

**Estudio de la relación entre el índice bursátil y los principales índices macroeconómicos en  
América Latina**

**Paola Andrea Lagos Chamorro**

**Trabajo de grado para optar al título de Ingeniera industrial**

**Directora**

**Katherine Julieth Sierra Suárez**

**Magister en Ingeniería Industrial**

**Universidad Industrial de Santander**

**Facultad de Ingenierías físico-mecánicas**

**Escuela de Estudios Industriales y Empresariales**

**Bucaramanga**

**2017**

## Agradecimientos

A Dios por permitirme ir de su mano en todo el camino que he recorrido hasta este momento, por darme fuerza y sabiduría para crecer cada día.

A mis padres, por su amor, su dedicación, su paciencia y por alentarme a asumir retos y ser mi apoyo más grande en cada etapa de la vida.

A mi hermano Oscar y mis dos regalos más preciados, Juan Manuel y María Paula, mis sobrinos, por llenarme de felicidad y ser mi razón para sonreír y sacar lo mejor de mí en los momentos más difíciles.

A Cristian por llenarme de momentos hermosos, por enseñarme cada día, por luchar junto a mí para que cada etapa de la vida sea una gran experiencia.

A todos aquellos que he tenido la fortuna de llamar amigos durante este proceso, porque estar lejos de casa nunca es fácil, pero junto a ellos todo ha sido mejor.

A mi directora de proyecto, la magister Katherine Sierra por brindarme su experiencia y tiempo, que lograron que este proyecto se encaminara de la mejor manera y llegara a feliz término.

Las palabras no serán suficientes para agradecer a todas las personas que se han involucrado en mi proceso de crecimiento personal y profesional, estaré agradecida siempre por las enseñanzas que me han dejado.

**Tabla de contenido**

	<b>Pág.</b>
Introducción .....	13
1. Generalidades del proyecto .....	15
1.1 Planteamiento del problema.....	15
1.2 Justificación .....	15
2. Objetivos .....	18
2.1. Objetivo general.....	18
2.2. Objetivos específicos .....	18
3. Revisión de la literatura .....	19
3.1 Modelo de regresión lineal.....	19
3.2. Método de estimación: Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) .....	19
3.3. Evaluación de la regresión y sus estimadores.....	21
3.4. Violación de los supuestos de MCO.....	23
3.5. Series de tiempo.....	27
3.6. Vectores autorregresivos (VAR).....	31
3.7. Modelo CAPM y APT .....	33
3.8. Estudio del efecto del mercado sobre la economía real .....	36
3.9. Estudios en Latinoamérica.....	43
4. Metodología .....	48
4.1 Análisis preliminar y series de tiempo.....	49
4.2 Prueba de estacionalidad.....	50
4.3 Prueba de cointegración Engle- Granger (EG) .....	51
4.4 Vectores autorregresivos.....	51
5. Resultados y análisis .....	52
5.1 Análisis preliminar.....	53
5.1.1 Coeficiente de correlación. ....	53
5.1.2 Análisis gráfico .....	55

5.1.3 Prueba de raíz unitaria. .... 59

5.2 Estimación del modelo econométrico ..... 61

5.2.1 Prueba de cointegración..... 61

5.2.2 Vectores autorregresivo (VAR).. ..... 68

6. Conclusiones ..... 78

7. Recomendaciones ..... 81

Referencias bibliográficas..... 83

### Lista de tablas

	<b>Pág.</b>
Tabla 1. Países con mayor capitalización bursátil en América Latina. ....	49
Tabla 2. Principales países de América Latina según capitalización bursátil.....	52
Tabla 3. Coeficiente de correlación para Brasil.....	54
Tabla 4. Coeficiente de correlación para México. ....	54
Tabla 5. Coeficiente de correlación para Chile.....	54
Tabla 6. Coeficiente de correlación para Colombia.....	54
Tabla 7. Coeficiente de correlación para Perú. ....	55
Tabla 8. Prueba de raíz unitaria en niveles .....	60
Tabla 9. Prueba de raíz unitaria en primeras diferencias .....	61
Tabla 10. Regresión cointegrante entre LPIB y LIPC para México. ....	62
Tabla 11. Regresión cointegrante entre LINFLACION y LIPC para México.....	63
Tabla 12. Regresión cointegrante a través del origen entre LINFLACION y LIPC para México. .....	63
Tabla 13. Regresión cointegrante entre LPIB y LIPSA para Chile. ....	64
Tabla 14. Regresión cointegrante entre LTD y LIPSA para Chile. ....	65
Tabla 15. Regresión cointegrante a través del origen entre LTD y LIPSA para Chile.....	65
Tabla 16. Regresión cointegrante entre LPIB y LCOLCAP para Colombia. ....	66
Tabla 17. Regresión cointegrante entre LINFLACION y LCOLCAP para Colombia.....	66
Tabla 18. Pruebas de raíz unitaria a los residuos. ....	67
Tabla 19. Modelo VAR para México, $\Delta$ LPIB como variable explicada. ....	68
Tabla 20. Modelo VAR para México, $\Delta$ LIPC como variable explicada. ....	69
Tabla 21. Modelo VAR para México, $\Delta$ LINFLACION como variable explicada. ....	69
Tabla 22. Modelo VAR para México, $\Delta$ LIPC como variable explicada. ....	70
Tabla 23. Modelo VAR para Chile, $\Delta$ LPIB como variable explicada. ....	70
Tabla 24. Modelo VAR para Chile, $\Delta$ LPSA como variable explicada.....	71
Tabla 25. Modelo VAR para Chile, $\Delta$ LTD como variable explicada.....	71

Tabla 26. Modelo VAR para Chile, $\Delta$ LIPSA como variable explicada. ....	72
Tabla 27. Modelo VAR para Colombia, $\Delta$ LPIB como variable explicada.....	72
Tabla 28. Modelo VAR para Colombia, $\Delta$ LCOLCAP como variable explicada. ....	72
Tabla 29. Modelo VAR para Colombia, $\Delta$ LINFLACION como variable explicada. ....	73
Tabla 30. Modelo VAR para Colombia, $\Delta$ LCOLCAP como variable explicada. ....	74
Tabla 31. Prueba de causalidad de Granger entre $\Delta$ LIPC y $\Delta$ LPIB de México.....	75
Tabla 32. Prueba de causalidad de Granger entre $\Delta$ LIPC y $\Delta$ LINFLACION de México. ....	75
Tabla 33. Prueba de causalidad de Granger entre $\Delta$ LIPSA y $\Delta$ LPIB de Chile.....	75
Tabla 34. Prueba de causalidad de Granger entre $\Delta$ LIPSA y $\Delta$ LTD de Chile.....	76
Tabla 35. Prueba de causalidad de Granger entre $\Delta$ LCOLCAP y $\Delta$ LPIB de Colombia. ....	76
Tabla 36. Prueba de causalidad de Granger entre $\Delta$ LCOLCAP y $\Delta$ LINFLACION de Colombia. .....	77

**Lista de figuras**

	<b>Pág.</b>
Figura 1. Violaciones a los supuestos de MCO. ....	20
Figura 2. IPC, PIB e Inflación en el periodo 2006-2016 para México. ....	56
Figura 3. IPSA, PIB y Tasa de desempleo en el periodo 2006-2016 para Chile. ....	57
Figura 4. COLCAP, PIB e Inflación en el periodo 2006-2016 para Colombia. ....	59

**Lista de apéndices**

	<b>Pág.</b>
Apéndice A. Artículo de investigación con resultados de México.....	78
Apéndice B. Artículo de investigación, revisión de literatura. ....	78
Apéndice C. Bases de datos.....	78

Todos los apéndices se encuentran en el CD.

## Resumen

**Título:**

Estudio de la relación entre el índice bursátil y los principales índices macroeconómicos en América Latina \*

**Autor:**

Lagos Chamorro, Paola Andrea \*\*

**Palabras clave:**

Economía nacional, índice bursátil, PIB, Inflación, Tasa de desempleo, causalidad de Granger, modelo VAR.

**Descripción:**

En los últimos años, los mercados de valores de los países de América Latina han presentado un crecimiento significativo, convirtiéndose en un factor relevante en la economía de la región. Según la teoría del arbitraje o en inglés Arbitrage pricing theory (APT) la economía de un país afecta su mercado bursátil, sin embargo, algunos autores coinciden en afirmar que la relación es inversa, los mercados bursátiles afectan la economía. Por esto, ha aumentado el interés en el estudio de los efectos y la correlación que tiene el comportamiento de dichos mercados bursátiles en la economía real de los países, y de existir, dar respuesta a la pregunta, ¿En qué sentido se da la causalidad entre el índice bursátil y las variables macroeconómicas? Para dar respuesta a esta pregunta se usa un estudio econométrico, en el cual se buscan las variables macroeconómicas con mayor grado de relación con el índice bursátil en cada país y se realiza el cálculo de los coeficientes de correlación seguido de un análisis de estacionariedad de las series para poder aplicar pruebas de cointegración Engle-Granger, estimar los modelos econométricos y finalmente hacer las pruebas de causalidad de Granger.

Los resultados del análisis indican que hay evidencia de causalidad en al menos uno de los dos casos en cada uno de los tres países del estudio, México, Chile y Colombia. En el caso de México hay evidencia suficiente para justificar causalidad del índice IPC (Índice de Precios y Cotizaciones) con las dos variables macroeconómicas, el PIB y la inflación.

---

\* Trabajo de Grado

\*\* Facultad de Ingenierías Físico-mecánicas. Escuela de Estudios Industriales y Empresariales. Directora: Katherine Julieth Sierra Suárez. Magister en Ingeniería Industrial.

### Abstract

**Title:**

Study of the relationship between the market index and the main macroeconomic indexes in Latin America\*

**Author:**

Lagos Chamorro, Paola Andrea \*\*

**Keywords:**

National economy, Market index, GDP, Inflation, unemployment rate, granger causality, VAR model.

**Description:**

In recent years, the stock markets of Latin American countries have shown significant growth, becoming a relevant factor in the economy of the region. According to the APT theory, the economy of a country affects its stock market, however, some authors agree that the relationship is inverse, the stocks markets affect the real economy. For this reason, the interest in studying the effects and the correlation of the stock markets behavior on the real economy of the countries has increased, and if there is such effect, an answer should be given to the question, in which way does the causality Between the stock index and the macroeconomic variable exists? To answer this question this paper analyzes this relationship using an econometric study by looking for the macroeconomic variables with the higher grade of relation to the stock market index in each country and calculating the correlation coefficients, followed by an analysis of the stationarity of the series in order to apply Engle-Granger co-integration tests, estimate the econometric models and finally make the tests of Granger causality test.

The results of the analysis indicate that there is evidence of causality in at least one of the two cases in each of the three countries of the study, México, Chile and Colombia. In Mexico there is enough evidence to justify causality of the IPC index with the two macroeconomic variables, the GDP and inflation.

---

\* Bachelor Thesis

\*\* Facultad de Ingenierías Físico-mecánicas. Escuela de Estudios Industriales y Empresariales. Directora: Katherine Julieth Sierra Suárez. Magister en Ingeniería Industrial.

## Introducción

En los últimos años los mercados de valores en los países en desarrollo han presentado un acelerado crecimiento en capitalización bursátil, número de firmas cotizantes y volúmenes de negociación, este comportamiento hace que los mercados bursátiles sean cada vez más representativos e influyentes en la economía del país. Con esto toma gran importancia estudiar y entender la relación entre el comportamiento de la bolsa de valores y variables macroeconómicas claves del país.

Existen diferentes modelos conceptuales que buscan explicar dicha relación, por ejemplo, el modelo Arbitrage Pricing Theory (APT) expuesto en Ross (1976) menciona que la valoración actual de un activo financiero depende de la sensibilidad del mismo al comportamiento de las variables macroeconómicas del entorno, por lo tanto los resultados económicos actuales explicarían los rendimientos del mercado en el futuro. Por otro lado, Binswanger (2000) menciona que el valor actual de una empresa en el mercado refleja el valor presente de los futuros flujos de capital, y estos a largo plazo reflejarán la actividad económica real, por lo que el mercado de valores sería predictor de la economía real.

Sin embargo, los supuestos teóricos no siempre se cumplen y es importante realizar estudios empíricos que analicen la relación real existente en diferentes países. Es por esto que en la literatura se encuentran varios estudios que usan diferentes metodologías para analizar esta relación en todo el mundo, y los resultados de estos estudios pueden ser de gran impacto ya que el entendimiento del comportamiento de la economía real frente a fluctuaciones del mercado puede ser la base para

la construcción de políticas que busquen favorecer la economía nacional según lo plantea Holmes & Maghrebi (2016).

Existen estudios que respaldan empíricamente las diferentes teorías mencionadas, por ejemplo el estudio realizado por Rousseau & Wachtel (2000) soporta la teoría de Ross (1976), mientras que trabajos como el de Holmes & Maghrebi (2016) o Choi, Hauser, & Kopecky, (1999) prueban la teoría de Binswanger (2000), igualmente es posible encontrar estudios que refutan las dos teorías argumentando que no existe relación entre las variables. La metodología de los estudios realizados difiere tanto en la selección de las variables, de los países y periodos, como en las herramientas analíticas usadas, siendo la principal tendencia el uso de análisis econométricos para estudiar la relación de las diferentes variables.

Este trabajo tiene como objetivo realizar un amplio estudio econométrico sobre datos de mercados de valores e indicadores de economía real en los principales países de Latinoamérica con datos recientes. Inicialmente se realiza una contextualización de las herramientas usadas para el análisis, posteriormente se hace una revisión literaria, se explica la metodología a usar en el estudio y finalmente se exponen los resultados y conclusiones.

## **1. Generalidades del proyecto**

### **1.1 Planteamiento del problema**

El acelerado desarrollo de los mercados de valores ha despertado gran interés, tanto en investigadores como entes gubernamentales, en el estudio de la relación de su comportamiento con la economía real de los países para entender que impactos pueden tener en la macroeconomía a corto y largo plazo, en las últimas décadas se realizaron diversos estudios teóricos y empíricos sobre el tema, sin embargo, en Latinoamérica la literatura al respecto es escasa y desactualizada.

Trabajos como el de Binswanger (2000) nos muestran que el comportamiento de la economía real frente a cambios en el mercado bursátil puede cambiar en el tiempo y por esto es importante realizar análisis con datos reales, pero los pocos estudios importantes realizados al respecto en Latinoamérica como el de Brugger & Ortiz (2012) usan periodos de tiempo que terminan 10 años atrás. Por esto surge la necesidad de realizar un estudio con datos y técnicas actuales que permita conocer cómo se relacionan estas variables actualmente en los países de la región.

### **1.2 Justificación**

Una importante teoría sobre la que se encuentran numerosos trabajos en la literatura moderna, es la teoría del arbitraje o en inglés Arbitrage pricing theory (APT), la cual se expone en Ross (1976) como una alternativa al CAPM introducido por Sharpe (1964), Leitner (1965) y Mossin (1966). El APT se basa en la idea de que el retorno de un activo financiero puede ser predicho usando la relación entre el activo y diversos factores de riesgo comunes, se crea una función lineal usando

factores macroeconómicos y la sensibilidad del activo o portafolio estudiado a los cambios en cada factor.

Los mercados de valores en todo el mundo han crecido de forma exponencial y se convierten en un componente muy importante en la economía real de los países, debido a esto la relación entre el comportamiento de los mercados bursátiles y la macroeconomía se ha convertido en un punto de gran interés para académicos y financieros. Basándose en la teoría del APT diversos autores como Rousseau & Wachtel (2000), Zakaria (2012) y Haque & Fatima (2011) han realizado investigaciones empíricas del efecto de indicadores de la economía real en los índices y en algunos casos han encontrado que factores de la economía real afectan el comportamiento de la bolsa de valores, sin embargo, también hay diversos trabajos que indican que no existe una relación significativa como es el caso de Haque & Fatima (2011).

En contraste con los trabajos basados en el APT, en investigaciones más recientes algunos autores como Holmes & Maghrebi (2016), Rahman (2009), Zoega (2012) y Feldmann (2011) han buscado el efecto del comportamiento del mercado de valores en la economía real y en muchos casos se encuentra una relación positiva entre estos y se ha demostrado para ciertos países y periodos que los índices de mercado son predictores del comportamiento futuro de la economía real.

Los mercados de valores en países de Latinoamérica son más recientes que los de países desarrollados como Estados Unidos donde se han realizado la mayoría de estudios, y por lo tanto el crecimiento de estos y la preocupación por su efecto en la economía real no ha cobrado importancia suficiente. Esto se refleja en la literatura donde se encuentran escasos trabajos que investiguen en detalle la relación entre índices bursátiles y factores macroeconómicos, y así surge

la necesidad de ampliar la literatura existente con un estudio en diferentes países contemplando múltiples variables y usando un modelo econométrico sólido. El resultado de estos estudios puede ser de gran valía ya que de encontrarse relaciones fuertes como en otros países, se podría llegar a sugerir la creación de políticas regulatorias que eviten movimientos negativos fuertes en la bolsa de valores para evitar su efecto negativo en la economía del país como se ha expuesto en otros trabajos.

## 2. Objetivos

### 2.1. Objetivo general

Evaluar la existencia de una relación de causalidad entre el índice bursátil y los índices macroeconómicos que presenten mayor correlación con él, en los principales mercados de Latinoamérica usando herramientas econométricas.

### 2.2. Objetivos específicos

- Revisar la literatura relacionada con estudios sobre una relación entre índice bursátil y economía nacional.
- Revisar los fundamentos teóricos referentes a la econometría de series de tiempo.
- Recopilar cotizaciones históricas de los índices en diversas bases de datos para evaluar si existe causalidad entre los índices bursátiles y la economía nacional y en qué sentido está dada.
- Plantear un modelo econométrico que explique la relación de causalidad entre el índice de mercado y los indicadores económicos.
- Presentar los resultados principales en un artículo de investigación publicable.

### 3. Revisión de la literatura

#### 3.1 Modelo de regresión lineal

Estos modelos son usados para estudiar el impacto de una o varias variables explicativas sobre una variable explicada y determinar si dicho impacto es significativo, su magnitud y sentido. La forma más simple de estos modelos se expresa como lo muestra la ecuación (1), que representa la función de regresión muestral (FRM) con dos variables, usada para identificar la forma en que varía el valor medio de la variable dependiente ( $Y_i$ ) con una variación unitaria de la variable explicativa ( $X_i$ ).

$$Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + \hat{u}_i \quad (2)$$

Donde:  $\hat{\beta}_1$  = estimador del intercepto de la línea de regresión con el eje y,  $\beta_1$

$\hat{\beta}_2$  = estimador de la pendiente  $\beta_2$  o coeficiente de regresión parcial

$\hat{u}_i$  = error o perturbación estocástica

#### 3.2. Método de estimación: Mínimos cuadrados ordinarios (MCO)

Una vez se ha definido la función de regresión muestral se debe buscar la mejor estimación de los coeficientes de la recta y para ello MCO es uno de los métodos más usados, que toma su nombre ya que busca minimizar la suma de las perturbaciones elevadas al cuadrado. A partir de lo anterior se derivan los estimadores de mínimos cuadrados:

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} \quad (3)$$

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X} \quad (4)$$

Donde  $x_i$  y  $y_i$  representan las desviaciones respecto de los valores medios ( $X_i - \bar{X}$ ) y ( $Y_i - \bar{Y}$ ) respectivamente. Para que estos estimadores cumplan con el teorema de Gauss-Markov al ser los mejores estimadores lineales insesgados<sup>1</sup> es necesario poner en consideración sus propiedades estadísticas, las cuales dependen de la forma en que hayan generado  $X_i$  y  $u_i$ . Por ello es necesario que se los coeficientes, las perturbaciones y las variables explicativas cumplan los siguientes supuestos<sup>2</sup>:

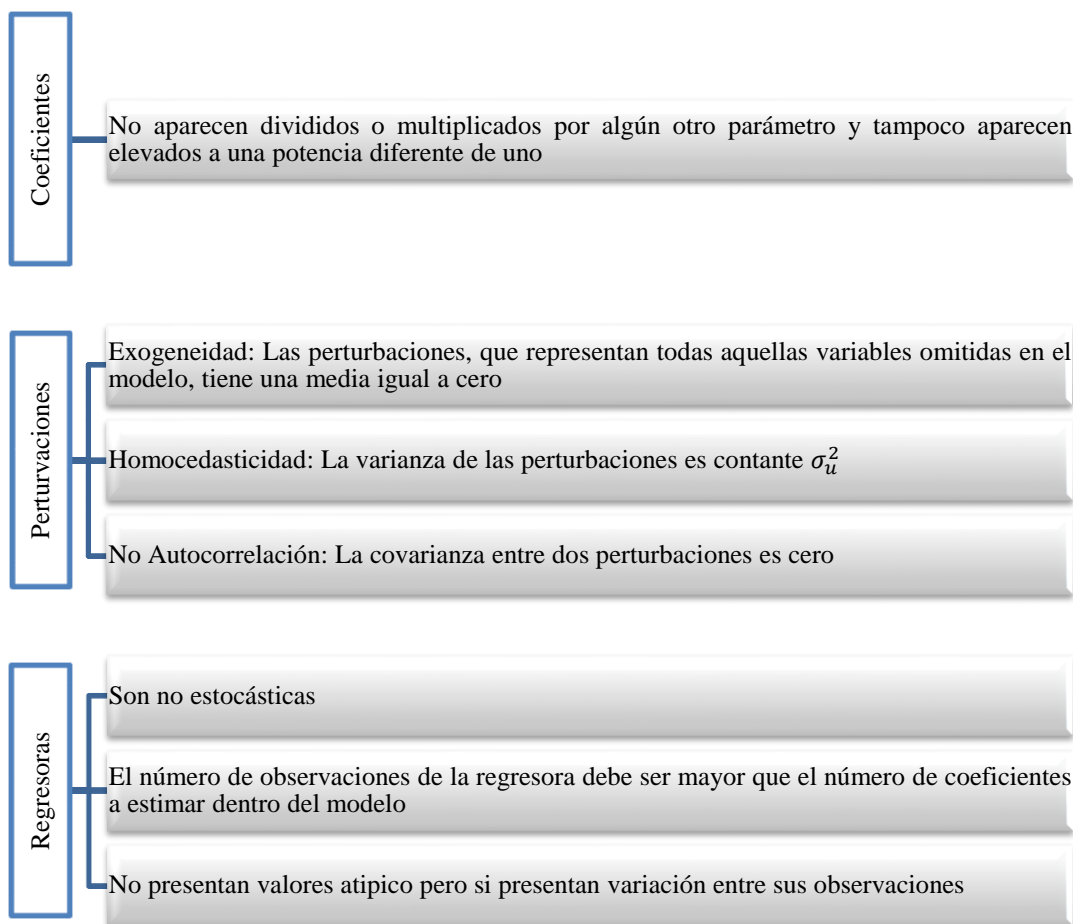


Figura 1. Violaciones a los supuestos de MCO. Adaptado de Gujarati (2010).

<sup>1</sup> MELI: si  $\hat{\theta}$  es lineal, es insesgado y tiene varianza mínima en la clase de todos los estimadores lineales e insesgados de  $\theta$ .

<sup>2</sup> Existen para facilitar el estudio y se refieren a la FRP y no a la FRM.

### 3.3. Evaluación de la regresión y sus estimadores

Para analizar la relevancia de los resultados de una regresión, esta viene acompañada de ciertos factores:

- Error estándar de estimación ( $ee$ ): mide la precisión de los estimadores  $\hat{\beta}_1$  y  $\hat{\beta}_2$  mostrando la desviación estándar de su distribución muestral.

$$ee(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n \sum x_i^2}} \sigma \quad (5)$$

$$ee(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma}{\sqrt{\sum x_i^2}} \quad (6)$$

- Coeficiente de determinación ( $r^2$ ): mide la bondad de ajuste de la línea de regresión muestral a los datos. Es decir, responde a la pregunta ¿Qué porcentaje de la variación de la variable  $Y$  es explicado por la variable  $X$ ?

$$r^2 = \frac{(\sum x_i y_i)^2}{\sum x_i^2 \sum y_i^2} \quad (7)$$

Gujarati y Porter en su libro *Econometría*, sugieren el uso de  $r^2$  ajustada en lugar de  $r^2$  afirmando que esta última tiende a dar una imagen demasiado optimista del ajuste de la regresión. La  $r^2$  ajustada toma su nombre al ser ajustada por los grados de libertad asociados al número de variables del modelo.

$$\bar{r}^2 = 1 - \frac{\sum \hat{u}_i^2 / (n-k)}{\sum y_i^2 / (n-1)} \quad (8)$$

- Coeficiente de correlación ( $r$ ): Toma valores entre -1 y 1 para describir el grado en el que están asociados los movimientos de dos variables. Cuando su valor es 1 indica una correlación positiva perfecta mientras que cuando es -1 indica una correlación negativa perfecta.

$$r = \pm \sqrt{\bar{r}^2} \quad (9)$$

- Hipótesis nula “cero”: como parte de las pruebas de significancia para estudiar si  $Y$  tiene relación con  $X$  encontramos que se puede plantear una hipótesis nula que afirma que el coeficiente de una variable explicativa es cero. Esto se prueba usando una prueba  $t$  de student, calculando su estadístico a partir de la ecuación 10 y teniendo en cuenta sus grados de libertad<sup>3</sup>.

$$t = \frac{\hat{\beta}_2}{ee(\hat{\beta}_2)} \quad (10)$$

Se optará por rechazar la hipótesis nula, en cuyo caso el coeficiente es estadísticamente significativo, si el valor que toma el estadístico es mayor al que se encuentra en la tabla  $t$  con los

---

<sup>3</sup> “El término número de grados de libertad se refiere a el número total de observaciones en la muestra ( $= n$ ) menos el número de restricciones (lineales) independientes o de restricciones que se les impusieron”. (Gujarati & Porter, 2010, p.70)

respectivos grados de libertad y nivel de significancia  $\alpha^4$ , en caso contrario se no rechaza la hipótesis descrita.

### 3.4. Violación de los supuestos de MCO

Anteriormente se mencionó que el método de mínimos cuadrados es un modelo de estimación para la regresión lineal, pero, cuando este supone que el término de las perturbaciones  $u_i$  tiene una distribución normal es útil también para inferir<sup>5</sup>.

Así como este supuesto, para obtener un buen modelo se requiere la revisión de los supuestos restantes mencionados en la sección 3.2

A continuación, se dan a conocer las formas en que se violan los supuestos. La mayoría de ellas solo requieren de una apropiada observación de los datos para ser identificadas:

- No linealidad de los parámetros: se da cuando no son MRL inherentes o, en otras palabras, cuando no existe una transformación adecuada para convertirlos en modelos de regresión lineal, en cuyo caso serán modelos de regresión intrínsecamente no lineales.
- Media de  $u_i$  distinta de cero: si esto ocurre el estimador del intercepto  $\hat{\beta}_1$  será sesgado porque lo que se obtiene al resolver la regresión es en realidad  $(\hat{\beta}_1 + w)$  donde  $w$  es una constante diferente de cero.
- Regresoras Estocásticas: las regresoras serán estocásticas si sus valores cambian en cualquier momento del tiempo, es decir, si sus valores no son fijos en muestras repetidas.

---

<sup>4</sup> ( $0 < \alpha < 1$ ) Probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera.

<sup>5</sup> Conjunto de métodos y técnicas que permiten inducir, a partir de la muestra, el comportamiento de una población con un riesgo de error.

- Micronumerosidad: término que fue descrito por Goldberger para referirse a que no se pueden realizar estimaciones si el número de parámetros es superior al número de observaciones en la muestra.
- Variabilidad insuficiente de la regresora: cuando esta característica está presente la precisión para estimar el coeficiente de una regresora disminuye ya que hace que su varianza sea más grande.

Pero aún existen dos casos restantes que merecen un análisis más a fondo por medio de pruebas, por ellos estos se presentan en la siguiente sección.

**3.4.1. Heteroscedasticidad.** Esta condición se presenta cuando la varianza del error  $u_i$  no es constante. En este caso el estimador  $\beta$  obtenido por el método de MCO no es el mejor estimador lineal insesgado debido a que no tiene la menor varianza, por ello se requiere el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG) el cual asigna un peso diferente a las observaciones que se encuentren alrededor de los valores medios de la variable  $Y$  logrando así generar estimadores MELI.

Una vez las variables hayan sido transformadas, modificadas según la ponderación<sup>6</sup>, ya existe homoscedasticidad<sup>7</sup> y se aplica el método de mínimos cuadrados ordinarios. Dicho proceso es a lo que nos referimos con MCG.

*¿Cómo identificar la existencia de Heteroscedasticidad?*

---

<sup>6</sup> Inversamente proporcional a su  $\sigma_i$ .

<sup>7</sup> Homo (igual), cedasticidad (dispersión), es decir, igual varianza.

La respuesta a este interrogante es el uso de métodos informales como la naturaleza del problema y el método gráfico, pero aquí se explicará con más detalle uno de los métodos formales, el test general de heteroscedasticidad de White.

El test de White desarrollado en los años 80 plantea una hipótesis nula que afirma la existencia de homoscedasticidad matemáticamente descrita en la ecuación 11 para todo  $i$ . Para aceptar o no dicha hipótesis se debe efectuar la regresión de la ecuación (12), regresión de los residuos, y multiplicar su  $R^2$  por el tamaño de la muestra que tiene una distribución ji cuadrada con grados de libertad igual al número de regresoras del modelo<sup>8</sup>. Este último valor descrito se compara con el valor de ji cuadrado según el nivel de significancia elegido, en caso de ser menor no hay heteroscedaticidad, en caso contrario si la hay.

$$\text{var}(u_i) = \sigma^2 \quad (11)$$

$$\hat{u}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + v_i \quad (12)$$

**3.4.2. Autocorrelación.** Al usar series de tiempo la autocorrelación se presenta cuando el término de error de una observación está correlacionado con el término de error de otra. Esto se puede evidenciar fácilmente si al graficar las perturbaciones  $\hat{u}_t$ , estas se encuentran agrupadas en secuencias positivas y negativas. Por ejemplo, cuando hay cambios en la economía los índices tendrán comportamientos similares en un periodo de tiempo hasta que suceda algo diferente. Los términos de error se generan como se muestra a continuación:

---

<sup>8</sup>  $n \cdot R^2 \sim X_{g\text{ de } l}^2$ .

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad -1 < \rho < 1 \quad (13)$$

Donde  $\rho$  = coeficiente de autocovarianza o de autocorrelación de primer orden

$\varepsilon_t$  = perturbación estocástica con media cero y varianza  $\sigma_\varepsilon^2$  o error de ruido blanco

Entonces, si  $\rho = 0$  no hay autocorrelación, si  $\rho < 0$  existe autocorrelación negativa y si  $\rho > 0$  existe autocorrelación positiva. Estos últimos casos, al igual que cuando se presenta heterocedasticidad, conllevan a que los coeficientes de la regresión no sean eficientes o, dicho de otro modo, sobreestima la significancia de los mismos.

*¿Cómo detectar autocorrelación?*

En la práctica la prueba que se emplea con mayor frecuencia es la prueba d de Durbin-Watson, cuyo estadístico se describe en la ecuación (14) y busca probar la hipótesis nula que afirma que  $\rho = 0$ , que no existe autocorrelación.

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \quad 0 \leq d \leq 4 \quad (14)$$

$$d \approx 2(1 - \hat{\rho}) \quad (15)$$

A partir de la ecuación anterior es sencillo apreciar que en caso de ser correcto afirmar que  $\rho = 0$  el estadístico Durbin-Watson tendrá un valor esperado de 2, cuando exista autocorrelación positiva tomará valores menores a 2 o mayores a 2 si la autocorrelación es negativa<sup>9</sup>.

La autocorrelación puede también ser causa de las series de tiempo que se estén empleando, más específicamente de la no estacionariedad de ellas.

### 3.5. Series de tiempo

Son uno de los tres tipos de datos disponibles para realizar análisis empíricos. Las series de tiempo son un conjunto de observaciones  $X_{it}$ , registradas a intervalos regulares de tiempo  $t$  pertenecientes a una variable aleatoria  $X_i$  cuyo análisis tiene como objetivo la descripción de los datos para ajustar el modelo y que este permita hacer pronósticos.

El uso de series de tiempo supone que estas son estacionarias, lo cual, Gujarati y Porter (2010) describen como se muestra a continuación:

Si una serie de tiempo es estacionaria, su media, su varianza y su autocovarianza (en los diferentes rezagos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se midan; es decir, son invariantes respecto del tiempo. Tal serie de tiempo tenderá a regresar a su media (p.741).

Esta característica, que se describe matemáticamente en las ecuaciones siguientes, es relevante para que sea posible no sólo estudiar el comportamiento de la variable en un periodo de tiempo sino para que sea posible también generalizarlo a otros periodos.

---

<sup>9</sup> En caso de que esta regla práctica no sea suficiente los mismos autores, Durbin y Watson, tabularon los valores críticos de  $d$  para probar la hipótesis nula contra la alternativa, para varios niveles de significancia.

$$E(Y_t) = \mu \quad (16)$$

$$var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (17)$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (18)$$

Donde:  $\gamma_k$  = covarianza entre los valores de  $Y_t$  y  $Y_{t+k}$ .

Validar la estacionariedad, ausencia de una raíz unitaria, previo a la modelación de las series de tiempo es importante para evitar falacias interpretativas, que se presentan cuando se tiene dos series sin relación pero que a pesar de ello la regresión muestra relación significativa y una bondad de ajuste relativamente elevada, este es el problema comúnmente conocido como *regresión espuria*.

**3.5.1. Pruebas de raíz unitaria.** Para detectar una situación de no estacionariedad (que se da cuando en un proceso estocástico de raíz unitaria, representado en la ecuación (19),  $\rho = 1$ ) es necesario aplicar análisis gráfico, correlogramas o pruebas matemáticas.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (19)$$

Gráficamente es posible evaluar si la serie tiene o no tendencia, en caso de tenerla significa que su media cambia en el tiempo y por ende es una serie no estacionaria. Por otro lado, los correlogramas son gráficos donde se muestra cada una de las autocorrelaciones que existen entre el valor de la serie hoy y su valor t periodos atrás, en cuyo caso cuando se observen valores altos y un decrecimiento suavizado la serie es no estacionaria y en caso contrario, decrecimiento

abrupto, es estacionaria. Pero ninguno de los dos métodos ya mencionados puede ser empleado para medir la autocorrelación, en ese caso matemáticamente es posible usar la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA).

La prueba DFA frecuentemente aplicada y desarrollada para situaciones en las que el término de error presenta correlación busca probar una de las siguientes hipótesis:

Hipótesis nula:  $H_0: \delta = 0$  es decir, la serie de tiempo es no estacionaria.

Hipótesis alternativa:  $H_1: \delta < 0$  es decir, la serie de tiempo es estacionaria

Realizando una regresión mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios sobre en una de estas ecuaciones, según la naturaleza del proceso:

$$\text{Caminata Aleatoria} \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\text{Caminata Aleatoria con deriva} \\ \text{(intercepto)} \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\text{Caminata Aleatoria con deriva} \\ \text{entorno a una tendencia} \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Donde  $\delta = (1 - \rho)$ ,  $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$  y  $\varepsilon_t$  es un término de error puro de ruido blanco.

Una vez efectuada la regresión se obtiene el valor absoluto del estadístico tau ( $|\tau|$ )<sup>10</sup> y se compara

---

<sup>10</sup> Este se obtiene con la relación  $\hat{\delta}/ee(\hat{\delta})$ . D.A. Dickey y W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en Journal of the American Statistical Association, vol. 74, 1979, pp. 427-431.

con los valores críticos de las tablas DF. Entonces, se rechazará la hipótesis nula si el valor de tau excede los valores críticos dados.

*¿Cómo corregir la no estacionariedad?*

Para evitar el problema de regresión espuria que puede presentarse al usar series no estacionarias estas deben ser transformadas. Generalmente las series de tiempo financieras son procesos estacionarios en diferencias y con mayor frecuencia en primeras diferencias, lo que implica que  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  será una serie estacionaria debido a que la diferenciación que ahí se observa elimina la tendencia, elimina la correlación serial.

**3.5.2. Prueba de cointegración.** Cuando dos series de tiempo no estacionarias están cointegradas quiere decir que tienen una relación de equilibrio en el largo plazo, en otras palabras, que presentan movimientos en conjunto en el largo plazo. Pero si afirmar cointegración no es válido se está frente a una situación de regresión espuria.

La existencia de cointegración se evalúa por medio de una prueba de Engle-Granger Aumentada que plantea la hipótesis nula de no cointegración y se desarrolla de la siguiente forma:

1. Por medio de una prueba de raíz unitaria, se debe asegurar que las series a evaluar son integradas de orden uno,  $I(1)$ . Integración es sinónimo de diferenciación entonces, al afirmar que una serie es  $I(1)$  se hace referencia a que es una serie estacionaria en primeras diferencias.
2. Se ejecuta la regresión de la ecuación de posible cointegración por medio del método MCO.
3. Se obtiene la serie de los residuos a partir de la regresión anterior.

4. Sobre la serie de residuos se aplica una prueba Dickey-fuller Aumentada, pero en este caso se debe comparar el estadístico obtenido con los valores críticos para cointegración de Engle y Granger (1987) porque la serie de residuos generada a partir de una regresión ya no es una serie original y los valores de las tablas DF solo son válidos para series originales.

La interpretación de los resultados del proceso anterior se hace de acuerdo al nivel de significancia elegido, si el estadístico  $t$  toma valores mayores a los valores críticos asintóticos de Engle-Granger, se concluye que los residuos de la regresión son estacionarios y por ende las series son cointegradas. En caso contrario se prueba la no cointegración de las series, no presentan relación en el largo plazo.

Cuando las series están cointegradas el teorema de representación de Granger-Engle (1987) afirma que las variables  $X$  y  $Y$  presentan equilibrio en el largo plazo, pero en el corto plazo puede presentarse desequilibrio, entonces la relación entre las dos se expresa como un Mecanismo de Corrección de Errores. Lo anterior implica que se desea incorporar en la serie ese “error de equilibrio” que es el término de error rezagado un periodo,  $u_{t-1}$ , para observar que tipo de relación existe entre las variables.

### 3.6. Vectores autorregresivos (VAR)

Antes de explicar este modelo desarrollado por Sims (1980) es necesario entender su precedente, el proceso autorregresivo (AR) descrito en la ecuación siguiente:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + u_t \quad (23)$$

Donde  $u_t$  es un término de error aleatorio de ruido blanco. Se interpreta de la siguiente forma: El valor de  $Y$  en el tiempo  $t$  depende de su valor en periodos anteriores y de un término de error aleatorio. Esto es a lo que se conoce como proceso autorregresivo de orden  $p$ , AR( $p$ ). Por ejemplo, si  $Y_t$  depende de su periodo inmediatamente anterior será un AR(1), si depende de dos periodos anteriores será un AR(2) y así sucesivamente.

Ahora bien, un vector autorregresivo VAR es aquel que permite estimar un sistema de ecuaciones corrigiendo el problema de simultaneidad (endogeneidad) que se presenta cuando una variable  $Y$  afecta a  $X$  y a su vez  $X$  afecta a  $Y$  y por ende es preciso saber ¿Qué fue primero? Para responder este interrogante los modelos VAR exigen que se esté trabajando con variables estacionarias. En caso contrario, cuando las series tienen una raíz unitaria y están cointegradas, se debe optar por el modelo VEC (vector de corrección de error). También existe la posibilidad de que las series sean estacionarias, pero no cointegradas, en cuyo caso se debe estimar el VAR en diferencias.

Las ecuaciones siguientes donde  $p$  representa los rezagos de  $Y$  y  $q$  los de  $X$  muestran matemáticamente el modelo descrito:

$$Y_t = \alpha + \sum_{p=1}^k \beta_p Y_{t-p} + \sum_{q=1}^k \gamma_q X_{t-q} + u_{1t} \quad (24)$$

$$X_t = \alpha' + \sum_{p=1}^k \beta_p Y_{t-p} + \sum_{q=1}^k \gamma_q X_{t-q} + u_{2t} \quad (25)$$

Estos modelos son principalmente útiles porque permiten hacer pronósticos, construir función impulso respuesta<sup>11</sup> y realizar la prueba de causalidad de Granger.

**3.6.1. Causalidad de Granger.** Al hacer esta prueba, donde los procesos deben ser integrados del mismo orden, se mide la fuerza y dirección (o el grado de asociación lineal) entre dos variables y se dice que una variable  $X$  causa en el sentido de Granger a una variable  $Y$ , si  $X$  me ayuda a pronosticar el comportamiento de  $Y$ .

### 3.7. Modelo CAPM y APT

Una importante teoría sobre la que se encuentran numerosos trabajos en la literatura moderna, es la teoría del arbitraje o en inglés Arbitrage Pricing Theory (APT). En uno de los artículos seminales sobre el tema, Ross (1976) examina la teoría de APT mostrándola como una alternativa al modelo CAPM introducido anteriormente por Sharpe (1964), Leitner (1965) y Mossin (1966) el cual es un modelo de valoración de activos que usa como medida del riesgo de los activos su  $\beta$  (cantidad de riesgo con respecto al Portafolio de Mercado) y el retorno esperado es directamente proporcional a esta y al rendimiento del mercado y de un activo libre de riesgo.

En contraste, el modelo APT descrito por Ross se basa en la idea de que el retorno de un activo financiero puede ser predicho usando la relación entre el activo y diversos factores de riesgo comunes, se crea una función lineal usando factores macroeconómicos y la sensibilidad del activo o portafolio estudiado a los cambios en cada factor, esto se cumple bajo supuestos como que los

---

<sup>11</sup> La FIR estudia la respuesta de la variable dependiente en el sistema VAR ante choques en los términos de error, como  $u_1$  y  $u_2$ . (Gujarati & Porter. 2010, p.789)

mercados de activos son perfectamente competitivos y sin fricción. Diversos autores como Cagnetti (2002) modelan la relación con la siguiente ecuación:

$$R_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik} + \varepsilon_i \quad (26)$$

Donde:  $R_i$  = retorno esperado del activo  $i$

$\lambda_0$  = retorno esperado de un activo sin riesgo

$\lambda_j$  = prima de riesgo correspondiente al factor  $j$

$b_{ij}$  = sensibilidad del retorno del activo  $i$  al factor  $j$

$\varepsilon_i$  = término de error de media cero del activo de riesgo

Con base en la teoría de APT, varios autores han estudiado la relación de factores macroeconómicos con el comportamiento del mercado de valores, en los trabajos se estudian diferentes indicadores de la economía real como la inflación o el PIB y se busca el efecto que estos generan sobre el mercado de valores. Un importante trabajo realizado al respecto es el de Rousseau & Wachtel (2000), en su estudio analizan datos de 47 países con economías de diferentes niveles de desarrollo para el periodo de 1980 a 1995, se usa modelos VAR y de impuso respuesta para encontrar la relación de causalidad entre el crecimiento del mercado de valores y la economía real, encuentran que la liquidez del mercado y el volumen de negociación afectan significativamente el crecimiento del PIB de los países, tanto que por ejemplo un aumento del 10% del volumen de negociación en la bolsa puede generar un aumento de 0.5% en el aumento del PIB per cápita anual.

En contraste con los resultados de Rousseau & Wachtel (2000), en muchos casos los estudios no encuentran relaciones o no son concluyentes. En uno de los estudios realizados en mercados emergentes, Zakaria (2012) estudia la relación entre la volatilidad de los retornos del mercado con la volatilidad de 5 indicadores macroeconómicos en Malasia para un periodo de 2010 a 2012, en el trabajo se usan modelos GARCH (1,1), test de causalidad de Granger multivariable y regresión para el estudio. Se encuentra con el test de Granger que solo la volatilidad en la inflación genera volatilidad en el mercado de valores, y con el análisis de regresión se encuentra que solo la volatilidad en las tasas de interés se relaciona significativamente con la volatilidad del mercado. Haque & Fatima (2011) Realizan un estudio similar en Bangladesh para el periodo de 1980 a 2007, en este caso buscan la relación entre el desarrollo del mercado de valores y el crecimiento de la economía, encuentran que el tamaño, la actividad y liquidez del mercado de valores no tienen ningún efecto en el comportamiento de inversión de los inversionistas, y por lo tanto se encuentra que estas variables no afectan la actividad económica real.

Autores como Haque & Fatima (2011) mencionan que el bajo nivel de desarrollo e impacto del mercado de valores en países en desarrollo es una de las razones por las que factores macroeconómicos no influyen en la bolsa, sin embargo también existen estudios con resultados similares para países desarrollados, un ejemplo de esto es el trabajo de Farsio & Fazel (2013) quienes estudian el efecto de la tasa de desempleo en los precios de las acciones en USA, China y Japón para el periodo de 1970 a 2011, para el análisis de datos usan el test de Dickey Fuller aumentado, test de cointegración y el test de causalidad de Granger. En el trabajo se comprueba la hipótesis de que no existe una relación causal estable a largo plazo entre las variables y por lo tanto la tasa de desempleo no puede tomarse como predictor del comportamiento del mercado.

### **3.8. Estudio del efecto del mercado sobre la economía real**

En contraste con los trabajos mencionados anteriormente, algunos autores plantean que la relación de causalidad es inversa, es decir, que el comportamiento del mercado de valores influye en el comportamiento de la economía real. Holmes & Maghrebi (2016) estudian el impacto de los mercados financieros en la economía real usando un modelo VAR GARCH-M sobre datos de Estados Unidos para el periodo de 1948 a 2014 para evaluar el impacto positivo o negativo de la volatilidad del mercado de valores en la tasa de desempleo. En el estudio no encuentran evidencias de que exista una relación a largo plazo entre las variables, pero se encuentra que a corto plazo un aumento de incertidumbre respecto al mercado de valores lleva a un aumento de la tasa de desempleo. Adicionalmente con un test de impulso respuesta se encuentra un shock negativo en el mercado tiene un impacto dos veces más profundo en la tasa de desempleo comparado con un shock positivo. Los autores resaltan la necesidad de estabilizar las fluctuaciones de precios de acciones mediante políticas ya que la estabilidad del mercado apoyará a una estabilidad económica en el país.

Rahman (2009) investiga el efecto de la volatilidad en los retornos del mercado a nivel de industria en el crecimiento del PIB real, la inflación y el desempleo en Australia para un periodo de 1973 a 2004. En el estudio usan índices de concordancia para medir la sincronización en los movimientos cíclicos de las series de datos y lo complementan con un test de causalidad de Granger y un test de impulso respuesta. El resultado de los análisis muestra que en general un aumento en la volatilidad de los retornos del mercado influye en las variables macroeconómicas disminuyendo el crecimiento del PIB y aumentando la inflación y el desempleo.

Leigh (1997) estudia la eficiencia del mercado de valores con Singapur y su relación con la economía general, usando análisis de raíz unitaria, VAR y un test de relación de Granger con datos trimestrales de capitalización bursátil, PIB, y retornos del mercado de valores para el periodo de 1975 a 1991. Se comprueba que el mercado de valores de Singapur se encuentra relacionado sistemáticamente con la economía real y además es un indicador con propiedades predictivas del crecimiento futuro de la economía.

Hassapis & Kalyvitis (2002) analizan la relación entre los precios de los activos financieros y el crecimiento económico medido con la producción industrial en los países del G-7, se realiza un análisis VAR con diferentes rezagos y los periodos de estudio para cada país cambian de acuerdo a la disponibilidad de información y se encuentran entre 1949 y 1998 usando datos anuales y trimestrales. Los autores resaltan que es un error dar por sentado que únicamente el mercado de valores es un predictor de la economía real en el futuro, y por esto introducen un link de dos variables y encuentran que adicional a esta relación, también existe una relación negativa entre la producción actual y los retornos económicos futuros, es decir, existe una relación dinámica entre las dos variables y por lo tanto las dos tienen información predictiva sobre la otra.

Choi, Hauser, & Kopecky, (1999) estudian la relación entre el crecimiento de la producción industrial y los retornos reales del mercado rezagados para las economías del G-7 usando modelos de cointegración, corrección de errores y evaluación de pronósticos, con datos mensuales para un periodo de 1957 a 1996. La cointegración entre las variables es positiva y significativa en todos los países estudiados, y en cuatro países se encuentra evidencia de que los datos del mercado contienen información predictiva de la economía real futura.

Algunos autores han realizado grandes estudios en múltiples países de forma paralela, Zoega (2012) realiza un estudio en 16 países de la OECD usando datos de precios de acciones normalizados y la tasa de desempleo, encuentran que factores con la tasa de crecimiento de la productividad y las tasas de interés real influyen los precios de las acciones y por tanto estos tienen una relación negativa a mediano plazo con la tasa de desempleo. En un estudio similar, Feldmann (2011) realiza un estudio en 20 países industrializados para un periodo de 1982 a 2003 analizando el efecto de la actividad del mercado de valores en la tasa de desempleo. La variable del mercado estudiada es el volumen de negociación del mercado dividido por el PIB del país para medir el volumen relativo al tamaño de la economía. El análisis se realiza con una regresión por mínimos cuadrados en dos fases, el coeficiente encontrado es estadísticamente significativo en las regresiones confirmando la hipótesis de que un mercado de valores más activo tiene un impacto inverso en el desempleo.

Cooray (2010) modifica el modelo planteado por Mankiw, Romer, & Weil (1992) aumentando la variable del mercado de valores para estudiar en 35 países en desarrollo la influencia del mercado bursátil en la economía real para el periodo de 1992 a 2003. Los autores construyen un indicador de mercado compuesto por el tamaño, la liquidez y el índice de rotación, y el crecimiento económico es medido con el PIB per cápita, el crecimiento de la fuerza laboral y niveles de escolaridad. Los resultados comprueban la hipótesis de que el mercado de valores es una variable importante al determinar el crecimiento económico a largo plazo de los países estudiados, en este estudio se incluyen países de Latinoamérica como Colombia, México, Chile, Ecuador, Perú y Brasil.

Choong, Baharumshah, Yusop, & Habibullah (2010) estudian el efecto del comportamiento de los mercados de valores y el flujo de capitales en el crecimiento de la economía en países desarrollados y en desarrollo para un periodo de 1988 a 2002 usando el Método Generalizado de los Momentos (GMM), entre los países en desarrollo se encuentran: Colombia, Argentina, Chile, México y Perú. Los resultados muestran que en países desarrollados la capitalización bursátil y la inversión extranjera directa se relaciona positivamente con el crecimiento económico, mientras que la deuda externa y los portafolios de inversión tienen el efecto contrario. Para los países en desarrollo se encuentra que los volúmenes de negociación en el mercado, la inflación y la inversión extranjera directa afectan positivamente el crecimiento económico mientras que la capitalización bursátil, la deuda externa y los portafolios de inversión tienen una relación contraria.

Rousseau & Wachtel (2000) realizan un estudio en 47 países (incluyendo Colombia, Chile, Brasil, México y Perú) para un periodo de 1980 a 1995 aplicando un método de vectores autorregresivos en paneles para encontrar el efecto del mercado de valores en la economía real. Se encuentra que la liquidez y los volúmenes de negociación del mercado de valores afectan positivamente la economía de los países, y esto lo explican con el hecho de que el aumento de liquidez del mercado motiva a inversionistas y aumenta el flujo de capitales, el cual permite a las compañías tener acceso a capital de inversión para proyectos de expansión mejorando el desempeño económico del país.

Filer (2000) realizan un estudio para 70 países (Incluyendo Argentina, Colombia, Ecuador, Brasil y Perú) usando datos de los mercados financieros como la velocidad de rotación y el cambio en el número de acciones por país y el PIB y la valoración de la divisa local como medida de la economía real para periodos entre 1985 y 1997 aplicando regresiones con mínimos cuadrados

ordinarios y el test de causalidad de Granger. Como resultado encuentran que especialmente para mercados emergentes, no existe una relación importante entre el comportamiento del mercado accionario y el crecimiento económico, sin embargo, este sí causa un efecto positivo en la valoración de la moneda local.

Mauro (2003) realiza una investigación en países desarrollados y emergentes (incluyendo Colombia, Chile, Brasil, México y Perú) para periodos entre 1971 y 1998 de la relación entre el retorno del mercado valores y el crecimiento económico resultante. A diferencia de otros estudios, el autor realiza un análisis individual para los países y busca una relación a corto plazo por lo que se usa un rezago de 1 año, para 25 países usando datos anuales se encuentran relaciones positivas significativas entre las variables en 5 de 8 países emergentes (incluyendo Chile y México) y 10 de 17 desarrollados y estos resultados se confirman en la estimación de panel. Cuando se estudia la relación usando la producción industrial en vez del PIB (por disponibilidad de datos), se encuentran relaciones positivas significativas en 4 de 13 países emergentes (incluyendo Colombia y Chile) y 13 de 18 desarrollados.

Tsouma (2009) hace una investigación empírica de la interdependencia dinámica entre los retornos de la bolsa de valores y la actividad económica real en 22 economías avanzadas y 19 emergentes (incluyendo Brasil, México y Perú), para un periodo de 1991 a 2006 usando datos mensuales y trimestrales de precios de acciones, producción industrial e IPC, se usa un modelo VAR de dos variables para investigar la relación entre estas buscando relación en ambos sentidos y un test de causalidad de Granger. Se encuentra que la relación no es bidireccional, la evidencia muestra una fuerte relación positiva entre los retornos económicos y el crecimiento económico futuro, al analizar la relación en sentido contrario se encuentra poca evidencia. El test de Granger

muestra que existe causalidad desde el mercado de valores hacia la economía real, por lo que se valida la naturaleza predictiva de estos datos. También se encuentra que existe una gran diferencia entre los mercados emergentes y desarrollados, ya que en los primeros la relación mencionada se evidencia en una menor proporción de países comparado con los países desarrollados.

Una importante variación a los estudios es el uso de índices agregados de países y el análisis del efecto de variables externas sobre variables locales como lo hace Canova & De Nicolo' (1995) quienes estudian la relación de los retornos del mercado de valores con la actividad de la economía real usando un modelo internacional de equilibrio general donde existen múltiples fuentes shocks y canales de transmisión doméstica e internacional. Encuentran una relación positiva entre el rendimiento local de los activos y la actividad económica local y se encuentra que esta relación depende de la fuerza que lidera el ciclo de negocios. Además, el modelo muestra que es posible encontrar resultados consistentes cuando se estudian uniones agregadas de países debido a los canales de transmisión internacionales ya que algunas variables extranjeras contienen información sobre el futuro de variables domésticas (efecto spillover).

En un estudio similar, Sahut, Mili, & Teulon (2012) analizan la forma en la que los mercados financieros globales afectan la economía real europea, específicamente buscando la capacidad predictiva de los datos de los mercados bursátiles. Los autores estudian las variables aplicando un método STR (Smooth Transition Regression) no lineal estudiando ciclos económicos y usando como variables índices de crecimiento económico, PIB, índices de volatilidad del mercado y la pendiente de la curva de rendimiento del mercado de valores para Europa, USA y para el mundo en un periodo de 1995 a 2009. Los resultados comprueban que las variables financieras juegan un rol clave en el pronóstico de la economía real, los índices globales afectan importantemente la

economía en Europa especialmente en recesiones, sin embargo, en estas épocas los índices de USA tienen un menor efecto sobre el crecimiento económico europeo mostrando una asimetría en la relación.

En contraste, algunos autores no apoyan la existencia de relación entre los datos, tal es el caso de Ming & Rui (2006) quienes estudian la relación entre el índice del mercado de valores y la economía nacional en China, medida con el PIB para el periodo de 1995 a 2005, el estudio usa un test de estacionalidad Dickey-Fuller Aumentada, un test de cointegración y el test de causalidad de Granger para el análisis de las series de datos. Como resultado se encuentra que las series no presentan causalidad según el test de Granger ni existe relación de equilibrio a largo plazo. Entre las posibles razones planteadas por los autores para estos resultados es que la composición del PIB de China no es consistente con la de los índices de mercado y que la mayor parte de la financiación de las empresas proviene de los bancos y no de inversionistas.

Por su parte, Binswanger (2000) estudia el comportamiento del mercado de valores y la economía real durante épocas de booms económicos, en USA hubo una época de fuerte crecimiento del mercado de valores entre 1949 y 1955 la cual se relacionó con una época de crecimiento económico del país de las décadas de los 50's y 60's, esto se comprueba con una regresión realizada para el periodo de 1953 a 1997 y esto según el autor responde a los fundamentales de la economía, ya que el valor actual de una empresa en el mercado refleja el valor presente de los futuros flujos de capital, y estos a largo plazo reflejarán la actividad económica real medida con la producción industrial o el PIB. Sin embargo, al realizar un estudio para el boom económico de los 80's usando datos mensuales, trimestrales o anuales del mercado de valores y usando el crecimiento del PIB y la producción industrial como medida de la economía real para

periodos entre 1984 y 1998, no se encuentra la relación entre las variables evidenciada en periodos anteriores.

Posteriormente el autor expande su estudio a más países en Binswanger (2004), en este estudio se analizan datos para USA y otros países del G-7 donde se presentó un boom económico similar al de USA en los 80's de analizando si en estos países se presenta el efecto encontrado en Binswanger (2000). Se usa el método de regresión con mínimos cuadrados ordinarios (OLS) y el test CUSOM usando datos de índices de precio al consumidor, PIB nominal, e índices de producción industrial para el periodo de 1960 a 1999, adicionalmente se construyen índices agregados para los países europeos del G-7 como unidad económica. Los datos muestran que en Japón y en la unión agregada europea no existe una relación significativa entre el mercado y la economía real estimada con el PIB y o la producción industrial confirmando la ruptura planteada, sin embargo, no se encuentra evidencia para confirmar dicha ruptura para el periodo estudiado para Francia, Italia y Reino Unido. El fenómeno se podría explicar con las burbujas especulativas del mercado en la época estudiada o con un aumento de la prima de riesgo en los países.

### **3.9. Estudios en Latinoamérica**

En la sección 3.2, se mencionaron diversos estudios extranjeros donde se analizan países latinoamericanos, en este mismo sentido, se encuentra en la literatura regional artículos que tratan puntualmente el tema, como el de Brugger & Ortiz (2012) quienes hacen un estudio econométrico con datos del mercado de valores de Argentina, Brasil, Chile y México y datos del PIB de los mismos para el periodo de 1993 a 2005. Se realizan análisis de raíz unitaria, cointegración, test de Granger, corrección de errores (VECM), vectores autorregresivos (VAR) y funciones de impulso

respuesta. Con el test de Granger se encuentra que existe una relación unidireccional de la bolsa al PIB en todos los casos y esto se confirma con el análisis VAR, además encuentra en todos los casos menos México que un impulso positivo la reacción se estabiliza después de 15 meses.

En un estudio similar, Plata et al. (2007) analizan la relación de causalidad entre el índice de la bolsa mexicana (IPC) y el tipo de cambio spot pesos/dólar (TCS), se seleccionan diversos periodos de tiempo entre 1996 y 2006 para el análisis y se usan herramientas como técnicas de cointegración, causalidad de Granger y VAR para el análisis. Al estudiar diferentes periodos determinados por peculiaridades en la economía, se encuentra que existe relación entre las variables estudiadas en ciertos periodos de tiempo y en otros no. Los autores analizan las situaciones económicas de cada periodo mostrando que los resultados se explican por factores externos. los resultados muestran que las series no se relacionan de forma consistente cuando se analizan todos los periodos de tiempo y por tanto una no podría ser usada como explicación de la otra.

Por otra parte, Beyer & Vergara (2002) realizan un estudio sobre el crecimiento económico de Chile y el impacto de las políticas del país en este, como parte de su investigación los autores analiza los índices externos que afectarían la economía chilena como el crecimiento del PIB global, los flujos de capital y la tasa de interés para un periodo de 1980 a 2001 y el crecimiento de la economía local se mide con el PIB. Se confirma que estas variables se relacionan positivamente con el crecimiento económico chileno pero el comportamiento de este está dado principalmente por políticas y variables internas explicadas en el trabajo.

En la literatura se encuentran pocos trabajos en esta temática para Latinoamérica y aún menos para Colombia, entre los estudios encontrados está el de Sanchez y Amaya (2006), en esta tesis de

posgrado se estudian la causalidad entre las variaciones del mercado bursátil colombiano medidas con el IGBC y la economía real medida con el PIB. El estudio usa herramientas como regresión múltiple, VAR, vectores de cointegración y test de causalidad de Granger para analizar las series de datos en un periodo de 1994 a 2005 y comprueban la hipótesis de que el PIB es incidido principalmente por el comportamiento del IGBC y esto es confirmado por el test de causalidad de Granger, además se encuentra que la relación coyuntural se mantiene a largo plazo permitiendo generar pronósticos del PIB.

Londoño, Lopera, & Restrepo (2010) plantean el uso de redes neuronales como alternativa a los modelos econométricos usados en otros trabajos similares para el análisis de la relación entre el mercado de valores y la economía real, usan variables de mercado para diferentes países, letras del tesoro de USA, tasas de interés y primas de riesgo. Se encuentra que las variables financieras tienen poder predictivo sobre los indicadores macroeconómicos, sin embargo, se encuentran evidencias fuertes soportando los principios del APT.

Por otro lado, Camilo Andrés Pinilla en su tesis de grado de maestría titulada “El papel del mercado bursátil en el ciclo económico colombiano” de 2014 busca encontrar el impacto del comportamiento del IGBC en el PIB de Colombia usando modelos VAR. El autor estudia un periodo de tiempo de 1977 a 2013 evaluando 4 ciclos económicos en Colombia y explicando las características de cada uno, posteriormente se realiza el análisis con el modelo econométrico VAR con el modelo de la Ley de OKUN y se hacen estimaciones de impulso respuesta y un test de causalidad de Granger para el periodo de tiempo de 2001 – 2013. Se encuentra que el IGBC impacta directamente en el PIB en un periodo posterior lo que indica que el IGBC podría ser predictor de los ciclos económicos del país. Esta tesis es de gran valor para la investigación

realizada ya que es un importante trabajo en el que se analiza la relación de causalidad entre el mercado de valores y la economía real, aunque solo se tome como referencia una variable y el estudio se realice solo para Colombia.

Javier Fernando Quiroga en su tesis de grado titulada “Crecimiento económico en Colombia y su relación con el mercado de capitales” de 2013, estudia la relación entre el mercado de capitales y la economía real de Colombia, en este caso, el mercado de valores es analizado con diferentes variables como el índice de mercado, la liquidez, la volatilidad y la deuda, y la economía real es medida con el PIB, un proxy del NBER para pedir las recesiones y el índice de producción industrial usando un periodo de 1995 a 2013. Se usa un método de regresión MCO con diferentes rezagos, se encuentra que hay una relación positiva del crecimiento económico y la volatilidad del mercado en un 68%, y se observa que a medida que el mercado se desarrolla la volatilidad del índice IGBC es menor y la tasa de crecimiento económico es más estable, y se presenta un efecto similar al comparar el crecimiento del PIB con los TES de corto plazo. Esta tesis es un importante referente para el proyecto ya que hace un análisis amplio usando diferentes variables y encuentra relaciones significativas en el estudio.

Luis Eduardo Jaramillo en su tesis titulada “Relación de largo plazo entre el Índice de Miseria y el comportamiento del mercado accionario: una aproximación al caso colombiano” de 2012 buscan analizar la relación entre el índice de miseria y el comportamiento del mercado accionario en Colombia para el periodo de 2001 a 2011. Los autores usan datos mensuales del índice de miseria compuesta por tasas de desempleo e inflación y del IGBC, se realiza un estudio de cointegración entre las series, y se aplica estudios de impulso respuesta, test de causalidad de Granger y un modelo de corrección de errores. Se encuentra que las series de datos están co-

integradas y que los cambios del IM anteceden a los cambios del IGBC, y no existe relación en sentido contraria, por lo tanto, el índice de miseria se constituye como un elemento predictor de la economía real de Colombia. Esta tesis es un antecedente importante para la investigación realizada ya que de inicio no plantea un sentido de causalidad entre las variables, por el contrario, busca una relación en cualquier sentido al igual que se hace en este proyecto.

Paola Sarmiento en su proyecto de grado titulado “Estudio de la dependencia entre mercados bursátiles latinoamericanos y estados unidos” realizado en 2011 plantea como objetivo el estudio de la relación entre los mercados bursátiles más importantes de America Latina y el mercado bursátil de Estados Unidos mediante el uso de modelos econométricos. La autora usa modelos VAR (Vectorial Autorregresivos), VECM (Corrección de Errores) y el test de causalidad de Granger para el estudio, y trabaja con datos para una ventana de tiempo de 2001 a 2010 para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y USA. Dependiendo del nivel de cointegración entre los mercados estudiados para diferentes periodos se usa el modelo VAR para los periodos de no integración y VECM para los periodos donde los datos están integrados, solo Perú muestra una cointegración consistente y es el único con el que se usa únicamente el modelo VECM, para los otros se usan los dos modelos para periodos de crecimiento y caída del mercado. Como resultado se encuentra que todos los mercados latinoamericanos son afectados en alguna medida por el estadounidense, especialmente los de Perú, México, Chile y Colombia. Si bien el trabajo de Paola Sarmiento no analiza las mismas variables estudiadas en el presente proyecto, la metodología usada es aplicable a las series de datos de este trabajo y por tanto ha sido una importante base conceptual para el mismo.

Con lo encontrado en el marco de antecedentes se puede observar que los estudios en Colombia se han enfocado en el análisis usando una sola variable y enfocado únicamente Colombia, por lo que se comprueba la pertinencia de realizar estudios con un alcance más amplio abarcando diferentes países, usando más variables y datos actualizados. Esto se confirma viendo las tendencias internacionales descritas en la revisión de literatura.

#### **4. Metodología**

El propósito de este estudio es encontrar si existe evidencia de causalidad y dar respuesta a la pregunta *¿El índice bursátil explica la variable macroeconómica o es la causalidad en el sentido contrario?* Para ello se plantea el uso de los procedimientos econométricos que se muestran en las secciones siguientes de este capítulo, dividido en tres grandes partes: Análisis Preliminar, Modelos Econométricos y Pruebas de Causalidad.

En general, en las pruebas se buscará resultados con una confianza del 95% o un nivel de significancia estadística del 5% ( $P\text{-valor} \geq 0,05$ , para disminuir la probabilidad de cometer un error al rechazar una hipótesis nula), pero también se da los valores críticos al 1% y 10% para un mejor análisis.

#### 4.1 Análisis preliminar y series de tiempo

Inicialmente, tomando los cinco países con mayor capitalización bursátil en América Latina se evalúa para cada uno la correlación existente entre su principal índice bursátil y tres variables descriptoras de la macroeconomía.

Se hace uso del coeficiente de correlación ( $r$ ) para la selección de las dos variables macroeconómicas: Toma valores entre -1 y 1 para describir el grado en el que están asociados los movimientos de dos variables. Cuando su valor es 1 indica una correlación positiva perfecta mientras que cuando es -1 indica una correlación negativa perfecta.

*Tabla 1.*

*Países con mayor capitalización bursátil en América Latina.*

País	Índice	Variables Macroeconómicas
<b>Brasil</b>	Índice Bovespa (IBOV)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Producto Interno Bruto (PIB)</li> <li>• Tasa de Desempleo</li> <li>• Inflación</li> </ul>
<b>México</b>	Índice de Precios y Cotizaciones (IPC)	
<b>Perú</b>	Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL)	
<b>Colombia</b>	COLCAP	
<b>Chile</b>	Índice de Precio Selectivo de Acciones (IPSA)	

Nota: Adaptado de Canova, 1995, pp 18-20.

A partir de las correlaciones se optará por evaluar las posibles relaciones estadísticas de causalidad entre el índice bursátil y las dos variables macroeconómicas con mejores resultados en dicha prueba (coeficiente de correlación superior a 0.4) ya sea con correlación positiva o negativa.

Las series de tiempo a estudiar se conforman con datos trimestrales provenientes de dependencias gubernamentales en un espacio temporal de 10 años comprendidos entre marzo de

2006 y diciembre de 2016 los cuales se presentan en el apéndice B. Para la aplicación de las herramientas econométricas este documento hace uso de Eviews 6.0.

Se finalizará esta sección con las relaciones gráficas y su respectivo análisis para las series que según los criterios establecidos sean seleccionadas.

#### 4.2 Prueba de estacionalidad

Esta prueba se empleará en dos partes del proceso para llegar a examinar si cada par de series a evaluar son cointegradas entre sí. Primero es menester probar el orden de integración de cada una; en este sentido, la prueba de raíz unitaria se utiliza generalmente para detectar una situación de no estacionariedad. Y su segundo uso se dará sobre los residuos de las series que se espera estén cointegradas.

En esta investigación se utilizará la prueba Dickey-Fuller Aumentada con base en:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Y se plantean las hipótesis:

Hipótesis nula:  $H_0: \delta = 0$  es decir, la serie de tiempo es no estacionaria.

Hipótesis alternativa:  $H_1: \delta < 0$  es decir, la serie de tiempo es estacionaria

En caso de aceptar la hipótesis nula, la serie tiene raíz unitaria, lo que revela que es no estacionaria. Por otro lado, si la hipótesis nula es rechazada, entonces la serie no tiene raíz unitaria, lo que revela que es estacionaria. Si las dos series de tiempo son integradas de orden uno posteriormente se aplicará la prueba para ver si hay cointegración entre ellas.

### 4.3 Prueba de cointegración Engle- Granger (EG)

Suponiendo que se encuentra que dos series  $X_t$  y  $Y_t$  son integradas del mismo orden, para analizar si tienen relación de equilibrio en el largo plazo (aunque no necesariamente en el corto plazo) se usa la prueba propuesta por Engle y Granger (1987). Esta prueba se basa en hacer sobre los residuos de una posible regresión cointegrante, ecuación 20, que se obtiene por Mínimos Cuadrados Ordinarios, un test DFA según se describió en la sección anterior.

$$Y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_t + \hat{u}_t \quad (28)$$

Si, los residuos  $\hat{u}_t$  son integrados de orden cero,  $I(0)$ , entonces  $X_t$  y  $Y_t$  son cointegradas.

### 4.4 Vectores autorregresivos

Según los resultados que arroje la prueba de Cointegración de Engle- Granger (EG), después de analizar las posibles regresiones cointegrante se aplicará el modelo de vectores autorregresivos en una de las tres formas siguientes:

1. VAR en niveles: se empleará en casos en los que las variables sean estacionarias en niveles y se haya comprobado que no están cointegradas.
2. VAR en diferencias: se empleará en casos en los que las variables sean estacionarias en primeras diferencias y se haya comprobado que no están cointegradas. En términos generales, si las series son integradas de orden  $i$  se deberán diferenciar  $i$ -veces antes de aplicar el VAR.

3. VECM: el vector de corrección de errores se aplicará cuando las series tengan una raíz unitaria y estén cointegradas.

#### 4.5 Causalidad de Granger

Por último, con base en los modelos de vectores autorregresivos se buscará describir la relación causal entre series de tiempo que sean procesos integrados del mismo orden y así entender que suceso fue primero. La prueba de Granger será utilizada para este propósito y medirá el grado de asociación lineal entre dos variables. En caso de que se correcto afirmar que  $X_t$  causa en el sentido de Granger a  $Y_t$  también es correcto decir que  $X_t$  ayuda a pronosticar el comportamiento de  $Y_t$ .

### 5. Resultados y análisis

Este capítulo muestra los resultados obtenidos de acuerdo a la metodología planteada en la sección anterior para los cinco países con mayor capitalización bursátil como porcentaje del PIB según datos del banco mundial a diciembre de 2015.

*Tabla 2.*

*Principales países de América Latina según capitalización bursátil.*

	<b>Capitalización de Mercado</b>	<b>PIB</b>	<b>Capitalización de Mercado</b>
	(% del PIB)	(Miles de millones de Dólares)	(Miles de millones de Dólares)
<b>Brasil</b>	27.640%	1775	490.61
<b>México</b>	35.168%	1144	402.322
<b>Chile</b>	79.051%	240.796	190.352
<b>Colombia</b>	29.492%	292.08	86.140

<b>Perú</b>	29.906%	189.111	56.556
<b>Argentina</b>	9.626%	583.169	56.136

*Nota:* Adaptado de “El banco mundial”. Datos a diciembre de 2015.

El periodo de tiempo para este estudio se tomó teniendo en cuenta que es después de 2004 que el mercado accionario colombiano tiene un mayor volumen de negociación y mejora su eficiencia (Sierra, 2015).

Los precios de cierre trimestrales de los índices bursátiles y las variables macroeconómicas se trabajan en la moneda de cada país; lo que representa que para Brasil se expresan en reales brasileños (BRL), para México en pesos mexicanos (MXN), para Chile en pesos chilenos (CLP), para Colombia pesos colombianos (COP) y para Perú en nuevos soles peruanos (PEN).

## 5.1 Análisis preliminar

**5.1.1 Coeficiente de correlación.** Inicialmente se hace uso del coeficiente de correlación ( $r$ ) para la selección de las dos variables macroeconómicas que evidencian mayor grado de relación con el índice bursátil en cada país.

Ya que previamente se decidió que se procederá con el estudio econométrico si la asociación es superior a 0.4, los resultados mostrados en las tablas 3 y 7 consiguen que Brasil y Perú no continúen en este análisis. Por otro lado, las correlaciones de México, Chile y Colombia probadas en las tablas 4, 5 y 6 respectivamente permiten el estudio al cumplir con la condición establecida.

Aunque no todos tienen una integración fuerte es interesante resaltar que los signos positivos y negativos son consistentes desde la teoría económica.

Tabla 3.

Coeficiente de correlación para Brasil.

	Índice IBOV	PIB	Inflación	Tasa de desempleo
Índice IBOV	1			
PIB	0.076	1		
Inflación	0.109	0.784	1	
Tasa de Desempleo	0.262	-0.282	-0.069	1

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 4.

Coeficiente de correlación para México.

	Índice IPC	PIB	Inflación	Tasa de desempleo
Índice IPC	1			
PIB	0.923	1		
Inflación	-0.541	-0.571	1	
Tasa de Desempleo	0.218	0.007	0.149	1

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 5.

Coeficiente de correlación para Chile.

	Índice IPSA	PIB	Inflación	Tasa de desempleo
Índice IPSA	1			
PIB	0.631	1		
Inflación	-0.297	-0.001	1	
Tasa de Desempleo	-0.401	-0.651	-0.295	1

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 6.

*Coefficiente de correlación para Colombia.*

	<b>Índice COLCAP</b>	<b>PIB</b>	<b>Inflación</b>	<b>Tasa de desempleo</b>
<b>Índice COLCAP</b>	1			
<b>PIB</b>	0.529	1		
<b>Inflación</b>	-0.585	0.250	1	
<b>Tasa de Desempleo</b>	-0.405	-0.866	-0.207	1

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 7.

*Coefficiente de correlación para Perú.*

	<b>Índice IGBVL</b>	<b>PIB</b>	<b>Inflación</b>	<b>Tasa de desempleo</b>
<b>Índice IGBVL</b>	1			
<b>PIB</b>	0.101	1		
<b>Inflación</b>	-0.144	0.219	1	
<b>Tasa de Desempleo</b>	-0.090	-0.697	-0.031	1

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Colombia es el único país de esta lista que tiene un coeficiente de cointegración superior a 0.4 con las tres variables descriptoras de la macroeconomía, pero ya que se definió que se tomaría las dos más significativas para cada país, en este caso se usará el PIB y la Inflación. Los dos países restantes no presentan esta situación así que se hace evidente que las variables para México, al igual que para Colombia, son PIB e Inflación y para Chile PIB y tasa de desempleo.

**5.1.2 Análisis gráfico.** Se aplica logaritmo natural a los datos para disminuir la volatilidad<sup>12</sup> y como es usual al estudiar series de tiempo, se hace un análisis gráfico que posibilita captar

<sup>12</sup> Está presente cuando las varianzas de las perturbaciones no son contantes. El logaritmo natural también ayuda a corregir la tendencia.

visualmente el comportamiento simultáneo de las variables. Como se observa claramente a continuación las series del PIB para cada país son series desestacionalizadas.

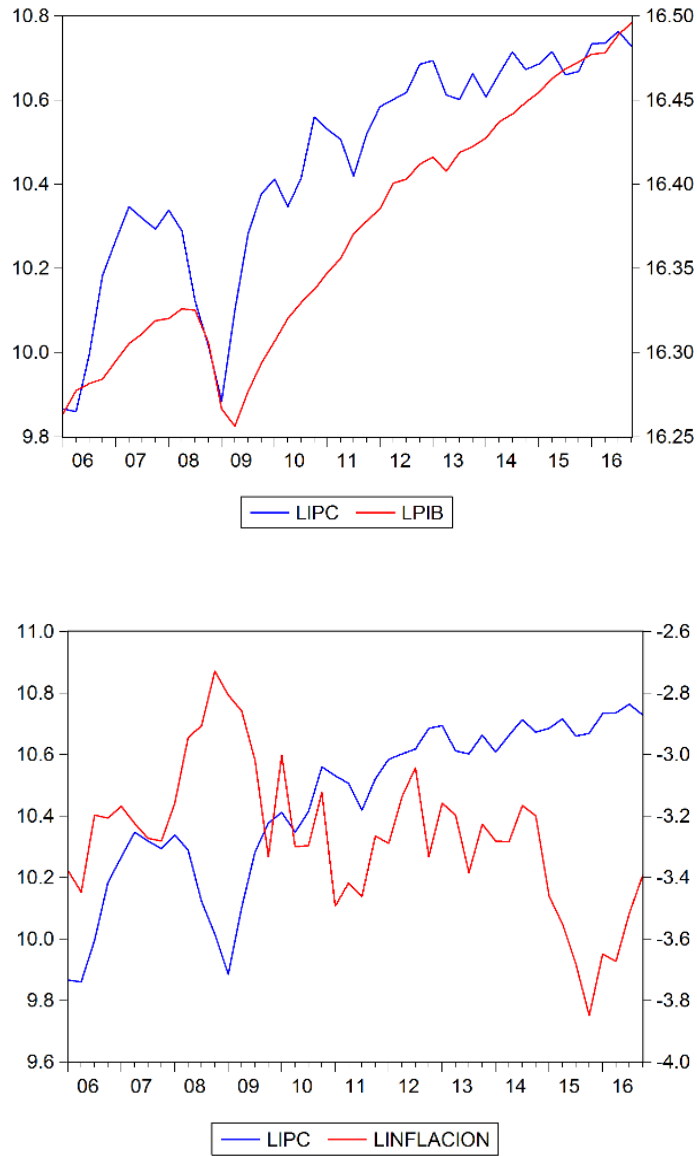


Figura 2. IPC, PIB e Inflación en el periodo 2006-2016 para México.

Las gráficas que muestran las variables relacionadas justifican los elevados coeficientes de correlación. Principalmente en la gráfica del LIPC y el LPIB donde el grado de asociación

encontrado es 0.923; las dos series tienen un pico negativo en el año 2009 y es de remarcar que el del LIPC antecede al del LPIB. Sucede lo contrario con las series del LIPC y el LINFLACION, donde la variable macroeconómica antecede al índice en sus picos en el año 2008-4 y 2009-1 respectivamente.

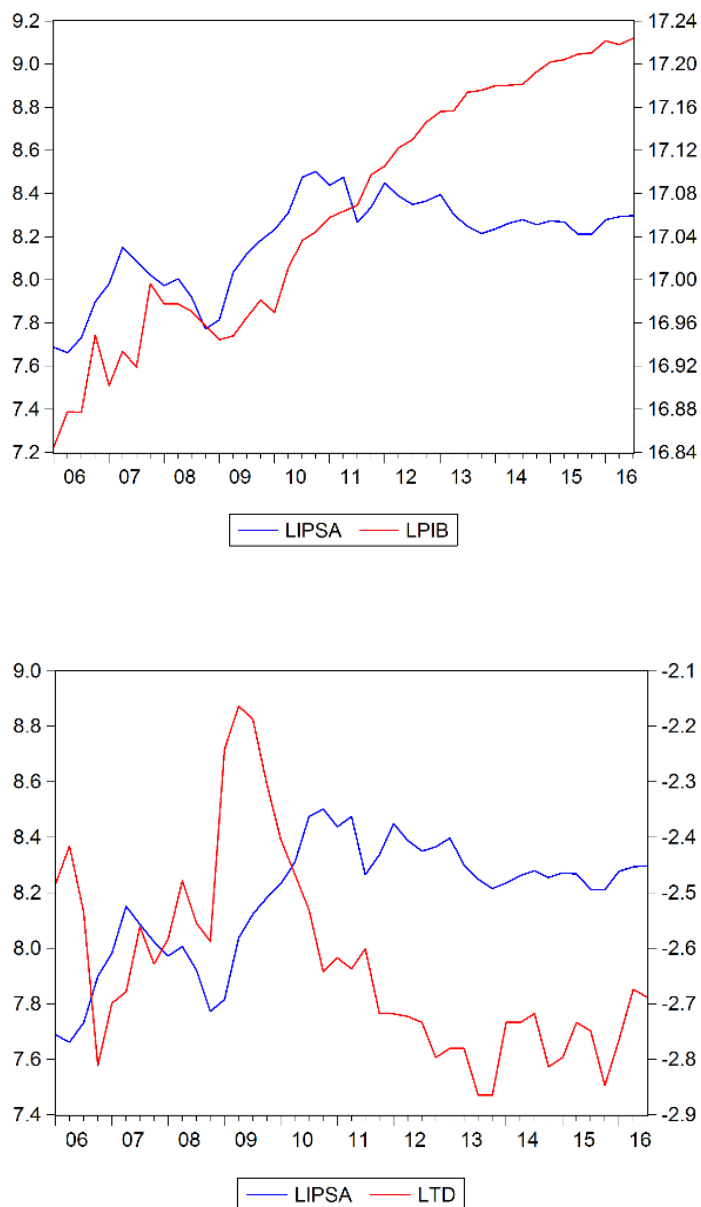
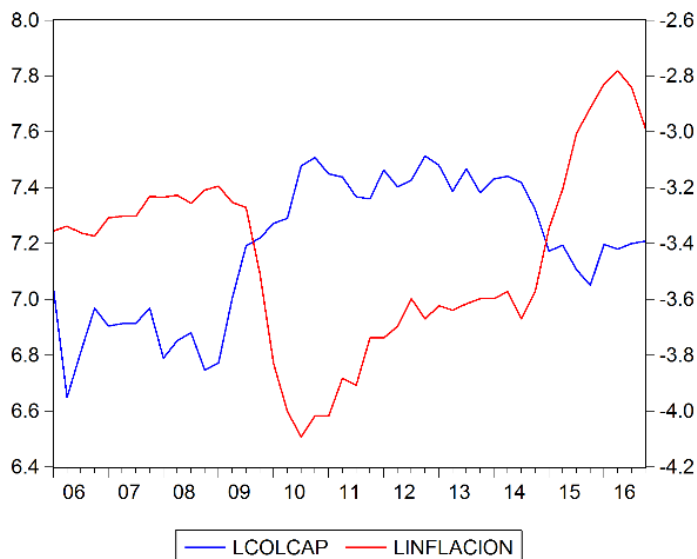
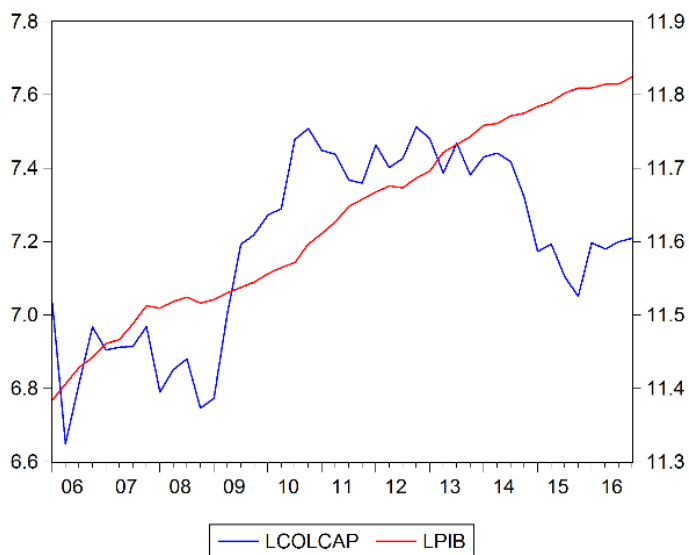


Figura 3. IPSA, PIB y Tasa de desempleo en el periodo 2006-2016 para Chile.

Para Chile como para México se cuenta con una correlación positiva y negativa donde la positiva es más fuerte. Las dos gráficas dan evidencia visual del coeficiente de relación que mostraron las variables y en este caso es notable resaltar que las series tienden a alejarse en la segunda mitad del periodo.



*Figura 4. COLCAP, PIB e Inflación en el periodo 2006-2016 para Colombia.*

La gráfica lineal que se presenta en el lado izquierdo de esta figura da una idea del comportamiento principalmente con tendencia creciente que tiene el LPIB y el LCOLCAP y que justifica la correlación positiva entre ambos, aunque este último muestra un decaimiento en los últimos dos años. Contrario a esto, la relación del LCOLCAP con la LINFLACIÓN es indudablemente contraria, correlación negativa, lo cual soporta la idea de que un mejor desempeño del mercado de valores ayudaría a disminuir la inflación del país.

**5.1.3 Prueba de raíz unitaria.** Se aplican para verificar si existe estacionariedad en las series de tiempo, donde la hipótesis nula  $H_0$  afirma que la serie es no estacionaria. Para ello en este trabajo de investigación se emplea la prueba Dickey-Fuller Aumentada con rezagos de acuerdo al criterio de información de Akaike (CIA)<sup>13</sup> en la mayoría de los casos y usando el estadístico Durbin-Watson para analizar si hay autocorrelación en el modelo propuesto para la prueba.

La presencia de autocorrelación puede invalidar los resultados de la DFA, es por eso que se opta por buscar valores del estadístico Durbin-Watson entre 1.85 y 2.15 para tener una mayor confianza en las conclusiones del test. En caso de que bajo el criterio de información de Akaike no se logren los resultados anteriormente mencionados se opta por añadir dinámica al modelo hasta tener los rezagos adecuados.

Como se mencionó en el marco teórico, esta prueba tiene tres posibles ecuaciones para llevar a cabo el proceso según su naturaleza. Los resultados de la tabla siguiente se obtuvieron haciendo

---

<sup>13</sup> Desarrollado en 1971 por Hirotugu Akaike para medir la bondad de ajuste de modelos de regresión y determinar la cantidad de rezagos en un modelo autorregresivo.

uso de la ecuación (22) que incluye intercepto y tendencia, ya que se identificó que esta última estaba presente en todas las series a examinar.

Tabla 8.

*Prueba de raíz unitaria en niveles*

País	Serie	Estadístico DFA	P-valor
<b>México</b>	LIPC	-3.249	0.089
	LPIB	-2.136	0.511
	LINFLACION	-2.873	0.181
<b>Chile</b>	LIPSA	-2.627	0.271
	LPIB	-2.153	0.501
	LTD	-2.380	0.384
<b>Colombia</b>	LCOLCAP	-1.006	0.932
	LPIB	-1.910	0.631
	LINFLACION	-2.544	0.307

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

A partir de la tabla anterior que presenta los resultados de la prueba DFA para cada una de las series que se va a trabajar es posible concluir con un nivel de confianza del 99%<sup>14</sup> que la hipótesis nula de no estacionariedad no se puede rechazar. Posteriormente se realiza la misma prueba a sus primeras diferencias solo para asegurar que son estacionarias en esta instancia, los resultados se presentan a continuación y corroboran que son series integradas de orden uno,  $I(1)$ . Se acepta a un nivel de significancia del 10% que las series son estacionarias en primeras diferencias.

<sup>14</sup> Valores críticos: 1%, -2.626; 5%, -1.949; 10%, -1.612

Tabla 9.

*Prueba de raíz unitaria en primeras diferencias*

País	Serie	Estadístico DFA	P-valor
México	$\Delta$ LIPC	-4.483	0.000
	$\Delta$ LPIB	-3.350	0.001
	$\Delta$ LINFLACION	-2.323	0.022
Chile	$\Delta$ LIPSA	-4.916	0.000
	$\Delta$ LPIB	-1.752	0.076
	$\Delta$ LTD	-6.041	0.000
Colombia	$\Delta$ LCOLCAP	-5.384	0.000
	$\Delta$ LPIB	-2.089	0.035
	$\Delta$ LINFLACION	-3.412	0.001

*Nota:* El operador  $\Delta$  es usado para representar las primeras diferencias ( $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ) de las series en logaritmos.  
*Nota:* Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

## 5.2 Estimación del modelo econométrico

**5.2.1 Prueba de cointegración.** Para estimar el modelo econométrico adecuado primero es necesario averiguar si entre las variables sobre las cuales posteriormente se evaluará causalidad existe una relación de equilibrio en el largo plazo siguiendo la metodología descrita en la sección 2.2.5.2 del marco teórico.

**5.2.1.1 Regresión cointegrante.** Son modelos de regresión simples, que tienen como variable dependiente la variable macroeconómica y como explicativa el índice respectivo de cada país. En ellos inicialmente se incluyó el intercepto, pero se replantea la ecuación eliminándolo en caso de que este no resulte ser estadísticamente significativo; esto se hace con base en el criterio de Henri Theil (1987) que afirma que el coeficiente de la pendiente puede ser estimado con mayor precisión cuando el término del intercepto no está incluido.

Las regresiones cointegrante se muestran a continuación en un orden acorde a la capitalización bursátil, de mayor a menor. En cada una de ellas, presentadas en tablas, se presenta el error estándar para medir la precisión de los estimadores  $\hat{\beta}_1$  y  $\hat{\beta}_2$  y, el estadístico t y la probabilidad o p valor para poder valorar la significancia estadística de los mismos. Además, como es usual para la interpretación de estas ecuaciones se incluye el coeficiente de determinación, el estadístico F y su probabilidad para evaluar la significancia de las variables explicativas en conjunto.

### *México*

*Tabla 10.*

*Regresión cointegrante entre LPIB y LIPC para México.*

Ecuación 21: $LPIB_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 LIPC_t$				
<b>Coeficiente</b>	<b>Valor</b>	<b>Error estándar</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
$\hat{\beta}_2$	0.250	0.02	12.808	0
$\hat{\beta}_1$	13.755	0.204	67.347	0
$r^2$	0.796	<b>F</b>	164.049	
$\bar{r}^2$	0.791	<b>Probabilidad F</b>		0

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Para evitar tener una imagen demasiado optimista del ajuste de la regresión en esta al igual que en las restantes ecuaciones se interpretará la r cuadrado ajustada. En esta primera regresión para México, el valor  $\bar{r}^2$  de 0.791 dice que el 79.1% de la variación del logaritmo del PIB puede ser explicado por la variación del logaritmo del IPC. Asimismo, se observa que las variables son estadísticamente significativas individualmente y en conjunto ya que las probabilidades de los estadísticos t y F son prácticamente cero.

Tabla 11.

Regresión cointegrante entre *LINFLACION* y *LIPC* para México.

Ecuación 22: $LINFLACION_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 LIPC_t$				
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
$\hat{\beta}_2$	-0.455	0.120	-3.778	0.001
$\hat{\beta}_1$	1.487	1.259	1.182	0.244
$r^2$	0.254	<b>F</b>	14.276	
$\bar{r}^2$	0.236	<b>Probabilidad F</b>	0	

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Aunque en esta regresión el estadístico F valida que los coeficientes son diferentes de cero, el estadístico t indica que  $\hat{\beta}_1$  no es estadísticamente significativo. Entonces, se opta por replantear esta regresión convirtiéndola en una regresión a través del origen y con ello se logra una mejor estimación como se muestra en la tabla 11.

Tabla 12.

Regresión cointegrante a través del origen entre *LINFLACION* y *LIPC* para México.

Ecuación 23: $LINFLACION_t = \hat{\beta}_2 LIPC_t$				
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
$\hat{\beta}_2$	-0.313	0.003	-104.772	0
$r^2$	0.228			
$\bar{r}^2$	0.228			

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Los resultados indican que el coeficiente de la pendiente continúa siendo significativo, pues su valor p es muy pequeño, la diferencia radica en el error estándar que ha disminuido, lo que significa que ahora existe una mayor precisión en su estimación.

El valor del coeficiente de determinación en la tabla es el arrojado por *Eviews 6* el cual es calculado por la fórmula tradicional, pero al ser un modelo a través del origen este resultado no es

válido. Entonces, en este caso puede ser calculado con sumas de cuadrados no corregidas por la media (simples) y de productos cruzados, el  $r^2$  simple se calcula con la ecuación siguiente:

$$r^2 = \frac{(\sum x_i y_i)^2}{\sum x_i^2 \sum y_i^2} \quad (24)$$

Al aplicar esta ecuación se obtiene un  $r^2 = 0.996$  pero su significancia no es la misma que la del  $r^2$  convencional.

### Chile

Tabla 13.

Regresión cointegrante entre LPIB y LIPSA para Chile.

Ecuación 25: $LPIB_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 LIPSA_t$				
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
$\hat{\beta}_2$	0.361	0.059	6.074	0
$\hat{\beta}_1$	14.115	0.486	29.054	0
$r^2$	0.474	<b>F</b>	36.893	
$\bar{r}^2$	0.461	<b>Probabilidad F</b>	0	

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Ahora, para la primera regresión de Chile se tiene que el término independiente y el coeficiente del logaritmo del IPSA son estadísticamente muy significativos. A partir de ello podemos afirmar que el LPIB se relaciona positivamente con el logaritmo del IPSA y el valor  $\bar{r}^2$  expone que el 46.1% de la variación del logaritmo del PIB puede ser explicado por la variación del logaritmo del IPSA, esta relación tiene consistencia con la presentada en la tabla 9, las dos relaciones entre índices bursátiles y PIB tienen un sentido positivo.

Tabla 14.

Regresión cointegrante entre LTD y LIPSA para Chile.

Ecuación 26: $LTD_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 LIPSA_t$				
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
$\hat{\beta}_2$	-0.335	0.114	-2.950	0.005
$\hat{\beta}_1$	0.115	0.930	0.123	0.902
$r^2$	0.175	<b>F</b>	8.702	
$\bar{r}^2$	0.155	<b>Probabilidad F</b>	0.005	

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

En estos resultados observamos nuevamente que el intercepto no es estadísticamente diferente de cero, aunque el  $\hat{\beta}_2$  si lo es. Lo anterior evidencia que una regresión a través del origen se ajustará mejor a los datos, esta se presenta a continuación.

Tabla 15.

Regresión cointegrante a través del origen entre LTD y LIPSA para Chile.

Ecuación 27: $LTD_t = \hat{\beta}_2 LIPSA_t$				
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
$\hat{\beta}_2$	-0.321	0.003	-107.145	0
$r^2$	0.175			
$\bar{r}^2$	0.155			

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Como sucedió en la tabla 11, en este caso el coeficiente del logaritmo del IPSA tiene una mayor significancia estadística y su error estándar es menor, estas dos situaciones validan lo dicho por Henri Theil (1987), mencionado al principio de esta sección. Se opta por calcular el coeficiente de determinación simple y se obtiene  $r^2 = 0.996$  y, aunque la relevancia de este no es la misma que la del valor calculado con sumas de cuadrados corregidas por la media, prueba que hay un buen ajuste de los datos.

**Colombia**

Tabla 16.

Regresión cointegrante entre *LPIB* y *LCOLCAP* para Colombia.

Ecuación 28: $LPIB_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 LCOLCAP_t$				
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
$\hat{\beta}_2$	0.313	0.065	4.785	0
$\hat{\beta}_1$	9.380	0.470	19.933	0
$r^2$	0.353	<b>F</b>	22.897	
$\bar{r}^2$	0.337	<b>Probabilidad F</b>	0	

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

De las regresiones que hasta ahora se han presentado esta es la que tiene el coeficiente de determinación más bajo, pero se debe observar que a pesar de ello dicho valor es estadísticamente significativo ya que el estadístico *F* calculado es altamente significativo. Estadísticamente los beta también resultan significativos y particularmente el coeficiente del *LCOLCAP* revela una relación positiva entre este y el logaritmo del producto interno bruto en Colombia.

Tabla 17.

Regresión cointegrante entre *LINFLACION* y *LCOLCAP* para Colombia.

Ecuación 29: $LINFLACION_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 LCOLCAP_t$				
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
$\hat{\beta}_2$	-0.831	0.163	-5.098	0
$\hat{\beta}_1$	2.524	1.172	2.154	0.037
$r^2$	0.382	<b>F</b>	25.994	
$\bar{r}^2$	0.368	<b>Probabilidad F</b>	0	

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Finalmente, los resultados de la regresión cointegrante entre el logaritmo de la *INFLACION* y el logaritmo del *COLCAP* para Colombia demuestran que todos los coeficientes estimados son

significativos desde el punto de vista estadístico, pues sus valores p son pequeños (menores a 0.05). De la misma forma el valor del estadístico F y su probabilidad al ser prácticamente cero indican que en conjunto los beta son estadísticamente significativos. Es de remarcar que la inflación de Colombia, así como la de México tienen una relación negativa con sus respectivos índices bursátiles.

**5.2.1.2 Prueba de Engle-Granger aumentada.** En la tabla 15<sup>15</sup> se muestra los resultados de la prueba de raíz unitaria aplicada a los términos de error obtenidos a partir de la regresión cointegrante de cada par de series. Es de reiterar que en la prueba Dickey-Fuller Aumentada la hipótesis nula afirma que la serie es no estacionaria. Además, aquí se usó los mismos criterios expuestos en la sección 5.1.3 para la elección de los rezagos adecuados.

*Tabla 18.*

*Pruebas de raíz unitaria a los residuos.*

<b>Ecuación</b>	<b>Estadístico DFA</b>
<b>21</b>	-1.987
<b>23</b>	-2.801
<b>24</b>	-1.034
<b>27</b>	-1.549
<b>28</b>	-0.357
<b>29</b>	-1.278

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

El valor crítico asintótico Engle-Granger para el estadístico DFA al 5% es de alrededor de -3.34. Por tanto, se afirma que las series de residuos para todas las ecuaciones son integradas de

<sup>15</sup> En esta tabla no se incluye los p-valor como se hizo anteriormente porque dicho termino es calculado a partir de los valores críticos que arroja Eviews 6 cuya invalidez se expuso en el marco teórico.

orden uno, tiene raíz unitaria, por ende, las series son no cointegradas a un nivel de 5% y no se podrá estudiar su relación al largo plazo.

**5.2.2 Vectores autorregresivo (VAR).** Una vez se ha identificado que las series de tiempo tienen raíz unitaria y que no están cointegradas, para continuar con el análisis econométrico considerando las relaciones estadísticas entre las variables y el sentido de causalidad es necesario aplicar el modelo de vectores autorregresivos en primeras diferencias.

Gujarati y Porter (2010) señalan que “mientras más bajos sean los valores de los estadísticos Akaike y Schwarz mejor será el modelo” (p.786). Los modelos econométricos que se presentan a continuación se seleccionaron con base a este concepto.

Las tablas siguientes muestran las regresiones de la variable macroeconómica y el índice bursátil respectivamente, ambos diferenciados un periodo<sup>16</sup>. Esto junto con el coeficiente de la variable, su error estándar y el estadístico  $t^{17}$ , cuyos valores críticos al 5% y 10% son 2.021 y 1.684.

*Tabla 19.*

*Modelo VAR para México,  $\Delta LPIB$  como variable explicada.*

---


$$\text{Ecuación 30: } \Delta LPIB_t = \hat{\beta}_1 \Delta LPIB_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta LPIB_{t-2} + \hat{\beta}_3 \Delta LIPC_{t-1}$$


---

<sup>16</sup> El operador  $\Delta$  es usado para representar las primeras diferencias ( $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ) de las series en logaritmos.

<sup>17</sup> Ahora no tiene mucho sentido su interpretación pues los rezagos de las variables estas muy posiblemente relacionadas entre sí y esto podría acarrear problemas de colinealidad.

$+ \widehat{\beta}_4 \Delta LIPC_{t-2} + \widehat{\beta}_5$			
Coeficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\widehat{\beta}_1$	0.368	0.170	2.168
$\widehat{\beta}_2$	-0.179	0.150	-1.195
$\widehat{\beta}_3$	0.041	0.016	2.461
$\widehat{\beta}_4$	0.025	0.018	1.440
$\widehat{\beta}_5$	0.003	0.001	1.979
$r^2$	0.469		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 20.

Modelo VAR para México,  $\Delta LIPC$  como variable explicada.

Ecuación 31: $\Delta LIPC_t = \widehat{\beta}_1 \Delta LPIB_{t-1} + \widehat{\beta}_2 \Delta LPIB_{t-2} + \widehat{\beta}_3 \Delta LIPC_{t-1} + \widehat{\beta}_4 \Delta LIPC_{t-2} + \widehat{\beta}_5$			
Coeficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\widehat{\beta}_1$	-0.871	1.709	-0.510
$\widehat{\beta}_2$	-1.873	1.507	-1.243
$\widehat{\beta}_3$	0.355	0.166	2.144
$\widehat{\beta}_4$	-0.085	0.176	-0.479
$\widehat{\beta}_5$	0.026	0.014	1.811
$r^2$	0.220		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 21.

Modelo VAR para México,  $\Delta LINFLACION$  como variable explicada.

Ecuación 32: $\Delta LINFLACION_t = \widehat{\beta}_1 \Delta LINFLACION_{t-1} + \widehat{\beta}_2 \Delta LINFLACION_{t-2} + \widehat{\beta}_3 \Delta LIPC_{t-1} + \widehat{\beta}_4 \Delta LIPC_{t-2} + \widehat{\beta}_5$			
Coeficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\widehat{\beta}_1$	-0.275	0.164	-1.678
$\widehat{\beta}_2$	-0.004	0.171	-0.023

$\widehat{\beta}_3$	-0.175	0.341	-0.513
$\widehat{\beta}_4$	-0.272	0.332	-0.822
$\widehat{\beta}_5$	0.004	0.027	0.162
$r^2$	0.106		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 22.

Modelo VAR para México,  $\Delta LIPC$  como variable explicada.

Ecuación 33:  $\Delta LIPC_t = \widehat{\beta}_1 \Delta LINFLACION_{t-1} + \widehat{\beta}_2 \Delta LINFLACION_{t-2} + \widehat{\beta}_3 \Delta LIPC_{t-1} + \widehat{\beta}_4 \Delta LIPC_{t-2} + \widehat{\beta}_5$

Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\widehat{\beta}_1$	-0.170	0.072	-2.377
$\widehat{\beta}_2$	0.108	0.075	1.440
$\widehat{\beta}_3$	0.520	0.149	3.486
$\widehat{\beta}_4$	-0.345	0.145	-2.373
$\widehat{\beta}_5$	0.014	0.012	1.212
$r^2$	0.336		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 23.

Modelo VAR para Chile,  $\Delta LPIB$  como variable explicada.

Ecuación 34:  $\Delta LPIB_t = \widehat{\beta}_1 \Delta LPIB_{t-1} + \widehat{\beta}_2 \Delta LPIB_{t-2} + \widehat{\beta}_3 \Delta LPIB_{t-3} + \widehat{\beta}_4 \Delta LPIB_{t-4} + \widehat{\beta}_5 \Delta LPIB_{t-5} + \widehat{\beta}_6 \Delta LIPSA_{t-1} + \widehat{\beta}_7 \Delta LIPSA_{t-2} + \widehat{\beta}_8 \Delta LIPSA_{t-3} + \widehat{\beta}_9 \Delta LIPSA_{t-4} + \widehat{\beta}_{10} \Delta LIPSA_{t-5} + \widehat{\beta}_{11}$

Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\widehat{\beta}_1$	-0.228	0.201	-1.136
$\widehat{\beta}_2$	-0.121	0.164	-0.737

$\widehat{\beta}_3$	-0.273	0.142	-1.928
$\widehat{\beta}_4$	0.067	0.141	0.478
$\widehat{\beta}_5$	0.002	0.142	0.015
$\widehat{\beta}_6$	-0.005	0.034	-0.159
$\widehat{\beta}_7$	0.082	0.031	2.667
$\widehat{\beta}_8$	-0.002	0.038	-0.052
$\widehat{\beta}_9$	0.058	0.033	1.762
$\widehat{\beta}_{10}$	0.050	0.033	1.509
$\widehat{\beta}_{11}$	0.010	0.004	2.403
$r^2$	0.509		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 24.

Modelo VAR para Chile,  $\Delta LPSA$  como variable explicada.

Ecuación 35:  $\Delta LIPSA_t = \widehat{\beta}_1 \Delta LPIB_{t-1} + \widehat{\beta}_2 \Delta LPIB_{t-2} + \widehat{\beta}_3 \Delta LPIB_{t-3} + \widehat{\beta}_4 \Delta LPIB_{t-4} + \widehat{\beta}_5 \Delta LPIB_{t-5} + \widehat{\beta}_6 \Delta LIPSA_{t-1} + \widehat{\beta}_7 \Delta LIPSA_{t-2} + \widehat{\beta}_8 \Delta LIPSA_{t-3} + \widehat{\beta}_9 \Delta LIPSA_{t-4} + \widehat{\beta}_{10} \Delta LIPSA_{t-5} + \widehat{\beta}_{11}$

Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\widehat{\beta}_1$	-0.172	0.959	-0.179
$\widehat{\beta}_2$	-1.623	0.784	-2.070
$\widehat{\beta}_3$	-1.868	0.676	-2.764
$\widehat{\beta}_4$	-2.303	0.673	-3.424
$\widehat{\beta}_5$	-2.353	0.677	-3.475
$\widehat{\beta}_6$	-0.023	0.162	-0.140
$\widehat{\beta}_7$	-0.251	0.147	-1.706

Tabla 24. [Continuación].

$\widehat{\beta}_8$	<b>0.113</b>	<b>0.179</b>	<b>0.630</b>
$\widehat{\beta}_9$	0.098	0.158	0.621
$\widehat{\beta}_{10}$	0.176	0.157	1.120
$\widehat{\beta}_{11}$	0.075	0.020	3.721
$r^2$	0.504		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 25.

Modelo VAR para Chile,  $\Delta LTD$  como variable explicada.

Ecuación 36: $\Delta LTD_t = \hat{\beta}_1 \Delta LTD_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta LIPSA_{t-1} + \hat{\beta}_3$			
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\hat{\beta}_1$	0.041	0.161	0.257
$\hat{\beta}_2$	-0.083	0.188	-0.441
$\hat{\beta}_3$	-0.005	0.016	-0.325
$r^2$	0.007		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 26.

Modelo VAR para Chile,  $\Delta LIPSA$  como variable explicada.

Ecuación 37: $\Delta LIPSA_t = \hat{\beta}_1 \Delta LTD_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta LIPSA_{t-1} + \hat{\beta}_3$			
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\hat{\beta}_1$	0.097	0.135	0.715
$\hat{\beta}_2$	0.234	0.157	1.489
$\hat{\beta}_3$	0.013	0.014	0.926
$r^2$	0.063		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 27.

Modelo VAR para Colombia,  $\Delta LPIB$  como variable explicada.

Ecuación 38: $\Delta LPIB_t = \hat{\beta}_1 \Delta LPIB_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta COLCAP_{t-1} + \hat{\beta}_3$			
Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\hat{\beta}_1$	0.207	-0.152	1.363
$\hat{\beta}_2$	-0.003	-0.011	-0.270
$\hat{\beta}_3$	0.008	-0.002	4.033
$r^2$	0.005		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 28.

Modelo VAR para Colombia,  $\Delta LCOLCAP$  como variable explicada.

$$\text{Ecuación 39: } \Delta LCOLCAP_t = \hat{\beta}_1 \Delta LPIB_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta LCOLCAP_{t-1} + \hat{\beta}_3$$

Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\hat{\beta}_1$	-0.679	1.918	-0.354
$\hat{\beta}_2$	-0.057	0.134	-0.428
$\hat{\beta}_3$	0.021	0.025	0.835
$r^2$	0.007		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 29.

Modelo VAR para Colombia,  $\Delta LINFLACION$  como variable explicada.

$$\text{Ecuación 40: } \Delta LINFLACION_t = \hat{\beta}_1 \Delta LINFLACION_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta LINFLACION_{t-2} + \hat{\beta}_3 \Delta LINFLACION_{t-3} + \hat{\beta}_4 \Delta LINFLACION_{t-4} + \hat{\beta}_5 \Delta LCOLCAP_{t-1} + \hat{\beta}_6 \Delta LCOLCAP_{t-2} + \hat{\beta}_7 \Delta LCOLCAP_{t-3} + \hat{\beta}_8 \Delta LCOLCAP_{t-4} + \hat{\beta}_9$$

Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\hat{\beta}_1$	-0.007	0.178	-0.038
$\hat{\beta}_2$	0.199	0.157	1.267
$\hat{\beta}_3$	-0.139	0.152	-0.916
$\hat{\beta}_4$	-0.408	0.149	-2.733

Tabla 29. [Continuación]

$\hat{\beta}_5$	<b>-0.451</b>	<b>0.153</b>	<b>-2.957</b>
$\hat{\beta}_6$	-0.498	0.163	-3.058
$\hat{\beta}_7$	-0.552	0.160	-3.446
$\hat{\beta}_8$	-0.231	0.145	-1.591
$\hat{\beta}_9$	0.027	0.014	1.993
$r^2$	0.630		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Tabla 30.

Modelo VAR para Colombia,  $\Delta LCOLCAP$  como variable explicada.

$$\text{Ecuación 41: } \Delta LCOLCAP_t = \hat{\beta}_1 \Delta LINFLACION_{t-1} + \hat{\beta}_2 \Delta LINFLACION_{t-2} + \hat{\beta}_3 \Delta LINFLACION_{t-3} + \hat{\beta}_4 \Delta LINFLACION_{t-4} + \hat{\beta}_5 \Delta COLCAP_{t-1} + \hat{\beta}_6 \Delta LCOLCAP_{t-2} + \hat{\beta}_7 \Delta LCOLCAP_{t-3} + \hat{\beta}_8 \Delta LCOLCAP_{t-4} + \hat{\beta}_9$$

Coefficiente	Valor	Error estándar	Estadístico t
$\hat{\beta}_1$	-0.126	0.224	-0.564
$\hat{\beta}_2$	-0.086	0.198	-0.434
$\hat{\beta}_3$	-0.182	0.191	-0.954
$\hat{\beta}_4$	0.238	0.188	1.267
$\hat{\beta}_5$	0.035	0.192	0.184
$\hat{\beta}_6$	-0.188	0.205	-0.919
$\hat{\beta}_7$	0.066	0.202	0.325
$\hat{\beta}_8$	-0.050	0.182	-0.272
$\hat{\beta}_9$	0.011	0.017	0.653
$r^2$	0.137		

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

### Prueba de causalidad de Granger<sup>18</sup>

El cálculo de los modelos anteriores fue realizado con el propósito de efectuar esta prueba y contestar la pregunta: *¿El índice bursátil explica la variable macroeconómica o es la causalidad en el sentido contrario?*. Las derivaciones de esta prueba evidenciados a continuación dan respuesta a la pregunta base de este trabajo de investigación para cada país y cada variable macroeconómica estudiada.

<sup>18</sup> Se hace posible aplicar esta prueba porque las series son procesos integrados del mismo orden.

Tabla 31.

*Prueba de causalidad de Granger entre  $\Delta LIPC$  y  $\Delta LPIB$  de México.*

Hipótesis Nula $H_0$	Ji Cuadrada	Probabilidad
$\Delta LIPC$ no Causa en el sentido de Granger a $\Delta LPIB$	9.839	0.007
$\Delta LPIB$ no Causa en el sentido de Granger a $\Delta LIPC$	3.142	0.208

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

En este caso la prueba de hipótesis desarrollada indica que la variable  $\Delta LIPC$  causa en el sentido de Granger a  $\Delta LPIB$  o, en otras palabras, la variación de logaritmo del IPC resulta útil para la predicción de la variación de logaritmo del producto interno bruto de México.

Tabla 32.

*Prueba de causalidad de Granger entre  $\Delta LIPC$  y  $\Delta LINFLACION$  de México.*

Hipótesis Nula $H_0$	Ji Cuadrada	Probabilidad
$\Delta LIPC$ no Causa en el sentido de Granger a $\Delta LINFLACION$	1.868	0.600
$\Delta LINFLACION$ no Causa en el sentido de Granger a $\Delta LIPC$	12.685	0.005

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Los resultados de esta segunda prueba para el modelo VAR descrito en las tablas 20 y 21 revelan que los valores rezagados de la variable diferenciada del logaritmo de la inflación serían de ayuda a la hora de realizar un pronóstico sobre las primera diferencias de los logaritmos del IPC. Es decir, los rezagos del  $\Delta LINFLACION$  preceden temporalmente a los valores del presente de  $\Delta LIPC$ .

Tabla 33.

*Prueba de causalidad de Granger entre  $\Delta LIPSA$  y  $\Delta LPIB$  de Chile.*

Hipótesis Nula $H_0$	Ji Cuadrada	Probabilidad
----------------------	-------------	--------------

$\Delta$ LIPSA no Causa en el sentido de Granger a $\Delta$ LPIB	14.792	0.011
$\Delta$ LPIB no Causa en el sentido de Granger a $\Delta$ LIPSA	22.378	0.0004

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

La probabilidad de cometer un error al rechazar las dos hipótesis nulas que se plantea en esta tabla es muy pequeña, por ello a partir de estos resultados concluimos que al momento de realizar una predicción sobre la variación del logaritmo del IPSA la variación de los logaritmos del producto interno bruto resulta de utilidad y sucede del mismo modo en el sentido contrario.

*Tabla 34.*

*Prueba de causalidad de Granger entre  $\Delta$ LIPSA y  $\Delta$ LTD de Chile.*

Hipótesis Nula $H_0$	Ji Cuadrada	Probabilidad
$\Delta$ LIPSA no Causa en el sentido de Granger a $\Delta$ LTD	0.194	0.659
$\Delta$ LTD no Causa en el sentido de Granger a $\Delta$ LIPSA	0.511	0.475

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

La última prueba de causalidad de Granger para Chile hace posible afirmar que no existe este tipo de causalidad en ningún sentido entre el delta de los logaritmos del IPSA y el delta de los logaritmos de la tasa de desempleo.

*Tabla 35.*

*Prueba de causalidad de Granger entre  $\Delta$ LCOLCAP y  $\Delta$ LPIB de Colombia.*

Hipótesis Nula $H_0$	Ji Cuadrada	Probabilidad
$\Delta$ LCOLCAP no Causa en el sentido de Granger a $\Delta$ LPIB	0.073	0.787
$\Delta$ LPIB no Causa en el sentido de Granger a $\Delta$ LCOLCAP	0.125	0.723

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Lo descrito anteriormente, admite la afirmación: la variable de las primera diferencias del logaritmo del COLCAP no puede ser utilizada para realizar predicciones sobre las primeras diferencias (variación) del logaritmo del producto interno bruto de Colombia; del mismo modo es correcto afirmar  $\Delta$ LPIB no puede ser utilizada para realizar predicciones sobre  $\Delta$ LCOLCAP. Por ende, la causalidad entre estas dos variables no se da en ningún sentido durante el periodo estudiado.

Tabla 36.

*Prueba de causalidad de Granger entre  $\Delta$ LCOLCAP y  $\Delta$ LINFLACION de Colombia.*

Hipótesis Nula $H_0$	Ji Cuadrada	Probabilidad
$\Delta$ LCOLCAP no Causa en el sentido de Granger a $\Delta$ LINFLACION	20.264	0.0004
$\Delta$ LINFLACION no Causa en el sentido de Granger a $\Delta$ LCOLCAP	3.293	0.510

Nota: Cálculos realizados en el software Eviews 6.0.

Finalmente, para Colombia es posible afirmar que la variación de los logaritmos del COLCAP puede explicar la variación de los logaritmos de la inflación, dicho de otro modo, el  $\Delta$ LCOLCAP causa en el sentido de Granger a  $\Delta$ LINFLACION haciendo posible su uso para realizar predicciones.

Los resultados de esta investigación, se resumen y se presentan en:

Apéndice A. Artículo de investigación con resultados de México

Apéndice B. Artículo de investigación, revisión de literatura.

En el Apéndice C, se anexan las bases de datos utilizadas en esta investigación.

## 6. Conclusiones

En este trabajo se analizó un conjunto de observaciones generadas a partir de intervalos trimestrales comprendidos entre el primer trimestre de 2006 y el último de 2016, para esto se hizo necesario emplear dos transformaciones sobre los mismos. Las transformaciones logarítmicas hicieron que la dispersión de las series incrementara su constancia a medida que crece la media y sus primeras diferencias ayudaron en la eliminación de la tendencia. Esto a su vez hizo posible hacer tests de causalidad de Granger buscando una confianza establecida del 95% en los resultados (p-valor menor al 0.05) y se encontró evidencia de causalidad en al menos uno de los dos casos en cada uno de los tres países del estudio, México, Chile y Colombia. En el caso de México hay evidencia suficiente para justificar causalidad del índice IPC con las dos variables macroeconómicas, el PIB y la inflación.

Para cambios pequeños como los que presentan las series de tiempo de esta investigación entre trimestre y trimestre, la diferencia de los logaritmos de una variable representa un cambio relativo

en la misma<sup>19</sup> o en otras palabras es un cambio en la tasa logarítmica de variación de la variable. Por lo que con base en los resultados del análisis entre 2006 y 2016, es correcto afirmar que el índice de precios y cotizaciones (IPC) explica positivamente el producto interno bruto de México, esto es, un cambio unitario en la tasa logarítmica de variación del IPC causa una variación de 0.041 en la tasa de variación logarítmica del PIB en el periodo siguiente. Una segunda prueba de causalidad desarrollada sobre las variables mexicanas  $\Delta$ LINFLACION y  $\Delta$ LIPC permite concluir que el índice de precios y cotizaciones (IPC) se ve afectado por cambios en la tasa de variación logarítmica de la variable macroeconómica hasta dos periodos rezagada<sup>20</sup>. Este último hallazgo va de acuerdo con teorías basadas en APT que explican cómo se afectan los activos financieros con las variables macroeconómicas, sin embargo, el primer estudio muestra como el comportamiento del mercado bursátil puede afectar la economía real en este caso medida con el PIB confirmando la importancia y el impacto que pueden tener estos estudios en economías donde la bolsa de valores ha crecido exponencialmente convirtiéndose en un factor económico relevante. En este caso particular, sería posible pensar que, al crecer la bolsa de valores llega a ser representativa de la economía de un país y no solo puede afectarla con su comportamiento, sino que también podría llegar tener propiedades predictivas sobre esta.

Esto indica que en el mencionado período los coeficientes estimados de  $\Delta$ LPIB retardada entre dos y cinco trimestres y los coeficientes estimados de la variable de  $\Delta$ LIPSA retardada en dos

---

<sup>19</sup>  $(\ln X_t - \ln X_{t-1}) = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} = \text{Cambio relativo en } X$

<sup>20</sup> Aunque por medio del modelo VAR es posible identificar la cantidad de rezagos significativos, la magnitud del cambio generado sobre la tasa logarítmica de variación del IPC no se puede determinar a partir de este, por la autocorrelación existente entre un periodo y otro del  $\Delta$ LINFLACION.

trimestres, son ambos estadísticamente diferentes de cero. Con la segunda variable macroeconómica de mayor correlación,  $\Delta LTD$ , dentro del estudio de Chile no se encontró ninguna relación de causalidad lo que se evidencia en la prueba presentada en la tabla 33 donde p-valores mayores que 0,05 revelan que la probabilidad de cometer un error al rechazar la hipótesis nula es muy grande en función de lo que se está dispuesto a permitir. Por lo general, la literatura muestra que existe una relación de causalidad entre la economía real y el mercado bursátil en un solo sentido, este análisis abre una tercera posibilidad en el que las dos variables se afectan de forma bidireccional en diferentes rezagos, Chile es un caso atípico al tener una capitalización bursátil de casi el 80% de su PIB (el mayor entre los países estudiados), esto muestra que la bolsa de valores en este caso particular resulte muy influyente en la economía real y que las dos variables tengan comportamientos semejantes que incluso lleguen a mostrar interdependencia.

El estudio permite apreciar que en el caso de Colombia no hay una relación de causalidad unidireccional entre las diferencias del logaritmo del COLCAP y las mismas diferencias del PIB en ningún sentido, aunque estos si tienen una correlación positiva, es decir cuando una de ellas se incrementa, la otra lo hará también. Estos resultados tienen sentido pensando que PIB y el COLCAP se pueden ver afectados por los mismos factores, cambios económicos positivos que hagan aumentar el PIB podrían generar un efecto positivo en el mercado de valores, sin embargo esto no significa que uno afecte al otro y por esto los resultados muestran que estos tendrían el mismo comportamiento si el otro no existiera.

De la misma forma se aprecia que la tasa de variación logarítmica del COLCAP causa en el sentido de Granger la tasa de variación logarítmica de la inflación, esto es, las variaciones de la inflación en un trimestre son influenciadas inversamente por variaciones del COLCAP con hasta

tres periodos de rezago. Este es un hallazgo importante, pues se sabe que existen muchas fuentes para la inflación y una de estas es la llamada “inflación autoconstruida” generada por la especulación de posibles cambios en el futuro por parte de los productores, así como otros autores han demostrado que un mercado de valores en crecimiento genera optimismo sobre el futuro y genera mayor inversión en proyectos que finalmente disminuye la tasa de desempleo, es posible que en Colombia el optimismo de los empresarios impacte las decisiones en la determinación de precios disminuyendo la inflación de periodos futuros.

En resumen, se encuentra que el crecimiento de los mercados de valores en Latinoamérica ha aumentado el posible impacto que tiene su comportamiento en la economía real de los países, tal y como se ha evidenciado en diversos estudios en economías desarrolladas. Adicionalmente, se podría afirmar que impactos negativos en los índices de mercado pueden llegar a afectar considerablemente a la economía y esto abre la puerta a pensar y evaluar políticas regulatorias de mercado que busquen controlar el comportamiento de las bolsas de valores protegiendo la economía real.

## **7. Recomendaciones**

- Esta investigación muestra las relaciones a nivel país, pero trabajos anteriores han mostrado que para varios países la creación de índices agregados para la región y construir índices de

mercados e indicadores económicos agregados tiene resultados importantes que indicarían una relación existente a nivel regional

- Resultaría interesante también estudiar la relación entre los mercados de valores de una región con la economía de un país específico, por ejemplo, el efecto del índice de mercado agregado de Latinoamérica en la economía real de Colombia. En estudios semejantes también se ha realizado estudios entre diferentes economías, por ejemplo, el efecto del comportamiento del mercado de valores de USA en la economía de un país de centro américa.
- Como se mencionó en las conclusiones, al tener más de un rezago significativo dentro de los modelos VAR la interpretación de los coeficientes no resulta sencilla, por lo que se recomienda evaluar funciones impulso respuesta que permiten evaluar la forma como responde la variable dependiente a choques en las ecuaciones del sistema.
- Se sugiere que para futuros estudios se considere la selección de periodos más largos donde estos puedan ser divididos en sub periodos de tiempo acorde a la tendencia que se presente, lo que resultaría útil en, por ejemplo, el PIB que aproximadamente a la mitad del periodo comprendido entre 2006 y 2016 cambia significativamente su tendencia.
- Finalmente resulta interesante revisar la acumulación de volatilidad<sup>21</sup> que es representada por los modelos con heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) o modelos con heteroscedasticidad condicional autorregresiva generalizada (GARCH).

---

<sup>21</sup> “Significa que existen lapsos en los que muestran amplias variaciones durante prolongados periodos, seguidos por un intervalo de tranquilidad relativa”. (Gujarati & Porter, 2010, p.773)

**Referencias bibliográficas**

- Beyer, H., & Vergara, R. (2002). Productivity and Economic Growth: The Case of Chile. *Economic Growth: Sources, Trends, and Cycles*, (November), 309–341.
- Binswanger, M. (2000). Stock market booms and real economic activity. *International Review of Economics & Finance*, 9(4), 387–415. [https://doi.org/10.1016/S1059-0560\(99\)00056-8](https://doi.org/10.1016/S1059-0560(99)00056-8)
- Binswanger, M. (2004). Stock returns and real activity in the G-7 countries: Did the relationship change during the 1980s? *Quarterly Review of Economics and Finance*, 44(2), 237–252. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2003.07.001>
- Brugger, S., & Ortiz, E. (2012). Mercados accionarios y su relación con la economía real en América Latina. *Revista Problemas Del Desarrollo*, 168(43), 63–94.
- Cagnetti, A. (2002). Capital Asset Pricing Model and Arbitrage Pricing Theory in the Italian Stock Market: an Empirical Study. [Http://Hdl.Handle.Net/](http://Hdl.Handle.Net/), 1946(1997).
- Canova, F., & De Nicolo', G. (1995). Stock returns and real activity: A structural approach. *European Economic Review*, 39(5), 981–1015. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00017-](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00017-8)

- Choi, J. J., Hauser, S., & Kopecky, K. J. (1999). Does the stock market predict real activity? Time series evidence from the G-7 countries. *Journal of Banking and Finance*, 23(12), 1771–1792. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(99\)00020-5](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00020-5)
- Choong, C. K., Baharumshah, A. Z., Yusop, Z., & Habibullah, M. S. (2010). Private capital flows, stock market and economic growth in developed and developing countries: A comparative analysis. *Japan and the World Economy*, 22(2), 107–117. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2009.07.001>
- Cooray, A. (2010). Do stock markets lead to economic growth? *Journal of Policy Modeling*, 32(4), 448–460. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.05.001>
- Farsio, F., & Fazel, S. (2013). The Stock Market/Unemployment Relationship in USA, China and Japan. *International Journal of Economics and Finance*, 5(3), 24–29. <https://doi.org/10.5539/ijef.v5n3p24>
- Feldmann, H. (2011). Stock markets and unemployment in industrial countries. *Applied Economics Letters*, 18(9), 845–849. <https://doi.org/10.1080/13504851.2010.503929>
- Filer, R. K. (2000). Do Stock Markets Promote Economic Growth? *Center for Economic Research and Graduate Education - Economics Institute Working Papers*. Retrieved from <https://www.cerge-ei.cz/pdf/wp/Wp151.pdf>

Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría*. (Quinta ed). Bogotá: McGRAW-HILL/ INTERAMERICANA EDITORES, S.A.

Haque, M. E., & Fatima, N. (2011). INFLUENCES OF STOCK MARKET ON REAL ECONOMY : A Case Study of Bangladesh, 8(1), 49–60.

Hassapis, C., & Kalyvitis, S. (2002). Investigating the links between growth and real stock price changes with empirical evidence from the G-7 economies. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(3), 543–575. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(01\)00111-9](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(01)00111-9)

Holmes, M. J., & Maghrebi, N. (2016). Financial market impact on the real economy: An assessment of asymmetries and volatility linkages between the stock market and unemployment rate. *Journal of Economic Asymmetries*, 13, 1–7. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2015.10.003>

Jaramillo, I. E. (2012). *Relación de largo plazo entre el índice de miseria y el comportamiento del mercado accionario : una aproximación para el caso colombiano*. Universidad ICESI.

Leigh, L. (1997). Stock Market Equilibrium and Macroeconomic Fundamentals. *International Monetary Fund Working Paper*. Retrieved from [www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp9715.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp9715.pdf)

- Lintner, J. (1965). The Valuation Of Risk Assets And The Selection Of Risky Investments In Stock Portfolios And Capital Budgets. *The Review of Economics and Statics*, 47(1), 13–37.
- Londoño, C., Lopera, M., & Restrepo, S. (2010). Teoría de precios de arbitraje. Evidencia empírica para Colombia a través de redes neuronales. *Revista de Economía Del Rosario*, 13(1), 41–73.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic-Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Mauro, P. (2003). Stock returns and output growth in emerging and advanced economies. *Journal of Development Economics*, 71(1), 129–153. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(02\)00136-0](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(02)00136-0)
- Ming, M., & Rui, L. (2006). An Empirical Study on the Relationship between Stock Index and the National Economy : The Case of Selected countries. *Business and Economics*, 2(24), 30–57.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768–783. <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Pinilla, c. a. (2014). *El papel del mercado bursatil en el ciclo economico colombiano*. Colegio De Estudios Superiores En Administracion

Plata, G., Paz, M. De, López, L., & Almagro, C. (2007). La relación de causalidad entre el índice bursátil mexicano y el tipo de cambio spot. *Análisis Económico*, 23(51).

Quiroga, j. f. (2013). *Crecimiento económico en colombia y su relación con el mercado de capitales*. Universidad de la sabana.

Rahman, M. A. (2009). Industry-level stock returns volatility and aggregate economic activity in Australia. *Applied Financial Economics*, 19(7), 509–525.  
<https://doi.org/10.1080/09603100802359968>

Ross, S. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341–360. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)

Rousseau, P. L., & Wachtel, P. (2000). Equity markets and growth: Cross-country evidence on timing and outcomes, 1980–1995. *Journal of Banking & Finance*, 24, 1933–1957.  
[https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(99\)00123-5](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00123-5)

Sahut, J., Mili, M., & Teulon, F. (2012). What is the linkage between real growth in the Euro area and global financial market conditions. *Economics Bulletin*, 32(3), 2464–2480.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of

risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442. <https://doi.org/10.2307/2329297>

Sarmiento, P. A. (2011). *Estudio de la dependencia entre mercados bursátiles latinoamericanos y estados unidos*. Universidad Industrial de Santander.

Sierra, K. J. (2015). *Verificación de la hipótesis de mercado adaptativo en latinoamérica*. Universidad Industrial de Santander.

Tsouma, E. (2009). Stock returns and economic activity in mature and emerging markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 668–685. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2008.02.002>

Zakaria, Z. (2012). Empirical Evidence on the Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomics Volatility in Malaysia. *Journal of Business Studies Quarterly*, 4(2), 61–71.

Zoega, G. (2012). Employment and asset prices. *Applied Economics*, 44(26), 3343–3355. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.572860>