

## **ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN ENTRE EL ÍNDICE GENERAL DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA Y EL PRODUCTO BRUTO INTERNO DEL PERÚ**

**VICTOR MANUEL CHUNG ALVA**

*vchunga@usmp.pe*

*Universidad de San Martín de Porres/ Facultad de Ciencias Contables, Económicas y Financieras  
Dirección postal: Av. Los eucaliptos N° 300 - 304, Urb. La Pradera - Pimentel – Lambayeque - Perú*

Recibido (18/10/2017)

Revisado (21/05/2018)

Aceptado (25/05/2018)

**RESUMEN:** El presente estudio tuvo como objetivo determinar la existencia de una relación de cointegración entre el Producto Bruto Interno (PBI) y el Índice General de Bolsa de Valores de Lima (IGBVL). A través de un estudio longitudinal se recolectaron datos de las series en el periodo 2000 – 2014. Se determinó que existe una relación a corto y largo plazo entre las variables las cuales fueron modeladas matemáticamente mediante un modelo vectorial de corrección del error. El modelo fue validado determinando que existe estabilidad en su comportamiento. Si bien es cierto que la relación de cointegración es significativa, parecería que no logra captar con totalidad la relación entre el PBI y el IGBVL. Esto es debido en cierta manera al comportamiento determinístico del PBI.

*Palabras claves:* Análisis de cointegración, índice bursátil, PBI, Prueba de Causalidad de Granger

**ABSTRACT:** The current study aimed to determine the existence of a cointegration relationship between Gross Domestic Product (GDP) and the General Index Lima Stock Exchange (IGBVL). Through a longitudinal study, series data were collected in the period 2000-2014. It was determined that there is a relationship short and long term between the variables which were modeled mathematically by a vector error correction model. The model was validated determined that there is stability in their behavior. While the cointegration relationship is significant, it would seem that fails to grasp fully the relationship between GDP and IGBVL. This is due in some way to the deterministic behavior of GDP.

*Keywords:* Cointegration, Stock market, GDP, Granger causality test.

## 1. Introducción

La literatura económica financiera establece que las variables macroeconómicas afectan los mercados de valores, y es por ello que muchas investigaciones tratan de establecer empíricamente esta afirmación. La interacción entre los movimientos de los precios de las acciones y las actividades económicas reales ha sido un tema debatido en muchos estudios económicos (Oscooe, 2010; Hsing, Budden and Phillips, 2011; Cavenaile, Gengenbach and Palm, 2014; Gopinathan and Sethi, 2015; Azimi, 2016). Asimismo, la academia explica que los precios de las acciones responden a los cambios en el ambiente macroeconómico (Faris, 2010; Beetsma and Giuliadori, 2012; Ngare, Nyamongo and Misati, 2014). Sin embargo, pocos son los estudios que se han centrado en la relación del Producto Bruto Interno (PBI) y su impacto en el respectivo índice bursátil para una economía como la peruana.

Es una tendencia común que los precios de las acciones suban y bajen continuamente dentro de un periodo anual. Los precios de las acciones se ven afectados positivamente o negativamente por una serie de factores dentro y fuera del sistema económico y tales factores incluyen los beneficios de las empresas, factores políticos, desempeño económico, tipos de interés, tasa de inflación y Producto Bruto Interno (Beetsma and Giuliadori, 2012). La inversión en el mercado de valores es a largo plazo por naturaleza y los precios de las acciones pueden verse afectados si es que la estabilidad de la política o la economía son alterados (Cavenaile, Gengenbach and Palm, 2014).

El Producto Bruto Interno (PBI), es la suma de los ingresos en la economía durante un período dado ajustada por el efecto del aumento de los precios, tendrá un impacto en la liquidez del capital mercado; de ahí su influencia en los precios de las acciones. Por otro lado, los rendimientos futuros de las acciones determinan su precio presente, que se ve reflejado en el índice de precios del mercado de valores. Los rendimientos miden el tamaño de las utilidades en relación al capital invertido. En tiempos de auge la producción agregada, el capital y las utilidades crecen.

Teniendo en cuenta los conceptos antes mencionados, para la economía peruana, podríamos expresar entonces que el mayor PBI esperado hace aumentar el Índice General de Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) actual o el auge productivo aumenta los precios de las acciones. Lo contrario sucede en sentido contrario en épocas de recesión.

Es importante para los inversores tener una comprensión del funcionamiento de los precios de las acciones puesto que tienen un alto grado de volatilidad debido a las fluctuaciones del mercado, especialmente cuando se está ejerciendo presión para mantener la tasa de interés controlada más cerca de los precios de mercado, que son más propensos a reflejar la inflación y la escasez de fondos.

El FTSE Group, proveedor británico de índices bursátiles y servicios de datos asociados, clasifica a los mercados emergentes como principales y secundarios. En el segundo grupo se encuentran enmarcados Catar, Chile, China, Colombia, Egipto, Emiratos Árabes Unidos, Filipina, India, Indonesia, Pakistán, Perú y Rusia como mercados emergentes secundarios, los cuales tienen ingresos GNI entre los niveles medio y bajo, con infraestructura de mercado significativo<sup>1</sup>.

Cuando se inició una crisis económica global en el 2008, siendo una de las más largas y profundas desde la Gran Depresión, las economías emergentes experimentaron una contracción menor, en promedio, que las economías avanzadas. Además, investigaciones recientes han sugerido que los países emergentes presentaron un mejor desempeño económico en comparación con los países avanzados durante esta fase recesivas. Existe evidencia empírica que muestra una asociación negativa entre el nivel del Producto Bruto Interno (PBI) per cápita y el crecimiento del PBI durante la crisis global (Eichengreen, 2010; Rose and Spiegel, 2010).

Existe diversas investigaciones sobre el comportamiento del Producto Bruto Interno (PBI), el mercado de valores y el crecimiento económico en mercados emergentes que podrían servir de referencia para la presente investigación. Por ejemplo, Joshi and Giri (2015), examinaron la relación entre el PBI y los precios de las acciones desde una perspectiva sectorial en la India. Encontrando que existe una relación positiva y significativa entre la participación del sector manufacturero del PBI con el índice de

<sup>1</sup> <http://www.londonstockexchange.com/home/homepage.htm>

manufactura. Sus resultados confirmaron la existencia de una relación de cointegración entre el PBI sectorial y el precio de las acciones sectoriales en la India. Ifionu and Ibe (2015), investigaron el impacto de la inflación, la tasa de interés y el Producto Interno Bruto Real sobre los precios de las acciones de las empresas cotizadas en la Bolsa de Valores de Nigeria (NSE por sus siglas en inglés) post SAP, y utilizaron datos de series de tiempo para el período 1985-2012. La prueba de cointegración de Johansen indicó la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables del modelo.

Oskooe (2010) analizó la relación entre el desempeño del mercado de valores y el crecimiento económico en Irán mediante la realización de pruebas de causalidad dentro del modelo de VECM. Los hallazgos implican la relación de causalidad entre el crecimiento económico y las fluctuaciones de los precios de las acciones a largo plazo, así como la causalidad bilateral entre el precio de las acciones y el crecimiento económico en el corto plazo. Husain and Mahmood (2001) examinan la relación causal entre los precios de las acciones y las variables macroeconómicas como el gasto de consumo, el gasto de inversión y la actividad económica (medida por el PBI) en Pakistán. Mediante un análisis de cointegración y corrección de errores encontraron la presencia de una relación a largo plazo entre los precios de las acciones y las macro variables. Faris (2010) llevó a cabo un análisis de regresión simple y múltiple para determinar la relación de los factores microeconómicos con el precio de las acciones y encontró una relación significativa altamente positiva entre el precio de mercado de las acciones y el valor liquidativo por acción, el precio de mercado del dividendo en acciones, el producto bruto interno; y una relación significativa negativa sobre la inflación y la tasa de interés de los préstamos de la bolsa de valores de Amman en Jordania.

A esto hay que agregar una extensa literatura que documenta el papel de los mercados financieros en el desarrollo económico. Para ayudar a explicar esta relación, Levine (1990) construyó un modelo de crecimiento endógeno en el que un mercado de valores emerge para asignar el riesgo y explora cómo el mercado de valores altera los incentivos de inversión de tal manera que las tasas de crecimiento del estado estacionario cambian. La investigación muestra que los mercados accionarios aceleran el crecimiento al facilitar la capacidad de negociar la propiedad de las empresas sin interrumpir los procesos productivos que ocurren dentro de las mismas y permiten a los agentes diversificar las carteras. Ngare, Nyamongo, and Misati (2014) concluyeron que los países con mercados de valores tienden a crecer más rápido que los países sin mercados de valores; que los países relativamente desarrollados y los mercados de valores tienden a crecer menos rápido en comparación con los países pequeños con mercados de valores.

A la luz de los resultados empíricos en la literatura, por medio del presente estudio se examina el apoyo empírico a la relación de causalidad entre las fluctuaciones de precios de las acciones, teniendo como indicador el Índice General de Bolsa de Valores de Lima (IGBVL), y el crecimiento económico del Perú, medido a través del Producto Bruto Interno (PBI). La investigación tiene dos objetivos, primero examinar la relación a largo plazo entre el desempeño del IGBVL y el PBI en la economía peruana. En segundo lugar, aplicar la prueba de causalidad de Granger basada en un modelo de corrección de error vectorial con el fin de examinar las relaciones causales entre los precios de las acciones y el crecimiento del PBI teniendo en cuenta el análisis de cointegración de Johansen.

Esta investigación proporciona evidencia de si las teorías relevantes para el papel del mercado de valores en el crecimiento económico pueden ser aplicadas a la economía peruana. Finalmente, desde el punto de vista político, es importante analizar la relación entre el desempeño del mercado de valores y el crecimiento económico en el diseño de programas de desarrollo económico.

## **2. Diseño de la investigación**

### **2.1. Datos**

El conjunto de datos utilizado en este estudio abarca el período que comienza de enero de 2000 a diciembre del 2014 y los análisis se han realizado utilizando 180 datos mensuales. Los datos de cierre

pertenecientes a IGBVL se obtienen del sitio web respectivo de la Bolsa de Valores de Lima<sup>2</sup>, y los datos del Producto Bruto Interno se obtienen de la base de datos del Banco Central de Reservas<sup>3</sup>. Los paquetes Stata y R se usan para análisis econométrico.

## 2.2. Metodología

Dada la naturaleza de la investigación y la cantidad de datos, se estudió las propiedades de los datos desde una perspectiva econométrica evaluándose la presencia de raíz unitaria a través de la prueba de Dickey-Fuller. Luego, se aplicó la prueba de cointegración, el modelo de corrección de errores de vector (VEC), la prueba de descomposición de varianza y el análisis de respuesta de impulso para establecer la relación de equilibrio a largo plazo y la dinámica de corto plazo entre las variables y la prueba de causalidad de Granger para evaluar la dirección de causalidad.

### *Prueba de raíz unitaria.*

Los métodos estadísticos clásicos, como los mínimos cuadrados ordinarios (MCO), se basan en el supuesto de que las variables involucradas son estacionarias. El problema es que la inferencia estadística asociada con los procesos estacionarios ya no es válida si las series de tiempo son una realización de procesos no estacionarios. Si las series de tiempo no son estacionarias, no es posible usar MCO para estimar sus relaciones lineales a largo plazo, ya que conduciría a una regresión espuria. La regresión espuria es una situación en la que parece haber una relación estadísticamente significativa entre las variables, pero las variables no están relacionadas. Usualmente para hallar la prueba de raíz unitaria se aplica la prueba de Dickey-Fuller (ADF) la cual sirve para determinar las propiedades de estacionariedad de las variables y el orden de integración de las variables.

### *Prueba de Cointegración de Johansen.*

Para calcular las regresiones de cointegración se utilizó la prueba de cointegración de Johansen, la cual sirvió para conocer la relación de equilibrio a largo plazo entre las variables. Sahu and Bandopadhyay (2013), explican que dos variables están cointegradas si tienen una relación de largo plazo o de equilibrio entre ellas. Esta prueba nos proporciona información sobre si el PBI y el IGBVL, están vinculados a largo plazo o no.

El procedimiento de Johansen crea variables cointegradas directamente en la estimación de máxima verosimilitud en lugar de confiar en la estimación MCO. Este procedimiento depende en gran medida de la relación entre el rango de una matriz y sus raíces características. Johansen obtuvo la estimación de máxima verosimilitud utilizando pruebas secuenciales para determinar el número de vectores de cointegración. De hecho, el procedimiento de Johansen no es más que una generalización multivariada de la prueba de Dickey-Fuller. En consecuencia, propone dos tipos diferentes de verosimilitud: la prueba de la traza y la prueba de máximo valor propio.

Este procedimiento es un método de prueba de cointegración vectorial. Tiene la ventaja sobre los métodos Engle-Granger y Phillips-Ouliaris en que puede estimar más de una relación de cointegración, si el conjunto de datos contiene dos o más series de tiempo.

### *Vector de corrección de error.*

Se utilizó el VEC, para identificar la existencia de cualquier desequilibrio en el corto plazo de las variables cointegradas, también sirvió para determinar la tasa de corrección para lograr la relación de equilibrio a largo plazo entre las variables. Según Engle and Granger (1987) si se tiene una serie de variables cointegradas, existirá una representación de corrección de errores correspondiente en la cual la dinámica de corto plazo de las variables en el sistema se ve influenciada para desviar la relación de equilibrio. El VEC muestra que el cambio en las variables dependientes es una función del nivel de desequilibrio en la relación de cointegración capturada por el término de corrección de error, así como los cambios en otras variables explicativas. Con el mecanismo de corrección de errores, una proporción del desequilibrio en un período se corrige en el siguiente período. El procedimiento de corrección de errores es por lo tanto una forma de reconciliar el comportamiento a corto y largo plazo mediante una serie de ajustes parciales de corto plazo.

<sup>2</sup> [www.bvl.com.pe](http://www.bvl.com.pe)

<sup>3</sup> [www.bcrp.gob.pe](http://www.bcrp.gob.pe)

### Test de Causalidad de Granger.

La prueba de causalidad de Granger es una prueba de hipótesis estadística para determinar si una serie de tiempo es útil para pronosticar a otra. Granger (1969) argumentó que la causalidad en la economía podría probarse midiendo la capacidad de predecir los valores futuros de una serie de tiempo usando valores anteriores de otra serie de tiempo. La prueba de causalidad puede llevarse a cabo de dos formas diferentes según los resultados del análisis a largo plazo. La prueba de Granger es adecuada para analizar la relación de corto plazo si no existe cointegración entre las variables. Por otro lado, cuando las variables están cointegradas, la prueba estándar de Granger no se especifica correctamente y la estrategia de corrección de errores sugerida por Engle y Granger (1987) debe usarse para identificar la relación causal a largo y corto plazo entre las variables.

## 3. Aplicación en la economía peruana

### 3.1. Estadísticas descriptivas

Las estadísticas descriptivas de las variables se presentan en la Tabla 1. El Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) tuvo un valor promedio de 10550.53 y el Producto Bruto Interno (PBI) un promedio igual a 14948.71.

Tabla 1. Estadísticas Descriptivas de las series

Estadística	IGBVL	PBI
Media	10550.53	14948.71
Desviación Estándar	7751.627	3925.065
Asimetría	0.095529	0.310465
Curtosis	1.445032	1.739085

Fuente: Elaboración propia

\* $p < 0.05$

En la Figura 1A, se muestra el comportamiento de las dos variables en estudio. En cuanto al PBI se aprecia un comportamiento creciente, con oscilaciones estacionarias, que permite deducir una tendencia determinística. Por otro lado, el comportamiento del IGBVL fue creciente en el periodo 2000 – 2007 alcanzando un valor de 23418.2 en julio del 2007, para luego decrecer en el periodo agosto 2007 y abril 2009; el comportamiento fue nuevamente creciente alcanzando su punto más alto en mayo del 2012 con un valor de 23612. Se creyó conveniente tratar de equilibrar las escalas entre las dos series tomando logaritmos naturales y ajustando estacionalmente el PBI (ver Figura 1B). Esto nos ayuda en la interpretación dado que la primera diferencia de series en logaritmos representas tasas de crecimiento.

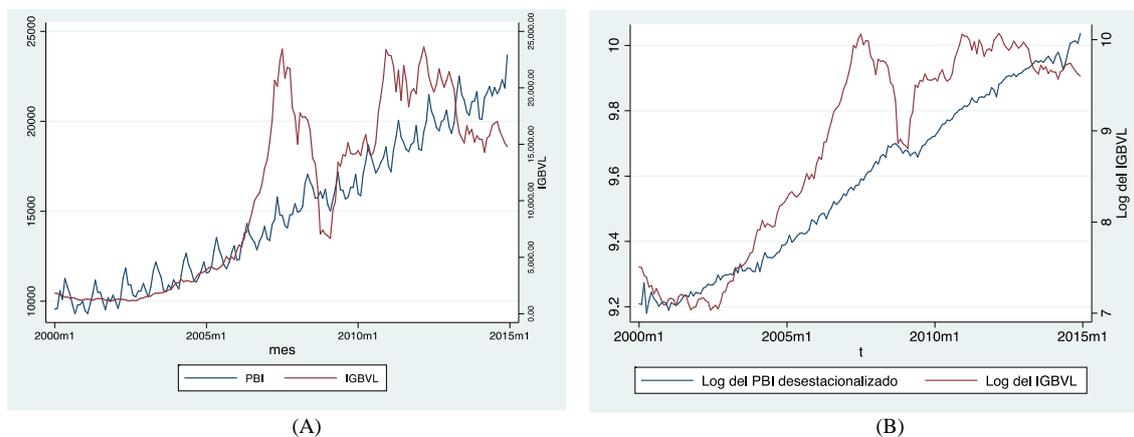


Figura 1: Comportamiento del PBI e IGBVL, 2000 – 2014

Fuente: Elaboración propia

### 3.2. Análisis a largo plazo

El análisis a largo plazo se realizó a través de los siguientes pasos: 1) Examinar si las variables en el modelo están integradas en el mismo orden, por lo cual se utilizó la prueba de raíz unitaria (prueba Dickey Fuller); 2) seleccionar la longitud de retraso óptimo a través de criterios de penalización; 3) evaluar la relación a largo plazo aplicando la prueba de cointegración de Johansen; 4) Estimar el modelo VEC para construir los vectores de cointegración que modelen la relación a largo plazo; 5) Evaluación de la estabilidad del modelo VEC.

#### Prueba de Raíz Unitaria.

Se aplicó a los datos la prueba de Dickey Fuller para determinar el orden de integración. En la Tabla 2, se observa que los resultados muestran que las variables son no estacionarias a nivel. El siguiente paso es diferenciar las variables una vez para realizar pruebas estacionarias en variables diferenciadas. Los resultados muestran que después de diferenciar las variables una vez se confirmó que todas las otras variables eran estacionarias. Por lo tanto, podemos concluir que todas las variables están integradas de orden uno, es decir, la diferencia estacionaria I (1).

Tabla 2. Prueba Dickey Fuller Aumentado - Unidad de Prueba de Raíz

Variable	ADF Al nivel	ADF En primera diferencia
Log (PBI)	0.797	-21.608*
Log (IGBVL)	0.505	-10.560*

Fuente: Elaboración propia

\*p < 0.05

#### Longitud de retraso óptima.

Como el modelo autorregresivo es sensible a la selección de la longitud de retraso apropiada, por lo cual resulta necesario hallar la selección de la longitud de retraso antes de realizar el análisis de cointegración de Johansen. El estudio ha determinado la duración óptima de retraso basada en los criterios de información Akaike (AIC), Hannan-Quinn Information Criterion (HQC) y Schwarz Information Criterion (SIC). Asimismo, es importante comprobar que el orden óptimo del retardo del modelo se elige de manera apropiada para que los términos de error de las ecuaciones no estén correlacionados serialmente (ver Tabla 3). Los criterios AIC, HQC y SIC, sugirieron una mayor longitud de retraso 3.

Tabla 3. Análisis de retardos según criterios de penalización

Lag	AIC	HQC	SIC
0	0.503908	0.518878	0.540799
1	-7.54984	-7.50493	-7.43916
2	-7.84097	-7.76612	-7.65651
3	-8.05584*	-7.92111*	-7.74217*
4	-8.00041	-7.89562	-7.72382

Fuente: Elaboración propia

\*p < 0.05

#### Prueba de Cointegración de Johansen.

Los resultados de la prueba de Johansen, para log(IGBVL) y log(PBI), son presentados en la Tabla 4. Debido a que el estadístico de traza en  $r = 0$  es 16.811 y excede su valor crítico de 15.41, rechazamos la hipótesis nula de que no hay ecuaciones de cointegración. Por el contrario, debido a que el estadístico de traza en  $r = 1$  es 3.0965 es menor que su valor crítico de 3.76, no podemos rechazar la hipótesis nula de que hay al menos una ecuación de cointegración. El valor propio que se muestra en la última línea de la Tabla calcula el estadístico de traza en la línea anterior.

Tabla 4. Prueba de cointegración de Johansen

Rango Máximo	Valor Propio	Estadístico de Traza	Valor crítico al 5%
0	.	16.8111	15.41
1	0.07456	3.0965*	3.76
2	0.01734		

Fuente: Elaboración propia

\*p < 0.05

Los resultados descritos anteriormente indican que existe una relación de cointegración entre las dos series, por lo cual estimaremos los parámetros de una cointegración bivariada VEC.

*Vector de corrección de error.*

El modelo a estimar tiene la siguiente estructura:

$$\Delta Y_t = \gamma + \alpha(\beta'Y_{t-1} + \nu) + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

El modelo vectorial de corrección del error estimado es el siguiente:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta \log(PBI_t) \\ \Delta \log(IGBVL_t) \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0.0075 \\ 0.0027552 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.0196729 \\ 0.0072271 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -0.3738074 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log(PBI_{t-1}) \\ \log(IGBVL_{t-1}) \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} 0.82349 & 0.1875987 \\ -0.6183421 & 0.0058423 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log(PBI_{t-1}) \\ \Delta \log(IGBVL_{t-1}) \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} 0.6379023 & 0.2317891 \\ -0.3211017 & 0.0079313 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log(PBI_{t-2}) \\ \Delta \log(IGBVL_{t-2}) \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2)$$

A partir del cual obtenemos la ecuación de cointegración:

$$\log(PBI_t) = 6.121233 + 0.3738074 \log(IGBVL_t) \quad (3)$$

Esto significa que los cambios en el IGBVL son significativos en la predicción del PBI. La ecuación (2) muestra que un aumento en el IGBVL contribuye a un aumento en el producto interno bruto. Más precisamente, un aumento del 1% en los precios de las acciones conduce a un aumento del 0.3738% en el producto interno bruto. El signo del precio de las acciones es positivo y de acuerdo con la teoría. Esto significa que existe una relación positiva a largo plazo entre el PBI y el IGBVL. El parámetro del término de corrección de errores (-0.01967) es menor que la unidad en términos absolutos y negativo, lo que indica la existencia de una relación a largo plazo entre las variables en el modelo estimado. Esto sugiere que, si el nivel del PBI está por encima o por debajo del nivel de equilibrio, se ajusta en 1.967% por mes. El parámetro de corrección de errores muestra la velocidad de ajuste, que es muy lenta para contrarrestar el shock a corto plazo y converge al equilibrio de largo plazo, lo que indica la estabilidad del sistema.

En conclusión, las variaciones de los precios de las acciones están conectadas básicamente a las actividades económicas reales a largo plazo en la economía peruana. Para evaluar la estabilidad del modelo, en la tabla 5 apreciamos los módulos de los valores propios que no están cercanos a la unidad (a excepción del módulo 0.965) confirmando la estabilidad del modelo estimado.

Tabla 5. Valores propios determinados

Valor Propio	Módulos
1	1
0.9652429	0.965243
0.6075725	0.607572
-0.3184271 + 0.4828575i	0.578401
-0.3184271 - 0.4828575i	0.578401
-0.4051402	0.405140

Fuente: Elaboración propia

Además, al evaluar la correlación serial a través del test LM se confirmó la no presencia de la misma. Los resultados se muestran en la tabla 6.

Tabla 6. Test de Multiplicador de Lagrange

lag	Chi2	gl	Prob > Chi2
1	6.8489	4	0.14409
2	5.7695	4	0.21704
3	3.1324	4	0.53591
4	1.7083	4	0.78921
5	1.5748	4	0.81331

Fuente: Elaboración propia

### 3.3. Análisis a corto plazo

#### Test de causalidad

La Tabla 7 muestra el enfoque de causalidad de Granger. Encontramos que el  $\log(\text{PBI})$  es causada por el  $\log(\text{IGBVL})$  (índice de precios de las acciones). Esto es debido a que la hipótesis nula de que el crecimiento económico no hace causa Granger en precios de las acciones es rechazada al nivel de significancia del 5%; es decir, el pasado del IGBVL es útil para predecir el comportamiento del PBI. Por otro lado, la hipótesis nula de que el crecimiento económico no causan Granger en el los precios de las acciones no es rechazada al nivel de significancia del 5% y no confirma la existencia de una relación causal que va desde el crecimiento económico hacia los movimientos de las acciones a corto plazo. Es decir, el comportamiento pasado del IGBVL no es útil para predecir el comportamiento futuro del PBI.

Tabla 7. Prueba de cointegración de Granger

Variable explicada	Variable explicativa		Inferencia
	$\log(\text{PBI})$	$\log(\text{IGBVL})$	
$\log(\text{PBI})$	.	11.839*	$\log(\text{IGBVL}) \rightarrow \log(\text{PBI})$
$\log(\text{IGBVL})$	0.70252		$\log(\text{PBI}) \rightarrow \log(\text{IGBVL})$

Fuente: Elaboración propia

\* $p < 0.05$ 

Parece que no hay causalidad de la economía real a los precios de las acciones. Pero una causalidad inversa de Granger parece posible incluso si la relación no parece ser tan fuerte. Este paper evalúa la posibilidad de que una de las dos variables pueda causar (en el sentido Granger) a la otra. Los resultados muestran que es razonable concluir que los precios de las acciones tienen la capacidad para predecir el crecimiento macroeconómico a corto y mediano plazo. Por otro lado, se puede concluir que el crecimiento no es un buen indicador para predecir los resultados del mercado bursátil en el futuro.

## 4. Conclusiones

La investigación examina la relación entre el Producto Bruto Interno (PBI) y el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL). El método empírico implícito en el estudio fue el enfoque de cointegración dentro del marco del vector de corrección de errores para examinar la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre el PBI y los precios de las acciones. Los resultados proporcionan una fuerte evidencia de que tanto el IGBVL como el PBI están cointegrados y tienen una relación a largo plazo. La estimación empírica sugiere que existe una relación significativamente dinámica y positiva entre las variables. Esto significa que si el IGBVL aumenta (disminuye), el PBI del Perú también aumentará (disminuirá). Cuando la elasticidad de los precios de las acciones aumente en un 1%, entonces el PBI aumentará en un 0.3738%. Esto sugiere que, si el nivel del PBI está por encima o por debajo del nivel de equilibrio, se ajusta en 1.967% por mes. El parámetro de corrección de errores muestra la velocidad de ajuste, que es muy lenta para contrarrestar el shock a corto plazo y converge al equilibrio de largo plazo, lo que indica la estabilidad del sistema.

La evaluación de la relación a corto plazo permite establecer una relación de causalidad unidireccional desde el precio de las acciones hacia el crecimiento económico en Perú; sin embargo, no hay evidencia de causalidad inversa. Como resultado, este estudio intenta sugerir que los formuladores de políticas pueden usar el precio de las acciones como un indicador líder para predecir el crecimiento económico futuro en

Perú, ya que las pruebas de causalidad mostraron que el precio de las acciones es consistentemente causa Granger del crecimiento económico.

En conclusión, el crecimiento económico está determinado por los movimientos en los precios de las acciones. Los hallazgos de este estudio también pueden indicar que cualquier choque negativo en el mercado bursátil puede implicar algunas señales de turbulencia económica. Para fines de inversión de capital, los inversionistas no deben depender únicamente del entorno económico para juzgar el rendimiento futuro del mercado de valores, ya que el crecimiento económico en Perú puede no ser un elemento significativo que influya en el desarrollo del mercado de valores. Por lo tanto, se recomienda a los inversionistas que empleen análisis fundamental y técnico sobre acciones individuales o en la industria para ayudarlos a optimizar la tasa de rendimiento de una inversión. Este estudio es consistente con la conclusión de la academia (Joshi & Giri, 2015; Husain & Mahmood, 2001).

El estudio es uno de los primeros en evidenciar esta relación existente entre estas variables, por lo cual se espera que las entidades reguladoras y los hacedores de las políticas financieras, consideren este estudio para la creación de políticas que apoyen el mercado bursátil. Esta investigación también contribuirá a los accionistas y los administradores de cartera, ya que proporciona una mejor comprensión de la estructura y evaluación de la cartera para mejorar el diseño y el rendimiento general de la cartera. Además, el estudio permite que los inversores extranjeros interesados en el mercado de valores peruano comprendan la relación condicional entre las variables estudiadas.

## 5. Referencias bibliográficas

1. M. N. Azimi, An economic growth model: Evaluating the interaction of market consumption with GDP growth rate in Afghanistan. *Munich Personal RePEc Archive*. (2016).
2. R. Beetsma, and M. Giuliadori, The changing macroeconomic response to stock market volatility shocks. *Journal of Macroeconomics*. **34** (2012) 281 – 293.
3. L. Cavenaile, C. Gengenbach and F. Palm, Stock Markets, Banks and long run economic growth: A panel cointegration - based analysis. *De Economist*. **162** (2014).
4. B. Eichengreen, “Lessons of the crisis for emerging markets”, *International Economics and Economic Policy*, 7(1) (2010) 49-62.
5. R. Engle and C. Granger, Cointegration and error correction: representation estimation and testing. *Econometrica*. **55** (1987) 251 – 276.
6. N. Faris, Analysis the Determinants of Market Stock Price Movements: An Empirical Study of Jordanian Commercial Bank. *International Journal of Business and Management*. **5** (2010).
7. R. Gopinathan and S. Sethi, Time-Varying Cointegration between Stock Market and Economic Activity. *Journal of Applied Economics*. **14** (2015) 43–53.
8. C. Granger, Investigating causal relations y econometric models and cross spectral methods, *Econometrica*. **37** (1969) 428 – 438.
9. Y. Hsing, M. Budden and A. S. Phillips, Macroeconomic Determinants of the Stock Market Index for a Major Latin American Country and Policy Implications. *Business and Economic Research*. **2** (2011).
10. F. Husain and T. Mahmood, The Stock Market and the Economy in Pakistan. *The Pakistan Development Review*. **40** (2001) 107 - 114.
11. E. Ifionu and R. Ibe, Inflation, Interest Rate, Real Gross Domestic Product and Stock Prices on the Nigerian Stock Exchange: A Post SAP Impact Analysis. *Research Journal of Finance and Accounting*. **6** (2015) 215 - 223.
12. P. Joshi and A. Giri, Examining the Relationship between Sectoral Stock Market Indices and Sectoral Gross Domestic Product: An Empirical Evidence from India. *Global Journal of Management And Business Research*. **17** (2015)
13. R. Levine, Stock Markets, Growth, and Policy. *The Journal of Finance*. **46** (1991) 1445 - 1465.
14. E. Ngare, E. M. Nyamongo and R. N. Misati, Stock market development and economic growth in Africa. *Journal of Economics and Business*. **74** (2014) 24 - 39.
15. S. P. Oskooe, Emerging Stock Market Performance and Economic Growth. *American Journal of Applied Sciences*. **7** (2010) 265 - 269.
16. A. Rose, and M. Spiege. “Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: International linkages and American exposure”, *Pacific Economic Review*, 15(3) (2010) 340-363.
17. H. Sandte, Stock Markets vs GDP Growth: A Complicated Mixture. *BNY Mellon Asset Management*. (2012) 1 - 8.

18. T. Sahu and K. Bandopadhyay, An empirical study on the dynamic relationship between oil prices and Indian stock market. *Managerial Finance*. **40** (2013), 200 - 215.