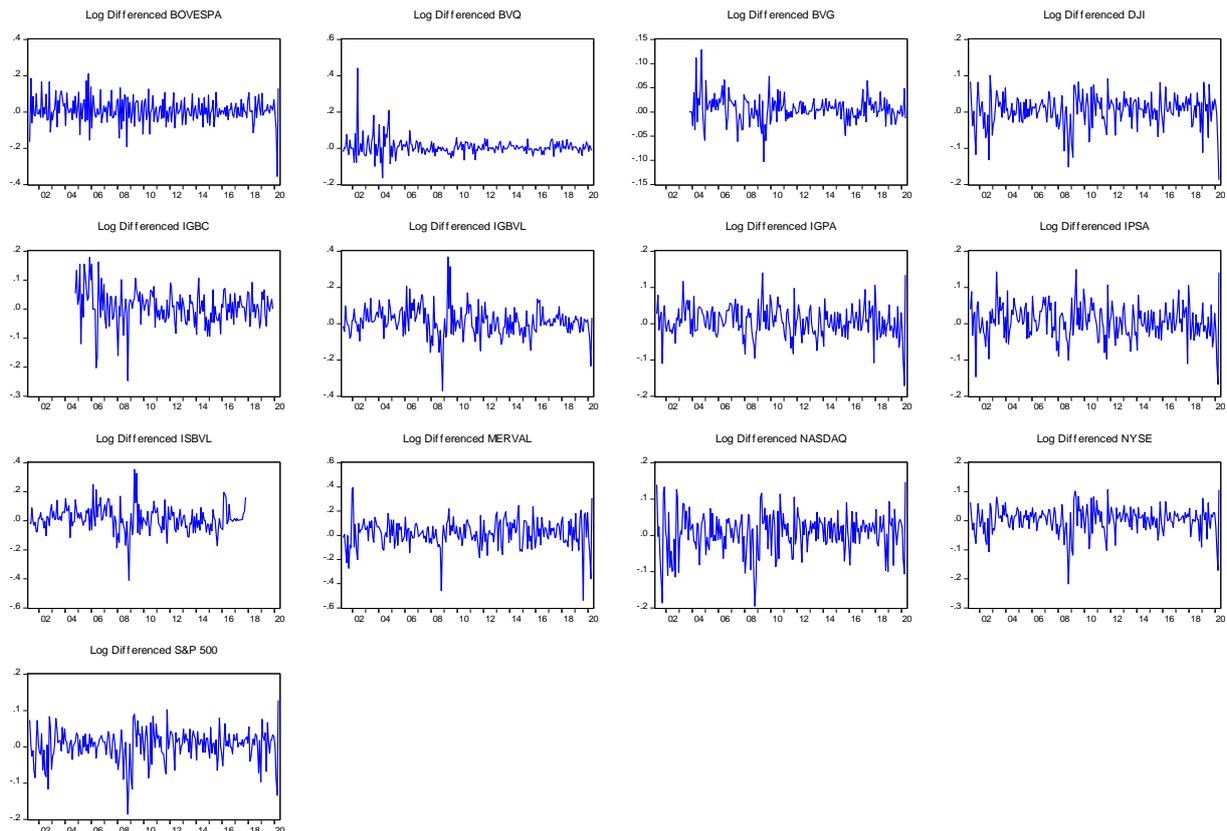


Figura 2. Gráficos del logaritmo de las primeras diferencias de las series temporales  
Fuente: Elaboración propia

Las series presentan un comportamiento acorde a lo esperado, cuando se aplica el logaritmo de las primeras diferencias. Se concluye luego, que las series deben trabajarse con logaritmos que en nivel original. El correlograma de la serie LOG(BVQ) en niveles demuestra la presencia de autocorrelación, por tanto, no es estacionaria. En primeras diferencias no presenta un decrecimiento suavizado. Los cuadros de correlograma no están reportados aquí por limitaciones de espacio.

#### *Análisis de raíces unitarias: Prueba de Dickey-Fuller Aumentada*

La  $H_0$  de la prueba ADF, establece: la serie tiene raíz unitaria. Del resultado obtenido en la Tabla 6, se rechaza la hipótesis de que la variable LOG(BVQ) con contraste en intercepto, tiene raíz unitaria incluso al nivel crítico del 1% (Estadístico:  $ADF_{(LOG\_BVQ)} = -3.8960$ ; gl: 221; Sig =  $0,0024^{***} < 0,01$ ; DW = 1.996)

El Durbin-Watson (DW = 1.996) indica que existe independencia de errores, luego, se descarta la presencia de autocorrelación; y los coeficientes de las variables explicativas se presentan estadísticamente significativas. Por tanto, se concluye la serie LOG\_BVQ es estacionaria en niveles [I (0)].

Además, se rechaza la hipótesis nula de que la serie  $d(\text{LOG}(\text{BVQ}))$  en primeras diferencias, tenga raíz unitaria al 5% (Estadístico:  $\text{ADF}_{(d\text{LOG\_BVQ})} = -5.9522$ ; gl: 223; Sig. =  $0,000 < 0,05$ ;  $\text{DW}=2,012$ ). Para los casos expuestos de intercepto y tendencia (Estadístico:  $\text{ADF}_{(d\text{LOG\_BVQ})} = -6.9926$ ; gl: 223; Sig.= $0.0000 < 0,05$ ), así como sin contraste (Estadísticos:  $\text{ADF}_{(d\text{LOG\_BVQ})} = -5.3300$ ; gl:223; Sig. =  $0.0000 < 0,05$ ); se acepta la hipótesis nula, ergo en estas variantes la serie  $d(\text{LOG}(\text{BVQ}))$  es estacionaria en primeras diferencias I (1).

**Tabla 6**

Prueba ADF Y PP de raíz unitaria de series LOG\_BVQ Período del 2001 al 2020

At Level		LOG_BVQ	
		ADF	PP
With Constant	t-Statistic	-3,8960	-3,1924
	Prob.	0.0024 ***	0.0217 **
With Constant & Trend	t-Statistic	-3,0926	-2,4952
	Prob.	0.1107 n0	0.3303 n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	1,8689	2,0791
	Prob.	0.9854 n0	0.9912 n0
At First Difference		d(LOG_BVQ)	d(LOG_BVQ)
With Constant	t-Statistic	-5,9522	-17,7364
	Prob.	0.0000 ***	0.0000 ***
With Constant & Trend	t-Statistic	-6,9926	-17,9867
	Prob.	0.0000 ***	0.0000 ***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-5,3300	-17,421
	Prob.	0.0000 ***	0.0000 ***

Fuente: Elaboración propia; (\*)Significant at the 10%; (\*\*)Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1% and (no) Not Significant

Fuente: Elaboración propia con base a los datos de población emitidos por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos 2021.

La prueba de Phillips-Perron corrobora lo expuesto en el test ADF que LOG\_BVQ es estacionaria en niveles con intercepto (Estadístico:  $\text{PP}(\text{LOG\_BVQ}) = -3.1924$ ; gl: 229; Sig. =  $0,0217^{**} < 0,05$ ;  $\text{DW}= 2.3565$ ). La tabla 6 expone comparativamente lo hasta aquí señalado

La serie LOG\_IGBC presenta estacionariedad en constante y tendencia & constante en niveles (Estadístico:  $\text{ADF}(\text{LOG\_IGBC}) = -4.1832$  y  $-3,6683$ ; gl: 182; Sig =  $0,0009^{***}$  y  $0,027^{**}$ ;  $\text{DW}=1.8012$  y  $1,8008$ ). A pesar que el Durbin-Watson se encuentra por debajo del

rango establecido, se descarta la presencia de autocorrelación. Por tanto, se concluye que la serie LOG\_IGBC es estacionaria en niveles [I(0)].

La serie LOG\_BOVESPA, presenta estacionariedad en niveles con intercepto (Estadístico: ADF(LOG\_BOVESPA) = -3.2846; gl: 221; Sig. = 0,0167\*\*<0,05; DW= 2,012). Finalmente, todas las series resultan estacionarias en primeras diferencias I(1). En el Apéndice B se expone el resumen del ADF.

En tanto, la prueba ADF para las series norteamericanas, de acuerdo a la tabla 7, no presentan coeficientes estadísticamente significativos, consecuentemente, basado en los valores de probabilidad, no se puede rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad (p-valor: entre 0,3784 y 0,986). En primeras diferencias, las series son estacionarias. Para esta prueba se aplican los valores críticos de MacKinnon (1991).

**Tabla 7**

*Prueba ADF de raíz unitaria de series norteamericanas Período 2001 al 2020*

UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)					
At Level					
		LOG_DJI	LOG_NASDAQ	LOG_NYSE	LOG_SP500
With Constant	t-Statistic	-0,7099	0,1949	-1,1962	-0,0937
	Prob.	0,8409	0,9718	0,6765	0,9475
		n0	n0	n0	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-2,2989	-2,3936	-2,4002	-2,1589
	Prob.	0,4324	0,3819	0,3784	0,5098
		n0	n0	n0	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	1,1478	1,8879	0,8627	1,4134
	Prob.	0,9352	0,986	0,8953	0,9607
		n0	n0	n0	n0
At First Difference					
		d(LOG_DJI)	d(LOG_NASDAQ)	d(LOG_NYSE)	d(LOG_SP500)
With Constant	t-Statistic	-13,1598	-13,8158	-13,2608	-13,5706
	Prob.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-13,1432	-13,8995	-13,2283	-13,6304
	Prob.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		***	***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-13,1397	-13,6795	-13,2550	-13,5042
	Prob.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		***	***	***	***

Fuente: Elaboración propia. Note (\*\*)Significant ; (\*\*\*) Significant at the 1%. and (no) Not Significant

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### Cointegración

Las tablas 8 y 9, presentan los resultados de las pruebas de cointegración Engler-Granger y Phillips-Ouliaris (en adelante P-O), entre la serie de Ecuindex y las doce series bursátiles de Estados Unidos y Latinoamérica para el período 2001-2020. Los resultados bivariados de las pruebas E-G y P-O no muestran una aproximación significativa del LOG\_BVQ a las series norteamericanas consideradas. Sin embargo, tanto el test de E-G como el P-O, presentan niveles irrelevantes de significancia más cercanos con los indicadores norteamericanos.

En efecto, los indicadores estadísticos de EE.UU. presentan un mejor comovimiento con el IBVQ que los coeficientes Latinoamericanos (tau-statistic(E-G) = 7,74%; tau-statistic(E-G) = 25,9%) respectivamente. Sin embargo, no se evidencia de forma categórica la existencia de una relación de largo plazo entre las series; con excepción del NYSE cuyo p-valor resultó estadísticamente significativos al 5%, tanto en la prueba de Engler-Granger (tau= ,0498) como en el test Phillips-Ouliaris (tau= ,0463). Por tanto, se rechaza la hipótesis nula y se concluye que la serie LOG\_BVQ está cointegrada con la serie LOG\_NYSE.

Este resultado amplía la investigación citada de Diamandis (2009) quien examinó la existencia de tendencias estocásticas comunes entre los mercados de capitales de Argentina, Brasil, Chile y México, con Estados Unidos representado por el NYSE, encontrando una relación estadísticamente significativa de cointegración. Por tanto, se infiere que la serie LOG\_BVQ presenta vectores de cointegración similares a los mercados anteriormente señalados.

**Tabla 8**

*Pruebas de cointegración del LOG\_BVQ (Engler Granger y Phillips Ouliaris) Período 2001 al 2020*

LOG		LOG_BVQ			
		Test Engler Granger		Test Phillips-Ouliaris	
		tau-statistic	z-statistic	tau-statistic	z-statistic
DJI	Value	-3,085829	-9,228522	-3,097893	-8,942645
	Probabil.	0,0952	0,4048	0,0928	0,4238
NASDAQ	Value	-3,068399	-9,063552	-3,077902	-8,910690
	Probabil.	0,0989	0,4157	0,0969	0,4260
SP500	Value	-3,249741	-9,379036	-3,269450	-9,140683
	Probabil.	0,0657	0,395	0,0627	0,4106
NYSE	Value	-3,364270	-1,36831	-3,393894	-1,419530
	Probabil.	0,0498**	0,1834	0,0463**	0,1662

Fuente: Elaboración propia

a: (\*)Significant at the 10%; (\*\*)Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1%

De los indicadores latinoamericanos, el que mejor performance presenta al LOG\_BVQ es el LOG\_BOVESPA (tau = ,0446) en la prueba de P-O. Sin embargo, la prueba Engler Granger, no presenta un resultado estadísticamente significativo con el LOG-BVQ (tau = ,01353) con lo que podemos inferir inconsistencia entre pruebas concluyendo que puede existir una relación espuria entre las series. La tabla 9 a continuación, presenta los resultados de las pruebas indicadas.

**Tabla 9**

*Pruebas de cointegración del LOG\_BVQ (Engler Granger y Phillips Ouliaris) Período 2001 al 2020*

LOG		Test Engler Granger		Test Phillips-Ouliaris	
		tau-statistic	z-statistic	tau-statistic	z-statistic
BOVESPA	Value	-2,917467	-1,608522	-3,408603	-1,972203
	Probabil.	0,1353	0,1145	0,0446**	0,0538
MERVAL	Value	-2,955004	-1,102651	-2,896823	-9,692357
	Probabil.	0,1254	0,2986	0,141	0,3751
IGBVL	Value	-2,799311	-1,360780	-2,870065	-1,435868
	Probabil.	0,1699	0,186	0,1485	0,161
ISBVL	Value	-2,982599	-1,400044	-3,059665	-1,490619
	Probabil.	0,1192	0,1712	0,1014	0,1434
IPSA	Value	-2,66336	-1,03561	-2,58444	-9,29006
	Probabil.	0,2167	0,3354	0,2473	0,4007
IGPA	Value	-2,633243	-9,738430	-2,560553	-8,694159
	Probabil.	0,2281	0,3722	0,257	0,4408
IGBC	Value	-1,526439	-5,283249	-1,465435	-4,887038
	Probabil.	0,7531	0,7063	0,7764	0,7387

Fuente: Elaboración propia

a: (\*)Significant at the 10%; (\*\*)Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1%

Sobre las demás series evaluadas en la tabla 9, no se evidencian convergencia de largo plazo con la serie IBVQ (tau>0,05), por consiguiente, es posible considerar la inexistencia de un vector de cointegración mutuo, confirmando la ausencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre los índices bursátiles evaluados.

Una vez evidenciado que cada serie a saber, son estacionarias en primeras diferencias I (1), según la prueba ADF (ver apéndice B), podemos aplicar la prueba de cointegración de Johansen.

De acuerdo con la prueba de la traza se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en favor de una relación de cointegración al nivel del 5% de las series: LOG\_BVQ/LOG\_NYSE (Estadígrafo:  $21,86 > 15,49$ ;  $p=0,0048$ ;  $4,61 > 3,84$ ;  $p=0,031$ ); y LOG\_BVQ/LOG\_BOVESPA (Estadígrafo:  $23,85 > 15,49$ ;  $p= 0,0022$ ;  $8,20 > 3,84$ ;  $p=0,0042$ ).

La prueba de Máximun Eigenvalue indica la existencia de dos ecuaciones de cointegración al 5% de las series: LOG\_BVQ/LOG\_NYSE (Estadígrafo:  $17,25 > 14,26$ ;  $p=0,016$ ;  $4,61 > 3,84$ ;  $p=0,031$ ); y LOG\_BVQ/LOG\_BOVESPA (Estadígrafo:  $15,65 > 14,26$ ;  $p= 0,029$ ;  $8,20 > 3,84$ ;  $p=0,0042$ ). De los resultados de las pruebas de trazas y del máximo eigenvalues se rechaza la hipótesis nula concluyendo que existe al menos dos vectores de cointegración para cada grupo de series. Ver apéndices E y F.

## CONCLUSIONES

Este estudio compara trece índices bursátiles, asumiendo el riesgo de evaluar disímiles estructuras de bolsas con distintas ofertas de productos, capacidades de negociación, volúmenes transaccionales, y, por ende, diferentes niveles de volatilidad. Ergo, se examinan las privativas características del IBVQ y el nivel de cointegración bivariada frente a los principales índices bursátiles de países de la región con que comercia el Ecuador, con la particularidad de ser una EOD. Para validar las hipótesis propuestas se presentan los siguientes resultados obtenidos.

En lo que respecta al análisis descriptivo se evidencia que la prueba Jarque Bera demostró, que el retorno del LOG\_BVQ no cumple con el supuesto de normalidad durante los 20 años evaluados. No obstante, el comportamiento en períodos quinquenales, ha demostrado que, en la última década se ha cumplido con dicho supuesto. Una posible explicación de la anormalidad de los primeros años, es la post adopción de la economía ecuatoriana al dólar norteamericano. La no estacionariedad en varianza evidencia que durante el período 2000-2004, fue para IBVQ, una etapa de ajuste a la nueva realidad económica, lo que explicaría el comportamiento alcista del índice. Sin embargo, el período de postcrisis presentó un comportamiento de alta normalidad, esto es, significativo inclusive al 1%, lo cual permite inferir que, en épocas de incertidumbre, el mercado bursátil ecuatoriano se comporta estable, acorde a las conclusiones enunciadas en (Longin and Solnik, 2001b; Yang, 2005).

En lo concerniente a la estadística inferencial, de los resultados de ADF se deduce que la serie LOG\_BVQ es estacionaria con constante. Esto implica que la serie no ha cambiado sus

propiedades estocásticas en el tiempo, es decir, su media y su varianza permanecen estables durante el período estudiado, con un nivel de integración de orden cero [I (0)]; vale decir, garantiza que no existe riesgo de obtener una regresión espuria para futuros análisis. En promedio, los indicadores de correlación de EE.UU. presentan un mejor comovimiento con el IBVQ que los coeficientes Latinoamericanos. Sin embargo, con el NYSE resultaron estadísticamente significativos al 5%, tanto en la prueba de Engler-Granger, Phillips-Ouliaris y fundamentalmente el test Johansen, contribuyendo en línea con el postulado de (Diamandis, 2009) estar cointegrada con la serie IBVQ.

En resumen, las resultas concuerdan parcialmente, tanto en lo empírico como en lo teórico, señalando que las variables cíclicas poseen tendencias comunes, mostrando además que el Ecuindex presenta niveles significativos de cointegración, ultimando que algunos mercados bursátiles globalizados, ejercen impactos de largo plazo en el mercado accionario ecuatoriano, generando a la vez plausibles efectos de volatilidad y contagio cruzado, cuyos fundamentos subyacentes quedan expuestos para futuras indagaciones sobre este tema.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Asness, C.S., Israelov, R., Liew, J.M., 2011. International diversification works (eventually). *Financ. Anal. J.* 67, 24–38.
- Aydemir, A.B., 1998. *Volatility modelling in finance*. Butterworth Heinemann.
- Baltagi, B.H., Baltagi, B.H., 2001. *A companion to theoretical econometrics*. Wiley Online Library.
- Banco Central de Reserva del Perú, 2017. Cuadros Estadísticos [WWW Document]. Banco Cent. Reserva Perú. URL <http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas/cuadros-de-la-nota-semanal.html> (accessed 11.30.17).
- Beirne, J., Caporale, G.M., Spagnolo, N., 2009. Market, interest rate and exchange rate risk effects on financial stock returns: A GARCH-M approach. *Quant. Qual. Anal. Soc. Sci.* 3, 44–68.
- Bejarano, L.V., 2015. Contagio financiero en mercados latinoamericanos: una aplicación de DCC MGARCH (Master's Thesis). Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas.
- Bolsa de Valores de Guayaquil, 2017. Bolsa de Valores de Guayaquil [WWW Document]. URL <https://www.bolsadevaloresguayaquil.com/> (accessed 11.29.17).
- Bolsa de Valores Quito, 2017. Bolsa de valores Quito [WWW Document]. URL <http://www.bolsadequito.info/> (accessed 11.29.17).
- Bonifacio, J.C., 2016. Relación entre los mercados bursátiles de México y Estados Unidos: evidencia de cointegración y causalidad de Granger.
- Carrieri, F., Errunza, V., Hogan, K., 2007. Characterizing world market integration through time. *J. Financ. Quant. Anal.* 42, 915–940.
- Casquero, M.J.P., Menéndez, A.J.L., 2001. Tratamiento estadístico de series con cambios estructurales: un caso de estudio. *RAE Rev. Astur. Econ.* 123–141.
- Chen, G., Firth, M., Rui, O.M., 2002. Stock market linkages: evidence from Latin America. *J. Bank. Finance* 26, 1113–1141.
- Condori, P.P.C., 2017. La Volatilidad de los Mercados Financieros Globalizados. Impacto en la Bolsa de Valores de Lima-Perú. *Quipukamayoc* 25, 103–111.
- Cuevas, V., 2002. Alternativas de integración monetarias entre México, Estados Unidos y Canadá. *Moneda Régimen Cambiario En México*.
- Damill, M., Frenkel, R., Juvenal, L., 2004. Las cuentas públicas y la crisis de la convertibilidad en Argentina. *J. Iber. Lat. Am. Res.* 10, 61–94.
- Darrat, A.F., Zhong, M., 2002. Permanent and transitory driving forces in the Asian-Pacific stock markets. *Financ. Rev.* 37, 35–51.
- Diamandis, P.F., 2009. International stock market linkages: Evidence from Latin America. *Glob. Finance J.* 20, 13–30.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *J. Am. Stat. Assoc.* 74, 427–431.

- Elder, J., Kennedy, P.E., 2001. Testing for unit roots: what should students be taught? *J. Econ. Educ.* 32, 137–146.
- Enders, W., 2015. *Applied Econometric Time Series, Fourth Edition*. ed. Wiley.
- Engle, R.F., Granger, C.W., 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econom. J. Econom. Soc.* 251–276.
- Fama, E.F., 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *J. Finance* 25, 383–417.
- Faul, F., Erdfelder, E., Buchner, A., Lang, A.-G., 2009. Statistical power analyses using G\* Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behav. Res. Methods* 41, 1149–1160.
- Feldkircher, M., 2014. The determinants of vulnerability to the global financial crisis 2008 to 2009: Credit growth and other sources of risk. *J. Int. Money Finance* 43, 19–49.
- Frankel, J., Rose, A., 2002. An estimate of the effect of common currencies on trade and income. *Q. J. Econ.* 117, 437–466.
- Garrett, I., Spyrou, S., 1999. Common stochastic trends in emerging equity markets. *Manch. Sch.* 67, 649–660.
- Ghosh, A., Saidi, R., Johnson, K.H., 1999. Who moves the Asia-Pacific stock markets—US or Japan? Empirical evidence based on the theory of cointegration. *Financ. Rev.* 34, 159–169.
- Ghysels, E., Perron, P., 1993. The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root. *J. Econom.* 55, 57–98.
- Gonzalo, J., Granger, C., 1995. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. *J. Bus. Econ. Stat.* 13, 27–35.
- Granger, C., Engle, R., 2004. *Econometría de las Series de Tiempo, Cointegración y Heteroscedasticidad Condicional Autoregresiva*.
- Granger, C.W., Newbold, P., Econometrics, J., 1974. Spurious regressions in econometrics. *Baltagi Badi H Companion Theor. Econom.* 557–61.
- Guevara Valle, C.Y., 2020. El crédito bancario como factor de crecimiento económico en el Ecuador, un análisis temporal del período post dolarización (B.S. thesis).
- Haavelmo, T., 1944. The probability approach in econometrics. *Econom. J. Econom. Soc.* iii–115.
- Heinrich Heine Universität Düsseldorf, 2021. Universität Düsseldorf: gpower [WWW Document]. URL <https://www.psychologie.hhu.de/arbeitsgruppen/allgemeine-psychologie-und-arbeitspsychologie/gpower.html> (accessed 2.27.21).
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W., Yoo, B.S., 1990. Seasonal integration and cointegration. *J. Econom.* 44, 215–238.
- Imam, A., Habiba, D., Atanda, B.T., 2016. On Consistency of Tests for Stationarity in Autoregressive and Moving Average Models of Different Orders. *Am. J. Theor. Appl. Stat.* 5, 146–153.
- Investing.com, 2017. Índices de América | Índices bursátiles americanos [WWW Document]. URL <https://es.investing.com/indices/americas-indices?&majorIndices=on> (accessed 11.28.17).

- Johansen, S., 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *J. Econ. Dyn. Control* 12, 231–254.
- Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration— with applications to the demand for money. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 52, 169–210.
- Johansen, S., Schaumburg, E., 1999. Likelihood analysis of seasonal cointegration. *J. Econom.* 88, 301–339.
- Keifman, S., 2004. Auge y derrumbe de la convertibilidad argentina: lecciones para Ecuador. *Íconos-Rev. Cienc. Soc.* 25–34.
- Kenourgios, D., Dimitriou, D., 2015. Contagion of the Global Financial Crisis and the real economy: A regional analysis. *Econ. Model.* 44, 283–293.
- Kunst, R.M., 1993. Seasonal cointegration in macroeconomic systems: case studies for small and large European countries. *Rev. Econ. Stat.* 325–330.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *J. Econom.* 54, 159–178.
- Lane, P.R., 2012. The European sovereign debt crisis. *J. Econ. Perspect.* 26, 49–68.
- Lee, D., Schmidt, P., 1996. On the power of the KPSS test of stationarity against fractionally-integrated alternatives. *J. Econom.* 73, 285–302.
- Longin, F., Solnik, B., 2001a. Extreme correlation of international equity markets. *J. Finance* 56, 649–676.
- Longin, F., Solnik, B., 2001b. Extreme correlation of international equity markets. *J. Finance* 56, 649–676.
- Lucio-Paredes, P., 2017. Dolarización: Más allá de la estabilidad monetaria. *Polémika* 5.
- MacKinnon, J.G., 1991. Critical values for cointegration tests, in: Eds.), *Long-Run Economic Relationship: Readings in Cointegration*. Citeseer.
- Márquez, M.D., 2002. Modelo setar aplicado a la volatilidad de la rentabilidad de las acciones: algoritmos para su identificación. *Universitat Politècnica de Catalunya*.
- Martín, K.H., Rodríguez, F.J.L., Marrero, S.M., 2015. Identificación de Cambios Estructurales en las Llegadas de Turistas a Canarias.
- Masih, A.M., Masih, R., 1999. Are Asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets. *Pac.-Basin Finance J.* 7, 251–282.
- Meneses Cerón, L.Á., Macuacé Otero, R.A., 2012. Contagio financiero entre economías: análisis exploratorio desde la econometría caso Colombia-Estados Unidos. *Rev. Finanz. Política Económica* Vol 4 No 2 Jul–dic 2012 P 51-62.
- Molina, M.Á.R., Jamilena, D.M.F., Peña, A.I.P., López, M.E.R., 2014. Relación entre inversión publicitaria y demanda turística a través de la teoría de la cointegración. *Innovar Rev. Cienc. Adm. Soc.* 167–181.
- Montero, R., 2013. Variables no estacionarias y cointegración. *Doc. Trab. En Econ. Apl. Esp. Univ. Granada*.

- Muscatelli, V.A., Hurn, S., 1992. Cointegration and dynamic time series models. *J. Econ. Surv.* 6, 1–43.
- Nelson, C.R., Plosser, C.R., 1982. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *J. Monet. Econ.* 10, 139–162.
- Ofek, E., Richardson, M., 2003. Dotcom mania: The rise and fall of internet stock prices. *J. Finance* 58, 1113–1137.
- Ontaneda, D., 2017. El impacto de la dolarización oficial en la profundización financiera en Ecuador. *Cuest. Económicas* 27, David-Ontaneda.
- Pacheco, L., 2009. El caso de Ecuador: la política económica del Gobierno de Rafael Correa. *Nuevas Políticas Económicas Izqda. En América Lat.*
- Panda, A.K., Nanda, S., 2018. Time-varying synchronization and dynamic conditional correlation among the stock market returns of leading South American economies. *Int. J. Manag. Finance.*
- Paredes, G.J., 2017. Ecuador: ¿por qué salir de la dolarización. *Rev. Cepal* 121, 149–167.
- Paredes, G.J., 2015. Integraciones monetarias pasivas en Sudamérica (1991-2011). Ediciones Cooperativas.
- Paredes, G.J., Brenta, N., Maridueña, Á., Pareja, M.J., 2020. Ecuador: La prudencia financiera de la banca privada en dolarización (2001-2019). *Rev. Econ.* 72, 51–67.
- Parisi, A., Parisi, F., Díaz, D., 2006. Modelos de algoritmos genéticos y redes neuronales en la predicción de índices bursátiles asiáticos. *Cuad. Econ.* 43, 251–284.
- Rodríguez Benavides, D., Perrotini Hernández, I., 2019. Las correlaciones dinámicas de contagio financiero: Estados Unidos y América Latina. *Rev. Mex. Econ. Finanz.* 14, 151–168.
- Romero, P., Llerena, G., 2019. Incertidumbre y dolarización: El caso ecuatoriano 1990-2011. *Rev. Econ. Política* 113–138.
- Rose, A.K., Stanley, T.D., 2005. A meta-analysis of the effect of common currencies on international trade. *J. Econ. Surv.* 19, 347–365.
- Sandoval, E., Soto, M., 2016. Integrated Markets Of Latin American: A Cointegration Analysis, Mercado Integrado Latinoamericano: Un Analisis De Cointegracion. *Rev. Int. Adm. Finanz.* 9, 1–17.
- Schuler, 2002. El Futuro de la Dolarización en Ecuador [WWW Document]. URL <https://scholar.google.com/scholar?oi=gsb95&q=EL%20FUTURO%20DE%20LA%20DOLARIZACI%C3%93N%20EN%20ECUADOR&lookup=0&hl=es> (accessed 12.22.18).
- Sevares, J., 2007. Volatilidad financiera y vulnerabilidad latinoamericana. Causas, costos y alternativas. El ejemplo argentino [WWW Document]. URL <https://scholar.google.com/scholar?oi=gsb95&q=Volatilidad%20financiera%20y%20vulnerabilidad%20latinoamericana.%20Causas%20C%20costos%20y%20alternativas%20T&lookup=0&hl=es> (accessed 10.16.19).
- Syllignakis, M.N., Kouretas, G.P., 2011. Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets. *Int. Rev. Econ. Finance* 20, 717–732.

- Tas, B.K.O., Togay, S., 2014. Efectos de la dolarización oficial en una pequeña economía abierta: el caso de Ecuador. *Investig. Económica* 73, 51–86.
- Thapa, C., Poshakwale, S.S., 2010. International equity portfolio allocations and transaction costs. *J. Bank. Finance* 34, 2627–2638.
- Torrалеja, F.A.G., Ortiz, M.J.H., Vázquez, A.M., 2001. Aplicación de la Teoría de la cointegración al análisis de la demanda turística. *Investig. Eur. Dir. Econ. Empresa* 7, 29–48.
- Valls Ruiz, N., 2014. Volatility in financial markets: The impact of the global financial crisis.
- Villalba, M., 2019. Dos décadas de dolarización, ¿qué hemos aprendido sobre este esquema monetario. *Dolarización Décad. Después* 7–41.
- Weber, C.S., 2015. La Euro Crisis: Causas y síntomas. *Estud. Front.* 16, 150–172.
- Yahoo Finanzas, 2017. ^DJI: Resumen de Dow Jones Industrial Average - Yahoo Finanzas [WWW Document]. URL <https://es.finance.yahoo.com/quote/%5EDJI/> (accessed 11.28.17).
- Yang, C., Chen, Y., Niu, L., Li, Q., 2014. Cointegration analysis and influence rank—A network approach to global stock markets. *Phys. Stat. Mech. Its Appl.* 400, 168–185.
- Yang, S.-Y., 2005. A DCC analysis of international stock market correlations: the role of Japan on the Asian Four Tigers. *Appl. Financ. Econ. Lett.* 1, 89–93.
- Yeyati, E.L., 2003. On the impact of a common currency on bilateral trade. *Econ. Lett.* 79, 125–129.
- Yousaf, I., Ali, S., Wong, W.-K., 2020. Return and volatility transmission between world-leading and Latin American stock markets: Portfolio implications. *J. Risk Financ. Manag.* 13, 148.

## Apéndice A

*Análisis descriptivo del logaritmo de índices bursátiles*  
*Prueba de normalidad Jarque-Bera*  
*Periodo 2001-2020*

	LNBOVESPA	LN BVG	LN BVQ	LNDJI	LNIGBC	LNIGBVL	LNISBVL	LNIGPA	LNIPSA	LNMERVAL	LNNASDAQ	LNNYSE	LNSP500
Mean	10,68334	4,924453	6,820444	9,51527	9,273320	9,144537	9,472913	9,571456	7,997578	8,132120	8,030712	9,043572	7,31643
Median	10,89132	4,923258	6,943977	9,42857	9,314230	9,607785	9,969063	9,803304	8,220769	7,767496	7,865125	9,040571	7,218649
Maximum	11,65828	5,363309	7,255627	1,026252	9,674047	1,008729	10,62186	1,028942	8,675116	10,64680	9,121612	9,540581	8,080479
Minimum	9,062135	4,184338	5,708725	8,862615	8,007850	7,031856	7,488126	8,454309	6,83246	5,310493	7,066518	8,437507	6,599993
Std. Dev.	0,616367	0,278359	0,381933	0,348927	0,297659	0,954673	0,948653	0,522038	0,511736	1,367769	0,529889	0,276272	0,364499
Skewness	-0,984277	-0,660604	-1,545627	0,526965	-1,723715	-1,106143	-0,937351	-0,754694	-0,832243	0,232117	0,462332	-0,168786	0,427252
Kurtosis	3,033731	3,242567	4,592329	2,228838	6,639504	2,751101	2,416875	2,349498	2,428606	2,134976	2,061682	2,083682	2,100215
Jarque-Bera	37,14827	15,03692	115,8756	16,34399	192,6692	47,49653	32,12118	25,88847	29,67962	9,236230	16,63136	9,138602	14,75633
Probability	0,000000	0,000543	0,000000	0,000282	0,000000	0,000000	0,000000	0,000002	0,000000	0,009871	0,000245	0,010365	0,000625
Observations	230	200	230	230	184	230	200	230	230	230	230	230	230

Fuente: Elaboración propia

## Apéndice B

### Prueba de raíces unitarias ADF en niveles y primeras diferencias

#### UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)

Null Hypothesis: the variable has a unit root

		<u>At Level</u>								
		LOG_BVG	LOG_BVQ	LOG_BOVESPA	LOG_MERVAL	LOG_IGBC	LOG_IPSA	LOG_IGPA	LOG_IGBVL	LOG_ISBVL
With Constant	t-Statistic	-2.3751	-3.8960	-3.2846	-0.4087	-4.1832	-2.0406	-2.1772	-2.2448	-1.7381
	<b>Prob.</b>	<b>0.1501</b> n0	<b>0.0024</b> ***	<b>0.0167</b> **	<b>0.9042</b> n0	<b>0.0009</b> ***	<b>0.2694</b> n0	<b>0.2153</b> n0	<b>0.1912</b> n0	<b>0.4105</b> n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.5656	-3.0926	-2.1405	-2.3789	-3.6683	-0.9918	-0.8150	-1.5329	-1.7221
	<b>Prob.</b>	<b>0.2966</b> n0	<b>0.1107</b> n0	<b>0.5200</b> n0	<b>0.3896</b> n0	<b>0.0270</b> **	<b>0.9420</b> n0	<b>0.9618</b> n0	<b>0.8156</b> n0	<b>0.7379</b> n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	2.8300	1.8689	3.1197	2.3954	1.4975	1.7234	2.0655	1.0505	1.3138
	<b>Prob.</b>	<b>0.9989</b> n0	<b>0.9854</b> n0	<b>0.9996</b> n0	<b>0.9962</b> n0	<b>0.9668</b> n0	<b>0.9796</b> n0	<b>0.9909</b> n0	<b>0.9231</b> n0	<b>0.9522</b> n0
		<u>At First Difference</u>								
		d(LOG_BVG)	d(LOG_BVQ)	d(LOG_BOVESPA)	d(LOG_MERVAL)	d(LOG_IGBC)	d(LOG_IPSA)	d(LOG_IGPA)	d(LOG_IGBVL)	d(LOG_ISB...
With Constant	t-Statistic	-13.8432	-5.9522	-24.1988	-14.1225	-11.8311	-14.2059	-13.6480	-7.3258	-7.0387
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***
With Constant & Trend	t-Statistic	-13.9586	-6.9926	-24.6605	-14.0919	-11.9931	-14.3464	-13.8292	-7.5294	-7.0783
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-7.9589	-5.3300	-23.4609	-13.7847	-11.7264	-14.0403	-13.4187	-7.2011	-6.8589
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***

#### Notes:

a: (\*)Significant at the 10%; (\*\*)Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1% and (no) Not Significant

b: Lag Length based on SIC

c: Probability based on MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## Apéndice C

### Correlación de Spearman de los retornos bursátiles latinoamericanos por períodos Período 2003 a 2017

Periodos de tiempo		DIFF(LNIPS A,1) Retorno IPSA	DIFF(LNIGP A,1) Retorno IGPA	DIFF(LNIGB VL,1) Retorno IGBVL	DIFF(LNISB VL,1) Retorno ISBVL	DIFF(LNME RVAL,1) Retorno MERVAL	DIFF(LNBO VESPA,1) Retorno BOVESPA	DIFF(LNIGB C,1) Reorno IGBC		
Pre crisis	Rho de Spearman	DIFF(LNBVQ,1) Retorno BVQ	Coficiente de correlación	0,099	0,056	-0,125	-0,121	0,000	-0,028	-0,160
			Sig. (bilateral)	0,453	0,668	0,339	0,358	0,999	0,832	0,223
			$p$							
			$(1-\beta)$							
			N	60	60	60	60	60	60	60
			DIFF(LNBVG,1) Retorno BVG	Coficiente de correlación	-0,204	0,131	-0,109	-0,210	-0,155	0,036
			Sig. (bilateral)	0,117	0,320	0,406	0,107	0,238	0,784	0,197
			$p$							
			$(1-\beta)$							
			N	60	60	60	60	60	60	60
Post crisis	Rho de Spearman	DIFF(LNBVQ,1) Retorno BVQ	Coficiente de correlación	-0,104	-0,104	0,210	0,220	0,005	0,136	-0,125
			Sig. (bilateral)	0,428	0,429	0,107	0,092	0,969	0,299	0,341
			$p$							
			$(1-\beta)$							
			N	60	60	60	60	60	60	60
			DIFF(LNBVG,1) Retorno BVG	Coficiente de correlación	-0,077	-0,093	-0,111	-0,137	-0,102	0,192
			Sig. (bilateral)	0,559	0,478	0,397	0,296	0,439	0,142	0,302
			$p$							
			$(1-\beta)$							
			N	60	60	60	60	60	60	60
Expansión	Rho de Spearman	DIFF(LNBVQ,1) Retorno BVQ	Coficiente de correlación	0,180	-0,021	-0,125	0,023	-0,008	-0,147	-0,210
			Sig. (bilateral)	0,169	0,874	0,339	0,862	0,949	0,263	0,107
			$p$							
			$(1-\beta)$							
			N	60	60	60	60	60	60	60
			DIFF(LNBVG,1) Retorno BVG	Coficiente de correlación	-0,123	0,061	0,101	0,044	-0,037	,370**
			Sig. (bilateral)	0,347	0,643	0,441	0,738	0,780	0,004	0,043
			$p$						0,608	0,511
			$(1-\beta)$						0,996	0,949
			N	60	60	60	60	60	60	60

Elaboración propia: \*\*. La correlación es significativa en el nivel 0,01 (bilateral); \*. La correlación es significativa en el nivel 0,05 (bilateral);  $p=$ ,10 Baja; ,30 Media; ,50 Alta;  $(1-\beta=)$ ,80

Fuente: Elaboración propia

## Apéndice D

Correlación de Spearman de los retornos bursátiles por períodos  
Período 2003 a 2017

Periodos de tiempo			DIFF(LNBVQ, 1) Retorno BVQ	DIFF(LNBVG, 1) Retorno BVG	DIFF(LNIPSA, 1) Retorno IPSA	DIFF(LNIGPA, 1) Retorno IGPA	DIFF(LNIGBV, L,1) Retorno IGBVL	DIFF(LNISBV, L,1) Retorno ISBVL	DIFF(LNMER VAL,1) Retorno MERVAL	DIFF(LNBOV ESPA,1) Retorno BOVESPA	DIFF(LNIGB C,1) Retorno IGBC			
Pre crisis	Rho de Spearman	DIFF(LNDJIt,1) Retorno DJI	Coefficiente de correlación	-0,021	-0,090	,281 <sup>*</sup>	,320 <sup>*</sup>	-0,038	-0,046	-0,078	-0,125	0,050		
			Sig. (bilateral)	0,872	0,496	0,030	0,013	0,773	0,728	0,551	0,342	0,702		
			<i>p</i>	0,144	0,300	0,530	0,565	0,194	0,214	0,279	0,353	0,223		
			(1-β)	0,987	0,990	0,995	0,996	0,987	0,987	0,989	0,991	0,987		
				N	60	60	60	60	60	60	60	60		
				DIFF(LNNASDAQ,1) Retorno NASDAQ	Coefficiente de correlación	0,047	-0,252	0,122	,305 <sup>*</sup>	-0,152	-0,159	-0,056	-0,203	0,073
				Sig. (bilateral)	0,723	0,052	0,351	0,018	0,246	0,226	0,670	0,119	0,580	
				<i>p</i>	0,216	0,501	0,349	0,552	0,389	0,398	0,236	0,450	0,270	
				(1-β)	0,988	0,994	0,991	0,996	0,992	0,992	0,988	0,993	0,989	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	
				DIFF(LNSP500,1) Retorno S&P 500	Coefficiente de correlación	-0,020	-0,162	0,220	,329 <sup>*</sup>	-0,061	-0,072	-0,070	-0,182	0,087
				Sig. (bilateral)	0,882	0,215	0,092	0,010	0,645	0,583	0,596	0,164	0,508	
				<i>p</i>	0,141	0,402	0,469	0,573	0,246	0,268	0,264	0,426	0,294	
				(1-β)	0,988	0,992	0,994	0,991	0,988	0,989	0,989	0,993	0,990	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	
				DIFF(LNNYSE,1) Retorno NYSE	Coefficiente de correlación	-0,058	-0,056	0,192	,337 <sup>**</sup>	-0,098	-0,133	-0,002	-0,177	0,216
				Sig. (bilateral)	0,661	0,674	0,142	0,008	0,454	0,311	0,986	0,175	0,098	
				<i>p</i>	0,240	0,236	0,438	0,580	0,313	0,364	0,044	0,420	0,464	
				(1-β)	0,988	0,988	0,993	0,989	0,990	0,992	0,994	0,993	0,994	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	
Post crisis	Rho de Spearman	DIFF(LNDJIt,1) Retorno DJI	Coefficiente de correlación	0,078	0,085	0,076	,395 <sup>**</sup>	0,201	0,160	0,164	0,062	,497 <sup>**</sup>		
			Sig. (bilateral)	0,556	0,518	0,564	0,002	0,124	0,221	0,211	0,639	0,000		
			<i>p</i>	0,279	0,291	0,275	0,628	0,448	0,400	0,404	0,248	0,704		
			(1-β)	0,989	0,989	0,989	0,997	0,993	0,992	0,993	0,988	0,999		
				N	60	60	60	60	60	60	60	60		
				DIFF(LNNASDAQ,1) Retorno NASDAQ	Coefficiente de correlación	0,033	0,025	0,082	,485 <sup>**</sup>	0,188	0,146	0,156	0,056	,595 <sup>**</sup>
				Sig. (bilateral)	0,801	0,852	0,533	0,000	0,151	0,266	0,233	0,672	0,000	
				<i>p</i>	0,181	0,158	0,286	0,696	0,433	0,382	0,394	0,236	0,770	
				(1-β)	0,987	0,987	0,989	0,999	0,993	0,992	0,992	0,988	0,999	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	
				DIFF(LNSP500,1) Retorno S&P 500	Coefficiente de correlación	0,041	0,063	0,084	,447 <sup>**</sup>	0,218	0,177	0,186	0,043	,563 <sup>**</sup>
				Sig. (bilateral)	0,755	0,633	0,523	0,000	0,094	0,175	0,155	0,743	0,000	
				<i>p</i>	0,202	0,250	0,289	0,668	0,466	0,420	0,431	0,207	0,750	
				(1-β)	0,987	0,988	0,989	0,998	0,994	0,993	0,993	0,987	0,999	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	
				DIFF(LNNYSE,1) Retorno NYSE	Coefficiente de correlación	-0,001	0,060	0,052	,472 <sup>**</sup>	0,195	0,158	0,182	0,022	,574 <sup>**</sup>
				Sig. (bilateral)	0,995	0,648	0,693	0,000	0,135	0,229	0,164	0,867	0,000	
				<i>p</i>	0,031	0,244	0,228	0,687	0,441	0,397	0,426	0,148	0,757	
				(1-β)	0,997	0,988	0,988	0,999	0,993	0,992	0,993	0,987	0,999	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	
Expansión	Rho de Spearman	DIFF(LNDJIt,1) Retorno DJI	Coefficiente de correlación	0,160	0,108	0,126	,304 <sup>*</sup>	0,234	,284 <sup>*</sup>	,277 <sup>*</sup>	0,037	0,108		
			Sig. (bilateral)	0,221	0,411	0,337	0,018	0,072	0,028	0,032	0,781	0,413		
			<i>p</i>	0,400	0,328	0,354	0,551	0,483	0,532	0,526	0,192	0,328		
			(1-β)	0,992	0,991	0,991	0,995	0,994	0,995	0,995	0,987	0,991		
				N	60	60	60	60	60	60	60	60		
				DIFF(LNNASDAQ,1) Retorno NASDAQ	Coefficiente de correlación	0,028	0,107	0,012	0,225	0,201	0,207	,342 <sup>**</sup>	0,164	0,069
				Sig. (bilateral)	0,834	0,414	0,927	0,084	0,124	0,112	0,007	0,211	0,598	
				<i>p</i>	0,167	0,327	0,109	0,474	0,448	0,454	0,584	0,404	0,262	
				(1-β)	0,987	0,990	0,988	0,994	0,993	0,994	0,995	0,993	0,988	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	
				DIFF(LNSP500,1) Retorno S&P 500	Coefficiente de correlación	0,071	0,138	0,063	,303 <sup>*</sup>	0,178	0,199	,325 <sup>*</sup>	0,103	0,107
				Sig. (bilateral)	0,590	0,294	0,631	0,018	0,175	0,127	0,011	0,435	0,417	
				<i>p</i>	0,266	0,371	0,250	0,550	0,421	0,446	0,570	0,320	0,327	
				(1-β)	0,989	0,992	0,988	0,995	0,993	0,993	0,995	0,990	0,991	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	
				DIFF(LNNYSE,1) Retorno NYSE	Coefficiente de correlación	0,079	0,210	0,033	,384 <sup>**</sup>	,257 <sup>*</sup>	,270 <sup>*</sup>	0,242	0,124	0,245
				Sig. (bilateral)	0,547	0,108	0,802	0,002	0,048	0,037	0,062	0,344	0,059	
				<i>p</i>	0,281	0,458	0,181	0,619000	0,506	0,519	0,491	0,352	0,494	
				(1-β)	0,989	0,994	0,987	0,99500	0,994	0,995	0,994	0,991	0,994	
				N	60	60	60	60	60	60	60	60	60	

Elaboración propia: \*\*. La correlación es significativa en el nivel 0,01 (bilateral); \*. La correlación es significativa en el nivel 0,05 (bilateral); p=-10 Baja, 30 Media, 50 Alta; (1-β=.80)

Fuente: Elaboración propia

## Apéndice E

### Prueba de Cointegración de Johansen

Date: 11/15/20 Time: 11:59  
 Sample (adjusted): 2001M08 2020M04  
 Included observations: 225 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LOG\_BVQ LOG\_NYSE  
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.073808	21.86983	15.49471	0.0048
At most 1 *	0.020317	4.618320	3.841466	0.0316

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.073808	17.25151	14.26460	0.0164
At most 1 *	0.020317	4.618320	3.841466	0.0316

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b'S_{11}b=I$ ):

LOG_BVQ	LOG_NYSE
-4.633488	4.280054
0.641033	-4.391848

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG_BVQ)	0.011387	0.003237
D(LOG_NYSE)	-0.005315	0.005681

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      755.8370

Fuente: Elaboración propia

## Apéndice F

### Prueba de Cointegración de Johansen

Date: 11/15/20 Time: 12:12  
 Sample (adjusted): 2001M08 2020M04  
 Included observations: 225 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LOG\_BVQ LOG\_BOVESPA  
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.067214	23.85841	15.49471	0.0022
At most 1 *	0.035801	8.203014	3.841466	0.0042

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.067214	15.65539	14.26460	0.0299
At most 1 *	0.035801	8.203014	3.841466	0.0042

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'\*S11\*b=I):

LOG_BVQ	LOG_BOVESPA
1.211378	-2.509085
7.914024	-4.318071

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG_BVQ)	0.007415	-0.007156
D(LOG_BO...	0.012967	0.006499

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 686.0182

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG_BVQ	LOG_BOVESPA
1.000000	-2.071265
	(0.38315)

#### Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG_BVQ)	0.008983
	(0.00387)
D(LOG_BO...	0.015708
	(0.00490)

Fuente: Elaboración propia

