

**ANÁLISIS DE LA CAUSALIDAD ENTRE EL DESARROLLO  
DEL MERCADO ACCIONARIO Y EL CRECIMIENTO  
ECONÓMICO:  
EVIDENCIA DESDE COLOMBIA A PARTIR DEL COLCAP  
Y DEL ISE (2013-2019).**

**JUAN ESTEBAN OBREGÓN GÓMEZ**

**Trabajo de grado para optar al título de Economista**

**Director**

**Jesús Ancizar Gómez Daza. PH. D**

**Pontificia Universidad Javeriana Cali**

**Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas**

**Departamento de Economía**

**Santiago de Cali, 2021**

## TABLA DE CONTENIDO

<b>1. RESUMEN Y PALABRAS CLAVE; ABSTRACT &amp; KEY WORDS....</b>	<b>3</b>
<b>2. PRESENTACIÓN DEL PROBLEMA DE INVESTIGACIÓN.....</b>	<b>4</b>
<b>3. OBJETIVO Y PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN.....</b>	<b>8</b>
<b>4. REVISIÓN DE LITERATURA.....</b>	<b>8</b>
<b>5. METODOLOGÍA.....</b>	<b>13</b>
5.1 Descripción de variables utilizadas.....	13
5.2 Modelos econométricos propuestos .....	15
<b>6. RESULTADOS Y DISCUSIONES.....</b>	<b>18</b>
6.1 Estadística Descriptiva.....	18
6.2 Prueba de Raíces Unitarias.....	19
6.3 Prueba de Cointegración.....	23
6.4 Formulación y estimación del modelo de Vectores de Corrección de Errores.....	24
6.5 Modelo VEC to VAR.....	28
6.6 Causalidad de Granger.....	31
6.7 Funciones de Impulso-Respuesta.....	34
<b>7. CONCLUSIONES.....</b>	<b>35</b>
<b>8. REFERENCIAS.....</b>	<b>37</b>
<b>9. AGRADECIMIENTOS.....</b>	<b>42</b>

## **1. RESUMEN**

A nivel global se encuentran múltiples estudios respecto a la relación que existe entre el sector bursátil y la economía. Este trabajo pretende analizar la dirección de la relación causal existente entre el desarrollo del mercado accionario y el crecimiento económico en Colombia. Brindándole a este campo investigativo resultados actualizados a partir del COLCAP como indicador bursátil, entre el periodo del 2013 al 2019. Esto a través del análisis de las variables definidas y sustentadas, facilitando su medición mediante un análisis econométrico a partir del punto de vista determinístico, caracterizado por test de cointegración de Johansen, modelos VEC y VAR, Causalidad de Granger y funciones de Impulso-Respuesta. Arrojando un resultado de causalidad directa del mercado accionario hacía el crecimiento económico y demostrando la sensibilidad de respuesta de la economía a choques bursátiles, permitiendo concluir que, mediante reformas estructurales del sistema bursátil del país, se puede mejorar la economía en un largo plazo y explotar las cualidades del sistema financiero no bancario en Colombia.

### **Palabras Clave:**

Causalidad, COLCAP, Crecimiento Económico, Colombia, Mercado Accionario.

### **ABSTRACT**

Worldwide exist many investigations that studies the relation between the stock market and the economy. This work pretends to analyze the existent causality direction between the development of the stock market and the economic growth in Colombia. Giving to this investigative field, updated results by using the COLCAP as stock index during the period of 2013-2019. It is going to be done through the analysis of defined and sustained variables, allowing the measurement of its implications by using econometrical analysis, such as Johansen cointegration tests, VEC and VAR models, Granger causalities and Impulse-Response functions. Presenting a result of direct causality from stock market to the economic growth and showing the response sensibility of the economy to stock market shocks, allowing to conclude that with structural reforms to the stock system in the country, the economy in long term can improve and as a result take advantage of the qualities of the financial shadow banking system in Colombia.

### **Key words:**

Causality, COLCAP, Economic Growth, Colombia, Stock Market.

## **2. PRESENTACIÓN DEL PROBLEMA DE INVESTIGACIÓN**

La relación entre el crecimiento económico y el desarrollo del mercado accionario se ha podido evidenciar en incontables trabajos de investigación, entre estos cabe destacar el de uno de los pioneros en esta área de exploración, Gurley y Shaw (1955), quienes demostraron la contribución del sector financiero a la economía real mediante el incremento de la acumulación de capital tangible.

Otros trabajos importantes en esta área de estudio, señalan que los niveles de intermediación financiera predicen eficientemente y estimulan el crecimiento económico a largo plazo; lo que refleja una medida positiva de crecimiento en la economía real (Caporale et al., 2004; King y Levine, 1993). Estos estudios demuestran que es posible evidenciar esta causalidad en el caso colombiano, hecho que sin un estudio concreto y detallado no se podría afirmar o predecir.

Como principal herramienta de medición para el crecimiento económico en cada país se utiliza el Producto Interno Bruto (PIB), este índice, según Dornbusch et al. (2009) varía por 2 razones, un cambio de los recursos disponibles en la economía, principalmente en la mano de obra y el capital, y una alteración en la productividad de estos factores. La sumatoria de los valores finales de los bienes y los servicios procedentes de los factores de producción, bajo este modelo, muestran un panorama muy cercano a la realidad económica en su respectivo país, permitiendo decir que “La tasa de crecimiento de la economía es la tasa a la que se incrementa el producto interno bruto” (Dornbusch et al., 2009, p. 11).

En la teoría económica neoclásica, se entiende por crecimiento económico como la presencia de equilibrio simultáneo en todos los mercados bajo una plena flexibilidad de precios (Cendejas, 2016). Por lo que con la implementación del modelo de crecimiento planteado por Robert Solow en 1956, se toma en cuenta para el cálculo del crecimiento económico de un país, la interacción entre el aumento de stock de capital, la evolución poblacional y los avances tecnológicos, y su influencia en los niveles totales de producción (Morettini, 2009). Este análisis del avance tecnológico, es conocido como el progreso técnico, el cual Solow lo calcula de forma residual; Petit (2013) explica que este progreso, cualquiera que sea la forma en que se concrete la medición, sería considerado como el motor principal del crecimiento

económico. Dejando dicha teoría como un modelo válido de medición para el crecimiento económico en países tanto desarrollados como emergentes, soportada por las variaciones en el PIB.

Por otro lado, el sector bursátil ha llegado a convertirse en un área financiera muy importante, el cual puede ser considerado como herramienta para la “movilización de ahorros, asignación de capital, sistema de control corporativo y un manejo del riesgo más fácil y efectivo. Al punto de qué con base en algunas teorías, se podría pensar que entre más grande sea el mercado accionario, mayor será su impulso en el crecimiento de la economía” (Levine y Zervos, 1996, pp. 325-326). Así lo estipulan diversos autores reconocidos como Levine y otros, que se han enfocado en el estudio de esta relación y son la base empírica y argumento de múltiples trabajos que se han realizado para casos en distintos países, tanto emergentes como desarrollados.

De acuerdo a la importancia del progreso técnico en la medición del crecimiento económico y su alto porcentaje de explicación de este, Bernal (2015), plantea que debe existir alguna relación directa y contundente entre las variaciones del mercado bursátil y el progreso técnico. Esto fundamentado en el argumento de que los impactos originados por las crisis en los mercados de valores, se reflejan repetitivamente en el sector real de la economía tanto en el país de origen como en los consecuentes afectados.

Ahora, tanto el mercado accionario colombiano, como su sector financiero en general es relativamente reciente y se encuentra en un proceso de desarrollo lento y precario desde hace tiempo. Hace 20 años, Barajas et al. (2000), evidencian que “En la temprana década de los 90, el sector financiero colombiano continuaba siendo en gran parte ineficiente y reprimido”. Sin embargo, mediante misiones financieras y estrategias empresariales y gubernamentales, la evolución ha sido notoria. Así se ve en el estudio de Salazar et al. (2011), quienes afirman que el sistema financiero en Colombia ha crecido positivamente. Sin embargo, en contraste a otras economías latinoamericanas, este se encuentra relativamente subdesarrollado, el mercado de capitales como tal solo es utilizado y está disponible para unas pocas empresas, lo que hace que el volumen de emisión de acciones y derivados financieros bursátiles sea pequeño (Salazar et al., 2011).

Este subdesarrollo que trae consigo una liquidez limitada generada por la poca diversificación de empresas cotizantes, surge principalmente debido a que hasta el 2001, el país contaba con tres bolsas de valores distintas, lo que generaba una coyuntura importante, hasta que se unificaron, creando la actual bolsa de valores de Colombia (Bolsa de Valores de Colombia, 2009), conocida por sus siglas BVC. Cambios que como resultado permitieron la salida del rezago extremo que se presentaba frente a las demás bolsas de valores de los países Latino Americanos.

Aparte de estas condiciones presentadas, se le suma la evidente falta de regulación en el mercado y la poca confianza por parte de los consumidores en su mayoría debido al caso del fraude de Interbolsa ocurrido en el 2012 y explicado en el estudio de Cardona et al. (2015), donde reconocen que, a través de la falta de integridad, honestidad y malas prácticas empresariales, se destruye la confianza de los usuarios hacia el mercado, lo que lleva a un quebranto de la riqueza y la economía en general, paralizando cualquier tipo de crecimiento.

En cuanto al crecimiento económico, el informe presidencial de la República de Colombia en conjunto con el DANE, reportaron que para el 2019 el PIB del país creció al 3.3%, siendo la referencia más alta de crecimiento desde el último trimestre del 2014, con aumentos en el gasto de consumo final individual tanto de los hogares como del gobierno y también en la formación bruta de capital (Presidencia y DANE, 2020).

Esta relación causal mencionada, puede ser vista en el estudio de Salazar et al (2011), que con base a los respectivos resultados plantean que “un incremento del 1 por ciento en el valor total transado en el mercado accionario (como un % del PIB), genera un incremento en la productividad del 0,4%, ... Lo que sugiere que una expansión real del tamaño y la actividad del mercado accionario colombiano, llevaría a un mayor crecimiento de las firmas colombianas” (p.44), reflejándose en un mayor crecimiento en los factores de producción y por ende a un mayor crecimiento económico real. A esto se le suma la evidencia de que, con un desarrollo concreto en un mercado accionario, se puede evidenciar un impacto positivo a mediano plazo en el crecimiento económico real, vista en el estudio de Zavaleta y Urbina (2011).

Por lo que con base a la revisión de literatura y teoría planteada, a pesar de que se evidencia positivamente esta relación del crecimiento económico y el mercado accionario en Colombia en las investigaciones realizadas por Palomino et al. (2017); Uribe et al. (2013); Pinilla (2015), estas son respecto a periodos inferiores al 2013, años donde el indicador para el mercado de valores de Colombia era el IGBC; actualmente, para medir las fluctuaciones del mercado, se utiliza el índice COLCAP (Banco de la República, 2018), el cual su objeto de estudio ha sido relativamente poco, en lo que respecta a demostrar dicha relación, a partir del tiempo de estudio seleccionado del 2013 al 2019.

Periodo donde se puede encontrar información completa y detallada del indicador; donde los impactos de la crisis económica y financiera mundial producida por la pandemia del Covid-19 desde el año 2020 no se incorporan e influyen en el estudio. Con el fin de encontrar una relación limpia, concreta y actualizada entre el mercado de valores colombiano y su economía.

Esta exclusión del año 2020 y el primer trimestre del 2021 en el estudio realizado, se realiza imparcialmente con el fin de no entrar en conclusiones incorrectas y perjudicar tanto el objetivo como los resultados de la investigación con el choque externo producido por la recesión actual.

Externalidad que, de trabajarse bajo las condiciones actuales, donde la economía y el mercado colombiano aún se ven atacados por nuevas variantes del virus y el proceso de recuperación económica es deteriorado por situaciones políticas y sociales del país, se corre el riesgo de que el modelo se vea afectado directamente, los datos sufran un cambio estructural y la investigación se vea comprometida, alejándose de lo que en verdad se busca demostrar. Por lo que se decide postergar el estudio del efecto de este impacto negativo en la causalidad propuesta para próximas investigaciones.

Contribuyéndole de este modo a la sociedad económica colombiana, con un pensamiento distinto del mercado financiero del país, invitándolos a concientizarse de los beneficios que puede traer el uso correcto del mercado accionario en Colombia, generando un cambio social en la vida de estos agentes y brindándoles la oportunidad de confiar y participar en este sector, siendo parte importante del desarrollo de las empresas más importantes de la nación y

brindando una esperanza de crecimiento económico sustentada con datos y hechos a partir de la investigación empírica realizada.

### **3. OBJETIVOS Y PREGUNTA DE INVESTIGACIÓN**

De acuerdo a lo mencionado anteriormente, para esta investigación se plantea la siguiente pregunta: ¿Existe una relación de causalidad entre el desarrollo del mercado accionario calculado con el COLCAP y el crecimiento económico en Colombia para el periodo 2013-2019?

Por lo que, como objetivo general, se busca estudiar la dirección de la relación causal entre el desarrollo del mercado accionario y el crecimiento económico para el caso colombiano, utilizando el indicador COLCAP entre el periodo 2013-2019

Para lograrlo, se pretende cumplir con los siguientes objetivos específicos:

- (a) identificar las variables que posiblemente ocasionen una causalidad entre el mercado bursátil y el crecimiento económico en Colombia para el periodo estudiado.
- (b) analizar las posibles direcciones de causalidad que se puedan presentar en el país.
- (c) determinar las causas del comportamiento de la causalidad encontrada.
- (d) Proponer alternativas de mejora para un desarrollo progresivo de este mercado en Colombia.

Objetivos que, de ser cumplidos, logren resaltar que, mediante una correcta implementación y regulación de este mercado, pueda llegar a ser un gran impulsor para la economía, regenerando la confianza en el sector bursátil, generando nuevas posibilidades de inversión y siendo considerado una herramienta eficiente tanto de financiamiento y ahorro para los agentes económicos del país, como de indicador certero para el crecimiento económico real.

### **4. REVISIÓN DE LITERATURA**

La relación de causalidad entre el desarrollo del mercado accionario y el crecimiento económico ha sido investigada por una gran cantidad de autores, retomando a Schumpeter



(1911) quien afirma que el desarrollo de este mercado moviliza el capital en forma de ahorro, impulsa la inversión, estimula nuevos proyectos, gestiona el riesgo y facilita múltiples transacciones, componentes que son fundamentales para el progreso técnico y el crecimiento económico. Levine (1997), toma el desarrollo financiero como una de las estrategias claves para lograr un crecimiento económico. Se puede ver que, el permitir una mejora en las operaciones del mercado, en combinación de pertinentes regulaciones, podrían resultar en un alto crecimiento en la economía real (Levine, 2005). Posteriormente, Demirguc-kunt y Levine (2009), dictaminan que este desarrollo tiene un impacto positivo tanto en los ciudadanos ricos, como en los pobres, para así reducir la brecha que los diferencia y a su vez, fomentando la economía en su crecimiento. Haciendo coherente, pertinente, consistente y duradera la frase “entre más finanzas, mayor crecimiento” (Law y Singh, 2014)

Por el lado estrictamente del mercado accionario, en el estudio de Bencivenga et al. (1996), se puede ver una evidencia clara de la contribución de la liquidez del mercado al aumento del crecimiento económico, mediante la estructura empresarial y un efectivo gobierno corporativo. Mediante regresiones de corte transversal, tanto Atje y Jovanic (1993), como Harris (1997), concluyen respectivamente que el mercado accionario en el largo plazo, tiene un impacto positivo en el crecimiento económico, reflejado en el valor bursátil negociado dividido por el PIB y que promueve el crecimiento en países desarrollados. Ahora, a principios de este nuevo siglo, Beck y Levine (2002), encuentran que la liquidez del mercado de valores y el desarrollo tanto de este como del bancario, predicen el futuro de la tasa de crecimiento de la economía cuando estas variables entran en la medición. Del mismo modo, Rousseau y Watchel (2000), evidencian que el desarrollo del mercado accionario está fuertemente correlacionado con las tasas de crecimiento del PIB real per cápita.

En este sentido, de acuerdo a la revisión de literatura sobre investigaciones con el mismo objetivo, se ha llegado a diversos resultados, resumidos en 4 tipos de conclusiones validas al momento de hablar respecto a esta causalidad. La primera de estas, es llamada hipótesis de liderazgo de oferta, donde se encuentran trabajos como el de Kolapo y Adaramola (2012), aplicado en Nigeria y el de Hsueh et al. (2013), aplicado en 10 países asiáticos, que evidencian una causalidad unidireccional positiva del mercado accionario hacia el crecimiento económico. Por un lado, Alhassan y Fiador (2014), aplicado en Ghana y por el

otro, Webb et al. (2005), toman en cuenta tanto el desarrollo del mercado de valores, como el del sector bancario, el mercado de bonos o el de seguros, donde en su defecto, la combinación de estos componentes del sector financiero, servirían para explicar y demostrar esta causalidad. Concluyendo así, que el desarrollo financiero en general, contribuye al crecimiento económico. Ahondando un poco más en esta hipótesis, la contribución presentada, se debe principalmente a un aumento en las tasas de ahorro, lo cual se convierte simultáneamente en un incremento en la inversión local, y también, debido a una mayor masa monetaria en la economía que directamente contribuye a una ampliación del PIB, traducido en la productividad de dicho capital (Enisan y Olufisayo,2009).

La segunda alternativa, se conoce por el nombre de hipótesis de seguidores de demanda, esta presenta la misma unidireccional causalidad solo que a la inversa, el fenómeno se presenta desde el crecimiento económico hacia el desarrollo del mercado accionario (Kar et al., 2011). Tanto el estudio realizado en China por Liu y Sinclair (2008), como el de Ang y McKibbin (2007) en Malasia, y el de Panopoulou (2009) en 11 países de la zona euro, encontraron que mientras la economía crecía a un determinado rendimiento, la demanda de los productos financieros por los ciudadanos e inversionistas aumentaba, llevando así al desarrollo de este sector bursátil como resultado.

Ahora bien, se puede observar en diversas investigaciones que han hecho un énfasis cualitativo en la metodología para abordar la relación de causalidad existente entre el mercado accionario y el crecimiento económico, donde se evidencia una tercera opción de causalidad, la cual es bidireccional y conocida como hipótesis de respuesta o retroalimentación (Puente y Sanso, 2015; Hou y Cheng, 2010; Zhu et al., 2004). Lo que significa que la causalidad es tanto del desarrollo del mercado de valores hacia la economía real y viceversa. En este sentido, se han destacado distintas investigaciones a nivel mundial como las previamente mencionadas y entre ellas, la anteriormente detallada (Caporale et al, 2004), que mediante un test de causalidad de vectores auto regresivos (VARs), se obtiene este resultado positivo en la mayoría de los países seleccionados, evidencias que van de la mano con múltiples trabajos en este campo investigativo. Para mayor comprensión mediante demostraciones, se encuentran otros casos recientes como el de la investigación liderada por

Cheng (2012) en Taiwan y la de Wolde-Rufael (2009) en Kenya, las cuales se llevaron a cabo mediante modelos econométricos de causalidad.

Sin embargo, en algunas investigaciones realizadas, como en la de Guochen y wei (2012), o Pradhan et al. (2013), en los países del BRICS, se encuentra que no hay una causalidad entre el mercado accionario y el crecimiento económico real en lo absoluto, específicamente y con una tendencia alta en las zonas y países de bajos recursos y un precario desarrollo financiero, pero también en casos extremos a economías extremadamente desarrolladas (véase Pan, Mishra, 2018; Vargas et al., (2017), explicados más adelante). A esta nulidad de relación, se le conoce como la cuarta y última conclusión de investigación a la que se puede llegar, la cual es llamada hipótesis de neutralidad. Este fenómeno también se observa en Herwartz y Walle (2014), donde analizan a 73 economías durante una serie de tiempo entre 1975-2011 y se concluye que la relación existente entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico es generalmente más fuerte y notorio en los países de alto ingreso que en los pobres, y que, en algunos casos, no se llega a presentar relación alguna entre las variables o tienen un efecto adverso. Resultados que son un patrón regular en algunos trabajos enfocados y que incluyan países con niveles económicos bajos.

Profundizando, en trabajos con el mismo propósito que este, desde un enfoque mundial, se encuentra una gran cantidad de opciones por evaluar, entre esas, una investigación que se revisó frente a la causalidad del mercado bursátil y el crecimiento económico, tuvo como objetivo demostrar y realizar afirmaciones generalizadas respecto a esta relación, en 48 países. Por lo que para responder a este objetivo, se tuvo como base de recolección de datos técnicas tanto cualitativas como cuantitativas a partir de trabajos anteriores realizados por los autores e indicadores de los mercados bursátiles y PIB de las respectivas economías, donde este conjunto de datos se aplican a combinaciones lineales y procesos tanto estadísticos como econométricos, donde les permite concluir que la liquidez del mercado accionario predice positivamente los movimientos de la economía real, el flujo de capital y lleva a una mejora de productividad (Levine y Zervos, 1998). También se encuentra el trabajo de Brasoveanu et al. (2008), los cuales concluyen que en Rumania se encuentra una causalidad positiva entre el mercado de capitales y el crecimiento económico, presentando una hipótesis de retroalimentación. En términos más recientes, se encuentra que, en China, país que tiene la

economía emergente con crecimiento más rápido y próspero por años, convirtiéndose en un país desarrollado, en un largo plazo entre 2007 a 2012, se ve una relación positiva reflejada en ambos sectores, sin embargo, en un corto plazo más reciente, no se encuentra ninguna evidencia de una relación o causalidad entre el mercado accionario y el mercado de capitales (Pan, Mishra, 2018), donde explican que se debe precisamente a la “prosperidad irracional” a su crecimiento exponencial en poco tiempo y a burbuja económica china que vive su sector financiero. Este resultado, tiene mucha coherencia con la investigación de Vargas et al. (2017), donde en su análisis hacía Canadá, México y Estados Unidos, encuentran existencia de relación de causalidad positiva entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico para el caso de Canadá y México. Sin embargo, para el caso de la nación americana, confirman una causalidad de hipótesis nula, bajo el mismo fenómeno de prosperidad irracional.

Evaluando la relación de causalidad en un contexto más cercano al nacional, la investigación realizada en Argentina, Bolivia, Brasil y Perú, por Bittencourt (2012), confirma con su pregunta de investigación y resultados, la teoría empírica que planteamos al inicio estipulada por Schumpeter (1911). En el estudio aplicado a los países latinoamericanos, el autor afirma que “teniendo en cuenta el rol del rendimiento económico, el desarrollo financiero juega un papel significativo en la generación de actividad económica, innovación y, por consiguiente, un crecimiento económico real en la región. (...), Schumpeter tiene razón después de todo!” (Bittencourt, 2012). Además, sostiene que, si estos países suramericanos no hubieran sido afectados por la hiperinflación que han vivido, el efecto positivo del desarrollo financiero sería aún mayor.

En este mismo sentido, según el documento elaborado por Brugger y Ortiz (2012) en relación a la causalidad del mercado accionario y la economía real en América Latina, con el análisis realizado entre los índices bursátiles y el PIB de cada país, concluye que para los casos de Argentina, Brasil, Chile y México, efectivamente se evidencia una relación de equilibrio unidireccional a largo plazo de las bolsas de valores con el PIB de los respectivos países en el sentido de Granger, presentando desviaciones de -2,1%, 4,7%, <1%, y ~3% respectivamente entre 1993 a 2005.

En el contexto plenamente colombiano, Palomino et al. (2017) evalúan la influencia del mercado de valores en la economía entre 2001-2013, donde demostraron que, para Colombia, el comportamiento del mercado accionario, afecta positivamente en el desempeño económico real.

Así mismo, Uribe et al. (2013), encuentran que desde el 2005, el mercado accionario colombiano, reacciona los choques macroeconómicos presentados en la economía como la tasa inflacionaria, la tasa de cambio y el PIB, y hacen un énfasis en el papel de los fondos de pensiones y cesantías que componen el sector financiero, siendo una de las variables con mayor impacto estadístico.

En contraste, Pinilla (2015) no encontró una causalidad en el sentido de Granger entre el mercado accionario colombiano y el PIB, donde explica que se debe a la baja profundidad y poco desarrollo de este mismo. Sin embargo, con pruebas más concretas, se observa la relación de que el índice bursátil explicaba positivamente al crecimiento económico real y concluye que variaciones positivas de este índice, se ven reflejadas en el PIB del próximo semestre, por lo que permite decir que, de acuerdo a las variaciones del mercado accionario en Colombia, se pueden presentar señales del ciclo económico.

Para el caso de la economía colombiana, combinada con otras economías internacionales, como lo son la argentina, estadounidense, brasileña, chilena y mexicana, se encuentra una clara relación estrecha entre el comportamiento de la actividad económica real y el comportamiento del mercado bursátil de estos países, medido por sus respectivas bolsas y se puede observar una contribución a determinar dichas variaciones en el crecimiento económico (Bernal, 2015).

## **5. METODOLOGÍA**

### **5.1 Descripción de Variables Utilizadas**

Para realizar y cumplir los objetivos propuestos en este trabajo se tomarán en cuenta diferentes variables que reflejan las fluctuaciones tanto del mercado accionario como del crecimiento económico desde enero del 2013 hasta diciembre del 2019. Como ya se explicó, el periodo de tiempo elegido se debe a la participación del COLCAP como indicador

principal del comportamiento accionario en Colombia y para evitar el posible sesgo producido por los choques negativos causados por la depresión económica mundial actual.

Como variable para analizar el crecimiento económico se trabajará con un proxy certero del PIB de Colombia, el cual es el Indicador de Seguimiento a la Economía (ISE) en miles de pesos, pues para una mayor cantidad de observaciones en el modelo, se utilizarán datos mensuales en todas las variables manejadas, por lo que de acuerdo al DANE la oficina estadística de Colombia, creadora del indicador, este tiene por fin “proporcionar una medida de la evolución de la actividad real de la economía en el corto plazo, el cual se ajusta a la metodología utilizada en las cuentas nacionales trimestrales; compuesto por un conjunto heterogéneo de indicadores mensuales representativos de las actividades económicas” (DANE,2021).

Dándole validez completa a la variable para ser utilizada en el estudio como una medida de proyección y acercamiento al crecimiento económico mensual real en el país, teniendo en cuenta que esta se obtiene corregida por factores estacionales y por efectos calendario, lo cual permite un pertinente análisis del estado de la economía y los pronósticos de crecimiento (Banco de la República, 2015).

Además, también se tendrá en cuenta para este componente macroeconómico, la variable inflación, medida por el índice de precios al consumidor (IPC), el cual refleja el aumento de los precios de los bienes y servicios en un país. Esto debido a que el Banco de la República (2002), indica que existe una relación no lineal entre la inflación y el desarrollo financiero y que una baja inflación puede llevar a un mejor desarrollo de los mercados financieros y fortalecer el crecimiento económico. Estos datos son obtenidos del DANE, el cual reporta el IPC mensualmente y se trabaja con la variación mensual, para captar su comportamiento y relacionarlo con el ISE, dándole un panorama concreto al crecimiento económico en el periodo dado.

Para medir el comportamiento del mercado accionario en Colombia, las variables a estudiar serán, el precio de cierre a fin de mes del indicador, es decir el valor base mensual en puntos de COLCAP, que resulta de la sumatoria del precio de cada acción que conforma la canasta por el peso que tiene dentro de la misma ajustado por un valor de enlace (BVC,2011).

Variable que enseña la fluctuación diaria del indicador, el comportamiento del mercado accionario y la medición como tal del índice COLCAP, el cual “refleja las variaciones de los precios de las 20 acciones más líquidas de la BVC, donde el valor de Capitalización Bursátil ajustada de cada compañía determina su participación dentro del índice”. (Bolsa de Valores de Colombia, 2011). Obtenida de Economatica.

Adicionalmente, se toma en cuenta el volumen bursátil transado en el COLCAP, consolidado a cierre de mes, pues desde investigaciones empíricas como la de Zhu et al (2008), se puede evidenciar que el volumen de negociación del mercado bursátil, puede llevar a niveles de mejora en el rendimiento del indicador bursátil. Obtenida de Economatica.

Del volumen de negociación se deriva la siguiente variable la cual es la liquidez, el cual es un indicador de suma importancia para el inversor cuando se enfrenta a la decisión de seleccionar los activos de un portafolio de inversión (Miralles et al, 2007). Lo cual afecta directamente al comportamiento bursátil y depende de las fluctuaciones macroeconómicas.

Todas las variables utilizadas están en frecuencia periódica mensual, pues dado el periodo de tiempo tomado para la realización del trabajo, si se tomaban datos trimestrales o anuales, resultaba una base de datos con pocas observaciones, mientras que, trabajando con la serie de tiempo mensual, se logran 84 observaciones, lo cual se considera grande y suficiente para poder captar la influencia de los cambios en el tiempo.

## **5.2 Modelos Econométricos Propuesto**

Dado que la investigación parte reconociendo una interacción entre las variables y el objetivo general es estudiar la dirección de esta relación que aparentemente existe entre el mercado accionario y el crecimiento económico, se lleva a cabo la metodología mediante un sistema de ecuaciones, alejándose de procesos econométricos básicos como un modelo uniecuacional.

Así pues, para plantear un modelo pertinente e ideal en este campo investigativo, se deben tomar en consideración tanto la relevancia teórica, apoyada en la evidencia empírica estudiada y la severidad econométrica aplicada.

Para esto, el análisis de las variables propuestas y su relación, se realizan bajo la implementación de la metodología de Hendry (2005), el cual sugiere comenzar con la ecuación general del modelo, incluyendo dentro de esta un número de rezagos relativamente altos y posteriormente reducirlas y marginarlas para darle un criterio económico que esté acorde con la coherencia del modelo propuesto.

De este modo la ecuación general que representa el modelo es la siguiente:

$$ISE_t = \beta_1 + \sum_{\tau=1}^{10} \beta_{2\tau} INFLATION_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{10} \beta_{3\tau} CPRICE_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{10} \beta_{4\tau} VOLUME_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{10} \beta_{5\tau} LIQUIDITY_{t-\tau} \quad (1)$$

Una vez determinada la ecuación del modelo general, se realizan pruebas de causalidad de Granger sobre las variables pareadas, específicamente entre el *ISE* y las variables bursátiles y del *CPRICE* respecto a las variables macroeconómicas, determinando precedencia de causalidad en los diferentes rezagos de cada par, estadísticamente a partir desde el octavo rezago. Por lo que el modelo óptimo para el análisis, queda simplificado en rezagos, pasando de la ecuación (1) a ser representado por la ecuación (2).

$$ISE_t = \beta_1 + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{2\tau} INFLATION_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^8 \beta_{3\tau} CPRICE_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^8 \beta_{4\tau} VOLUME_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{5\tau} LIQUIDITY_{t-\tau} \quad (2)$$

De esta manera, la ecuación (2), enseña un modelo con características que bajo los modelos planteados por Engel y Granger (1987), demuestran pruebas de causalidad unilateral en sentido de Granger de las variables bursátiles hacia la dependiente *ISE*, la cual la variación en su crecimiento sirve como proyección del crecimiento económico real mensualmente para Colombia. Es decir, una relación a largo plazo.

No obstante, bajo los supuestos de la teoría de las pruebas de Granger, estas relaciones de causalidad, se pueden presentar de igual manera en forma inversa, bilateral, presentando un esquema de retroalimentación o nulo, incorporando funciones simultaneas que puedan dar ejemplo de estos casos y conformando de esta manera un sistema.



Para resolver el interrogante de que modelo es el adecuado para la estimación del sistema, es necesario proponer un sistema de ecuaciones caracterizado por un conjunto de parámetros y su relación. Por esto, es necesario utilizar un método econométrico que permita el uso de ecuaciones simultaneas como lo es el VAR, el cual es una herramienta de series de tiempo multivariadas, usada frecuentemente para análisis macroeconómico en grandes cantidades de investigaciones a nivel mundial.

Teniendo esto en cuenta, el VAR tiene una particularidad en sus variables, las cuales todas se consideran endógenas, pues cada una de estas, se formula como función lineal de su propio valor en el rezago correspondiente y el de las demás variables a lo largo del modelo respectivamente, dándole la facultad de ser útil también para pronosticar de manera confiable comportamientos en el corto plazo en las series de tiempo interrelacionadas, condición que no puede ser realizada mediante modelos univariados como los ARIMA. Razón por la cual este modelo ha sido utilizado en la mayoría de investigaciones de esta índole (véase en revisión de literatura, página 9 del presente documento).

Ahora bien, dado que dicho modelo aparentemente es el adecuado y permite la estimación del conjunto de parámetros existentes en el sistema, presenta una restricción importante, la cual es el supuesto de estacionariedad en todas sus variables.

Para comprobar esta limitación presentada, se lleva a cabo un análisis de cointegración bajo la metodología de Johansen y Juselius (1990), el cual permite el análisis de cointegración entre más de dos variables, o bien entre sistemas de ecuaciones. Logrando establecer relaciones de equilibrio y se verifica la presencia de estacionariedad, entre variables que en forma individual no son estacionarias o no están en equilibrio, siendo esta comprobación de un equilibrio fundamental para la teoría económica (Banerjee et al, 1993).

Dependiendo de los resultados del test anterior, si las variables están cointegradas, se estima un modelo de vectores de corrección de error (VEC), que permite encontrar una o más combinaciones lineales de las variables estacionarias, ya que estos modelos emplean un conjunto de series que no son estacionarias, pero que tienen el mismo orden de integración, es decir, variables con relaciones de equilibrio de largo plazo entre ellas, donde si existe al menos una combinación lineal estacionaria entre las variables en estudio, el conjunto de

parámetros se estima mediante un mecanismo que parte de la estimación de los parámetros en el VEC y permite que estos sean VAR (también conocido como VEC to VAR).

Lo que permite determinar si existen dichas relaciones de largo plazo entre estas variables, facilitando la construcción del modelo VEC para realizar ciertos análisis que permiten obtener información sustancial de las series de tiempo (Bonilla, 2011) y de esta manera, minimizar la varianza representada por el VAR estacionario.

Finalizando así, con un análisis de funciones impulso-respuesta, que sirven para visualizar de mejor manera las relaciones entre las variables, donde estas funciones presentan el efecto que tiene un choque aleatorio en una de las variables sobre el resto de las variables en el sistema (Bonilla,2011) y dándoles validez mediante una evaluación de estabilidad de parámetros de la transformación realizada a partir del VEC.

Es de importancia resaltar que los resultados y discusiones observados y llevados a cabo a lo largo de la investigación, son realizados bajo una tendencia determinística y no estocástica.

## 6. RESULTADOS Y DISCUSIONES

### 6.1 Estadística descriptiva

Las variables del modelo se expresan así:

- Indicador de Seguimiento a la Economía (ISE). Carácter macroeconómico.
- Puntos del IPC con base al año 2018 (INFLATION). Carácter macroeconómico.
- Precio de cierre del COLCAP en puntos (CPRICE). Carácter bursátil.
- Volumen de negociación transado a cierre de mes (VOLUME). Carácter bursátil.
- Liquidez del mercado (LIQUIDITY). Carácter bursátil.

---

<b>Estadística Descriptiva</b>					
<b>Variable</b>	<b>Obs</b>	<b>Mean</b>	<b>Std. Dev.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
OBSERVATION	84	6.5	3.472786	1	12

ISE	84	95.41347	4.997652	85.10882	104.1808
INFLATION	84	90.83214	8.409587	78.28	103.8
CPRICE	84	1487.759	167.1908	1114.36	1866.21
VOLUME	84	2.94E+12	5.73E+11	1.89E+12	4.99E+12
LIQUIDITY	84	8.39137	1.729968	5.261342	16.65286

Tabla 1, Estadísticas descriptivas. Elaborado por fuente propia.

Estas 5 variables, revelan un total de 84 datos, lo que hace que estadística y económicamente, tengan una cantidad suficiente de muestras para considerar una distribución asintótica de normalidad en los errores y permitan un estudio más objetivo, dinámico y concreto en la investigación, teniendo en cuenta los 7 años que se toman en cuenta.

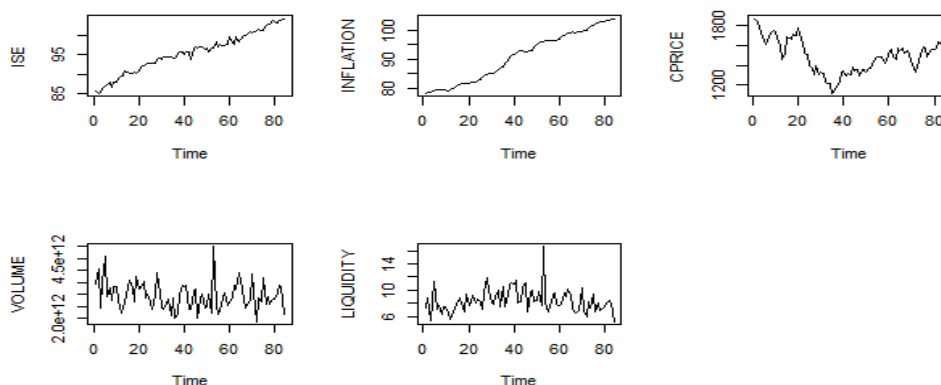
Respecto al análisis descriptivo, el promedio del Índice de Seguimiento de la Economía mensual en Colombia es de 95.41 puntos. Con una desviación estándar de aproximadamente 5 puntos. Al evaluar el rango, que va de 85 a aproximadamente 104, se observa que hay moderada varianza para la variable dependiente, con un coeficiente de variación de 5.2379%, obtenido mediante la división entre la desviación estándar y la media del ISE, significando que el tamaño de variación proporcional al tamaño de la media es bajo.

Posiblemente se observa mayor amplitud/varianza en la variable explicativa LIQUIDITY, que tiene una media de 8.39, dada su relación con la variable VOLUME y esto mismo hace que se observe que las variables bursátiles, tienen una variabilidad considerable, con valores alejados entre sí.

## 6.2 Prueba de Raíces unitarias

Para ilustrar el comportamiento de las variables en el tiempo y verificar su estacionariedad, se puede observar la Grafica 1, donde esta graficado el comportamiento de cada variable y se ve que al menos las variables del mercado accionario no tienen tendencia ni intercepto, mientras que las variables del crecimiento económico, muestran una tendencia de crecimiento, debido al ciclo normal de la economía en el periodo de tiempo seleccionado para el estudio.

Para probar si las variables de manera individual son estacionarias o no, se procede a realizar pruebas de raíces unitarias por Dicky Fuller aumentado y Phillip Perron a todas las variables del modelo por separado.



Grafica 1, Gráficos de estacionariedad. Elaborado por fuente propia.

La prueba Philippe-Perron (PP) es similar a la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) pero permite que los residuos se correlacionen en serie. Sin embargo, en la ecuación ADF, se debe asegurar que los residuos no estén correlacionados en serie, aunque EViews sugiere el modelo óptimo al aumentar las combinaciones de variables dependientes rezagadas.

Las hipótesis respectivas para estas pruebas son las siguientes:

$H_0$ : La variable NO es estacionaria     $H_1$ : La variable es estacionaria     $\alpha = 0.05$

<b>ISE Dickey-Fuller Aumentado 3 lags</b>				
Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs		= 80
Value	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3,115	-4,084	-3,470	-3,162
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0,1026				

Tabla 2, Prueba de raíz unitaria DFA para ISE. Elaborado por fuente propia.

<b>ISE PHILLIPS-PERRON</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 83		
= 3		Newey-West lags		
----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-26,772	-26,822	-20,394	-17,262
Z(t)	-4,163	-4,077	-3,467	-3,160
-----				
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0,0051				

Tabla 3, Prueba de raíz unitaria PP para ISE. Elaborado por fuente propia.

En este caso se ve que la prueba ADF acepta la H0, mientras que la PP la rechazó ya que VP es menor a alpha. Para desempatar se usará la prueba Dickey Fuller aumentado des-tencionalizado con Mínimos Cuadrados Generalizados (DF-GLS), que funciona igual al DF tradicional con la excepción que se transforma la variable mediante una regresión de GLS/MCG, esta prueba es más potente que las anteriores porque controla una tendencia lineal en el tiempo. Tiene 3 hipótesis (2 alternas):

*H0: La variable NO es estacionaria*

*H1: La variable es estacionaria alrededor de una tendencia lineal en el tiempo*

*H2: La variable es estacionaria alrededor de una posible media distinta de cero sin tendencia.*

<b>MCG Dicky Fuller Aumentado ISE</b>			
DF-GLS for ISE		Number of obs = 72	
Maxlag = 11 chosen by Schwert criterion			
DF-GLS tau Lags	Test Statistic	5% Critical Value	
11	-1,653	-2,745	
10	-1,462	-2,783	
9	-1,111	-2,822	
8	-0,980	-2,859	
7	-0,849	-2,896	
6	-0,985	-2,932	
5	-1,176	-2,966	
4	-1,665	-2,998	
3	-1,729	-3,027	
2	-1,645	-3,054	
1	-2,293	-3,077	

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE ,5278979
Min SC = -,8053879 at lag 2 with RMSE ,61153
Min MAIC = -,9221975 at lag 7 with RMSE ,5630103

Tabla 4, Prueba de raíz unitaria DF por MCG. Elaborado por fuente propia.

Para analizar los resultados de la prueba, hay que tener claro que el criterio para decidir es el siguiente, si el valor estadístico T se encuentra entre  $|-2.597| < |-3.481|$  Se acepta H0. De no cumplirse, se acepta la H2. Como se observa, Ningún valor cae en el rango de aceptación, por ende, con una confianza del 95% y corroborando lo encontrado en la prueba PP, la variable ISE no es estacionaria alrededor de una media, pero es estacionaria alrededor de una tendencia, al pasar el tiempo, dada la condición de crecimiento en los factores de producción en Colombia para los últimos años y soportada en la Grafica 1.

Pruebas de Raíces Unitarias						
VARIABLE	Dickey Fuller Tests			Phillip Perron Tests		
	DFATest Statistic	Dicky Fuller Aumentado 3 lags (n=80)	DFA MacKinnon approximate P value	PP Test Statistic	Phillip Perron (n=83)	PP Mackinnon approximate P value
	Z(t)	5% Critical Value	5% Critical Value	Z(t)	Z(t)	Z(t)
INFLATION	-2,22	-3,470	0,4784	-1,964	-3,467	0,6211
CPRICE	-1,458	-3,470	0,8431	-1,951	-3,467	0,6281
VOLUME	-4,752	-3,470	0,0006	-8,066	-3,467	0,0000
LIQUIDITY	-3,284	-3,470	0,0689	-7,438	-3,467	0,0000

Tabla 5, Tests de Raíces Unitarias, Dicky Fuller Aumentado y Phillip Perron. Elaborado por fuente propia

En el caso de las variables explicativas, hay concordancia entre los resultados de las pruebas de Dicky Fuller Aumentado y Phillips Perron observadas en la Tabla 5 en todos los casos, con valores Z menores a  $\alpha=0.05$ , por ende, en todas las variables explicativas se afirma con un 95% de confianza que son estacionarias. Se rechaza H0.

### 6.3 Prueba de Cointegración.

Para definir si las variables del modelo en su conjunto, se encuentran cointegradas o no, se realiza la prueba de cointegración bajo la metodología propuesta y ajustada por Johansen y Juselius (1990), donde se presentan las siguientes hipótesis:

*H0: No hay cointegración entre las variables. H1: Hay cointegración entre las variables.*

Johansen tests para cointegration		
Trend: const	Number of obs =	82
Sample: 2013m3 - 2019m12	Lags =	2
-----		
<b>maximum</b>	<b>trace</b>	<b>5% critical</b>
<b>rank</b>	<b>statistic</b>	<b>value</b>
0	96.5784	68.52
1	39.8210*	47.21
2	22.1298	29.68
3	7.3415	15.41
4	0.2522	3.76
5	.	.
<b>maximum</b>	<b>max</b>	<b>5% critical</b>
<b>rank</b>	<b>statistic</b>	<b>value</b>
0	56.7574	33.46
1	17.6911	27.07
2	14.7883	20.97
3	7.0893	14.07
4	0.2522	3.76
5	.	.

Tabla 6. Prueba de cointegración de Johansen. Elaborado por fuente propia.

Para analizar la prueba, se toma en el trace statistic y se refuerza con el max statistic, vistos en la Tabla 6 para librar alguna duda respecto al resultado de la prueba. En el rank 0 podemos ver que ambos, trace y max statistic's son mayores al 5% critical value, por lo que este criterio indica que se debe rechazar la hipótesis nula de que no hay cointegración, dando a entender que al menos una ecuación del modelo está cointegrada, presentando relaciones en el largo plazo y permitiendo utilizar el modelo de vector de corrección de errores (VEC). Siendo este criterio suficiente para determinar la cointegración del modelo.

## 6.4 Formulación y estimación del modelo de vectores de corrección de error

Teniendo en cuenta el resultado de la prueba de cointegración anterior y dada la relación que tienen las variables en el largo plazo, se procede a realizar el modelo VEC con las 5 variables trabajadas en dicha serie de tiempo de la siguiente manera.

$$\begin{aligned}
 \Delta ISE_t &= \sigma + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta ISE_{t-i} + \sum_{j=1}^{k-1} \phi_j \Delta INFLATION_{t-j} + \sum_{m=1}^{k-1} \varphi_m \Delta CPRICE_{t-m} \\
 &\quad + \sum_{p=1}^{k-1} \theta_p \Delta VOLUME_{t-p} + \sum_{r=1}^{k-1} \vartheta_r \Delta LIQUIDITY_{t-r} + \lambda_1 ECT_{t-1} + u_{1t} \\
 \Delta INFLATION_t &= \sigma + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta ISE_{t-i} + \sum_{j=1}^{k-1} \phi_j \Delta INFLATION_{t-j} + \sum_{m=1}^{k-1} \varphi_m \Delta CPRICE_{t-m} \\
 &\quad + \sum_{p=1}^{k-1} \theta_p \Delta VOLUME_{t-p} + \sum_{r=1}^{k-1} \vartheta_r \Delta LIQUIDITY_{t-r} + \lambda_2 ECT_{t-1} + u_{2t} \\
 \Delta CPRICE_t &= \sigma + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta ISE_{t-i} + \sum_{j=1}^{k-1} \phi_j \Delta INFLATION_{t-j} + \sum_{m=1}^{k-1} \varphi_m \Delta CPRICE_{t-m} \\
 &\quad + \sum_{p=1}^{k-1} \theta_p \Delta VOLUME_{t-p} + \sum_{r=1}^{k-1} \vartheta_r \Delta LIQUIDITY_{t-r} + \lambda_3 ECT_{t-1} + u_{3t} \\
 \Delta VOLUME_t &= \sigma + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta ISE_{t-i} + \sum_{j=1}^{k-1} \phi_j \Delta INFLATION_{t-j} + \sum_{m=1}^{k-1} \varphi_m \Delta CPRICE_{t-m} \\
 &\quad + \sum_{p=1}^{k-1} \theta_p \Delta VOLUME_{t-p} + \sum_{r=1}^{k-1} \vartheta_r \Delta LIQUIDITY_{t-r} + \lambda_4 ECT_{t-1} + u_{4t} \\
 \Delta LIQUIDITY_t &= \sigma + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta ISE_{t-i} + \sum_{j=1}^{k-1} \phi_j \Delta INFLATION_{t-j} + \sum_{m=1}^{k-1} \varphi_m \Delta CPRICE_{t-m} \\
 &\quad + \sum_{p=1}^{k-1} \theta_p \Delta VOLUME_{t-p} + \sum_{r=1}^{k-1} \vartheta_r \Delta LIQUIDITY_{t-r} + \lambda_5 ECT_{t-1} + u_{5t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

Una vez planteado el modelo, se procede a determinar el término de corrección de errores mediante la ecuación de largo plazo del modelo, en la cual se genera el término de ajuste se



genera y permite analizar el tipo de impacto que tienen las variables explicativas sobre la dependiente en el largo plazo, la cual se puede ver en la Tabla 7 y resumida en la ecuación (4), el cual es la ecuación cointegrada del modelo VEC.

VEC Johansen normalization restriction imposed				
beta	Coef.	Std. Err.	z	P>z
_ce1				
ISE	1 .	.	.	
INFLATION	-0,2983208	0,2514158	-1,19	0,235
CPRICE	-0,0154584	0,0388801	-0,4	0,691
VOLUME	3,68E-11	1,46E-11	2,52	0,012
LIQUIDY	2,763249	4,601234	0,6	0,548
_cons	-171,061 .	.	.	

Tabla 7, Estimación del VEC a largo plazo. Elaborado por fuente propia.

$$ECT_{t-1} = 1.000ISE - 0.2983INFLATION - 0.0155CPRICE + 3.68e^{-11}VOLUME + 2.7632LIQUIDITY - 171.0610 \quad (4)$$

En el largo plazo teniendo en cuenta que los signos de los coeficientes son opuestos, se puede decir que, INFLATION y CPRICE tienen un impacto positivo, mientras VOLUME y LIQUIDITY tienen un impacto negativo en el ISE, siendo estos últimos estadísticamente significativos bajo un nivel de significancia del 5%. Por lo que las variables tienen en promedio efectos asimétricos en el ISE a largo plazo, ceteris paribus.

Ahora bien, se estima el modelo VEC para analizar la velocidad de la convergencia de los errores para alcanzar un equilibrio y así corregirse, tomando principalmente en cuenta la significación del término de ajuste en el modelo para dar un análisis certero de la situación del modelo.

$$\Delta ISE_t = 0.4162 - 0.4171\Delta ISE_{t-1} - 0.3261\Delta INFLATION_{t-1} + 0.00041\Delta CPRICE_{t-1} - 1.18e^{-12}\Delta VOLUME_{t-1} + 0.4440\Delta LIQUIDITY_{t-1} + 0.00091ECT_{t-1}$$

$$\Delta INFLATION_t = 0.1177 + 0.0077\Delta ISE_{t-1} + 0.6653\Delta INFLATION_{t-1} - 0.00014\Delta CPRICE_{t-1} + 1.71e^{-14}\Delta VOLUME_{t-1} + 0.0117\Delta LIQUIDITY_{t-1} - 0.0029ECT_{t-1}$$

$$\Delta CPRICE_t = -13.7059 + 3.8303\Delta ISE_{t-1} + 42.0507\Delta INFLATION_{t-1} + 0.0064\Delta CPRICE_{t-1} - 8.86e^{-12}\Delta VOLUME_{t-1} + 8.7537\Delta LIQUIDITY_{t-1} - 0.3915ECT_{t-1} \quad (5)$$

$$\Delta VOLUME_t = -0.1847 + 1.21e^{11}\Delta ISE_{t-1} + 3.81e^{11}\Delta INFLATION_{t-1} + 8.75e^{08}\Delta CPRICE_{t-1} + 0.2217\Delta VOLUME_{t-1} - 1.42e^{10}\Delta LIQUIDITY_{t-1} - 2.69e^{10}ECT_{t-1}$$

$$\Delta LIQUIDITY_t = 0.0663 + 0.3050\Delta ISE_{t-1} + 0.9642\Delta INFLATION_{t-1} + 0.00027\Delta CPRICE_{t-1} + 1.68e^{-12}\Delta VOLUME_{t-1} - 0.4234\Delta LIQUIDITY_{t-1} - 0.0769ECT_{t-1}$$

El término de ajuste  $ECT_{t-1}$  para el ISE (0.00091) es estadísticamente significativo a un nivel de significancia del 5%, sugiriendo que, en los años anteriores, los errores o desviaciones del equilibrio del largo plazo, están corregidos dentro del año actual con una velocidad de convergencia del 0,091%.

El término de ajuste  $ECT_{t-1}$  para INFLATION (-0.0029) es estadísticamente significativo a un nivel de significancia del 5%, sugiriendo que, en los años anteriores, los errores o desviaciones del equilibrio del largo plazo, están corregidos dentro del año actual con una velocidad de convergencia del 0,29%.

El término de ajuste  $ECT_{t-1}$  para CPRICE (-0,3915) no es estadísticamente significativo a un nivel de significancia del 5%, por lo que sugiere que, en los años anteriores, los errores o desviaciones del equilibrio del largo plazo, están corregidos dentro del año actual con una velocidad de convergencia del 39,15%, siendo esta velocidad demasiado grande e irreal, lo que justifica su no significancia.

El término de ajuste  $ECT_{t-1}$  para VOLUME (0,000000000269) es estadísticamente significativo a un nivel de significancia del 5%, sugiriendo que, en los años anteriores, los errores o desviaciones del equilibrio del largo plazo, están corregidos dentro del año actual con una velocidad de convergencia de aproximadamente 0%.

El término de ajuste  $ECT_{t-1}$  para LIQUIDITY (0.0769) no es estadísticamente significativo a un nivel de significancia del 5%. Sin embargo, si se flexibiliza un poco a un nivel de significancia del 10% se podría sugerir que, en los años anteriores, los errores o desviaciones del equilibrio del largo plazo, están corregidos dentro del año actual con una velocidad de convergencia del 7,69%.

Para verificar que el modelo VEC se encuentre bien en sentido estadístico y econométrico se le aplica un diagnóstico a los problemas de auto correlación, normalidad y estabilidad.

Para la auto correlación, se realiza el test con el multiplicador de LaGrange, donde las hipótesis a discutir son las siguientes:

*H0: No hay auto correlación en el modelo. H1: Hay auto correlación en el modelo*  $\alpha = 0,05$

Obteniendo los siguientes resultados.

<b>Test Multiplicadores de LaGrange</b>			
lag	chi2	df	Prob > chi2
1	32,3017	25	0,14947
2	28,5989	25	0,28103
H0: no autocorrelation at lag order			

Tabla 8, Test de auto correlación para el VEC. Elaborado por fuente propia.

Al ver la prueba de multiplicadores de LaGrange para diagnosticar auto correlación del VEC, se observa en la Tabla 8 para uno y dos rezagos, el valor P es superior a un alpha de 0.05. Por lo tanto, se acepta la hipótesis nula y con una confianza del 95% se puede afirmar que no hay auto correlación en el VEC, siendo esto de carácter positivo para el modelo.

Adicionalmente, se prueba la normalidad de los residuos al modelo VEC mediante el test de Jarque-Bera, obteniendo estas hipótesis:

*H0: Los residuos siguen una distribución normal. H1: Los residuos no siguen una distribución normal*  
 $\alpha = 0,05$

<b>Jarque-Bera test</b>			
Equation	chi2	df	Prob > chi2
D_ISE	2,843	2	0,24133
D_INFLATION	30,174	2	0,00000
D_CPRICE	0,630	2	0,72985
D_VOLUME	24,870	2	0,00000
D_LIQUIDITY	12,322	2	0,00211
ALL	70,840	10	0,00000

Tabla 9, Test de normalidad de Jarque-Bera para el VEC. Elaborado por fuente propia.

Al realizar la prueba de normalidad Jarque-Bera, se observa un valor P general, como conjunto de sistema de ecuaciones de 0.000, por lo que se rechaza la hipótesis nula. En este caso, se aceptaría con una confianza del 95% que los residuos no siguen una distribución

normal. Pero al haber más de 80 observaciones, con tranquilidad se puede asumir una normalidad asintótica.

Por último, se realiza una prueba de estabilidad para el VECM, en orden de saber si los resultados de este son confiables y pueden tomarse en cuenta con completa seriedad tanto para un aporte a la sociedad económica como para futuras investigaciones.

**Eigenvalue stability condition**

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
1	1
,5897728	,589773
,07901257 + ,4330353i	,440185
,07901257 - ,4330353i	,440185
-,4044445 + ,08928726i	,414183
-,4044445 - ,08928726i	,414183
-,08117893	,081179

Tabla 10 test de estabilidad para el VECM. Elaborado por fuente propia.

Gracias al test de estabilidad, podemos ver que la especificación del modelo de vectores de corrección de error cuenta con 4 unidades moduli, las cuales son las 4 variables explicatorias directas del modelo, que conforman el sistema de ecuaciones simultaneas, indicando que el modelo es estable y confiable para su valoración, volviendo fiable y permitiendo tenerlo en cuenta positivamente en la investigación.

**6.5 Modelo VEC to VAR**

Al tener el modelo VEC estimado, con sus problemas econométricos definidos, para continuar con el objetivo de la investigación y realizar el test de causalidad de Granger y las pruebas de impulso respuesta, se transforma el modelo VEC a VAR, pasando este a ser un sistema de ecuaciones simultaneas con variables explicatorias no estocásticas y así poder captar los resultados del VEC como si fueran un VAR y diagnosticar sus problemas

econométricos en orden de reconocer las causalidades encontradas y choques impulso respuestas como válidas y significativas.

Una vez el modelo se encuentra transformado, se le realiza una prueba de auto correlación en sus errores mediante el test de Breusch-Godfrey con multiplicadores de LaGrange, planteando las siguientes hipótesis:

$H_0: \rho_i = 0 \forall i$ . No hay correlación serial  $H_1$ : Al menos un  $\rho_i \neq 0$ . Hay correlación serial.  $\alpha = 0,05$

<b>Prueba Breusch-Godfrey (LM)</b>	
datos: Residuos de VAR (ModeloVAR)	
Chi-cuadrado =	57,445
df =	48
valor P =	0,165

Tabla 11, test de auto correlación para el modelo transformado VAR. Elaborado por fuente propia.

Al correr dicha prueba, se halla un valor P de 0,165, superior al alpha de 0,05, que determina que se debe aceptar la hipótesis nula. Así entonces, con una confianza del 95% se afirma que no hay presencia de auto correlación en los errores del modelo transformado VEC to VAR.

Por lo que, de esta manera, al no presentar auto correlación en el error, como método de estimación para el modelo VAR, pueden ser utilizados los coeficientes estimados por MCO (Girón, 2017). En este caso por los MCO rezagados del modelo VAR inicial, siendo eficientes, insesgados y consistentes.

Continuando con el diagnóstico del modelo transformado, se realiza la prueba de heterocedasticidad mediante los efectos ARCH multivariados, resultando las siguientes hipótesis:

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$   $H_1$ : Al menos un  $\rho_k \neq 0$   $\alpha = 0,05$

<b>ARCH (multivariada)</b>	
datos: Residuos de VAR (ModeloVAR)	
Chi-cuadrado =	202,3
df =	200
valor P =	0,4413

Tabla 12, test de heterocedasticidad por ARCH al modelo transformado VAR. Elaborado por fuente propia.

La prueba de efecto de heterocedasticidad auto regresiva condicional automática de la Tabla 12, es una prueba de ruido blanco para la serie de tiempo. En este caso el valor P de 0,4413 está por encima del alpha de 0,05, por ende, se acepta la hipótesis nula. Con una confianza del 95% se puede afirmar que no hay heterocedasticidad en el VEC to VAR. Asegurando que los errores ( $U_{it}$ ) son ruido blanco, siendo esto positivo para el modelo.

Para probar la normalidad de este nuevo modelo, también se utiliza la prueba de normalidad de Jarque-Bera con las hipótesis siguientes:

$H_0$ : Los residuos siguen una distribución normal

$H_1$ : Los residuos no siguen una distribución normal

$\alpha = 0,05$

Prueba Jarque-Bera	
datos: Residuos de VAR (ModeloVAR)	
Chi-cuadrado =	103,17
df =	8
valor P =	0,0000

Tabla 13, test de normalidad Jarque-Bera para el modelo transformado VAR. Elaborado por fuente propia.

Al realizar la prueba de normalidad Jarque-Bera, se observa un valor P muy cercano a 0.000, por lo que se rechaza la hipótesis nula. En este caso, se aceptaría con una confianza del 95% que los residuos no siguen una distribución normal en el modelo transformado VAR. Pero al haber más de 80 observaciones, con tranquilidad se puede asumir una normalidad asintótica.

Para saber si el efecto resultante en las causalidades encontradas y los efectos de los choques en las funciones impulso respuesta, es indispensable verificar la estabilidad de este nuevo modelo transformado VAR, con un test de estabilidad.

Condición de Estabilidad Eigenvalue	
Eigenvalue	Módulo
0,9960022	0,996002
0,8813216 + 0,04242349i	0,882342
0,8813216 - 0,04242349i	0,882342
0,7006119	0,700612
0,4868331	0,486833
0,05748479 + 0,4422843i	0,446004
0,05748479 - 0,4422843i	0,446004
-0,3581923 + 0,06436143i	0,363929
-0,3581923 - 0,06436143i	0,363929

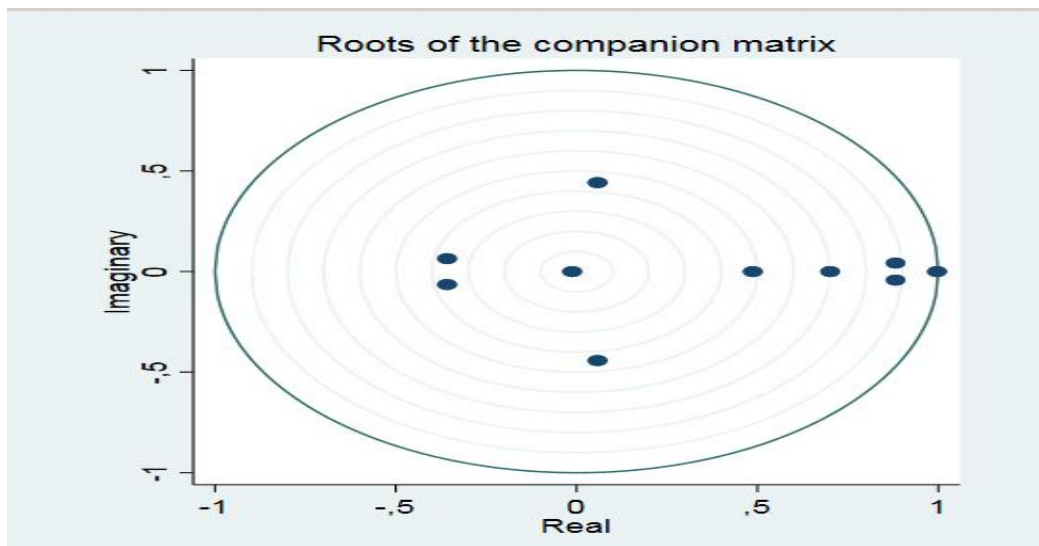
-0,01240528	0,012405
-------------	----------

Tabla 14, test de estabilidad para el VAR. Elaborado por fuente propia.

Donde el resultado de la prueba indica que todos los valores propios del modelo, se encuentran dentro del círculo de estabilidad, cumpliendo así la condición de estabilidad propuesta y esperada.

A nivel gráfico, también se puede comprobar que todos los valores del modelo están dentro del círculo de raíces de la matriz complementaria, que tiene un rango de (-1, 1).

Permitiendo demostrar y afirmar que las causalidades y las funciones de impulso respuesta ortogonalizadas enseñadas posteriormente, son de carácter veraz y útil para el análisis estipulado a lo largo de la investigación. Véase en la Grafica 2.



Grafica 2, Círculo de estabilidad del VAR. Elaborado por Fuente propia.

## 6.6 CAUSALIDAD DE GRANGER

Para encontrar la dirección de causalidad que posiblemente existe en Colombia, entre el desarrollo del mercado accionario y el crecimiento económico, específica y directamente a través del COLCAP, medido por el modelo de serie de tiempo en ecuación simultánea propuesto en el documento, se desarrollan pruebas de causalidad de Granger entre la principal variable determinante de carácter macroeconómico, la cual es el ISE, hacia las variables de

carácter bursátil como CPRICE, VOLUME y LIQUIDITY y otra prueba de causalidad entre la principal variable determinante de carácter bursátil, la cual es CPRICE, hacia las variables de carácter macroeconómico como ISE e INFLATION.

Se realizan las pruebas únicamente a las variables determinantes de cada componente, tanto el económico como el financiero, por la relación que existe intrínsecamente dentro de estas, pues si la liquidez del mercado accionario aumenta, dinamiza las transacciones realizadas diarias y por ende hace fluctuar el comportamiento del COLCAP (Giraldo,2012).

Por otro lado, es de conocimiento común que la inflación está estrictamente relacionada con el crecimiento economía, pues al ser la variación del IPC, se refiere a la fluctuación de los precios de los bienes y servicios más representativos del hogar de un país (Banco de la Republica, 2021). Lo que provoca cambios en el crecimiento económico del mismo.

*H0: No hay causalidad de Granger H1: Hay causalidad de Granger  $\alpha = 0,05$*

UNIDIRECTIONAL DIRECT CAUSALITY TEST					UNIDIRECTIONAL INVERSE CAUSALITY TEST				
MODEL	LAG	DF	Pr(>F)	CAUSALITY	MODEL	LAG	DF	Pr(>F)	CAUSALITY
ISE ~ CPRICE	1	81	0,802	NO	CPRICE ~ ISE	1	81	0,335	NO
ISE ~ CPRICE	2	79	0,201	NO	CPRICE ~ ISE	2	79	0,628	NO
ISE ~ CPRICE	3	77	0,169	NO	CPRICE ~ ISE	3	77	0,921	NO
ISE ~ CPRICE	4	75	0,345	NO	CPRICE ~ ISE	4	75	0,918	NO
ISE ~ CPRICE	5	73	0,493	NO	CPRICE ~ ISE	5	73	0,881	NO
ISE ~ CPRICE	6	71	0,1877	NO	CPRICE ~ ISE	6	71	0,913	NO
ISE ~ CPRICE	7	69	0,1152	NO	CPRICE ~ ISE	7	69	0,898	NO
<b>ISE ~ CPRICE</b>	<b>8</b>	<b>67</b>	<b>0,023</b>	<b>YES</b>	CPRICE ~ ISE	8	67	0,837	NO
ISE ~ VOLUME	1	81	0,341	NO	CPRICE ~ INFLATION	1	81	0,187	NO
ISE ~ VOLUME	2	79	0,483	NO	CPRICE ~ INFLATION	2	79	0,239	NO
ISE ~ VOLUME	3	77	0,332	NO	CPRICE ~ INFLATION	3	77	0,432	NO
ISE ~ VOLUME	4	75	0,426	NO	CPRICE ~ INFLATION	4	75	0,354	NO
ISE ~ VOLUME	5	73	0,476	NO	CPRICE ~ INFLATION	5	73	0,3861	NO
ISE ~ VOLUME	6	71	0,335	NO	CPRICE ~ INFLATION	6	71	0,303	NO
ISE ~ VOLUME	7	69	0,039	NO	CPRICE ~ INFLATION	7	69	0,453	NO
<b>ISE ~ VOLUME</b>	<b>8</b>	<b>67</b>	<b>0,005</b>	<b>YES</b>	CPRICE ~ INFLATION	8	67	0,337	NO
ISE ~ LIQUIDITY	1	81	0,492	NO					
ISE ~ LIQUIDITY	2	79	0,216	NO					
ISE ~ LIQUIDITY	3	77	0,261	NO					
ISE ~ LIQUIDITY	4	75	0,205	NO					
ISE ~ LIQUIDITY	5	73	0,334	NO					



ISE ~LIQUIDITY	6	71	0,082	NO
ISE ~LIQUIDITY	7	69	0,0004	YES
ISE ~LIQUIDITY	8	67	0,0008	YES

Tabla 15, Causalidades directas e inversas en el modelo. Elaborado por Fuente propia.

En la tabla 15, se puede observar las dos pruebas de causalidad planteadas. La primera causalidad de carácter unidireccional directa, conocida también como hipótesis de liderazgo de oferta entre las variables bursátiles hacía el ISE como representante del crecimiento económica, al seguir mes a mes el comportamiento de la economía en el país.

Bajo este test, se puede observar un valor p menor al alpha de 0,05 por parte de CPRICE, VOLUME a partir del rezago 8 y de LIQUIDITY a partir del rezago 7, permitiendo rechazar la hipótesis nula con un nivel de confianza del 95%, dando a entender que las variables efectivamente causan al ISE en sentido de Granger, permitiendo concluir que hay un tipo de causalidad directa por parte del mercado accionario al crecimiento económico en un rezago de 8 periodos, rezago pertinente mientras los comportamientos de los datos se ajustan y causan con el paso del tiempo la causalidad presentada.

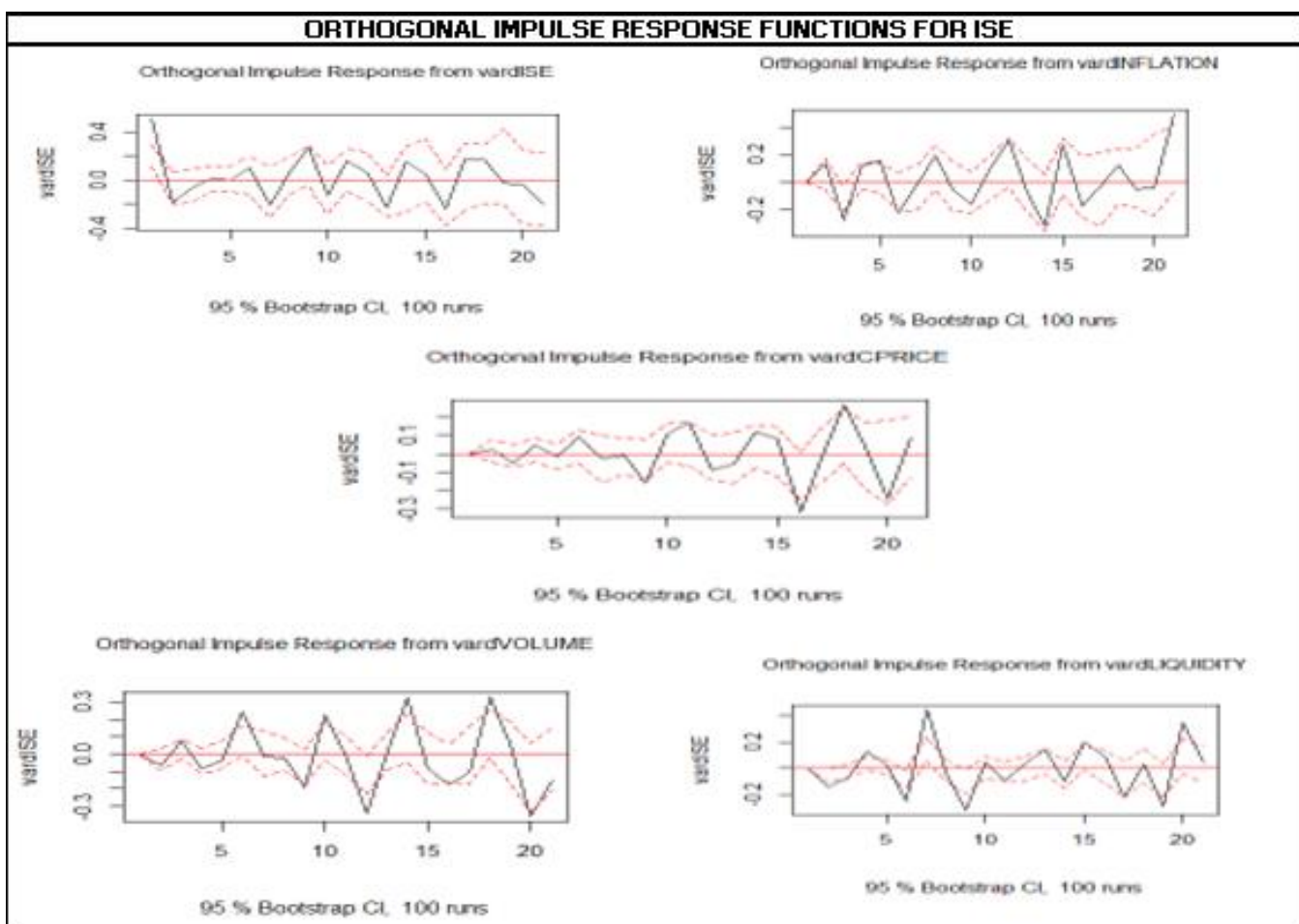
Por otro lado, también observamos la segunda prueba de causalidad de carácter unidireccional inversa, conocida también como hipótesis de seguidores de demanda entre las variables macroeconómicas hacia el CPRICE como el precio de cierre del indicador bursátil en puntos, al reportar diariamente la fluctuación del mercado bursátil en Colombia y consolidado para la investigación a cierre de mes.

De acuerdo a los resultados de la prueba, medida bajo los mismos 8 rezagos donde se encontró la causalidad directa en sentido de Granger, se observa que, durante los ocho periodos de rezagos, los valores p de las causalidades están por encima del alpha de 0,05, insinuando que no se rechaza la hipótesis nula y por ende no existe causalidad en sentido de Granger del crecimiento económico hacia el mercado accionario al rezagar la información ni en el presente. Descartando por igual una causalidad bidireccional.

## 6.12 FUNCIONES IMPULSO – RESPUESTA

Buscando reforzar los resultados obtenidos previamente, se realizan una serie de graficas de funciones impulso respuesta de cada variable hacia el ISE, con intervalos de confianza del 95%, que verifican la respuesta de la variable dependiente a un choque aleatorio de las demás variables que componen el modelo, para medir su afectación y como fluctúa en el tiempo.

Se puede ver en la Grafica 3, que las respuestas del ISE a los impulsos en las demás variables tienen un comportamiento similar, pues presenta una respuesta inestable en forma de ciclo económico con el paso del tiempo, los cuales presentan significancia al sobrepasar en repetidas ocasiones los intervalos del 95%, dando a entender que es sensible frente a un choque de las variables en un periodo determinado y por esta razón no logra estabilizarse y ya sea converger o divergir a la media con una tendencia positiva o negativa constante.



Grafica 3, funciones impulso respuesta hacia el ISE. Elaborado por fuente propia.

Sin embargo, la prueba deja en claro que estos choques aleatorios tienen un efecto en el crecimiento económico bajo una confianza del 95%, lo que permite establecer que al estimular tanto la economía como el mercado accionario, si se logra percibir una respuesta del índice de seguimiento a la economía que estimula positivamente su crecimiento.

Es de importancia mencionar, que las funciones impulso respuesta, tienen cierta relación con las presentadas y elaboradas en trabajos como el de Pinilla, (2015); Palomino et al, (2017); Uribe et al (2013). Por lo que se puede pensar que el comportamiento cíclico de las funciones se debe en gran parte a las condiciones del sector bursátil colombiano, el cual se ve considerablemente impactado si alguna de sus pocas compañías grandes sufre alguna variación importante en un mes definido y al ser poco profundo y no muy diversificado, el efecto se potencia, generando dicha inestabilidad.

## **7. CONCLUSIONES**

Las variables que se identificaron en una posible relación causal entre el mercado accionario y el crecimiento económico son: el indicador de seguimiento de la economía, la inflación, el indicador bursátil COLCAP, el volumen y la liquidez.

Con la profunda investigación realizada hacia el objetivo central del trabajo, el cual fue determinar la dirección causal entre el mercado accionario y la economía en un periodo definido de 6 años, a partir del indicador bursátil COLCAP para la Bolsa de Valores de Colombia, se demuestra mediante modelos de regresión simple y multivariados como el VECM y el VAR, que el impacto que tienen las variables identificadas, es relativamente bajo hacía el índice de seguimiento a la economía. (Podría influir que, dado el periodo de tiempo seleccionado, no se logra captar en su totalidad un ciclo económico contundente en el país.)

Sin embargo, el hecho de que el efecto que ejerzan las unas sobre otras sea leve, no significa que no se presente. Por lo que el resultado de la investigación va acorde a lo planteado por Schumpeter (1911), Levine (1997;2005), Caporale, et al. (2004), Brugger (2012) y los pares colombianos con sus estudios de enfoques parecidos aplicados al país como Pinilla (2015), Palomino, et al. (2017), Salazar, et al. (2011), Uribe, et al. (2013), entre un sinnúmero de investigaciones, las cuales concluyen que de cierta manera el constante desarrollo del

mercado accionario en un país, lleva a crecimientos sostenidos en sus niveles económicos y desarrollo de la sociedad económica.

Las pruebas de causalidad de Granger indican una causalidad directa del mercado accionario hacia el crecimiento económico, respondiendo al objetivo general y comprobando la dirección de causalidad presente en el caso colombiano.

Este comportamiento se debe principalmente, a la alta dependencia que tiene el desempeño de la Bolsa de Valores de Colombia frente al desempeño de empresas grandes como petroleras, energéticas, bancarias entre otros.

Compañías que juegan un papel importante en los rendimientos financieros, que, al presentar alzas o caídas en sus precios, causan en sentido Granger las fluctuaciones en la economía del país (Cadena et al, 2018). Situación que no es ajena a la realidad que viven las demás economías subdesarrolladas como las latinoamericanas.

Adicionalmente, debido a la estabilidad demostrada de los modelos multivariados, se evidencia claramente en las funciones de impulso respuesta la sensibilidad que tiene la economía de la nación a impactos en las variables bursátiles descritas y se debería potenciar esta condición, logrando un desarrollo sostenido y creciente del mercado de capitales para conseguir un efecto de respuesta positivo en los rendimientos económicos del país.

Por esta razón, dentro de las recomendaciones sugeridas, se propone la posibilidad de proporcionar a los agentes económicos capaces de generar condiciones de negocios óptimas para aportarle significativamente a la economía y al sector financiero, ayudas y apoyo a su crecimiento, con la oportunidad de hacer parte del mercado a la par de los grandes jugadores como los actuales cotizantes en el COLCAP.

De esta manera, se podría potenciar la captación de recursos y a su vez darle a la sociedad un abanico de empresas más diversificado, más líquido, más profundo y eficiente para invertir y depositar su dinero. En consecuencia, llevaría a la economía del país a un estado estacionario de crecimiento económico y bursátil.

Al reforzar los procesos de las mipymes e integrarlos gradualmente a un mercado de inversión y recaudación de fondos como el bursátil, apoyar al emprendedor y desbancarizar la economía del país, podría mejorar la situación de subdesarrollo del mercado accionario. De esta manera devolverles a los pequeños inversionistas, la confianza perdida en este sector, la cual viene fracturada desde el 2012 afectando el crecimiento económico colombiano. Esta inclusión de las mipymes al mercado bursátil, con seguridad potenciara el crecimiento económico colombiano.

Siendo importante resaltar, que a esta rama de estudio aún le falta mucho por desarrollarse y estos resultados serán profundizados en próximas investigaciones, que seguramente permitirán concluir lo planteado por Law y Sing, (2014), quienes afirman que, entre más finanzas, mayor crecimiento.

## 8. REFERENCIAS

- Alhassan, A. L., & Fiador, V. (2014). *“Insurance-growth nexus in Ghana: An autoregressive distributed lag cointegration approach.”* Review of Development Finance, 4(2). pp. 83–96.
- Ang, J. B., & McKibbin (2007). *“Financial liberalization, financial sector development and growth: Evidence from Malaysia”* Journal of Development Economics, 84(1). pp. 15–233.
  - Atje, R., & Jovanovic, B. (1993). *“Stock markets and development.”* European Economic Review, 37. Pp. 632–640.
  - Banco de la República. (2002). *“Inflación, desarrollo financiero y crecimiento económico.”* Reportes del Emisor (43), 1-4. Obtenido de Banco de la República.
  - Banco de la Republica. (2015). *“Producto Interno Bruto (PIB).”* [online] Banco de la República (banco central de Colombia). Available at: <https://www.banrep.gov.co/es/estadisticas/producto-interno-bruto-pib>. [Accessed 9 December 2020].
  - Banco de la Republica. (2018). *“Mercado Accionario.”* Recuperado septiembre 2020, de Banco de la Republica. Sitio web: <https://www.banrep.gov.co/es/estadisticas/mercado-accionario>.
  - Banco de la Republica. (2021). *“¿Que tanto sabe sobre la inflación?”* Recuperado noviembre 2021, de Banco de la Republica. Sitio web: <https://www.banrep.gov.co/es/tanto-sabe-sobre-inflacion>

- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J., Hendry, D. (1993). “*Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*”. Oxford University press
- Barajas, A., Steiner, R., Salazar N. (2007, octubre). “*The impact of liberalization and foreign investment in Colombia's financial sector*”. Journal of Development Economics, 63, pp.157-196. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(00\)00104-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(00)00104-8)
- Beck, T., y Levine, R. (2002). “*Stock markets, Banks and growth: panel evidence.*” NBER Working Paper 9082, pp. 1–23.
- Bencivenga, V. R., Smith, B. D., Starr, R. M. 1996, “*Equity Markets, Transaction Costs and Capital Accumulation: An Illustration.*” The World Bank Economic Review, Vol. 10, pp. 241- 265.
- Bernal, J. (2015). “*La relación entre el crecimiento económico y el Mercado bursátil*”. CIFE, 23, pp. 94-106.
- Bittencourt, M. (2012). “*Financial development and economic growth in Latin America: Is Schumpeter right?*”. Journal of Policy Modeling, 34(3), pp. 341-355.
- Bonilla, S. (2011). “*Estructura económica y desempleo en Colombia: un análisis VEC*”. *Sociedad y Economía*, (20), 99-124. Recuperado, Diciembre 09, 2020, de [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1657-63572011000100004&lng=en&tlng=es](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1657-63572011000100004&lng=en&tlng=es).
- Brasoveanu, L., Dragota, V., Catarama, D., Semenescu, A. (2008). “*CORRELATIONS BETWEEN CAPITAL MARKET DEVELOPMENT AND ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF ROMANIA.*” Journal of Applied Quantitative Methods.
- Brugger, S., Ortiz, E., (2012). “*MERCADOS ACCIONARIOS Y SU RELACIÓN CON LA ECONOMÍA REAL EN AMERICA LATINA.*” Revista Problemas del Desarrollo, 168(43) enero-marzo 2012
- BVC. (2009). “*80 años del mercado de valores en Colombia*”. Recuperado septiembre 2020, de Bolsa de Valores de Colombia Sitio web: <https://www.bvc.com.co/recursos/Files/Acerca de la BVC/Ochenta Anos Mercado de Valores.pdf>
- BVC. (2011). “*METODOLOGÍA PARA EL CÁLCULO DEL ÍNDICE COLCAP*”. Recuperado septiembre 2020, de Bolsa de Valores de Colombia Sitio web: <https://www.bvc.com.co/recursos/Files/Mercados/Indices Accionarios/Nueva Metodologia a Calculo Indice COLCAP.pdf>
- Cardona, L. Varón, M. Arias, S. (2015). “*El Caso Interbolsa: Analizado desde la Problemática Contable*”. Libre Empresa, 12, pp. 141-162.

- Caporale, G & Howells, P & Soliman, A, (2004). "*Stock Market Development And Economic Growth: The Causal Linkage.*" *Journal of Economic Development*, vol. 29(1), pp. 33-50. <https://ideas.repec.org/a/jed/journal/v29y2004i1p33-50.html>
  
- Cadena, J. Pinargote, H. Solórzano K. (2018). "*Mercado de valores y su contribución al crecimiento de la economía ecuatoriana*". *Revista Venezolana de Gerencia*, vol. 23, núm. 83, pp. 563-578, 2018. Universidad del Zulia
  
- Cendejas, J.L. (2016). "*Crecimiento: Introducción y modelo de Solow-Swan*". Recuperado septiembre 2020, de ResearchGate. DOI: 10.13140/RG.2.2.19822.61764
  
- Cheng, S. (2012). "*Substitution or complementary effects between banking and stock markets: Evidence from financial openness in Taiwan.*" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 22(3), pp. 508–520.
  
- Demirguc-kunt, A., & Levine, R. (2009). "*Finance and inequality: Theory and evidence policy research working paper series.*", no. 4967. The World Bank.
  
- Dornbusch, R., Fischer, S., Startz, R. (2009). "*Macroeconomía (10 edición)*". McGrawHill. [https://www.academia.edu/36311161/Macroeconomia\\_dornbusch\\_fischer\\_y\\_startz\\_ed](https://www.academia.edu/36311161/Macroeconomia_dornbusch_fischer_y_startz_ed)
  
- Engle, R., Granger, C. (1987). "*Cointegration and error correction: representations, estimation and testing*". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 55, No. 2, pp. 251–276.
  
- Enisan, A. A., & Olufisayo, A. O. (2009). "*Stock market development and economic growth: Evidence from seven sub-Saharan African countries.*" *Journal of Economics and Business*, 61(2), pp. 162–171.
  
- Girón, L. (2017). "*ECONOMETRÍA APLICADA Usando STATA 13*". Pontificia Universidad Javeriana Cali.
  
- Gurley, J., & Shaw, E. (1955). "*Financial Aspects of Economic Development*". *The American Economic Review*, 45(4), pp. 515-538. Recuperado Octubre 7, 2020, de <http://www.jstor.org/stable/1811632>
  
- Guochen, P., & Wei, S. C. (2012). "The relationship between insurance development and economic growth: A cross-region study for China." In *China International Conference on Insurance and Risk Management*, July.
  
- Harris, R. D. F. (1997). "*Stock markets and development a reassessment.*" *European Economic Review*, 41(1), pp. 139–146.
  
- Herwartz, H. & Walle, Y., 2014. "*Determinants of the link between financial and economic development: Evidence from a functional coefficient model.*" *Economic Modelling*, 37, pp. 417-427.

- Hou, H., & Cheng, S. Y. (2010). “*The roles of stock market in the finance-growth nexus: Time series cointegration and causality evidence from Taiwan.*” *Applied Financial Economics*, 20(12), pp. 975–981.
- Hsueh, S., Hu, Y., & Tu, C. (2013). “*Economic growth and financial development in Asian countries: A bootstrap panel Granger causality analysis.*” *Economic Modelling*, 32(3), pp. 294–301.
- Johansen, S., Juselius, K. (1990). “*Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money*”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kar, M., Nazlioglu, S., & Agir, H. (2011). “*Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: Bootstrap panel granger causality analysis.*” *Economic Modelling*, 28(1-2), pp. 685–693.
- King, R. & Levine, R. (1993). “*Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right*”. *The Quarterly Journal of Economics*, 108, pp. 717-737. DOI: [10.2307/2118406](https://doi.org/10.2307/2118406)
- Kolapo, F. T., & Adaramola, A. O. (2012). “*The impact of the Nigerian capital market on economic growth (1990–2010).*” *International Journal of Developing Societies*, 1(1). pp. 11–19.
- Law, S. H., & Singh, N. (2014). “*Does too much finance harm economic growth?*” *Journal of Banking and Finance*, 41(3), pp. 36–44.
- Levine, R., Zervos, S. (1996). “*Stock Market Development and Long-Run Growth*”. *THE WORLD BANK ECONOMIC REVIEW*, 10, pp. 323-339.
- Levine, R., & Zervos, S. (1998). “*Stock markets, banks and economic growth.*” *American Economic Review*, 88, pp. 537–558.
- Levine, R. (1997). “*Financial development and economic growth: Views and agenda.*” *Journal of Economic Literature*, 35(20), pp. 688–726
- Levine, R. (2005). “*Finance and growth: theory and evidence.*” *Handbook of Economic Growth*, vol. 1A, pp. 865–934.
- Liu, X., & Sinclair, P. (2008). “*Does the linkage between stock market performance and economic growth vary across greater China.*” *Applied Economics Letters*, 15(7). pp. 505–508.
- Miralles Marcelo, J. L., Miralles Quirós, J. L., & Miralles Quirós, M. del M. (2007). “*Causas macroeconómicas de las fluctuaciones en la liquidez del mercado bursátil español.*” *ICE, Revista De Economía*, 1(839). Recuperado a partir de <http://www.revistasice.com/index.php/ICE/article/view/1106>



- Morettini, M. (2009). “*El modelo de crecimiento de Solow*”. Recuperado septiembre 2020, de Universidad Nacional de Mar del Plata Sitio web: <http://nulan.mdp.edu.ar/1854/1/01466.pdf>
- Rousseau, P., & Wachtel, P. (2000). “*Equity markets and growth: cross country evidence on timing and outcomes, 1980–1995*.” *Journal of Business and Finance*, 24.
- Palomino, J., Sarmiento, M., Gómez, C. (2017). “*EL MERCADO DE VALORES Y SU INFLUENCIA EN LA ECONOMÍA: ESTUDIO DEL CASO COLOMBIANO 2001-2013*”. *Revista Internacional Administración & Finanzas*, 10, pp. 29-39.
- Pan, L., & Mishra, V. (2018). “*Stock market development and economic growth: Empirical evidence from China*.” *Economic Modelling*, 68, pp. 661-673
- Panopoulou, E. (2009). “*Financial variables and Euro area growth: A non-parametric causality analysis*.” *Economic Modelling*, 26(6). pp.1414–1419.
- Petit, J.G. (2013, enero-junio). “*La teoría económica del desarrollo desde Keynes hasta el nuevo modelo neoclásico del crecimiento económico*”. *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*, 19, pp.123-142.
- Pinilla, C. (2015). “*EL PAPEL DEL MERCADO BURSÁTIL EN EL CICLO ECONOMICO COLOMBIANO*”. octubre 7, 2020, de COLEGIO DE ESTUDIOS SUPERIORES EN ADMINISTRACION (CESA) Sitio web: <https://repository.cesa.edu.co/bitstream/handle/10726/1422/TMM00313.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Pradhan, R. P., Dasgupta, P., & Samadhan, B. (2013). “*Finance development and economic growth in BRICS: A panel data*.” *Journal of Quantitative Economics*, 11(2), pp. 308–322.
- Presidencia. DANE. (2020). “*El Dane reveló que en 2019 el PIB de Colombia creció al 3,3%, el más alto desde el 2014*”. 2020, de Presidencia de la República Sitio web: <https://id.presidencia.gov.co/Paginas/prensa/2020/Dane-revelo-que-en-2019-el-PIB-de-Colombia-crecio-al-3-3-el-mas-alto-desde-el-2014-200214.aspx>
- Puente-Ajovín, M., & Sanso-Navarro, M. (2015). “*Granger causality between debt and growth: Evidence from OECD countries*.” *International Review of Economics and Finance*, 35, pp. 66–77.
- Salazar, N., Becerra, A., Wills, D. (2011). “*Impact of Capital Markets Reforms in Colombia’s Economic Development*”. Recuperado en octubre 7, 2020, de THE WORLD BANK., International Finance Corporation Sitio web: <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/186/Impact%20of%20Capital%20Market%20Reforms%20Final%20Report.pdf?sequence=2&isAllowed=y>.
- Schumpeter, J. (1911). “*Farsighted Visions on Economic Development*.” *American Journal of Economics and Sociology*. pp. 387-403.

- Uribe, JM., Mosquera S., Restrepo, N. (2013). “*Mercado de acciones colombiano. Determinantes macroeconómicos y papel de las AFP.*” *Sociedad y Economía*, 24. Pp. 207-229
- Vargas, T., Hernández, S., Villegas, E. (2017). “*El crecimiento económico y el desarrollo financiero: evidencia para tres países de América del Norte.*” *Economía*, vol. XLII, núm. 43, 2017
- Webb, I. P., Grace, M. F., & Skipper, H. D. (2005). “*The effect of banking and insurance on the growth of capital and output.*” *SBS Revista De Temas Financieros*, 2(2). pp. 1–32.
- Wolde-Rufael, Y. (2009). “*Re-examining the financial development and economic growth nexus in Kenya*”. *Economic Modelling*, 26(6), pp. 1140–1146.
- Zavaleta Vázquez, O.H. y H.A. Urbina Argueta (2011), “*Mercados financieros y desarrollo económico: un análisis sobre México*”, *Ide@s CONCYTEG*, 6 (68), pp. 226-235.
- Zhu, A., Ash, M., & Pollin, R. (2004). “*Stock market liquidity and economic growth: A critical appraisal of the Levine/Zervos model.*” *International Review of Applied Economics*, 18(1), pp. 63–71.
- Zhu, X.; Xu, L.; Wang, H. y Li, H. (2008). “*Predicting stock index increments by neural networks: The role of trading volume under different horizons.*” *Expert Systems with Applications*, 3043-54.

## 9. AGRADECIMIENTOS:

A mis padres por brindarme la posibilidad de estudiar esta hermosa carrera.

A la universidad Javeriana Cali por facilitar espacios de aprendizaje para conocer y enamorarme del mundo financiero, siendo motivación para desempeñar esta investigación.

A mis compañeros Daniel Noreña y Santiago Dorado por acompañarme moralmente en el proceso de elaboración.

A mi tutor Jesús Ancizar Gómez, por confiar en mi desde un principio y guiarme en el proceso de elaboración.

Al profesor Luis Eduardo Girón, por inculcar las bases del conocimiento para llevar acabo los resultados planteados en la investigación.

¡Gracias totales!