

ESTUDIO DEL EFECTO BURBUJA EN LOS PRINCIPALES MERCADOS  
BURSÁTILES DE LATINOAMÉRICA

JOSE ALONSO CABALLERO MÁRQUEZ

UNIVERSIDAD INDUSTRIAL DE SANTANDER  
FACULTAD DE INGENIERÍAS FISICOMECÁNICAS  
ESCUELA DE ESTUDIOS INDUSTRIALES Y EMPRESARIALES  
BUCARAMANGA

2014

ESTUDIO DEL EFECTO BURBUJA EN LOS PRINCIPALES MERCADOS  
BURSÁTILES DE LATINOAMÉRICA

JOSE ALONSO CABALLERO MÁRQUEZ

Trabajo de Grado para optar al título de  
Ingeniero Industrial

Director

Juan Benjamín Duarte Duarte  
Doctor en finanzas de empresa

Codirector

Katherine Julieth Sierra Suárez  
Ingeniera Industrial

UNIVERSIDAD INDUSTRIAL DE SANTANDER  
FACULTAD DE INGENIERÍAS FISICOMECÁNICAS  
ESCUELA DE ESTUDIOS INDUSTRIALES Y EMPRESARIALES  
BUCARAMANGA

2014

## **AGRADECIMIENTOS**

En primer lugar, agradecer a familia, quienes en todo momento me apoyaron e impulsaron, no solo en la elaboración del proyecto, a lo largo de toda mi carrera y mi vida.

A mis amigos que han sido compañeros incondicionales de la infinidad de historias vividas, apoyándome para lograr superar los diferentes obstáculos que se han presentado en todo momento, y alcanzar las metas que me he propuesto.

Al profesor Juan Benjamín Duarte Duarte y la Ingeniera Katherine Julieth Sierra Suárez, por su confianza, apoyo incondicional, colaboración y enseñanzas, las cuales me han aportado significativamente en mi formación profesional e integral.

A mis compañeros, profesores y personas con las que tuve el honor de compartir diferentes momentos en la Universidad, ya que cada uno de ellos me enseñó y aportó diversos conocimientos para mi vida.

A Dios, quien en todo momento me ha acompañado y me ha bendecido con todas las experiencias vividas y cada una de las personas con las que he compartido, me ha dado las fuerzas necesarias para levantarme y seguir adelante siempre a pesar de las dificultades.

## CONTENIDO

	pág.
INTRODUCCIÓN	16
1. ESPECIFICACIONES DEL PROYECTO	19
1.1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA	19
1.2. OBJETIVOS	20
1.2.1. Objetivo General	20
1.2.2. Objetivos Específicos	20
1.3. ALCANCE DEL PROYECTO	21
1.4. JUSTIFICACIÓN DEL PROYECTO	21
2. REVISIÓN DE LA LITERATURA	22
3. MARCO TEÓRICO	31
3.1. ANTECEDENTES INVESTIGATIVOS	31
3.2. MERCADOS BURSÁTILES	33
3.3. MERCADOS EFICIENTES	34
3.4. FINANZAS CONDUCTUALES	36
3.5. ANOMALÍAS DE MERCADO	37
3.6. INFERENCIA ESTADÍSTICA	38
3.7. PRUEBA DICKEY-FULLER AUMENTADA (DFA)	42
3.8. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE PHILLIPS-PERRON (PP)	43
3.9. PRUEBA DE KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SMICHDT Y SHIN (KPSS)	44
3.10. PRUEBA SUPADF GENERALIZADA	45

3.11. PRUEBA DE CHOW DE RAÍZ UNITARIA PARA EL CAMBIO ESTRUCTURAL	46
3.12. DETECTOR FLUC PARA MONITOREO EN TIEMPO REAL	48
3.13. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE-GRANGER (EG)	49
4. METODOLOGÍA	51
4.1. ETAPA I: DATOS	51
4.2. ETAPA II: TEST ESTADÍSTICOS	53
4.2.1. Test de estacionariedad	53
4.2.2. Test de Chow para la detección de cambio estructural, SupADF y FLUC	53
4.3. ETAPA III: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE-GRANGER	54
5. RESULTADOS	56
5.1. ARGENTINA	56
5.1.1. Análisis estadístico preliminar	56
5.1.2. Test de estacionariedad	58
5.1.3. Test de Chow y SupADF	59
5.1.4. Detector FLUC	59
5.1.5. Prueba de cointegración de Engle-Granger	61
5.2. BRASIL	61
5.2.1. Análisis estadístico preliminar	61
5.2.2. Test de estacionariedad	63
5.2.3. Test de Chow y SupADF	64
5.2.4. Detector FLUC	64
5.2.5. Prueba de cointegración de Engle-Granger	66
5.3. CHILE	66
5.3.1. Análisis estadístico preliminar	66

5.3.2. Test de estacionariedad	68
5.3.3. Test de Chow y SupADF	68
5.3.4. Detector FLUC	69
5.3.5. Prueba de cointegracion de Engle-Granger	70
5.4. COLOMBIA	71
5.4.1. Análisis estadístico preliminar	71
5.4.2. Test de estacionariedad	73
5.4.3. Test de Chow y SupADF	73
5.4.4. Detector FLUC	74
5.4.5. Prueba de cointegracion de Engle-Granger	75
5.5. MEXICO	76
5.5.1. Análisis estadístico preliminar	76
5.5.2. Test de estacionariedad	78
5.5.3. Test de Chow y SupADF	78
5.5.4. Detector FLUC	79
5.5.5. Prueba de cointegracion de Engle-Granger	80
5.6. PERU	81
5.6.1. Análisis estadístico preliminar	81
5.6.2. Test de estacionariedad	83
5.6.3. Test de Chow y SupADF	83
5.6.4. Detector FLUC	84
5.6.5. Prueba de cointegracion de Engle-Granger	86
5.7. ANALISIS DE RESULTADOS	86
6. CONCLUSIONES	88

7. RECOMENDACIONES	91
BIBLIOGRAFÍA	92
ANEXOS	97

## LISTA DE TABLAS

TABLA 1. CUMPLIMIENTO DE OBJETIVOS .....	18
TABLA 2. PRINCIPALES BOLSAS DE VALORES DE LATINOAMÉRICA.....	51
TABLA 3. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS Merval Y DIVIDENDOS .....	56
TABLA 4. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN Merval .....	57
TABLA 5. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN DIVIDENDOS.....	58
TABLA 6. PRUEBA DE RAÍCES UNITARIAS PARA EL Merval Y DIVIDENDOS .....	58
TABLA 7. PRUEBAS COMPLEMENTARIAS Merval Y DIVIDENDOS .....	59
TABLA 8. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS A LOS RESIDUOS ARGENTINA	61
TABLA 9. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS IBOVESPA Y DIVIDENDOS.....	61
TABLA 10. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN IBOVESPA.....	62
TABLA 11. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN DIVIDENDOS.....	63
TABLA 12. PRUEBA DE RAÍCES UNITARIAS PARA EL IBOVESPA Y DIVIDENDOS .....	63
TABLA 13. PRUEBAS COMPLEMENTARIAS IBOVESPA Y DIVIDENDOS.....	64
TABLA 14. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS A LOS RESIDUOS BRASIL .....	66
TABLA 15. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS IPSA Y DIVIDENDOS .....	66
TABLA 16. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN IPSA.....	67
TABLA 17. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN DIVIDENDOS.....	68
TABLA 18. PRUEBA DE RAÍCES UNITARIAS PARA EL IPSA Y DIVIDENDOS..	68
TABLA 19. PRUEBAS COMPLEMENTARIA IPSA Y DIVIDENDOS .....	69
TABLA 20. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS A LOS RESIDUOS CHILE .....	71
TABLA 21. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS IGBC Y DIVIDENDOS .....	71
TABLA 22. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN IGBC .....	72
TABLA 23. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN DIVIDENDOS.....	73
TABLA 24. PRUEBA DE RAÍCES UNITARIAS PARA EL IGBC Y DIVIDENDOS .	73
TABLA 25. PRUEBAS COMPLEMENTARIAS IGBC Y DIVIDENDOS .....	74
TABLA 26. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS A LOS RESIDUOS COLOMBIA	76

TABLA 27. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS IPC Y DIVIDENDOS .....	76
TABLA 28. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN IPC .....	77
TABLA 29. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN DIVIDENDOS .....	78
TABLA 30. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS A IPC Y DIVIDENDOS .....	78
TABLA 31. PRUEBAS COMPLEMENTARIAS IPC Y DIVIDENDOS .....	79
TABLA 32. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS A LOS RESIDUOS MÉXICO .....	81
TABLA 33. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS IGBVL Y DIVIDENDOS.....	81
TABLA 34. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN IGBVL.....	82
TABLA 35. COEFICIENTES DE AUTO CORRELACIÓN DIVIDENDOS .....	83
TABLA 36. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS IGBVL Y DIVIDENDOS .....	83
TABLA 37. PRUEBAS COMPLEMENTARIAS IGBVL Y DIVIDENDOS .....	84
TABLA 38. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS A LOS RESIDUOS PERÚ .....	86
TABLA 39. RESUMEN DE RESULTADOS .....	86

## LISTA DE FIGURAS

ILUSTRACIÓN 1. FLUC PARA EL Merval	60
ILUSTRACIÓN 2. FLUC PARA LOS DIVIDENDOS	60
ILUSTRACIÓN 3. FLUC PARA EL IBOVESPA	65
ILUSTRACIÓN 4. FLUC PARA LOS DIVIDENDOS	65
ILUSTRACIÓN 5. FLUC PARA EL IPSA	70
ILUSTRACIÓN 6. FLUC PARA LOS DIVIDENDOS	70
ILUSTRACIÓN 7. FLUC PARA EL IGBC	75
ILUSTRACIÓN 8. FLUC PARA LOS DIVIDENDOS	75
ILUSTRACIÓN 9. FLUC PARA EL IPC	80
ILUSTRACIÓN 10. FLUC PARA LOS DIVIDENDOS	80
ILUSTRACIÓN 11. FLUC PARA EL IGBVL	85
ILUSTRACIÓN 12. FLUC PARA LOS DIVIDENDOS	85

## LISTA DE ANEXOS

ANEXO A. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL Merval – ARGENTINA	97
ANEXO B. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IBOVESPA – BRASIL	97
ANEXO C. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IPSA – CHILE	99
ANEXO D. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IGBC – COLOMBIA	100
ANEXO E. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IPC – MEXICO	101
ANEXO F. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IGBVL – PERU	102

## RESUMEN

**TÍTULO:** ESTUDIO DEL EFECTO BURBUJA EN LOS PRINCIPALES MERCADOS BURSÁTILES DE LATINOAMÉRICA \*

**Autor:** JOSE ALONSO CABALLERO MÁRQUEZ\*\*

**PALABRAS CLAVE:** Mercado Financiero, Burbuja Financiera, Estacionariedad, Cointegración, Bolsa de Valores.

### DESCRIPCIÓN:

El efecto burbuja es un fenómeno de gran trayectoria en la historia, que consiste en el aumento desmesurado del precio de los activos, que debido a su estallido produce un gran impacto negativo al mercado financiero y por consiguiente a los inversionistas.

El presente trabajo de investigación estudia la existencia de la anomalía en los principales mercados bursátiles de Latinoamérica (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), analizando las series históricas de precios de los principales índices de cada país así como los dividendos repartidos por las empresas que los conforman, a través de estadísticos descriptivos, pruebas de raíces unitarias y gráficos que permitan observar su estacionariedad y cointegración durante el periodo comprendido entre enero del 2000 a marzo de 2014, brindando información relevante a inversionistas y comunidad académica.

La investigación se inicia con la revisión de la literatura que permita seleccionar la metodología a utilizar en el estudio, seguido de la presentación y estimación de las pruebas econométricas, que por medio de análisis e interpretación permiten concluir que se evidencia que existió la anomalía en los índices de Chile, Colombia, México y Perú, así como en los dividendos de Colombia, siendo éste país el de más presencia del efecto burbuja.

---

\* Proyecto de Grado

\*\* Facultad de Ingenierías Fisicomecánicas. Escuela de estudios Industriales y Empresariales.  
Director: Juan Benjamín Duarte Duarte. Codirectora: Katherine Julieth Sierra Suárez.

## ABSTRACT

**TITLE:** STUDY OF BUBBLE EFFECT IN MAJOR STOCK MARKETS OF LATIN AMERICA\*

**Authors:** JOSE ALONSO CABALLERO MÁRQUEZ\*\*

**KEYWORDS:** Financial Markets, Financial Bubble, Stationarity, Cointegration, Stock Market.

### DESCRIPTION:

The bubble effect is a phenomenon of great experience in history, consisting of uncontrolled increase in the price of assets, due to its burst produces a large negative impact on the financial market and therefore investors.

The present research studies the existence of the anomaly in the major stock markets in Latin America (Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru), analyzing the historical price of the main indexes of each country as well as dividends paid by companies that make, through descriptive statistics, tests for unit roots that allow graphics and observe their stationarity and cointegration for the period from January 2000 to March 2014, providing important information to investors and academic community.

The investigation begins with a review of literature that allows selecting the methodology used in the study, followed by the presentation and estimation of econometric evidence, that through analysis and interpretation to conclude that there is evidence that the anomaly in the indices Chile, Colombia, Mexico and Peru, as well as dividends from Colombia, this country being the most present bubble effect.

---

\* Grade work

\*\* Faculty of Physical Mechanical Engineering. School of Industrial and Business Studies.  
Director: Juan Benjamin Duarte Duarte. Codirector: Katherine Julieth Sierra Suarez

## INTRODUCCIÓN

Bajo los fundamentos clásicos de la teoría financiera, se asume que los agentes de los mercados bursátiles se comportan de forma racional. Este es uno de los supuestos básicos de la hipótesis de mercados eficientes (EMH, por sus siglas en inglés) enunciada por Fama<sup>1</sup>, quien sostiene que los mercados deben estar compuestos por los inversionistas que interpretan y utilizan toda la información disponible siguiendo modelos de valoración de activos generalmente aceptados, haciendo que diferentes inversores obtengan estimaciones similares del precio, que teóricamente deberían estar cercanos al valor fundamental del activo. Sin embargo, la teoría de las finanzas conductuales, defendida por Robert J. Shiller<sup>2</sup>, manifiesta que los inversores toman sus decisiones impulsados por aspectos psicológicos y sociológicos, propios de la naturaleza humana, generando anomalías que desafían la EMH tales como el efecto manada. Esto ha llevado a algunos investigadores a analizar el comportamiento de los inversores desde una perspectiva de ciencia social, mediante la comprobación empírica a partir de modelos matemáticos.

El efecto burbuja se ha evaluado en diversos mercados y países, encontrándose resultados variados según la región y el desarrollo de sus mercados financieros, inmobiliarios, de commodities, entre otros, en los cuales se ha registrado comportamientos de crecimiento poco usual de sus precios. A través de diversos modelos estadísticos, autores de todo el mundo han estudiado esta anomalía, buscando obtener información que les brinde una mejor perspectiva del estado de

---

<sup>1</sup> FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work\*. *The journal of Finance*, 1970, vol. 25, no 2, p. 383-417.

<sup>2</sup> SHILLER, Robert J. From efficient markets theory to behavioral finance. *Journal of economic perspectives*, 2003, p. 83-104.

los mercados que, a su vez, cuentan con un gran número de agentes relacionados e interesados por conocer los resultados de estas investigaciones.

En América Latina, se encuentran pocos estudios realizados sobre el efecto burbuja, por lo tanto, esta investigación tiene como objetivo la verificación empírica de la presencia de burbujas financieras en los principales mercados Latinoamericanos, y de esta forma, brindar información a los inversionistas que funcione como soporte para la toma de decisiones en los mercados bursátiles. Este estudio se realizará analizando preliminarmente algunos datos estadísticos, seguido de la aplicación de pruebas estadísticas de estacionariedad (Test de raíz unitaria Dickey y Fuller Aumentado DFA, Phillips Perron PP y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin KPSS) y cointegración (Engle-Granger), para evaluar las series de precios de los principales índices de cada bolsa junto con la serie de dividendos entregados por las empresas que los conforman.

## TABLA DE CUMPLIMIENTO DE OBJETIVOS

Tabla 1. Cumplimiento de objetivos

<b>OBJETIVO</b>	<b>CUMPLIMIENTO</b>
Revisar la literatura existente relacionada con el estudio de burbujas para identificar la metodología y el modelo más acordes en la evaluación de esta anomalía en Latinoamérica.	En el numeral 2 se encuentra la revisión de literatura utilizada, la cual se utiliza para definir el marco teórico donde se especifican los términos y pruebas a utilizar, del numeral 3.1 al 3.13 y la metodología utilizada para el desarrollo de la investigación en los numerales 4.1 a 4.3.
Contrastar empíricamente los principales mercados bursátiles de Latinoamérica para detectar si se presenta un comportamiento de burbuja financiera en la región.	En los numerales 5.1 a 5.6 se realiza la contrastación empírica de los principales mercados bursátiles latinoamericanos, presentando los resultados y conclusiones en el numeral 6.
Escribir un artículo publicable donde se presenten los resultados de la investigación.	En el Anexo 7 se incluye la carta de aceptación de la ponencia “Estudio del efecto burbuja en el mercado bursátil de Colombia” que se presentara en el Encuentro Internacional de Investigadores en Administración 2014 el 19 y 20 de noviembre de 2014.

# 1. ESPECIFICACIONES DEL PROYECTO

## 1.1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

Las burbujas financieras son fenómenos con gran trayectoria en la historia. Según Kindleberg y Aliber<sup>3</sup> la tulipomanía fue la primera burbuja, registrada en el año 1636 cuando se especuló sobre el precio de los bulbos de tulipán en el mercado holandés. En un periodo más reciente, se destaca el estallido en Estados Unidos durante el año 2007, de la crisis de las subprimes<sup>4</sup> que a causa de la cointegración de los mercados financieros provocó efectos negativos en la mayoría de los escenarios bursátiles del mundo. Con el paso del tiempo el estudio de este efecto ha venido siendo cada vez más relevante, desde Blanchard<sup>5</sup> a Blanchard y Watson<sup>6</sup> quienes fueron los pioneros al proponer un modelo de análisis y detección de burbujas partiendo de los fundamentales del mercado y seguido por otros autores como Diba y Grossman y West quienes proponen la adición de los dividendos de las empresas al modelo de Blanchard, hasta la actualidad.

Teniendo en cuenta la importancia que ha venido registrando el sistema financiero Latinoamericano, el gran impacto que genera el efecto burbuja en los activos

---

<sup>3</sup> KINDLEBERGER, Charles P.; ALIBER, Robert Z. *Manias, panics and crashes: a history of financial crises*. Palgrave Macmillan, 2011.

<sup>4</sup> SHILLER, R. *El estallido de la burbuja*. Gestión, 2000.

<sup>5</sup> BLANCHARD, Olivier Jean. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. *Economics letters*, 1979, vol. 3, no 4, p. 387-389.

<sup>6</sup> BLANCHARD, Olivier J.; WATSON, Mark W. Bubbles, rational expectations and financial markets. 1983.

bursátiles y los pocos estudios disponibles sobre esta anomalía en la región, sería importante realizar una investigación que pueda diagnosticar el estado de estos mercados respecto a dicha anomalía y que brinde información acerca de su existencia o no, de modo que contribuya a los inversionistas para que puedan tener una nueva visión y un soporte en la toma de decisiones.

## **1.2. OBJETIVOS**

### **1.2.1. Objetivo General**

Estudiar el comportamiento de los principales índices bursátiles de Latinoamérica, para detectar estadísticamente la existencia de burbujas financieras en la región.

### **1.2.2. Objetivos Específicos**

- Revisar la literatura existente relacionada con el estudio de burbujas para identificar la metodología y el modelo más acordes en la evaluación de esta anomalía en Latinoamérica.
- Contrastar empíricamente los principales mercados bursátiles de Latinoamérica para detectar si se presenta un comportamiento de burbuja financiera en la región.
- Escribir un artículo publicable donde se presenten los resultados de la investigación.

### **1.3. ALCANCE DEL PROYECTO**

El presente estudio tiene como finalidad la investigación del fenómeno de burbuja, abarcando los principales mercados bursátiles de Latinoamérica, más específicamente los de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, para el periodo comprendido entre enero del 2000 a marzo de 2014, a través de una metodología definida según revisión de literatura previa, aplicando una serie de pruebas econométricas a las series de datos y concluyendo así sobre la existencia de dicha anomalía en los mercados, elaborando un artículo publicable donde se presente los resultados de la investigación y brindando esta información a inversionistas e interesados en el mercado financiero de América Latina.

### **1.4. JUSTIFICACIÓN DEL PROYECTO**

A pesar de que se han consultado trabajos donde se evidencian algunas investigaciones comprobando empíricamente esta anomalía de burbuja financiera, no se encuentran estudios que evalúen dicho comportamiento para las principales bolsas de Latinoamérica por medio de la metodología que se utilizará, teniendo en cuenta el importante crecimiento registrado en los mercados bursátiles de América Latina.

Considerando lo anterior, esta investigación tiene como finalidad estudiar el comportamiento de los principales índices bursátiles de América Latina para detectar empíricamente la existencia de burbujas financieras en la región.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El concepto de burbuja tiene sus orígenes en el año 1636 en Holanda, donde según Kindleberg y Aliber<sup>7</sup> la especulación acerca de los bulbos de tulipanes llevo a que estos se llegaran a obtener a precios extremadamente altos, llamado la Tulipomanía. Kindleberg y Aliber además realizan una gran compilación de burbujas que se han presentado a lo largo de la historia junto con sus graves efectos debido a su estallido, entre la cual también se destaca otra gran burbuja descritas por Garber<sup>8</sup> conocida como la burbuja de los mares del sur, presentándola como ejemplo del impacto de la dinámica del comercio al precio de los activos.

La anomalía de burbuja ha sido ampliamente estudiada debido a sus numerosas apariciones en la historia, principalmente en los mercados más desarrollados a nivel mundial en los cuales ha sido más evidente su existencia. Se destaca inicialmente a Blanchard<sup>9</sup> quien en 1979 fue el primero en proponer un modelo de detección de burbujas, utilizando como herramienta los fundamentales del mercado y aplicándolo como ejemplo para el mercado del oro y los mercados bursátiles de la época.

---

<sup>7</sup> KINDLEBERG y ALIBER. Op. Cit., p.

<sup>8</sup> GARBER, Peter M. Famous first bubbles. *The Journal of Economic Perspectives*, 1990, p. 35-54.

<sup>9</sup> BLANCHARD. Op. Cit., p.

Más adelante, Blanchard y Watson<sup>10</sup> profundizan el primer modelo presentado para el estudio de la naturaleza y la presencia de burbujas en los mercados financieros con una descripción más detallada de sus componentes y aplicaciones junto con las implicaciones que puede traer su presencia y estallido en los mercados bursátiles, llegando a la conclusión de que el estudio de burbujas no es fácil, así como Diba y Grossman<sup>11</sup> quienes presentan un modelo genérico basándose en los anteriores autores. Partiendo de este modelo, las investigaciones fueron aumentando y con ello el desarrollo de nuevas metodologías, entre las cuales se destacan el ratio dividendo/precio propuesto por Shiller<sup>12</sup> para el análisis de mercados financieros, así como algunas que proponían el análisis del comportamiento o las modas propuestas por West<sup>13</sup> que pueden llegar a desencadenar nuevos fenómenos a partir de la especulación como lo es el efecto Manada, estudiado por Chang<sup>14</sup> quien analiza dicho comportamiento a partir de la generación de burbujas. Debido a la inclusión de nuevas variables para el estudio de la anomalía, se realizaron comparaciones entre los modelos ya propuestos, como lo hizo Puebla<sup>15</sup>, de modo que se evidencie la efectividad de cada una respecto a las otras, así como revisiones literarias, tales como la de De

---

<sup>10</sup> BLANCHARD y WATSON. Op. Cit., p.

<sup>11</sup> DIBA, Behzad T.; GROSSMAN, Herschel I. On the inception of rational bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 1987, p. 697-700.

<sup>12</sup> CAMPBELL, John Y.; SHILLER, Robert J. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of financial studies*, 1988, vol. 1, no 3, p. 195-228.

<sup>13</sup> WEST, Kenneth D. Bubbles, fads and stock price volatility tests: a partial evaluation. *The Journal of Finance*, 1988, vol. 43, no 3, p. 639-656.

<sup>14</sup> CHANG, Sheng-Kai. Herd behavior, bubbles and social interactions in financial markets. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2014, vol. 18, no 1, p. 89-101.

<sup>15</sup> PUEBLA, Elena Escudero. Burbujas racionales: ¿ Realidad o espejismo?. En *Anales de estudios económicos y empresariales*. Servicio de Publicaciones, 1993. p. 331-350.

Grauwe<sup>16</sup> proponiendo nuevos modelos estocásticos, o Sampson<sup>17</sup> quien analiza la llamada “nueva era” que inicia una vez estalla una burbuja; a su vez Kaliva<sup>18</sup> relaciona la inflación y el riesgo de inversión junto con el ratio dividendo/precio para el desarrollo de un nuevo modelo donde la inflación presenta efectos negativos sobre el precio de los activos, Yan et. al.<sup>19</sup> relacionan la falta de liquidez como causa y/o consecuencia de la reciente crisis financiera, Corsi y Sornette<sup>20</sup> muestran la relación existente entre el dinero, las burbujas y sus estallidos, proponiendo alertas tempranas a la conformación del fenómeno, llegando a Hart<sup>21</sup> que por medio de su investigación presenta la posibilidad de que si una burbuja estalla puede no presentar efectos negativos debido a la caída de los precios. A nivel general, el estudio de burbujas financieras se realizó gran cantidad de países del mundo, como Jiang et. al.<sup>22</sup> en China, Goyal y Yamana<sup>23</sup> en Japón, Azako y

---

<sup>16</sup> DE GRAUWE, Paul; GRIMALDI, Marianna. *A theory of bubbles and crashes*. Working Paper, University of Leuven, 8th of January, 2004.

<sup>17</sup> SAMPSON, Michael. New eras and stock market bubbles. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2003, vol. 14, no 3, p. 297-315.

<sup>18</sup> KALIVA, Kasimir; KOSKINEN, Lasse. Stock market bubbles, inflation and investment risk. *International review of financial analysis*, 2008, vol. 17, no 3, p. 592-603.

<sup>19</sup> YAN, Wanfeng; WOODARD, Ryan; SORNETTE, Didier. Leverage bubble. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2012, vol. 391, no 1, p. 180-186.

<sup>20</sup> CORSI, Fulvio; SORNETTE, Didier. Follow the money: The monetary roots of bubbles and crashes. *Swiss Finance Institute Research Paper*, 2011, no 11-60.

<sup>21</sup> HART, Sergiu; TAUMAN, Yair. Market Crashes without External Shocks\*. *The Journal of Business*, 2004, vol. 77, no 1, p. 1-8.

<sup>22</sup> JIANG, Zhi-Qiang, et al. Bubble diagnosis and prediction of the 2005–2007 and 2008–2009 Chinese stock market bubbles. *Journal of economic behavior & organization*, 2010, vol. 74, no 3, p. 149-162.

Liu<sup>24</sup> en China, Japón y Estados Unidos, Brooks y Katsaris<sup>25</sup> en Estados Unidos, Yanik y Ayturk<sup>26</sup> en Estambul, Kulikov<sup>27</sup> en Estonia, entre muchos otros. Con el tiempo fue necesario el estudio del efecto burbuja en mercados diferentes al financiero; como nos lo muestra Tsai<sup>28</sup> (2011) quien realiza un análisis en las ciudades de Taiwan en búsqueda de burbujas en el mercado inmobiliario, utilizando como datos la inflación, crecimiento económico, política monetaria, entre otros, de modo que logra realizar un estudio del cual concluye que existe una relación entre la política monetaria, las reformas políticas y la posibilidad de aparición de burbujas, así como Teng y Chang<sup>29</sup>, quienes analizan el impacto del desarrollo del mercado inmobiliario en los precios desde junio de 1997 en Hong Kong, obteniendo resultados importantes sobre la existencia de la anomalía y la

---

<sup>23</sup> GOYAL, Vidhan K.; YAMADA, Takeshi. Asset price shocks, financial constraints, and investment: Evidence from Japan. *Financial Constraints, and Investment: Evidence from Japan (June 2001)*, 2001.

<sup>24</sup> ASAKO, Kazumi; LIU, Zhentao. A statistical model of speculative bubbles, with applications to the stock markets of the United States, Japan, and China. *Journal of Banking & Finance*, 2013, vol. 37, no 7, p. 2639-2651.

<sup>25</sup> BROOKS, Chris; KATSARIS, Apostolos. Trading Rules from Forecasting the Collapse of Speculative Bubbles for the S&P 500 Composite Index\*. *The Journal of Business*, 2005, vol. 78, no 5, p. 2003-2036.

<sup>26</sup> YANIK, Serhat; AYTÜRK, Yusuf. Rational Speculative Bubbles in Istanbul Stock Exchange.

<sup>27</sup> KULIKOV, Dmitry. Testing for Rational Speculative Bubbles on the Estonian Stock Market. *Research in Economics and Business: Central and Eastern Europe*, 2013, vol. 4, no 1.

<sup>28</sup> TSAI, I., et al. Bubbles in the Taiwan housing market: The determinants and effects. *Habitat International*, 2011, vol. 35, no 2, p. 379-390.

<sup>29</sup> TENG, Hsiao-Jung; CHANG, Chin-Oh; CHAU, K. W. Housing bubbles: A tale of two cities. *Habitat International*, 2013, vol. 39, p. 8-15.

posible evolución de la misma en un tiempo cercano. Por otro lado, Redondo<sup>30</sup> (2009) examina el comportamiento del mercado inmobiliario durante el periodo de 1989 a 2009 por medio de test de cointegración, test no estructurales (Test de Límite de Varianza y Test de Supervivencia) junto con el Filtro de Kalman, para verificar si la escalada de precios de este mercado se debe a burbujas especulativas o fundamentos del mercado; concluyendo que la crisis presentada en los últimos años en España se debió a la existencia de una burbuja. Zhou y Sornette<sup>31</sup> realizan un estudio en conjunto de los mercados inmobiliarios del Reino Unido por parte de Europa y de Estados Unidos por parte de América, observando el impacto de las decisiones tomadas por la Reserva Federal en cuanto a la reducción drástica de los intereses entre los años 2000 y 2003, buscando el fortalecimiento de la economía pero ocasionando la formación de burbujas inmobiliarias no solo en EEUU sino afectando también los mercados Europeos. Debido a decisiones como la mencionada, Estados Unidos cuenta con gran variedad de estudios sobre la formación de burbujas en el mercado inmobiliario, como los desarrollados por Zhou y Sornette<sup>32</sup> en la ciudad de Las Vegas a causa del aumento acelerado en los precios de las casas en dicha ciudad, más adelante extendiendo su estudio en todos los estados que conforman a EEUU<sup>33</sup> y más

---

<sup>30</sup> REDONDO, José Francisco Bellod. Detección de burbujas inmobiliarias: el caso español. *Contribuciones a la Economía*, 2011, no 2011-05.

<sup>31</sup> ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. 2000–2003 real estate bubble in the UK but not in the USA. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2003, vol. 329, no 1, p. 249-263.

<sup>32</sup> ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Analysis of the real estate market in Las Vegas: Bubble, seasonal patterns, and prediction of the CSW indices. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2008, vol. 387, no 1, p. 243-260.

<sup>33</sup> ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Is there a real-estate bubble in the US?. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2006, vol. 361, no 1, p. 297-308.

recientemente debido a la crisis de las subprimes, Kivedal<sup>34</sup> realiza una investigación más actualizada, utilizando entre otras variables el precio de las casas y las rentas para crear el ratio precio-renta, concluyendo con la aceptación de la existencia de la burbuja y el comportamiento explosivo que llevó a la crisis sucedida. En cuanto a Colombia, Urrutía<sup>35</sup> analiza la situación que se presentó entre los años 1997 y 1999 que desencadenó la crisis inmobiliaria en el país, no solo por las tasas de interés sino por las burbujas especulativas formadas entorno a la financiación y el precio de la finca raíz, y por esto propone una mayor vigilancia y control sobre los precios del sector inmobiliario ya que el impacto negativo del fenómeno es muy grande.

Por otra parte, Leone et al.<sup>36</sup> (2013) realizan una investigación respecto a los periodos de euforia presentados en el mercado de las Puntocom, analizando el comportamiento del NASDAQ, en lo que llamaría la “*dotcom mania*”, evidenciando la existencia de la anomalía, principalmente entre 1999 y 2000 debido al gran volumen de compañías que aparecieron. Incluso, este comportamiento se puede observar en el mercado del petróleo, donde Sornette<sup>37</sup> (2009) realiza un análisis del precio del crudo respecto a diferentes e importantes monedas del mundo, para

---

<sup>34</sup> KIVEDAL, Bjørnar Karlsen. Testing for rational bubbles in the US housing market. *Journal of Macroeconomics*, 2013, vol. 38, p. 369-381.

<sup>35</sup> URRUTIA, Miguel. Políticas para evitar burbujas especulativas en finca raíz. *Revista del Banco de la República (Enero)*, 2000.

<sup>36</sup> LEONE, Andrew J., et al. How Do Auditors Behave During Periods of Market Euphoria? The Case of Internet IPOs\*. *Contemporary Accounting Research*, 2013, vol. 30, no 1, p. 182-214.

<sup>37</sup> SORNETTE, Didier; WOODARD, Ryan; ZHOU, Wei-Xing. The 2006–2008 oil bubble: Evidence of speculation, and prediction. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2009, vol. 388, no 8, p. 1571-1576.

diagnosticar un comportamiento más rápido que un crecimiento exponencial, soportando así la teoría de que este crecimiento se debe a una burbuja especulativa. Utilizando información de agentes importantes del mercado del petróleo, la US Energy Information Administration (EIA) y la International Energy Agency (IEA), interpretando las discrepancias entre estas dos agencias como incertidumbre, promoviendo la especulación, y confirmando en el análisis post-accidente un pico del petróleo en 2008 dentro del intervalo de confianza esperado del 80% del valor de los datos disponibles previos al accidente, y también se ha iniciado el estudio de la anomalía en el mercado de los commodities, donde Filimonov et al.<sup>38</sup> analizan el precio del maíz, aceite, azúcar, semillas de soya, entre otros, y su comportamiento desde el año 2000, encontrando aumentos y disminuciones significativos, principalmente entre los años 2006 y 2009.

Estudios como los anteriores se pueden encontrar en gran cantidad, principalmente en países con mercado financiero más desarrollado. Un ejemplo de esto es Sornette, quien ha realizado investigaciones en gran variedad de mercados, proponiendo también un comportamiento de “antiburbuja”<sup>39</sup>, el cual consiste en burbujas negativas donde los mecanismos positivos de retroalimentación podrían dar lugar a caídas transitorias de los precios de los

---

<sup>38</sup> FILIMONOV, Vladimir, et al. Quantification of the high level of endogeneity and of structural regime shifts in commodity markets. *Journal of International Money and Finance*, 2014, vol. 42, p. 174-192.

<sup>39</sup> YAN, Wanfeng; WOODARD, Ryan; SORNETTE, Didier. Diagnosis and prediction of rebounds in financial markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2012, vol. 391, no 4, p. 1361-1380.

activos, como el estudio realizado en China<sup>40</sup> (2004), que a diferencia de los demás mercados Asiáticos presenta un comportamiento de antiburbuja, proponiendo que dicha conducta se detendría en 2003 y sería una buena opción a corto plazo para los inversores, extendiendo el estudio de este comportamiento a otros mercados como el Estadounidense<sup>41</sup> donde, basado en la teoría del comportamiento de manada y por medio de la aplicación test paramétricos y no paramétricos demuestra la existencia de antiburbujas en octubre del 2000, que impactaría en la salud de la presente y futura economía. Más adelante se estudia dicho comportamiento a nivel mundial<sup>42</sup>, tomando como referencia los principales índices del mundo, logrando demostrar la existencia de este fenómeno a nivel global en el mismo periodo, cerca de agosto del 2000, encontrando a su vez el fortalecimiento de la globalización. También se encuentran estudios en Sudáfrica<sup>43</sup> (2009), utilizando pruebas sobre 45 índices del mercado bursátil de este continente durante el periodo comprendido entre enero de 2003 y mayo de 2006, aplicando diferentes métodos estadísticos y agregando 6 meses más de datos, se observa que muchas de las acciones del mercado sudafricano experimentaron una fuerte caída predicha con los datos anteriores, sugiriendo la explosión de una pequeña burbuja a mediados de junio de 2006.

---

<sup>40</sup> ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Antibubble and prediction of China's stock market and real-estate. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2004, vol. 337, no 1, p. 243-268.

<sup>41</sup> ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Causal slaving of the US treasury bond yield antibubble by the stock market antibubble of August 2000. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2004, vol. 337, no 3, p. 586-608.

<sup>42</sup> ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Evidence of a worldwide stock market log-periodic antibubble since mid-2000. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2003, vol. 330, no 3, p. 543-583.

<sup>43</sup> ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. A case study of speculative financial bubbles in the South African stock market 2003–2006. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2009, vol. 388, no 6, p. 869-880.

Como anteriormente se mencionaba, países con mercados financieros más desarrollados cuentan con un mayor número de investigaciones acerca del efecto burbuja, lo que nos lleva a que en los mercados bursátiles Latinoamericanos no se cuente con mucha información al respecto. Entre algunos estudios podemos destacar el realizado por Tomelín<sup>44</sup> (2012) quien en Argentina, por medio de pruebas de estacionariedad y cointegración aplicadas a la serie de precios del índice Merval y a los dividendos entregados por las empresas que lo conforman entre 2003 y 2012, concluye la no existencia de burbujas durante el periodo analizado pero que dicha información no es suficiente para confirmarlo. En cuanto a Colombia, Fierro y Palacios<sup>45</sup> (2005) realizan pruebas de valor fundamental, raíz unitaria y cointegración para un periodo comprendido entre 1997 a 2004, en las series de precios de las acciones más representativas del mercado bursátil colombiano, identificando periodos de burbuja entre 1997-1998 y más adelante entre 2003-2004, permitiendo detectar patrones de comportamiento y contagio de burbujas, probando que el uso del valor fundamental puede funcionar como señal de soporte que evidencia el punto más bajo de caída de una acción en episodios de pánico o estallido de burbujas.

---

<sup>44</sup> TOMELÍN, Alberto César; ZABOS, Enrique Fernando. BURBUJAS RACIONALES EN EL MERCADO DE VALORES ARGENTINO.

<sup>45</sup> SÁNCHEZ, ANA MARIA FIERRO; POVEDA, ANDRES EDUARDO PALACIOS; DE ECONOMIA, CARRERA. BURBUJAS ESPECULATIVAS: UNA EVIDENCIA EMPIRICA PARA EL MERCADO ACCIONARIO COLOMBIANO 1997-2004.

### 3. MARCO TEÓRICO

En este capítulo se presentan las investigaciones previas realizadas en Latinoamérica acerca del efecto burbuja, los conceptos más importantes que se relacionan con la anomalía y que pueden influenciar en ésta y las pruebas estadísticas relacionadas con la temática que fueron seleccionadas para realizar el análisis de los datos en la presente investigación.

#### 3.1. ANTECEDENTES INVESTIGATIVOS

Diego Alonso Agudelo Rueda<sup>46</sup> desarrolló un trabajo denominado “*¿Inversionistas o especuladores? Evidencia de burbuja especulativa en el mercado accionario Colombia 2004-2006*” en el cual evalúa a través de evidencia empírica la existencia de burbujas financieras en Colombia, utilizando como datos un portafolio que replique el índice accionario colombiano que tendría un rendimiento proyectado a largo plazo similar al de los TES en pesos a 10 años, basándose en estimaciones del rendimiento proyectado a largo plazo por medio del modelo de Gordon y respaldando su análisis con dos pruebas econométricas. Los resultados que presenta indican que aunque no hubo sobrevaloración para los inversionistas extranjeros no hay suficiente información para explicar si hay formación de burbujas. También propone que la especulación no la inversión a largo plazo ha predominado en el mercado accionario Colombiano. A pesar de no llegar a conclusiones certeras acerca de la existencia de burbujas es de gran importancia

---

<sup>46</sup> RUEDA, Diego Alonso Agudelo. *¿ Inversionistas o especuladores? evidencia de burbuja especulativa en el mercado accionario Colombia, 2004-2006. AD-minister*, 2012, no 9, p. 86-112.

como guía para inversionistas debido a que no existen muchos estudios relacionados con el tema.

Ana María Fierro Sánchez y Andrés Eduardo Palacios Poveda<sup>47</sup> en su trabajo *“Burbujas especulativas: una evidencia empírica para el mercado accionario Colombiano 1997-2004”*, obtienen como resultado la identificación de burbujas especulativas sobre la mayoría de las acciones trabajadas pertenecientes al mercado bursátil de Colombia, de alta y media bursatilidad, basándose en las pruebas de raíz unitaria y de cointegración, encontrando que no se podían rechazar las hipótesis de existencia de burbujas para el periodo analizado. Presentan dos enfoques de interpretación, un primer enfoque regulatorio, destacando la importancia de la detección temprana de burbujas especulativas debido al nocivo impacto que puede causar su estallido tanto para la salud de la economía como para los inversionistas, y un segundo enfoque de los operadores del mercado accionario, de modo que desarrollen estrategias de trading para la identificación de oportunidades de entrada en el mercado, especialmente en episodios de burbuja. Además, es un gran aporte a los inversionistas ya que se trata de un análisis más detallado sobre el mercado de valores brindando valiosa información debido a los pocos estudios realizados en el país sobre este tipo de anomalías.

Alberto Cesar Tomelín<sup>48</sup> en su investigación *“Burbujas Racionales en el Mercado de Valores Argentino”*, realiza un análisis sobre el principal índice del mercado bursátil Argentino, Merval y los dividendos entregados por las empresas

---

<sup>47</sup> SÁNCHEZ Y PALACIOS. Op. Cit., p.

<sup>48</sup> TOMELÍN. Op. Cit., p.

pertenecientes al mismo. Utilizando pruebas estadísticas de raíces unitarias que permitieran analizar la estacionariedad de las series de tiempo junto con la prueba de cointegración Engle-Granger entre las dos series fue la metodología utilizada para este análisis, llegando a la conclusión de la no existencia de burbujas en el Merval desde el año 2003 al año 2012, resaltando que su aporte puede ser profundizado por medio de la utilización de nuevas pruebas econométricas que confirmarán o rechazarán sus resultados, siendo éste uno de los estudios más recientes e importantes por sus aportes a un área poco explorada en Latinoamérica como lo es el análisis del efecto burbuja.

### 3.2. MERCADOS BURSÁTILES

“Bursátil proviene del latín *bursa* que significa “bolsa”. El mercado bursátil, por lo tanto, es un tipo particular de mercado, el cual está relacionado con las operaciones o transacciones que se realizan en las diferentes bolsas alrededor del mundo. En este mercado, dependiendo de la bolsa en cuestión, se realizan intercambios de productos o activos de naturaleza similar<sup>49</sup>, tales como acciones, bonos, títulos valores, entre otros.

El mercado bursátil se considera un ente centralizado y regulado por el estado, que permite a las empresas financiar sus proyectos (colocación de acciones),

---

<sup>49</sup> Mercado Bursátil. [En línea]. Biblioteca Virtual Luis Ángel Arango. [Citado 24 de agosto de 2014]. Disponible en internet: <[http://www.banrepcultural.org/blaavirtual/ayudadetareas/economía/econo42.htm#Algunos\\_vnculos\\_que\\_pueden\\_ser\\_tiles\\_para\\_el\\_tema\\_son](http://www.banrepcultural.org/blaavirtual/ayudadetareas/economía/econo42.htm#Algunos_vnculos_que_pueden_ser_tiles_para_el_tema_son)>

ofrecer financiamiento al estado (emisión de bonos) y brinda posibilidades de inversión para las personas naturales.

La tendencia, la evolución y el desempeño del mercado bursátil se miden a través de índices, que reflejan los movimientos de los precios por efectos de la oferta y demanda de los activos que se transan en bolsa.

### **3.3. MERCADOS EFICIENTES**

La hipótesis de los Mercados Eficientes (EMH, por sus siglas en inglés), tiene sus orígenes en el trabajo doctoral “Théorie de la spéculation” del matemático francés Louis Bachelier, en la que reconoce que “el pasado, el presente y hasta los eventos futuros descontados se reflejan en los precios del mercado, pero con frecuencia no muestran ninguna aparente relación con los cambio de precios”<sup>50</sup>. Más tarde Samuelson (1965) muestra que en un mercado eficiente, desde el punto de vista informacional, los precios no se pueden predecir.

Un mercado eficiente, de acuerdo con la definición de Fama<sup>51</sup> (1970) es aquel, en el cual los precios deben incorporar toda la información disponible.

---

<sup>50</sup> BACHELIER, Louis. 1900, citado por CAMPBELL, John Y.; LO, Andrew y MACKINLAY, A. Craig. The Econometrics of Financial Markets. New Jersey: Princeton University Press, 1997. 420 p.

<sup>51</sup> FAMA. Op. cit., p.

De acuerdo con el conjunto de información que es reflejada rápidamente en el precio, Harry Roberts<sup>52</sup> (1967) definió tres niveles de eficiencia:

En la Eficiencia en forma débil, cada acción refleja la información contenida en la serie histórica de precios, es decir, toda la información pasada. Por lo tanto los inversores no podrán beneficiarse (obtener rentabilidades superiores) analizando dichas series (utilizando análisis técnico) o ideando estrategias de inversión basadas en ellas, ya que todos los participantes del mercado habrán aprendido a interpretar los comportamientos que dichas series históricas de precios pueden mostrar y reaccionaran en consecuencia.

En la Eficiencia en forma semifuerte, se supone que los precios de cada acción reflejan toda la información pasada, así como toda la información hecha pública acerca de la empresa o de su entorno (informes de resultados, balances, dividendos, entre otros). De acuerdo con esto, la persona que emplee el análisis fundamental para intentar conseguir un rendimiento superior a la media del mercado, está perdiendo su tiempo y esfuerzo, puesto que la cotización ya refleja su valor teórico o intrínseco.

En la eficiencia en forma fuerte, se parte de la hipótesis de que los precios de las acciones reflejan absolutamente toda la información disponible, ya sea pasada, pública o privada. Según esto, solo el azar puede lograr que un participante del mercado obtenga rendimientos superiores. Conseguir que los mercados alcancen

---

<sup>52</sup> ROBERTS, H. Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market. 1967. Documento no publicado.

este nivel de eficiencia es casi imposible, ya que esto implicaría un mercado perfecto.

Por tanto, se puede decir que un mercado es eficiente cuando se asegura la transparencia de la operación, mediante la suposición de que los agentes participantes son totalmente racionales, es decir, que tienen un conocimiento correcto de los métodos de valoración de activos, disponen de la información adecuada y toman sus decisiones basados en esto.

### **3.4. FINANZAS CONDUCTUALES**

Las finanzas conductuales son un nuevo enfoque que nace por la necesidad de explicar determinados comportamientos de los agentes financieros y su subsecuente efecto en el mercado, que exponen una posible debilidad en la teoría clásica de mercados eficientes. En términos generales, esta propone que algunos fenómenos financieros pueden ser estudiados mediante modelos en los cuales los agentes no son totalmente racionales, ya sea por preferencias o por creencias erróneas.

Según Robert Shiller<sup>53</sup>, el concepto de finanzas conductuales, abarca el estudio de las finanzas desde una perspectiva de ciencia social, que incluye la psicología y la sociología.

---

<sup>53</sup> SHILLER. Op. cit., p.

Ritter<sup>54</sup> expone, que los dos pilares principales de las finanzas conductuales son: la psicología cognitiva, que describe la manera de pensar de las personas, de acuerdo a determinados patrones, como: el exceso de confianza, la contabilidad mental, el encuadre, la representatividad, el conservadurismo, el efecto disposición, entre otros; y los límites al arbitraje, que hace referencia a predecir en qué circunstancias, las fuerzas del arbitraje son efectivas o no, y de esta manera poder determinar cuando los mercados son ineficientes.

Como los agentes económicos no son individuos que se comportan de manera perfecta y que toman decisiones de manera racional en un mercado completamente transparente, existen muchas herramientas financieras que no tienen el suficiente alcance para explicar dichas conductas “anormales”, de ahí la importancia del estudio de las finanzas en colaboración con otras ciencias, que establecen teorías que permiten lograr un conocimiento más profundo de las causas que conllevan a tal manera de actuar.

### **3.5. ANOMALÍAS DE MERCADO**

Las anomalías, se pueden definir como patrones de comportamiento de los mercados financieros que pueden ser aprovechados mediante reglas de inversión y no son explicados por las teorías financieras. Estas anomalías una vez detectadas y explotadas no desaparecen, sino que pueden generar rendimientos superiores de forma sistemática, contradiciendo la teoría de mercados eficientes.

---

<sup>54</sup> RITTER, Jay R. Behavioral Finance. EN: Pacific-Basin Finance Journal. Septiembre, 2003. vol. 11, no. 4, p. 429-437.

Brav y Heaton<sup>55</sup> plantean que existen dos teorías para explicar las anomalías financieras, por un lado están las teorías conductuales que dependen de la irracionalidad de los inversores (no procesan toda la información racionalmente, debido a sesgos cognitivos); y por otro están las teorías racionales, que dependen del grado de incertidumbre de los inversores sobre la estructura del entorno económico.

### 3.6. INFERENCIA ESTADÍSTICA

Dado que en el análisis de regresión se abordó el tema de la estimación de la función de regresión muestral mediante el método de MCO, ahora se requiere hacer uso de ésta para obtener inferencias acerca de la función de regresión poblacional, y poder determinar si los valores estimados obtenidos concuerdan con los parámetros reales y con las expectativas de la teoría que está siendo probada. Para obtener dichas inferencias, se hace uso de la estimación de intervalos y la prueba de hipótesis.

La estimación por intervalos de confianza consiste en pronosticar un parámetro de la población, pero a diferencia de la estimación puntual, lo que se plantea es proporcionar un intervalo, que en su interior contenga el parámetro a estimar, con una probabilidad de acierto previamente fijada, que se denomina nivel de confianza, y se denota  $1-\alpha$ ; donde  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ) es el nivel de significancia. Por

---

<sup>55</sup> BRAV, Alon y HEATON, John B. Competing theories of financial anomalies. EN: Review of Financial Studies. 2002. vol. 15, no. 2, p. 575-606.

ejemplo si se desea encontrar que tan cerca esta  $\hat{\beta}_2$  como estimador de  $\beta_2$  como parámetro, simbólicamente se tiene:

$$Pr(\hat{\beta}_2 - \delta \leq \beta_2 \leq \hat{\beta}_2 + \delta) = 1 - \alpha \quad (1)$$

Donde los puntos extremos del intervalo, se conocen como límites de confianza inferior ( $\hat{\beta}_2 - \delta$ ) y superior ( $\hat{\beta}_2 + \delta$ ).

Por otro lado, la prueba de hipótesis es un procedimiento para comparar una suposición que se tiene sobre una población en base a la información muestral. Sus componentes principales son:

Una hipótesis nula, que especifica un valor para el parámetro de la regresión.

$$H_0: \beta_k = C \quad (2)$$

Una hipótesis alternativa, que es contraria a  $H_0$ . Ésta puede ser simple o compuesta:

$$H_1: \beta_k > C \quad (3)$$

$$H_1: \beta_k < C \quad (4)$$

$$H_1: \beta_k \neq C \quad (5)$$

Un estadístico de prueba (test t)

$$t = \frac{\hat{\beta}_k - \beta_k}{ee(\hat{\beta}_k)} \quad (6)$$

La decisión de aceptar o rechazar  $H_0$  se toma a partir del valor del estadístico de prueba t, contrastado de manera directa con los valores críticos de la distribución t-Student a cierto nivel de significancia  $\alpha$  especificado por el investigador. Si el estadístico de prueba t cae en la región crítica, no se puede aceptar la hipótesis nula y se dice que el parámetro es estadísticamente significativo; de la misma manera, si el estadístico de prueba t no cae en la región crítica, se acepta la hipótesis nula y se dice que el parámetro no es estadísticamente significativo.

Como la elección del nivel de significancia  $\alpha$  se determina de manera arbitraria, el uso del  $P - valor$  permite que el investigador califique la significancia estadística de manera alta o moderada. El  $P - valor$  se define como el “nivel de significancia más bajo al cual puede rechazarse una hipótesis nula” (Gujarati, pág.132), entonces si se escogiera un  $\alpha = d\%$ , el criterio de decisión sería:

$P - \text{valor} < d\%$ , no se puede aceptar la hipótesis nula.

$P - \text{valor} > d\%$ , no rechazar la hipótesis nula.

Ahora si se quiere analizar una prueba de significancia global, donde la hipótesis nula es conjunta (sobre uno o más parámetros del modelo de regresión), se hace uso de la prueba F, ya que la prueba t evalúa la significancia individual.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \quad (7)$$

$H_1 =$  Al menos un parametro es diferente de cero

El estadístico de prueba F está dado por:

$$F = \frac{SEC/(k-1)}{SRC/(n-k)} \quad O \quad F = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} \quad (8)$$

Donde SEC es la suma explicada de cuadrados (variación debida a la regresión), SRC (variación debida a los residuos) es la suma de residuos al cuadrado y  $(k - 1)$  y  $(n - k)$  son los grados de libertad del numerador y el denominador respectivamente. Otra forma de calcular el estadístico F es usando el  $R^2$ , debido a la estrecha relación que guardan, ya que la prueba F mide su significancia estadística, que equivale a probar  $H_0: R^2 = 0$ .

La decisión de aceptar o rechazar la hipótesis nula, se toma en base al valor del estadístico F, comparado con los valores críticos obtenidos de la tabla F a un nivel de significancia dado, o con el P-valor del estadístico F calculado.

### 3.7. PRUEBA DICKEY-FULLER AUMENTADA (DFA)

Es una prueba de raíz unitaria, que se usa con el fin de determinar si la serie de tiempo es o no estacionaria, está a diferencia de la prueba Dickey-Fuller (DF), supone que el término de error  $\mu_t$  esta correlacionado.

El test de Dickey-Fuller en su forma simple, se basa en la estimación de la siguiente regresión:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

Donde  $\delta = (\rho - 1)$  y  $\Delta$  es el operador de la primera diferencia, por lo tanto se prueba la hipótesis nula de que  $\delta = 0$ , mediante el uso del estadístico  $\tau$  (tau) Si  $\delta = 0$ , entonces  $\rho = 1$ ; es decir, que se tiene una raíz unitaria, lo cual significa que la serie de tiempo estudiada es no estacionaria.

La prueba DFA se lleva a cabo aumentando los valores rezagados de la variable dependiente  $\Delta Y_t$ . Para un ejemplo específico, se aplica a la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Donde  $\varepsilon_t$  es un término de error puro con ruido blanco y donde  $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ ,  $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ , etc. El número de términos de diferencia rezagados que se debe incluir, generalmente se determina de manera empírica. En la DFA se sigue probando la misma hipótesis nula que en la prueba DF, y por lo tanto se pueden usar los mismos valores críticos.

### 3.8. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE PHILLIPS-PERRON (PP)

Una importante suposición de la prueba DF es que los términos de error  $\mu_t$  están distribuidos de manera idéntica e independiente. La prueba DFA ajusta la prueba DF a fin de tener cuidado de una posible correlación serial en los términos de error al agregar los términos de diferencia rezagados de la regresada. Phillips y Perron utilizan *métodos estadísticos no paramétricos* para evitar la correlación serial en los términos de error, sin que añadan términos de diferencia rezagados. Puesto que la distribución asintótica de la prueba PP es la misma que la prueba DFA no se considera necesario detallarla.

### 3.9. PRUEBA DE KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SMICHDY Y SHIN (KPSS)

La prueba difiere de las demás pruebas de raíz en que esta se asume que la serie  $Y_t$  es (la tendencia) estacionaria bajo la hipótesis nula. El estadístico KPSS se basa en los residuos de la regresión OLS (Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO) de  $Y_t$  en las variables exógenas  $X_t$

$$Y_t = X_t\delta + \mu_t \quad (12)$$

El estadístico está definido como:

$$LM = \left[ \frac{\sum_t S(t)^2}{T^2} \right] f_0 \quad (13)$$

Donde  $f_0$  es un estimador del espectro residual y donde el término de la fórmula  $S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{\mu}_r$  (14 es una función residual acumulativa:

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{\mu}_r \quad (14)$$

Basado en los residuos  $\hat{\mu}_t = Y_t - X_t' \hat{\delta}(0)$ . Se señala que el estimador que se utiliza para este cálculo difiere del estimador que se usa para GLS basado en la regresión que involucra los datos originales y no los datos cuasi-diferenciados.

Hay que recalcar que en la prueba KPSS se debe especificar las variables exógenas  $X_t$  y la estimación de  $f_0$ .

### 3.10. PRUEBA SUPADF GENERALIZADA

La prueba SADF se basa en la aplicación del test ADF del lado derecho de una secuencia de muestras hacia adelante en expansión. El test SADF ha demostrado tener más poder que la prueba de raíz unitaria convencional para la detección de comportamiento explosivo, aunque puede ser inconsistente, el procedimiento puede cubrir más sub muestras de los datos, donde si se incluyen uno o más episodios de burbujas, el algoritmo puede dar estimaciones del punto inicial y final.

En el procedimiento, la especificación nula es una caminata aleatoria con una asintóticamente insignificante derivada dada por:

$$Y_t = dT^{-\eta} + \theta Y_{t-i} + \varepsilon_t \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad \theta = 1 \quad (15)$$

$d$  es una constante,  $T$  es el tamaño de muestra y  $\eta > 1/2$ . La prueba de regresión está dada por:

$$\Delta Y_t = \alpha_{r_1 r_2} + \beta_{r_1 r_2} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \psi_{r_1 r_2}^i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{r_1 r_2}^2) \quad (16)$$

K es el orden lag.  $ADF_{r_1}^{r_2}$  Es el estadístico t-ratio asociado a la regresión. El número de observaciones en la muestra de la regresión es  $T_w = [Tr_w]$ , donde [.] es la parte entera del argumento. La regresión de la prueba ADF se ejecuta varias veces en una secuencia de muestras.

### 3.11. PRUEBA DE CHOW DE RAÍZ UNITARIA PARA EL CAMBIO ESTRUCTURAL

Teniendo en cuenta que bajo la hipótesis nula de que  $Y_t$  es una caminata aleatoria entre  $t = 1, \dots, [\tau * T]$ , esta información puede ser utilizada en el proceso de generación de datos en el procedimiento mediante el uso de la prueba de Chow para el cambio estructural en el parámetro auto regresivo<sup>56</sup>. Bajo el supuesto de que  $\rho_t = 1$  para  $t = 1, \dots, [\tau * T]$  y  $\rho_t - 1 = \delta > 0$  para  $t = [\tau T] + 1, \dots, T$ , el modelo puede ser escrito como

$$\Delta Y_t = \delta(Y_{t-1} \mathbb{1}_{\{t > [\tau * T]\}}) + \varepsilon_t \quad (17)$$

Donde  $\mathbb{1}_{\{\cdot\}}$  Es una función indicadora que es igual a uno cuando los términos entre los corchetes son verdaderos e igual a cero en otro caso. Correspondientemente,

---

<sup>56</sup> HOMM, Ulrich; BREITUNG, Jörg. Testing for speculative bubbles in stock markets: a comparison of alternative methods. *Journal of Financial Econometrics*, 2012, vol. 10, no 1, p. 198-231.

la hipótesis nula de interés es  $H_0: \delta = 0$  que se contrasta con la alternativa  $H_1: \delta > 0$ .

Es fácil de ver que el estadístico t de regresión para esta hipótesis nula es

$$DFC_{\tau} = \frac{\sum_{t=[\tau T]+1}^T \Delta Y_t Y_{t-1}}{\tilde{\sigma}_t \sqrt{\sum_{t=[\tau T]+1}^T Y_{t-1}^2}} \quad (18)$$

Donde

$$\tilde{\sigma}_t = \frac{1}{T-2} \sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \hat{\delta}_t y_{t-1} \mathbb{1}_{\{t > [\tau T]\}})^2 \quad (19)$$

Y  $\hat{\delta}_t$  denota el estimador OLS de  $\delta$ . El estadístico Chow Dickey-Fuller para el cambio desde I(1) a explosivo en un intervalo  $\tau \in [\tau_0, 1 - \tau_0]$  puede ser escrito como:

$$\sup DFC = \sup_{\tau \in [\tau_0, 1 - \tau_0]} DFC_{\tau} \quad (20)$$

La distribución limitante de supDFC bajo el supuesto de caminata aleatoria se presenta en la siguiente proposición:

- Sea  $Y_t$ , bajo la hipótesis nula, la distribución limitada del estadístico Chow Dickey-Fuller está dada por:

$$\sup_{\tau \in [\tau_0, 1 - \tau_0]} DFC(\tau) \stackrel{D}{\rightarrow} \sup_{\tau \in [\tau_0, 1 - \tau_0]} \frac{\frac{1}{2} \{W^2(1) - W^2(\tau) - (1-\tau)\}}{\sqrt{\int_{\tau}^1 W^2(r) dr}} \quad (21)$$

### 3.12. DETECTOR FLUC PARA MONITOREO EN TIEMPO REAL

Este detector propuesto por Homm y Breitung se utiliza para observar gráficamente si se produce una burbuja en un determinado lapso de tiempo. Consiste en la construcción de una secuencia estadística que resume las pruebas acumuladas de una burbuja en cada momento durante el periodo de tiempo. Si el estadístico supera cierto umbral, podemos concluir que con una probabilidad especificada previamente, la serie de datos ha entrado en un régimen explosivo. Una ventaja importante es que el test estadístico no se ve afectado por el colapso posterior de una burbuja.

Suponiendo que, cuando comienza el seguimiento, una muestra de  $n$  observaciones de información está disponible y que la hipótesis nula de no cambio estructural se mantiene para dicha muestra de prueba. A continuación, en cada periodo  $n+1, n+2, \dots$ , llega una nueva observación. Considerando que:

$$FLUC: \quad DF_r = \frac{1}{n+r} (\hat{\rho}_r - 1) / \hat{\sigma}_{\rho_r} \quad (22)$$

Donde  $\hat{\rho}_r$  denota el estimador OLS del coeficiente auto regresivo (incluyendo la constante) basado en la submuestra  $1, \dots, n, n+1, \dots, r$  y  $\hat{\sigma}_{\rho_r}$  denota el error estándar asociado. Asumiendo que se entra en el régimen de burbuja en algún periodo  $T^* > n$ . Entonces para  $r > T^*$  el estimador  $\hat{\rho}_r$  tiende a ser grande y finalmente supera el valor crítico  $c_\alpha$ . Del mismo modo, dentro del régimen de la burbuja  $r - n$ , pasando por el error estimado  $y_r - y_n$ , basado en la estimación de una caminata aleatoria tiende a valores grandes positivos. Derivando un valor crítico para el detector fijo FLUC, implica que para un nivel de significancia de 0.05, se detecta una burbuja si  $DF_r > 1.468$ .

### 3.13. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE-GRANGER (EG)

Teniendo en cuenta cómo aplicar la prueba de raíz unitaria DF o ADF, lo que se requiere es estimar una regresión, obtener los residuos y utilizar la prueba DF o ADF. Sin embargo, debe tenerse precaución puesto que la  $\mu_t$  estimada se basa en el parámetro de cointegración estimado  $\beta_2$ , los valores críticos de significancia DF y ADF no son del todo apropiados. Engle y Granger han calculado estos valores, por consiguiente, en este contexto, las pruebas DF y ADF se conocen como **prueba de Engle-Granger (EG)** y la **prueba de Engle-Granger aumentada (AEG)**, respectivamente.

Para ilustrar las pruebas tomamos el siguiente ejemplo, donde se realizó una regresión obteniendo los siguientes resultados:

$$\widehat{GCP}_t = -171.4412 + 0.96721IDP_t \quad (23)$$

$$t = (-7.4808) \quad (119.8712) \quad (24)$$

$$R^2 = 0.9940 \quad d = 0.5316 \quad (25)$$

Puesto que el GCP y el IDP son no estacionarios en lo individual, existe la posibilidad de que esta regresión sea espuria. Pero cuando se lleva a cabo una prueba de raíz unitaria sobre los residuos, se obtienen los siguientes resultados:

$$\Delta\hat{\mu}_t = -0.2753\mu_{t-1} \quad (26)$$

$$t = (-3.7791)$$

$$R_2 = 0.1422 \quad d = 2.2775$$

El valor crítico de Engle-Granger al 1% es de  $-2.5899$ . Puesto que el valor  $\tau$  calculado ( $= t$ ) es mucho más negativo que esto, la conclusión es que los residuos de la regresión del GCP sobre el IDP son  $I(0)$ : es decir, son estacionarios. Por lo tanto la regresión es cointegrante y no es espuria aun cuando las dos variables, en lo individual, son no estacionarias.

## 4. METODOLOGÍA

En esta sección se presentan las etapas de la metodología empírica usada para detectar la presencia de efecto burbuja en los principales mercados bursátiles latinoamericanos.

### 4.1. ETAPA I: DATOS

Esta etapa consiste en obtener los precios de cierre mensuales de los principales índices de las bolsas de valores más representativas de Latinoamérica (ver Tabla 2), además de los dividendos mensuales entregados por las empresas que los conforman, durante el periodo comprendido entre el 2 de enero de 2000 hasta el 30 de marzo de 2014.

Tabla 2. Principales bolsas de Valores de Latinoamérica

PAÍS	BOLSA DE VALORES
ARGENTINA	Mercado de valores de Buenos Aires MERVAL
BRASIL	Bolsa de valores de Sao Paulo BOVESPA
CHILE	Bolsa de comercio de Santiago BCS

PAÍS	BOLSA DE VALORES
COLOMBIA	Bolsa de valores de Colombia BVC
MÉXICO	Bolsa Mexicana de valores BMV
PERÚ	Bolsa de valores de Lima BVL

También se llevará a cabo un análisis estadístico de las variables objeto de estudio, tanto para el los índices de las bolsas de valores de Latinoamérica como para los dividendos entregados por las empresas que los conforman. Para dicho análisis se hará uso de medidas básicas como mínimo, máximo, media aritmética, desviación estándar, entre otras.

Para el cálculo de las variables de estudio se hace uso de la función logaritmo natural, que permitirá suavizar las series de datos, permitiendo un mejor manejo sin pérdida de sus propiedades.

$$p_t = Ln(P_t) \quad (27)$$

$$d_t = Ln(D_t) \quad (28)$$

Donde  $p_t$  y  $d_t$  corresponden al valor del precio y los dividendos suavizados respectivamente en un tiempo  $t$  de los valores originales  $P_t$  y  $D_t$ . Este paso se deberá realizar para todos los datos de las bolsas de valores de Latinoamérica.

## 4.2. ETAPA II: TEST ESTADÍSTICOS

**4.2.1. Test de estacionariedad.** En esta etapa se realizará un análisis de estacionariedad por medio de la aplicación de los test estadísticos Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS). Tomando los datos suavizados de los precios de los índices y los dividendos de los activos se analizan sus valores. De acuerdo a estos test, si las series presentan estacionariedad, sugerirían la no existencia de burbujas en los mercados analizados, en caso contrario indicaría la presencia de burbujas en dichos mercados durante el horizonte de tiempo seleccionado para la muestra.

**4.2.2. Test de Chow para la detección de cambio estructural, SupADF y FLUC.** En su artículo *“Testing for speculative Bubbles in Stock Markets, A comparison of Alternative Methods”* publicado en el año 2009, Homm y Breitung demostraron la efectividad del test de Chow para el cambio estructural, descrita por la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_t = \delta(Y_{t-1} \mathbb{1}_{\{t > [\tau * T]\}}) + \varepsilon_t \quad (29)$$

La cuál indicará en qué momento en las series de dividendos y precios ocurre un cambio significativo que sea indicio de la existencia de burbujas financieras. Además, Hogg y Breitung, quienes también demostraron un mejor comportamiento de la prueba SADF o SupADF para la detección de comportamiento explosivo, la cual indicará por medio del análisis de múltiples muestras a través de la siguiente ecuación:

$$Y_t = dT^{-\eta} + \theta Y_{t-i} + \varepsilon_t \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad \theta = 1 \quad (30)$$

Si existe evidencia que pueda sugerir la existencia de burbujas en las series de tiempo analizadas.

Además, Breitung en su artículo *“Econometric Tests for speculative bubbles”* publicado en el año 2014, presentan el detector FLUC, el cual permite el análisis de datos de forma gráfica, tomando como referencia un valor de la estadística DF para definir la existencia o no de burbujas en la serie de tiempo analizada, y generando un indicador que valdrá 0 en caso de no presentar evidencia de burbuja, y 1 en la situación contraria.

#### **4.3. ETAPA III: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE-GRANGER**

Aun cuando las series inicialmente no fuesen estacionarias de forma individual, indicando la posible existencia de burbujas financieras, la prueba de cointegración de Engle-Granger podría mostrar la estacionariedad de series de tiempo debido a

su relación a largo plazo por medio de la cointegración de ellas mismas. Para esto se realiza la prueba para cada uno de los mercados analizados, utilizando el valor logarítmico de los precios y dividendos, realizando una regresión entre las dos series y tomando sus residuos para aplicar una prueba de raíz unitaria sobre estos. Si los residuos son de orden  $I(0)$ , significa que son estacionarias a pesar de que fueran no estacionarias de forma individual.

## 5. RESULTADOS

A continuación se presentan los resultados para cada país analizados, presentando inicialmente las pruebas econométricas de estacionariedad aplicadas a las series de precios y dividendos, seguido del test de Chow, SupADF y gráfica de FLUC y finalmente la cointegración entre estas dos series para cada uno de los principales mercados bursátiles en Latinoamérica.

### 5.1. ARGENTINA

**5.1.1. Análisis estadístico preliminar.** Para hacer el reconocimiento inicial de las series en la Tabla 3 se puede observar los principales estadísticos tanto para el Merval como de los dividendos. Se evidencia asimetría en las dos series además de ser levemente platicúrticas lo que nos indica que los datos presentan una pequeña desviación respecto a la tendencia central y concentración de los mismos.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos Merval y dividendos

	<b>Merval</b>	<b>Dividendos</b>
<b>Media</b>	7.243149	1.907397
<b>Mediana</b>	7.442099	2.101384
<b>Desviación estándar</b>	0.792083	0.843816
<b>Asimetría</b>	-0.445626	-0.719869
<b>Curtosis</b>	2.350779	2.40983
<b>Jarque-Bera</b>	8.713379	17.35156
<b>Probabilidad</b>	0.012821	0.000171
<b>Número de datos</b>	172	172

A continuación se evalúa la autocorrelación y estacionariedad de las series, como parte de la primera etapa de la metodología.

*Prueba de auto correlación parcial*

Se evalúa la auto correlación en las series del Merval (Tabla 4) y sus dividendos (Tabla 5). Para la elección del número de rezagos se tiene en cuenta que Tsay<sup>57</sup> sugiere que se tome  $\ln(N)$  que sería aproximadamente igual a 6, sin embargo para tener un escenario de análisis más amplio el presente estudio usa 10 rezagos.

Tabla 4. Coeficientes de auto correlación Merval

Rezago	Ln( $P_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $P_t$		
	Coefficiente	Estadístico Q	p-valor	Coefficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.979	149.43	0.00	0.186	5.3576	0.021
2	0.957	293.16	0.00	-0.017	5.4012	0.067
3	0.934	430.95	0.00	-0.034	5.5803	0.134
4	0.908	562.03	0.00	-0.053	6.0168	0.198
5	0.883	687.1	0.00	0.044	6.3189	0.276
6	0.861	806.61	0.00	-0.078	7.2943	0.294
7	0.839	921.05	0.00	0.037	7.5126	0.378
8	0.816	1030.1	0.00	0.118	9.7741	0.281
9	0.793	1133.5	0.00	0.204	16.592	0.056
10	0.768	1231.4	0.00	0.065	17.287	0.068

Se observa que el coeficiente de auto correlación disminuye a medida que aumentan los rezagos, lo que podría indicar no estacionariedad en los precios del Merval, al igual que se evidencia en la serie de dividendos. Por otra parte, el

<sup>57</sup> TSAY, Ruey S. *Analysis of financial time series*. John Wiley & Sons, 2005.

comportamiento de las rentabilidades tanto del Merval como de los dividendos no presenta auto correlación.

Tabla 5. Coeficientes de auto correlación dividendos

Rezago	Ln( $D_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $D_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.982	150.58	0.00	-0.288	12.846	0.00
2	0.967	297.36	0.00	-0.034	13.027	0.001
3	0.951	440.26	0.00	0.276	24.962	0.00
4	0.933	578.9	0.00	-0.186	30.444	0.00
5	0.916	713.36	0.00	0.052	30.876	0.00
6	0.897	843.17	0.00	0.094	32.29	0.00
7	0.88	968.92	0.00	0.008	32.301	0.00
8	0.862	1090.4	0.00	-0.02	32.363	0.00
9	0.842	1207.2	0.00	0.115	34.545	0.00
10	0.824	1319.8	0.00	-0.141	37.844	0.00

**5.1.2. Test de estacionariedad.** Para analizar la estacionariedad, en la Tabla 6 se presentan los resultados de las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) para las series del Merval y los dividendos.

Tabla 6. Prueba de raíces unitarias para el Merval y dividendos

	Merval		Dividendos	
	Estadístico	Valor critico al 5%	Estadístico	Valor critico al 5%
<b>DFA</b>	-0102737	-2.878311	-2.174703	-2.878311
<b>PP</b>	-0.241742	-2.878311	-2.160229	-2.878311
<b>KPSS</b>	1.433719	0.463	0.629488	0.463

Como se observa, las tres pruebas tanto para el Merval como para sus dividendos indican que las series son estacionarias.

**5.1.3. Test de Chow y SupADF.** Para complementar los resultados obtenidos anteriormente, en la Tabla 7 se presentan los resultados de las pruebas SupDFC o test de Chow para el cambio estructural y SupADF o Suprema de Dickey-Fuller para las series del Merval y los dividendos.

Tabla 7. Pruebas Complementarias Merval y dividendos

	Merval		Dividendos	
	Estadístico	Interpretación	Estadístico	Interpretación
<b>SupADF</b>	1.77	Estacionario	0.8513	Estacionario
<b>SupDFC</b>	2.5173	No estacionario – Dato 23	-0.3883	Estacionario

Se observa como para el Merval la prueba de Chow muestra una posible evidencia de burbuja en el dato que corresponde a noviembre de 2001 mientras que los demás resultados son estacionarios.

**5.1.4 Detector FLUC.** Para obtener una visión global de los datos analizados y en tiempo real, se aplica el detector FLUC que permite observar gráficamente el comportamiento de las series del Merval (Ilustración 1) y los dividendos (Ilustración 2). Se evidencia a través del detector FLUC que las dos series son estacionarias ya que se encuentran por debajo del valor de referencia estadístico.

Ilustración 1. FLUC para el Merval

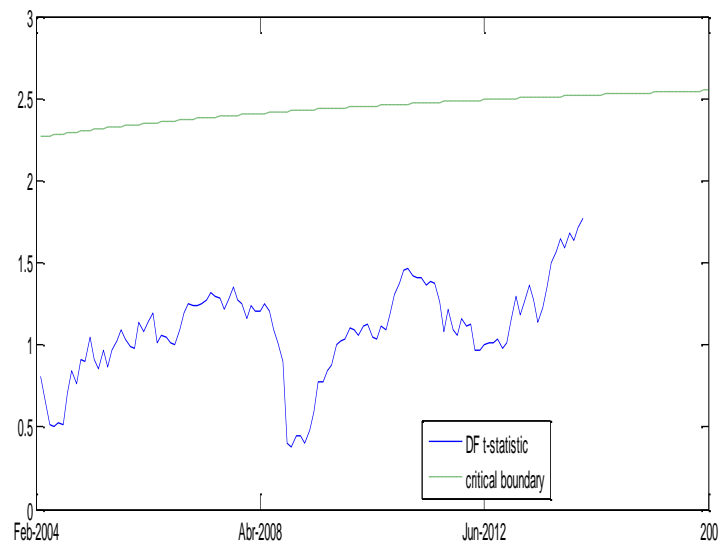
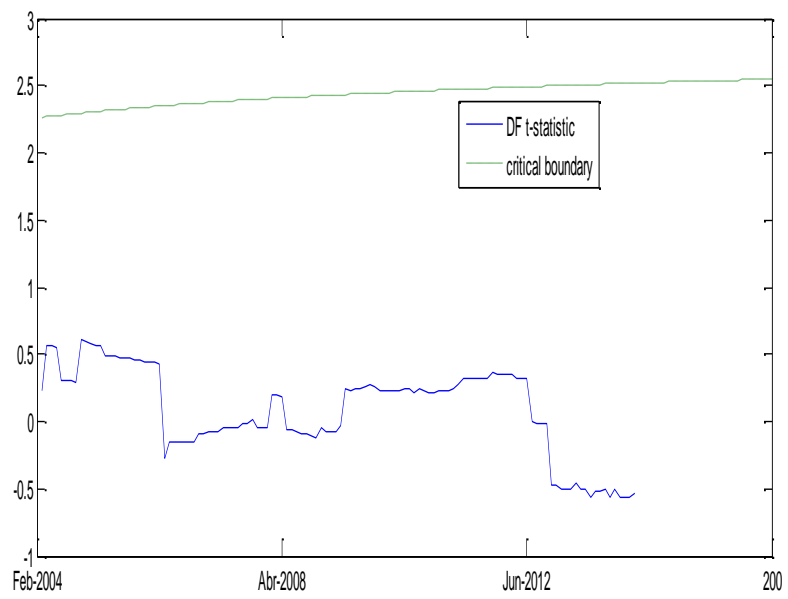


Ilustración 2. FLUC para los dividendos



**5.1.5. Prueba de cointegración de Engle-Granger.** Finalmente se presenta en la Tabla 8 el resultado de las pruebas de estacionariedad aplicadas a los residuos obtenidos a partir de la cointegración entre la serie del Merval y los dividendos, evidenciando la estacionariedad de las series.

Tabla 8. Pruebas de raíces unitarias a los residuos Argentina

	<b>Residuos</b>	<b>Valor crítico al 5%</b>
<b>DFA</b>	0.071407	-2.878311
<b>PP</b>	0.038654	-2.878311
<b>KPSS</b>	1.133372	0.463

## 5.2. BRASIL

**5.2.1. Análisis estadístico preliminar.** Para hacer el reconocimiento inicial de las series en la

Tabla 9 se puede observar los principales estadísticos tanto para el IBOVESPA como de los dividendos. Se evidencia asimetría en las dos series además de ser platicúrticas lo que nos indica que los datos presentan una pequeña desviación respecto a la tendencia central y concentración de los mismos.

Tabla 9. Estadísticos descriptivos IBOVESPA y dividendos

	<b>IBOVESPA</b>	<b>Dividendos</b>
<b>Media</b>	10.40822	2.451481
<b>Mediana</b>	10.59234	2.746447
<b>Desviación estándar</b>	0.636301	0.72168
<b>Asimetría</b>	-0.492723	-0.86596
<b>Curtosis</b>	1.748507	2.217841
<b>Jarque-Bera</b>	18.18427	25.81346
<b>Probabilidad</b>	0.000113	0.000002
<b>Número de datos</b>	172	172

A continuación se evalúa la auto correlación y estacionariedad de las series, como parte de la primera etapa de la metodología.

*Prueba de autocorrelación parcial*

Se evalúa la auto correlación en las series del IBOVESPA (Tabla 10) y sus dividendos (Tabla 11). Para la elección del número de rezagos se tiene en cuenta que Tsay<sup>58</sup> sugiere que se tome  $Ln(N)$  que sería aproximadamente igual a 6, sin embargo para tener un escenario de análisis más amplio el presente estudio usa 10 rezagos.

Tabla 10. Coeficientes de auto correlación IBOVESPA

Rezago	Ln( $P_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $P_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.988	170.95	0.00	0.138	3.3114	0.069
2	0.976	338.5	0.00	-0.012	3.3353	0.189
3	0.963	502.88	0.00	0.016	3.3803	0.337
4	0.95	663.49	0.00	0.034	3.5822	0.465
5	0.934	819.87	0.00	-0.01	3.5991	0.608
6	0.92	972.39	0.00	-0.007	3.6068	0.73
7	0.905	1121	0.00	-0.017	3.6566	0.818
8	0.891	1265.9	0.00	-0.081	4.8503	0.773
9	0.878	1407.3	0.00	-0.11	7.079	0.629
10	0.865	1545.5	0.00	0.106	9.1381	0.519

<sup>58</sup> TSAY. Op. Cit., p.

Se observa que el coeficiente de auto correlación disminuye a medida que aumentan los rezagos, lo que podría indicar no estacionariedad en los precios del Ibovespa, al igual que se evidencia en la serie de dividendos. Por otra parte, el comportamiento de las rentabilidades tanto del Ibovespa como de los dividendos no presenta auto correlación.

Tabla 11. Coeficientes de auto correlación dividendos

Rezago	Ln( $D_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $D_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.973	165.78	0.00	0.047	0.3864	0.534
2	0.941	321.77	0.00	0.066	1.1457	0.564
3	0.908	467.62	0.00	-0.108	3.1915	0.363
4	0.877	604.56	0.00	-0.088	4.5633	0.335
5	0.851	734.32	0.00	-0.064	5.3004	0.38
6	0.827	857.68	0.00	-0.022	5.3886	0.495
7	0.804	975.07	0.00	0.014	5.4248	0.608
8	0.781	1086.4	0.00	-0.015	5.4653	0.707
9	0.759	1192.2	0.00	0.195	12.387	0.192
10	0.732	1291.2	0.00	-0.004	12.389	0.26

**5.2.2. Test de estacionariedad.** Para analizar la estacionariedad, en la Tabla 12 se presentan los resultados de las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) para las series del IBOVESPA y los dividendos.

Tabla 12. Prueba de raíces unitarias para el IBOVESPA y dividendos

	IBOVESPA		Dividendos	
	Estadístico	Valor critico al 5%	Estadístico	Valor critico al 5%
<b>DFA</b>	-0.998373	-2.878311	-1.899282	-2.878311
<b>PP</b>	-1.051688	-2.878311	-1.893253	-2.878311
<b>KPSS</b>	1.4088340	0.463	1.305438	0.463

Como se observa, las tres pruebas tanto para el Ibovespa como para sus dividendos indican que las series son estacionarias.

**5.2.3. Test de Chow y SupADF.** Para complementar los resultados obtenidos anteriormente, en la Tabla 13 se presentan los resultados de las pruebas SupDFC o test de Chow para el cambio estructural y SupADF o Suprema de Dickey-Fuller para las series del IBOVESPA y los dividendos.

Tabla 13. Pruebas complementarias IBOVESPA y dividendos

	IBOVESPA		Dividendos	
	Estadístico	Interpretación	Estadístico	Interpretación
<b>SupADF</b>	109756	Estacionario	1.4118	Estacionario
<b>SupDFC</b>	1.9131	No estacionario – Dato 33	0.8086	Estacionario

Se observa como para el IBOVESPA la prueba de Chow muestra posible evidencia de posible burbuja para el dato que corresponde a septiembre de 2002, mientras que los demás resultados son estacionarios.

**5.2.4. Detector FLUC.** Para obtener una visión global de los datos analizados y en tiempo real, se aplica el detector FLUC que permite observar gráficamente el comportamiento de las series del IBOVESPA (Ilustración 3) y los dividendos (Ilustración 4). Se evidencia a través del detector FLUC que las dos series son estacionarias debido a que se encuentran por debajo del valor de referencia estadístico.

Ilustración 3. FLUC para el IBOVESPA

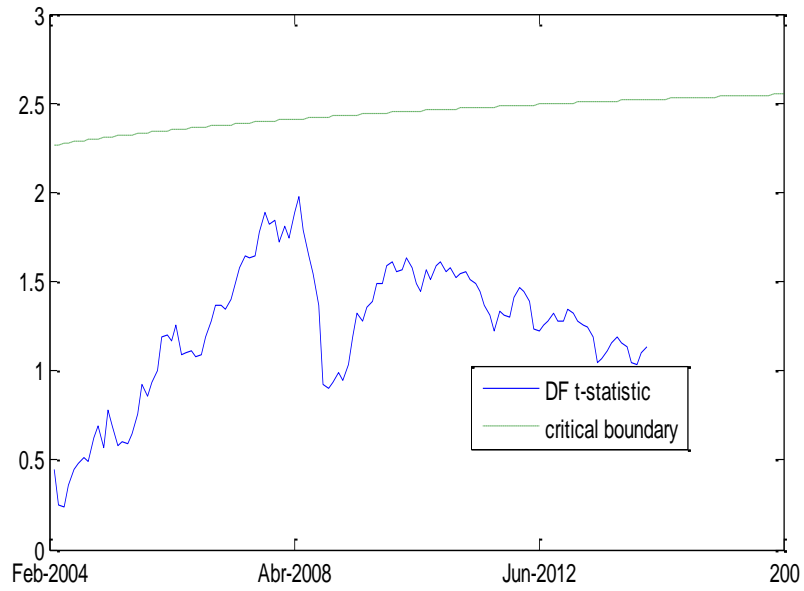
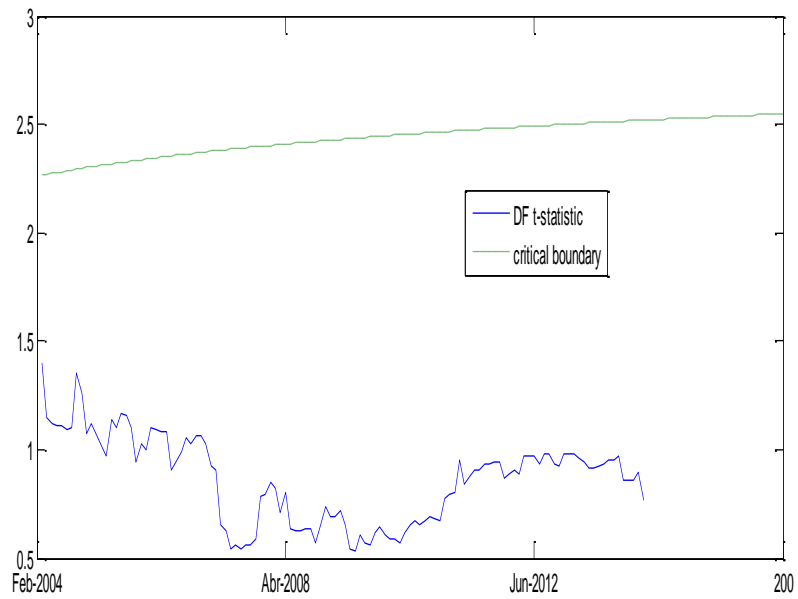


Ilustración 4. FLUC para los dividendos



**5.2.5. Prueba de cointegración de Engle-Granger.** Finalmente en la Tabla 14 se presenta el resultado de las pruebas de estacionariedad aplicadas a los residuos obtenidos a partir de la cointegración entre la serie del IBOVESPA y los dividendos, evidenciando la estacionariedad de las series.

Tabla 14. Pruebas de raíces unitarias a los residuos Brasil

	<b>Residuos</b>	<b>Valor crítico al 5%</b>
<b>DFA</b>	-2.238382	-2.878311
<b>PP</b>	-2.238382	-2.878311
<b>KPSS</b>	0.410676	0.463

### 5.3. CHILE

**5.3.1. Análisis estadístico preliminar.** Para hacer el reconocimiento inicial de las series en la Tabla 15 se puede observar los principales estadísticos tanto para el IPSA como de los dividendos. Se evidencia asimetría en las dos series además de ser platicúrticas lo que nos indica que los datos presentan una pequeña desviación respecto a la tendencia central y concentración de los mismos.

Tabla 15. Estadísticos descriptivos IPSA y dividendos

	<b>IPSA</b>	<b>Dividendos</b>
<b>Media</b>	4.697481	6.383074
<b>Mediana</b>	4.695876	6.551495
<b>Desviación estándar</b>	0.721952	0.793567
<b>Asimetría</b>	-0.268503	-0.36341
<b>Curtosis</b>	2.27184	1.79256
<b>Jarque-Bera</b>	5.866588	14.23428
<b>Probabilidad</b>	0.053221	0.000811
<b>Número de datos</b>	172	172

A continuación se evalúa la autocorrelación y estacionariedad de las series, como parte de la primera etapa de la metodología.

*Prueba de auto correlación parcial*

Se evalúa la auto correlación en las series del IPSA (Tabla 16) y sus dividendos (Tabla 17). Para la elección del número de rezagos se tiene en cuenta que Tsay<sup>59</sup> sugiere que se tome  $Ln(N)$  que sería aproximadamente igual a 6, sin embargo para tener un escenario de análisis más amplio el presente estudio usa 10 rezagos.

Tabla 16. Coeficientes de auto correlación IPSA

Rezago	Ln( $P_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $P_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.972	165.3	0.00	0.134	3.125	0.077
2	0.939	320.59	0.00	0.067	3.9052	0.142
3	0.905	465.62	0.00	0.138	7.2629	0.064
4	0.864	598.48	0.00	0.185	13.347	0.01
5	0.82	719.02	0.00	-0.049	13.77	0.017
6	0.778	828.06	0.00	-0.19	20.259	0.002
7	0.74	927.44	0.00	0.047	20.664	0.004
8	0.703	1017.6	0.00	0.009	20.678	0.008
9	0.664	1098.5	0.00	0.002	20.679	0.014
10	0.625	1170.7	0.00	0.034	20.895	0.022

Se observa que el coeficiente de auto correlación disminuye a medida que aumentan los rezagos, lo que podría indicar no estacionariedad en los precios del IPSA, al igual que se evidencia en la serie de dividendos. Por otra parte, el comportamiento de las rentabilidades tanto del IPSA como de los dividendos no presenta auto correlación.

<sup>59</sup> TSAY. Op. Cit., p.

Tabla 17. Coeficientes de auto correlación dividendos

Rezago	Ln( $D_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $D_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.979	167.78	0.00	-0.059	0.6003	0.483
2	0.957	328.94	0.00	0.003	0.6016	0.74
3	0.934	483.46	0.00	0.148	4.4483	0.217
4	0.912	631.58	0.00	0.008	4.4588	0.347
5	0.889	773.25	0.00	-0.023	4.5531	0.473
6	0.866	908.59	0.00	-0.018	4.6135	0.594
7	0.848	1039.1	0.00	-0.035	4.8285	0.681
8	0.829	1164.5	0.00	-0.1	6.6313	0.577
9	0.812	1285.4	0.00	0.027	6.7599	0.662
10	0.794	1401.8	0.00	-0.081	7.9751	0.631

**5.3.2. Test de estacionariedad.** Para analizar la estacionariedad, en la Tabla 18 se presenta los resultados de las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) para las series del IPSA y los dividendos.

Tabla 18. Prueba de raíces unitarias para el IPSA y dividendos

	IPSA		Dividendos	
	Estadístico	Valor critico al 5%	Estadístico	Valor critico al 5%
<b>DFA</b>	-0.445632	-2.878311	-1.790335	-2.878311
<b>PP</b>	-0.9027	-2.878311	-1.786477	-2.878311
<b>KPSS</b>	0.522588	0.463	1.584599	0.463

Como se observa, las tres pruebas tanto para el IPSA como para sus dividendos indican que las series son estacionarias.

**5.3.3. Test de Chow y SupADF.** Para complementar los resultados obtenidos anteriormente, en la Tabla 19 se presentan los resultados de las pruebas SupDFC

o test de Chow para el cambio estructural y SupADF o Suprema de Dickey-Fuller para las series del IPSA y los dividendos.

Tabla 19. Pruebas complementaria IPSA y dividendos

	IPSA		Dividendos	
	Estadístico	Interpretación	Estadístico	Interpretación
<b>SupADF</b>	2.7186	No estacionario al 10%	2.0589	Estacionario
<b>SupDFC</b>	-0.2821	Estacionario	1.461	Estacionario

Se observa como para el IPSA la prueba suprema de Dickey-Fuller se presenta una pequeña evidencia de posible burbuja, mientras que los demás resultados son estacionarios.

**5.3.4. Detector FLUC.** Para obtener una visión global de los datos analizados y en tiempo real, se aplica el detector FLUC que permite observar gráficamente el comportamiento de las series del IPSA (Ilustración 5) y los dividendos (Ilustración 6). Se evidencia a través del detector FLUC que la serie del IPSA presenta evidencia de posible burbuja para los primeros años del estudio realizado ya que supera el valor del estadístico de referencia mientras que los dividendos son estacionarios.

Ilustración 5. FLUC para el IPSA

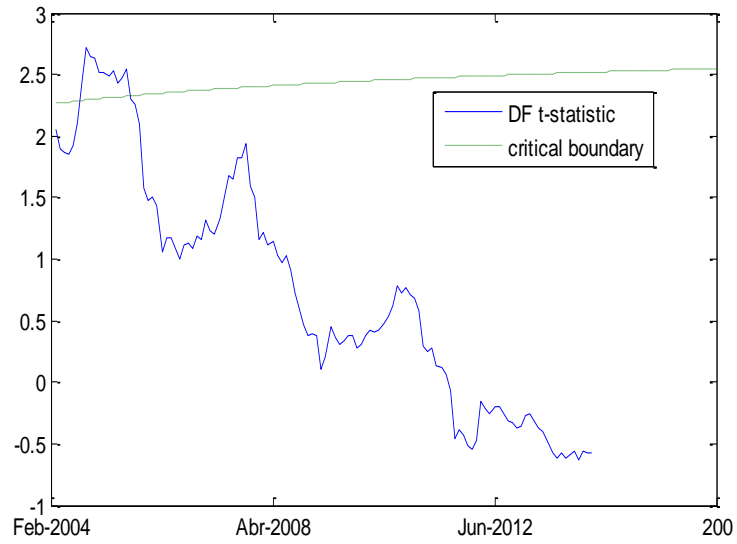
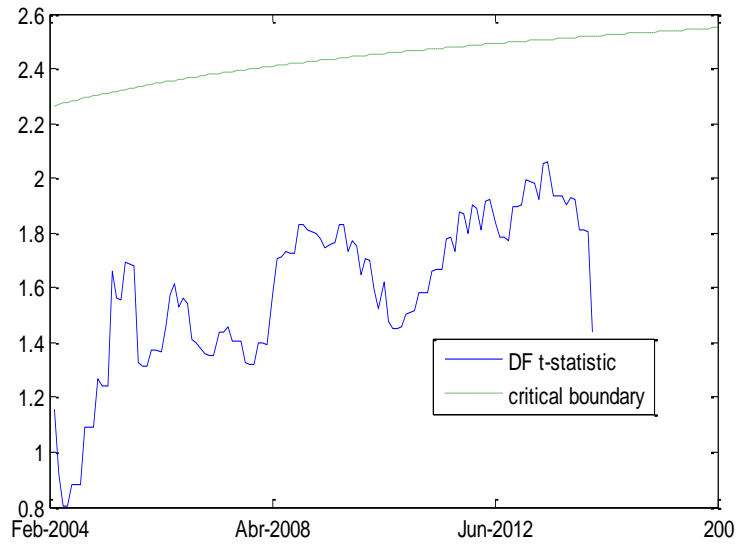


Ilustración 6. FLUC para los dividendos



**5.3.5. Prueba de cointegración de Engle-Granger.** Finalmente en la Tabla 20 se presenta el resultado de las pruebas de estacionariedad aplicadas a los

residuos obtenidos a partir de la cointegración entre la serie del IPSA y los dividendos, evidenciando la estacionariedad de las series.

Tabla 20. Pruebas de raíces unitarias a los residuos Chile

	<b>Residuos</b>	<b>Valor critico al 5%</b>
<b>DFA</b>	-0.801024	-2.878311
<b>PP</b>	-1.200185	-2.878311
<b>KPSS</b>	0.400606	0.463

#### 5.4. COLOMBIA

**5.4.1. Análisis estadístico preliminar.** Para hacer el reconocimiento inicial de las series en la Tabla 21 se puede observar los principales estadísticos tanto para el IGBC como de los dividendos. Se evidencia asimetría en las dos series además de ser platicúrticas lo que nos indica que los datos presentan una pequeña desviación respecto a la tendencia central y concentración de los mismos.

Tabla 21. Estadísticos descriptivos IGBC y dividendos

	<b>IGBC</b>	<b>Dividendos</b>
<b>Media</b>	8.799254	6.663677 <sup>60</sup>
<b>Mediana</b>	9.214585	7.300054
<b>Desviación estándar</b>	0.876368	1.185304
<b>Asimetría</b>	-1.025208	-0.620912
<b>Curtosis</b>	2.614159	1.816013
<b>Jarque-Bera</b>	27.75088	18.76771
<b>Probabilidad</b>	0.000001	0.000084
<b>Número de datos</b>	172	172

<sup>60</sup> TSAY. Op. Cit., p.

A continuación se evalúa la auto correlación y estacionariedad de las series, como parte de la primera etapa de la metodología.

*Prueba de auto correlación parcial*

Se evalúa la auto correlación en las series del IGBC (Tabla 22) y sus dividendos (Tabla 23). Para la elección del número de rezagos se tiene en cuenta que Tsay sugiere que se tome  $Ln(N)$  que sería aproximadamente igual a 6, sin embargo para tener un escenario de análisis más amplio el presente estudio usa 10 rezagos.

Tabla 22. Coeficientes de auto correlación IGBC

Rezago	Ln( $P_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $P_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.979	149.43	0.00	0.186	5.3576	0.021
2	0.957	293.16	0.00	-0.017	5.4012	0.067
3	0.934	430.95	0.00	-0.034	5.5803	0.134
4	0.908	562.03	0.00	-0.053	6.0168	0.198
5	0.883	687.1	0.00	0.044	6.3189	0.276
6	0.861	806.61	0.00	-0.078	7.2943	0.294
7	0.839	921.05	0.00	0.037	7.5126	0.378
8	0.816	1030.1	0.00	0.118	9.7741	0.281
9	0.793	1133.5	0.00	0.204	16.592	0.056
10	0.768	1231.4	0.00	0.065	17.287	0.068

Se observa que el coeficiente de auto correlación disminuye a medida que aumentan los rezagos, lo que podría indicar no estacionariedad en los precios del IGBC, al igual que se evidencia en la serie de dividendos. Por otra parte, el comportamiento de las rentabilidades tanto del IGBC como de los dividendos no presenta auto correlación.

Tabla 23. Coeficientes de auto correlación dividendos

Rezago	Ln( $D_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $D_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.982	150.58	0.00	-0.288	12.846	0.00
2	0.967	297.36	0.00	-0.034	13.027	0.001
3	0.951	440.26	0.00	0.276	24.962	0.00
4	0.933	578.9	0.00	-0.186	30.444	0.00
5	0.916	713.36	0.00	0.052	30.876	0.00
6	0.897	843.17	0.00	0.094	32.29	0.00
7	0.88	968.92	0.00	0.008	32.301	0.00
8	0.862	1090.4	0.00	-0.02	32.363	0.00
9	0.842	1207.2	0.00	0.115	34.545	0.00
10	0.824	319.8	0.00	-0.141	37.844	0.00

**5.4.2. Test de estacionariedad.** Para analizar la estacionariedad, en la Tabla 24 se presenta los resultados de las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) para las series del IGBC y los dividendos.

Tabla 24. Prueba de raíces unitarias para el IGBC y dividendos

	IGBC		Dividendos	
	Estadístico	Valor critico al 5%	Estadístico	Valor critico al 5%
<b>DFA</b>	-2.622376	-2.880463	-2.003889	-2.880591
<b>PP</b>	-2.651078	-2.880463	-1.955214	-2.880463
<b>KPSS</b>	1.230160	0.463	1.372991	0.463

Como se observa, las tres pruebas tanto para el IGBC como para sus dividendos indican que las series son estacionarias.

**5.4.3. Test de Chow y SupADF.** Para complementar los resultados obtenidos anteriormente, en la Tabla 25 se presentan los resultados de las pruebas SupDFC

o test de Chow para el cambio estructural y SupADF o Suprema de Dickey-Fuller para las series del IGBC y los dividendos.

Tabla 25. Pruebas complementarias IGBC y dividendos

	IGBC		Dividendos	
	Estadístico	Interpretación	Estadístico	Interpretación
<b>SupADF</b>	4.5811	No estacionario al 1%	2.8143	No estacionario al 5%
<b>SupDFC</b>	2.9841	No estacionario al 1% - dato 4	2.4772	No estacionario al 1% - dato 12

Se observa como tanto para el IGBC como para los dividendos las pruebas presentan evidencia de posible burbuja con alta significancia, en los datos que corresponden a octubre de 2001 y junio de 2002 respectivamente.

**5.4.4. Detector FLUC.** Para obtener una visión global de los datos analizados y en tiempo real, se aplica el detector FLUC que permite observar gráficamente el comportamiento de las series del IGBC (Ilustración 7) y los dividendos (Ilustración 8). Se evidencia a través del detector FLUC la posible existencia de burbujas para ambas series debido a que superan el valor de referencia estadístico.

Ilustración 7. FLUC para el IGBC

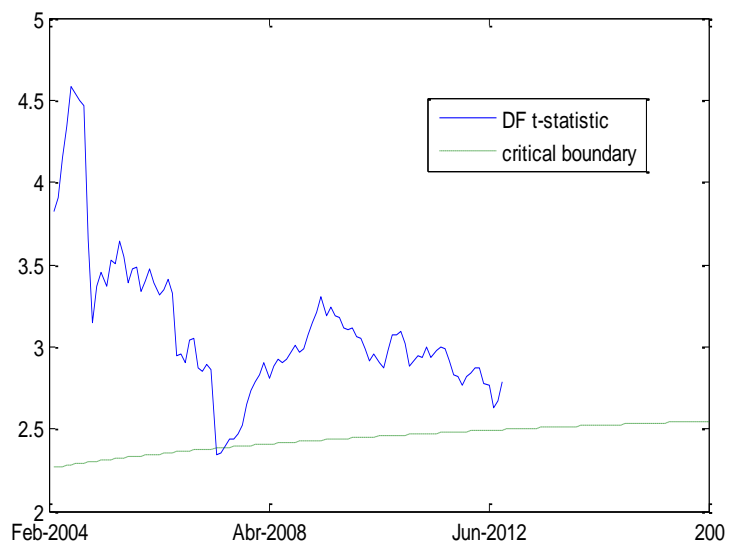
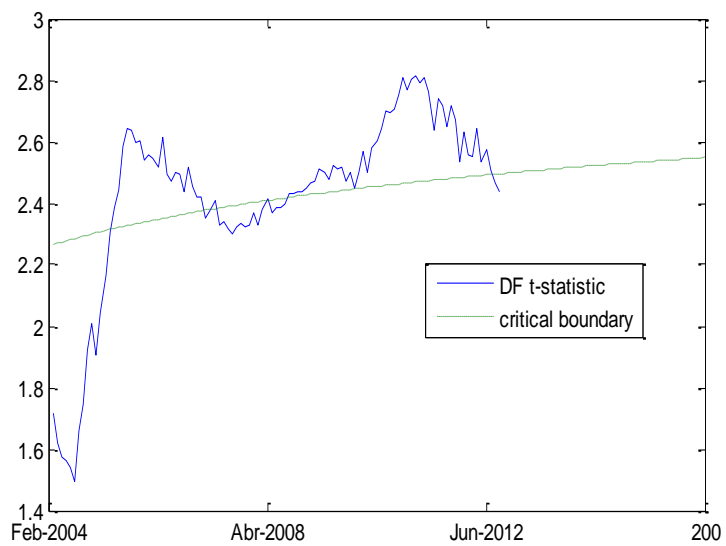


Ilustración 8. FLUC para los dividendos



**5.4.5. Prueba de cointegración de Engle-Granger.** Finalmente en la Tabla 26 se presenta el resultado de las pruebas de estacionariedad aplicadas a los

residuos obtenidos a partir de la cointegración entre la serie del IGBC y los dividendos, evidenciando la estacionariedad de las series.

Tabla 26. Pruebas de raíces unitarias a los residuos Colombia

	<b>Residuos</b>	<b>Valor crítico al 5%</b>
<b>DFA</b>	-2.60369	-2.880463
<b>PP</b>	-2.453552	-2.880463
<b>KPSS</b>	0.217359	0.463

## 5.5. MEXICO

**5.5.1. Análisis estadístico preliminar.** Para hacer el reconocimiento inicial de las series en la Tabla 27 se puede observar los principales estadísticos tanto para el IPC como de los dividendos. Se evidencia asimetría en las dos series además de ser platicúrticas lo que nos indica que los datos presentan una pequeña desviación respecto a la tendencia central y concentración de los mismos.

Tabla 27. Estadísticos descriptivos IPC y dividendos

	<b>IPC</b>	<b>Dividendos</b>
<b>Media</b>	9.783714	1.493727
<b>Mediana</b>	9.995062	1.611324
<b>Desviación estándar</b>	0.727491	0.939272
<b>Asimetría</b>	-0.359516	-0.096788
<b>Curtosis</b>	1.530509	1.59488
<b>Jarque-Bera</b>	19.18095	14.41814
<b>Probabilidad</b>	0.000068	0.00074
<b>Número de datos</b>	172	172

A continuación se evalúa la auto correlación y estacionariedad de las series, como parte de la primera etapa de la metodología.

### Prueba de autocorrelación parcial

Se evalúa la auto correlación en las series del IPC (Tabla 28) y sus dividendos (Tabla 29). Para la elección del número de rezagos se tiene en cuenta que Tsay<sup>61</sup> sugiere que se tome  $\ln(N)$  que sería aproximadamente igual a 6, sin embargo para tener un escenario de análisis más amplio el presente estudio usa 10 rezagos.

Tabla 28. Coeficientes de auto correlación IPC

Rezago	$\ln(P_t)$			Rentabilidad logarítmica de $P_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.988	170.71	0.00	0.079	1.0929	0.296
2	0.976	338.35	0.00	-0.034	1.2998	0.522
3	0.965	503.13	0.00	0.061	1.9458	0.584
4	0.951	664.26	0.00	0.15	5.9418	0.204
5	0.935	820.84	0.00	-0.073	6.8798	0.23
6	0.92	973.55	0.00	-0.131	9.9604	0.126
7	0.906	1122.5	0.00	0.142	13.602	0.059
8	0.891	1267.5	0.00	-0.065	14.361	0.073
9	0.876	1408.5	0.00	-0.056	14.928	0.093
10	0.861	1545.4	0.00	0.024	15.037	0.131

Se observa que el coeficiente de auto correlación disminuye a medida que aumentan los rezagos, lo que podría indicar no estacionariedad en los precios del IPC, al igual que se evidencia en la serie de dividendos. Por otra parte, el comportamiento de las rentabilidades tanto del IPC como de los dividendos no presenta auto correlación.

---

<sup>61</sup> TSAY. Op. Cit., p.

Tabla 29. Coeficientes de auto correlación dividendos

Rezago	Ln( $D_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $D_t$		
	Coefficiente	Estadístico Q	p-valor	Coefficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.976	166.71	0.00	-0.07	0.8471	0.357
2	0.956	327.6	0.00	0.044	1.1885	0.552
3	0.935	482.31	0.00	0.067	1.9873	0.575
4	0.912	630.55	0.00	-0.012	2.0119	0.734
5	0.891	772.91	0.00	-0.059	2.6347	0.756
6	0.873	910.39	0.00	-0.069	3.4842	0.746
7	0.857	1043.6	0.00	0.085	4.7824	0.686
8	0.836	1171.3	0.00	0.035	5.006	0.757
9	0.815	1293.1	0.00	-0.07	5.8996	0.75
10	0.795	1409.9	0.00	0.002	5.9002	0.824

**5.5.2. Test de estacionariedad.** Para analizar la estacionariedad, en la Tabla 30 se presenta los resultados de las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) para las series del IPC y los dividendos.

Tabla 30. Pruebas de raíces unitarias a IPC y dividendos

	IPC		Dividendos	
	Estadístico	Valor crítico al 5%	Estadístico	Valor crítico al 5%
<b>DFA</b>	-0.78197	-2.878311	-1.854474	-2.878311
<b>PP</b>	-0.808858	-2.878311	-1.851014	-2.878311
<b>KPSS</b>	1.549248	0.463	1.569313	0.463

Como se observa, las tres pruebas tanto para el IPC como para sus dividendos indica que las series son estacionarias.

**5.5.3. Test de Chow y SupADF.** Para complementar los resultados obtenidos anteriormente, en la Tabla 31 se presentan los resultados de las pruebas SupDFC

o test de Chow para el cambio estructural y SupADF o Suprema de Dickey-Fuller para las series del IPC y los dividendos.

Tabla 31. Pruebas complementarias IPC y dividendos

	IPC		Dividendos	
	Estadístico	Interpretación	Estadístico	Interpretación
<b>SupADF</b>	2.8231	No estacionario al 5%	1.9505	Estacionario
<b>SupDFC</b>	2.8021	No estacionario al 1% - dato 39	-0.298	Estacionario

Se observa como para el IPC, las dos pruebas muestran posible evidencia de burbuja, donde la prueba de Chow presenta como dato de cambio estructural el correspondiente a marzo de 2003, mientras que los resultados para los dividendos son estacionarios.

**5.5.4. Detector FLUC.** Para obtener una visión global de los datos analizados y en tiempo real, se aplica el detector FLUC que permite observar gráficamente el comportamiento de las series del IPC (Ilustración 9) y los dividendos (Ilustración 10). Se evidencia a través del detector FLUC la posible existencia de burbujas en la serie del IPC cercana a 2008, mientras que los dividendos son estacionarios.

Ilustración 9. FLUC para el IPC

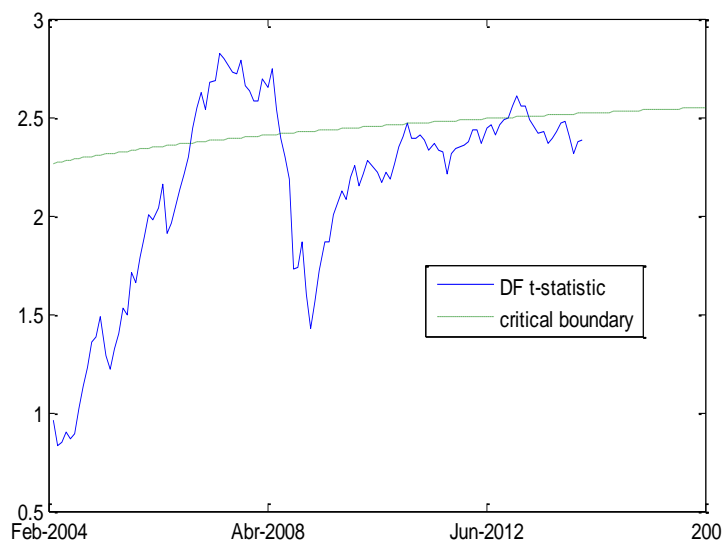
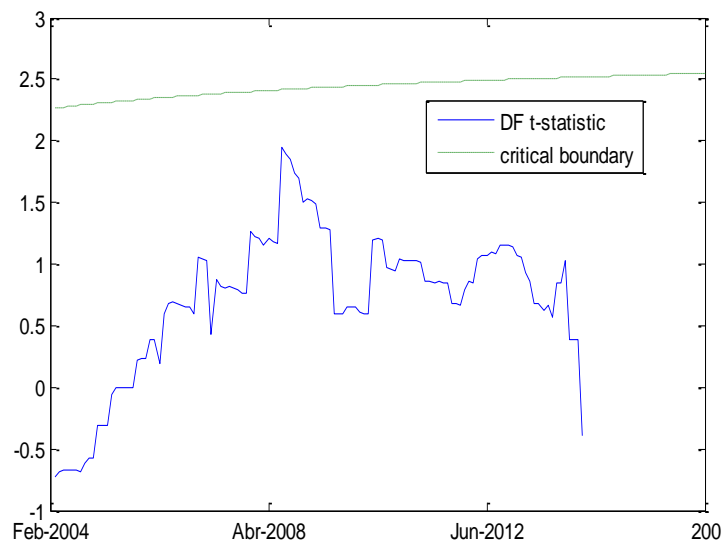


Ilustración 10. FLUC para los dividendos



**5.5.5. Prueba de cointegración de Engle-Granger.** Finalmente en la Tabla 32 se presenta el resultado de las pruebas de estacionariedad aplicadas a los

residuos obtenidos a partir de la cointegración entre la serie del IPC y los dividendos, evidenciando la estacionariedad de las series.

Tabla 32. Pruebas de raíces unitarias a los residuos México

	<b>Residuos</b>	<b>Valor critico al 5%</b>
<b>DFA</b>	-1.66788	-2.878311
<b>PP</b>	-2.009707	-2.878311
<b>KPSS</b>	0.225399	0.463

## 5.6. PERU

**5.6.1. Análisis estadístico preliminar.** Para hacer el reconocimiento inicial de las series en la Tabla 33 se puede observar los principales estadísticos tanto para el IGBVL como de los dividendos. Se evidencia asimetría en las dos series además de ser platicúrticas lo que nos indica que los datos presentan una pequeña desviación respecto a la tendencia central y concentración de los mismos.

Tabla 33. Estadísticos descriptivos IGBVL y dividendos

	<b>IGBVL</b>	<b>Dividendos</b>
<b>Media</b>	8.772471	0.133347
<b>Mediana</b>	9.209896	0.068025
<b>Desviación estándar</b>	1.096779	0.767439
<b>Asimetría</b>	-0.380935	-0.026612
<b>Curtosis</b>	1.511942	1.867887
<b>Jarque-Bera</b>	20.02914	9.205678
<b>Probabilidad</b>	0.000045	0.010023
<b>Número de datos</b>	172	172

A continuación se evalúa la auto correlación y estacionariedad de las series, como parte de la primera etapa de la metodología.

### Prueba de auto correlación parcial

Se evalúa la auto correlación en las series del IGBVL (Tabla 34) y sus dividendos (Tabla 35). Para la elección del número de rezagos se tiene en cuenta que Tsay<sup>62</sup> sugiere que se tome  $\ln(N)$  que sería aproximadamente igual a 6, sin embargo para tener un escenario de análisis más amplio el presente estudio usa 10 rezagos.

Tabla 34. Coeficientes de auto correlación IGBVL

Rezago	Ln( $P_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $P_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.991	171.9	0.00	0.134	3.1187	0.077
2	0.981	341.48	0.00	0.3	18.895	0.00
3	0.969	507.75	0.00	0.134	22.047	0.00
4	0.955	670.37	0.00	0.068	22.864	0.00
5	0.941	828.9	0.00	-0.048	23.278	0.00
6	0.926	983.52	0.00	0.033	23.469	0.001
7	0.91	1133.9	0.00	-0.121	26.107	0.00
8	0.896	1280.3	0.00	0.019	26.171	0.001
9	0.88	1422.6	0.00	0.018	26.23	0.002
10	0.865	1560.6	0.00	0.076	27.292	0.002

Se observa que el coeficiente de auto correlación disminuye a medida que aumentan los rezagos, lo que podría indicar no estacionariedad en los precios del IGBVL, al igual que se evidencia en la serie de dividendos. Por otra parte, el comportamiento de las rentabilidades tanto del IGBVL como de los dividendos no presenta auto correlación.

<sup>62</sup> TSAY. Op. Cit., p.

Tabla 35. Coeficientes de auto correlación dividendos

Rezago	Ln( $D_t$ )			Rentabilidad logarítmica de $D_t$		
	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor	Coeficiente	Estadístico Q	p-valor
1	0.943	155.69	0.00	0.037	0.2379	0.626
2	0.915	303.05	0.00	-0.017	0.2907	0.865
3	0.887	442.54	0.00	0.113	2.5425	0.468
4	0.853	572.31	0.00	-0.004	2.5457	0.636
5	0.828	695.03	0.00	-0.002	2.5464	0.769
6	0.802	810.9	0.00	0.145	6.3175	0.389
7	0.772	918.86	0.00	-0.015	6.3567	0.499
8	0.752	1022.1	0.00	-0.004	6.3592	0.607
9	0.733	1120.8	0.00	0.032	6.5476	0.684
10	0.711	1214.3	0.00	-0.024	6.6511	0.758

**5.6.2. Test de estacionariedad.** Para analizar la estacionariedad, en la Tabla 36 se presenta los resultados de las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips Perron (PP) y Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) para las series del IGBVL y los dividendos.

Tabla 36. Pruebas de raíces unitarias IGBVL y dividendos

	IGBVL		Dividendos	
	Estadístico	Valor crítico al 5%	Estadístico	Valor crítico al 5%
<b>DFA</b>	-1.13698	-2.878515	-1.365061	-2.878311
<b>PP</b>	-0.949905	-2.878311	-1.496402	-2.878311
<b>KPSS</b>	1.464756	0.463	1.368154	0.463

Como se observa, las tres pruebas tanto para el IGBVL como para sus dividendos indica que las series son estacionarias.

**5.6.3. Test de Chow y SupADF.** Para complementar los resultados obtenidos anteriormente, en la Tabla 37 se presentan los resultados de las pruebas SupDFC

o test de Chow para el cambio estructural y SupADF o Suprema de Dickey-Fuller para las series del IGBVL y los dividendos.

Tabla 37. Pruebas complementarias IGBVL y dividendos

	IGBVL		Dividendos	
	Estadístico	Interpretación	Estadístico	Interpretación
<b>SupADF</b>	4.5997	No estacionario al 1%	-0.4232	Estacionario
<b>SupDFC</b>	2.258	No estacionario al 1% - dato 33	-0.4581	Estacionario

Se observa la posible existencia de evidencia de burbuja para la serie del IGBVL para las dos pruebas, con dato de cambio estructural para la prueba de Chow en el correspondiente a septiembre de 2002, mientras que los dividendos se resentan estacionarios.

**5.6.4. Detector FLUC.** Para obtener una visión global de los datos analizados y en tiempo real, se aplica el detector FLUC que permite observar gráficamente el comportamiento de las series del IGBVL (Ilustración 11) y los dividendos (Ilustración 12). Se evidencia a través del detector FLUC la posible existencia de burbujas aproximadamente entre los años 2006 a 2008 para el IGBVL, mientras que los dividendos son estacionarios.

Ilustración 11. FLUC para el IGBVL

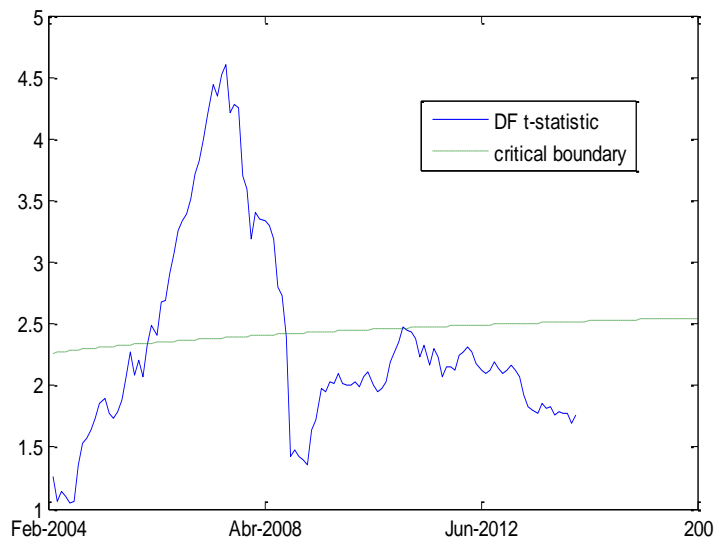
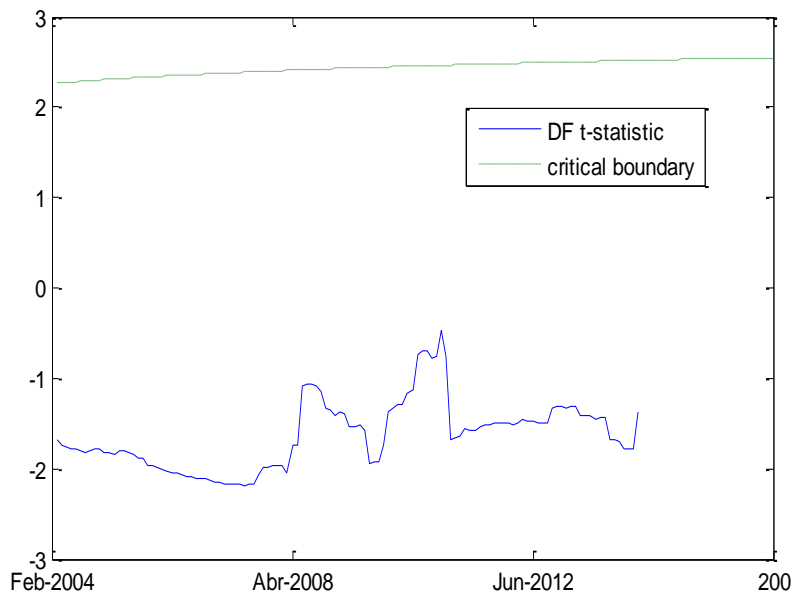


Ilustración 12. FLUC para los dividendos



**5.6.5. Prueba de cointegración de Engle-Granger.** Finalmente en la Tabla 38 se presenta el resultado de las pruebas de estacionariedad aplicadas a los residuos obtenidos a partir de la cointegración entre la serie del IGBVL y los dividendos, evidenciando la estacionariedad de las series.

Tabla 38. Pruebas de raíces unitarias a los residuos Perú

	<b>Residuos</b>	<b>Valor crítico al 5%</b>
<b>DFA</b>	-0.549921	-2.878311
<b>PP</b>	-1.223493	-2.878311
<b>KPSS</b>	0.460790	0.463

## 5.7. ANALISIS DE RESULTADOS

A continuación se presenta un resumen de los resultados obtenidos en las pruebas aplicadas a las series de precios de los índices y los dividendos de las empresas.

Tabla 39. Resumen de resultados

	<b>Argentina</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colombia</b>	<b>México</b>	<b>Perú</b>
<b>Dickey Fuller</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Phillips Perron</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin</b>	-	-	-	-	-	-
<b>SupADF</b>	-	-	X	X	X	X

	<b>Argentina</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colombia</b>	<b>México</b>	<b>Perú</b>
<b>SupCHOW</b>	X	X	-	X	X	X
<b>FLUC</b>	-	-	X	X	X	X
<b>Engle-Granger</b>	-	-	-	-	-	-

Como podemos observar, las pruebas tradicionales no presentan evidencia de posible presencia de burbujas en los mercados bursátiles de América Latina junto con la cointegración, mientras que las pruebas propuestas por Homm y Breitung presentan posible evidencia de efecto burbuja en los mercados Latinoamericanos, principalmente en Colombia, seguido de México, Perú, y Chile, destacando a Brasil y Argentina como los que menos presenta evidencia de posible presencia de la anomalía.

## 6. CONCLUSIONES

A nivel general en el presente trabajo de investigación se puede observar como las pruebas tradicionales muestran un comportamiento estacionario en las series de tiempo analizadas, mientras que los test que Homm y Breitung destacan por su mayor sensibilidad, dan como resultados la posible presencia de evidencia de burbujas bursátiles en algunos de los mercados Latinoamericanos.

Se presenta evidencia de la posible existencia de la anomalía de burbuja en los mercados de Latinoamérica, principalmente en Colombia, seguido de Perú, Chile y México, mientras que para Argentina y Brasil no hay evidencia muy notoria de la posible presencia de este efecto ya que predomina el comportamiento estacionario de las series históricas de precios y dividendos para el periodo comprendido entre enero de 2000 a marzo de 2014, destacando que dicho fenómeno presenta posible evidencia para todos los países en el sub periodo comprendido entre finales de 2001 y principios de 2003, además de que Colombia, México y Perú muestran posible evidencia de burbuja también en el año 2008, probablemente causado por la crisis de las subprimes desarrollada en Estados Unidos que afecto a muchos países a nivel mundial y evidenciando los efectos de la globalización y el desarrollo e importancia que han venido desarrollando dichos mercados financieros.

Por otra parte, Argentina y Brasil son los países que menos evidenciaron posible efecto burbuja de entre los mercados de Latinoamérica. No obstante, se evidencia la posible existencia de la anomalía en el periodo comprendido entre noviembre de 2001 y septiembre de 2002, lo cual pudo ser causado en Argentina por la crisis

financiera y política que vivieron a finales del año 2001 y por la restricción a la extracción de dinero denominada corralito con un gran impacto negativo a la población, mientras que para Brasil pudo causarse debido a la crisis de finales de los años noventa, hasta antes del primer gobierno de Luiz Ignacio 'Lula' Da Silva en 2003 desde el cual, los resultados han sido positivos de forma creciente.

En Chile se encontró leve evidencia de posible existencia del fenómeno cerca de los años 2002-2003, época en la que Chile inicia una reforma en cuanto a política fiscal, monetaria y cambiaria que pudo causar la mejoría en su mercado financiero y hacer que el fenómeno no se presentara más.

Para Colombia, la evidencia de posible existencia de burbuja financiera es más fuerte que en los demás países de Latino América estudiados, probablemente causada hasta el 2003 por problemas financieros externos como los evidenciados en Argentina para este mismo periodo o el aumento de la tasa de interés a nivel mundial que causo el encarecimiento de la deuda de los países latinoamericanos a finales de la década de los noventa. Más adelante se ve afectado por otras crisis como la de las subprime en 2008 de gran impacto negativo a nivel mundial y en especial a Colombia por su amplia conexión financiera con este país.

México que también presenta posible evidencia de la presencia de burbujas financieras, pudo verse afectado por el nacimiento de la más reciente crisis financiera, cerca al año 2004 con las subprime en Estados Unidos, y que llega a su punto máximo en el año 2008 viéndose afectado financieramente de forma significativa por la cercanía a dicho país y las fuertes relaciones con las que cuentan, ocasionando la presencia de la anomalía.

En cuanto a Perú, también se evidencia la posible presencia de burbuja en el periodo de tiempo estudiado, debido probablemente a que este país fue afectado por la crisis financiera de finales de los noventa y la más reciente en 2008 impactando su sistema financiero, pero logran aminorar su impacto debido a las reservas con las que contaban en ambos casos, y de esta forma proveer de liquidez al sistema financiero y contrarrestando los efectos negativos externos.

Por medio de la investigación se puede concluir que el país que presentó mayor evidencia de posible burbuja fue Colombia, mientras que los que menos presentaron evidencia de esta anomalía fueron Argentina y Brasil, resaltando la relación que tienen los mercados latinoamericanos con el sistema financiero mundial debido al impacto que recibieron de las diferentes crisis que se han presentado en los últimos años.

A partir de la presente investigación se elaborara un artículo científico que se publicara en la revista Apuntes del Cenes, con el fin de compartir los resultados obtenidos en la presente investigación con la comunidad académica.

## 7. RECOMENDACIONES

Se recomienda a los inversionistas tener presente las noticias relacionadas al sistema financiero mundial para el manejo de sus activos, ya que debido a la fuerte conexión del mercado local con el mundial se podrían recibir tanto efectos positivos como negativos de diversos mercados bursátiles.

Se recomienda a la academia la realización de más estudios relacionados, ya que serían de gran ayuda e importancia para el entendimiento del comportamiento del sistema financiero y la búsqueda de información que sirva como apoyo para inversionistas además del aporte a este importante tema que cuenta con pocos estudios en Latinoamérica, teniendo en cuenta la importante posición que ha venido tomando en el mercado financiero mundial, además de la aplicación de test como el FLUC de modo que se pueda comprobar su potencia para la detección de burbujas en series de tiempo.

Se invita a más personas a invertir en los mercados bursátiles, ya que son una gran oportunidad para el manejo del dinero que debido al poco conocimiento de su funcionamiento no se aprovecha al máximo su potencial y más aún en Colombia con la importancia que ha venido tomando en el sector financiero.

## BIBLIOGRAFÍA

ASAKO, Kazumi; LIU, Zhentao. A statistical model of speculative bubbles, with applications to the stock markets of the United States, Japan, and China. *Journal of Banking & Finance*, 2013, vol. 37, no 7, p. 2639-2651.

BACHELIER, Louis. 1900, citado por CAMPBELL, John Y.; LO, Andrew y MACKINLAY, A. Craig. *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey: Princeton University Press, 1997. 420 p.

BRAV, Alon y HEATON, John B. Competing theories of financial anomalies. *EN: Review of Financial Studies*. 2002. vol. 15, no. 2, p. 575-606.

BROOKS, Chris; KATSARIS, Apostolos. Trading Rules from Forecasting the Collapse of Speculative Bubbles for the S&P 500 Composite Index\*. *The Journal of Business*, 2005, vol. 78, no 5, p. 2003-2036.

CAMPBELL, John Y.; SHILLER, Robert J. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of financial studies*, 1988, vol. 1, no 3, p. 195-228.

CHANG, Sheng-Kai. Herd behavior, bubbles and social interactions in financial markets. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2014, vol. 18, no 1, p. 89-101.

CORSI, Fulvio; SORNETTE, Didier. Follow the money: The monetary roots of bubbles and crashes. *Swiss Finance Institute Research Paper*, 2011, no 11-60.

DE GRAUWE, Paul; GRIMALDI, Marianna. A theory of bubbles and crashes. *Working Paper*, University of Leuven, 8th of January, 2004.

DIBA, Behzad T.; GROSSMAN, Herschel I. On the inception of rational bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 1987, p. 697-700.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work\*. *The Journal of Finance*, 1970, vol. 25, no 2, p. 383-417.

FILIMONOV, Vladimir, et al. Quantification of the high level of endogeneity and of structural regime shifts in commodity markets. *Journal of International Money and Finance*, 2014, vol. 42, p. 174-192.

GARBER, Peter M. Famous first bubbles. *The Journal of Economic Perspectives*, 1990, p. 35-54.

GOYAL, Vidhan K.; YAMADA, Takeshi. Asset price shocks, financial constraints, and investment: Evidence from Japan. *Financial Constraints, and Investment: Evidence from Japan (June 2001)*, 2001.

HART, Sergiu; TAUMAN, Yair. Market Crashes without External Shocks\*. *The Journal of Business*, 2004, vol. 77, no 1, p. 1-8.

HOMM, Ulrich; BREITUNG, Jörg. Testing for speculative bubbles in stock markets: a comparison of alternative methods. *Journal of Financial Econometrics*, 2012, vol. 10, no 1, p. 198-231.

JIANG, Zhi-Qiang, et al. Bubble diagnosis and prediction of the 2005–2007 and 2008–2009 Chinese stock market bubbles. *Journal of economic behavior & organization*, 2010, vol. 74, no 3, p. 149-162.

KALIVA, Kasimir; KOSKINEN, Lasse. Stock market bubbles, inflation and investment risk. *International review of financial analysis*, 2008, vol. 17, no 3, p. 592-603.

KIVEDAL, Bjørnar Karlsen. Testing for rational bubbles in the US housing market. *Journal of Macroeconomics*, 2013, vol. 38, p. 369-381.

KULIKOV, Dmitry. Testing for Rational Speculative Bubbles on the Estonian Stock Market. *Research in Economics and Business: Central and Eastern Europe*, 2013, vol. 4, no 1.

LEONE, Andrew J., et al. How Do Auditors Behave During Periods of Market Euphoria? The Case of Internet IPOs\*. *Contemporary Accounting Research*, 2013, vol. 30, no 1, p. 182-214.

Mercado Bursátil. [En línea]. Biblioteca Virtual Luis Ángel Arango. [Citado 24 de agosto de 2014]. Disponible en internet: [http://www.banrepcultural.org/blaavirtual/ayudadetareas/economía/econo42.htm#Algunos\\_vnculos\\_que\\_pueden\\_ser\\_tiles\\_para\\_el\\_tema\\_son](http://www.banrepcultural.org/blaavirtual/ayudadetareas/economía/econo42.htm#Algunos_vnculos_que_pueden_ser_tiles_para_el_tema_son)

PUEBLA, Elena Escudero. Burbujas racionales: ¿ Realidad o espejismo?. *En Anales de estudios económicos y empresariales*. Servicio de Publicaciones, 1993. p. 331-350

REDONDO, José Francisco Bellod. Detección de burbujas inmobiliarias: el caso español. *Contribuciones a la Economía*, 2011, no 2011-05.

RITTER, Jay R. Behavioral Finance. *EN: Pacific-Basin Finance Journal*. Septiembre, 2003. vol. 11, no. 4, p. 429-437.

ROBERTS, H. Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market. 1967. Documento no publicado.

RUEDA, Diego Alonso Agudelo. ¿ Inversionistas o especuladores? evidencia de burbuja especulativa en el mercado accionario Colombia, 2004-2006. *AD-minister*, 2012, no 9, p. 86-112.

SAMPSON, Michael. New eras and stock market bubbles. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2003, vol. 14, no 3, p. 297-315

SÁNCHEZ, Ana Maria Fierro; POVEDA, Andres Eduardo Palacios; DE ECONOMIA, CARRERA. BURBUJAS ESPECULATIVAS: UNA EVIDENCIA EMPIRICA PARA EL MERCADO ACCIONARIO COLOMBIANO 1997-2004.

SHILLER, R. El estallido de la burbuja. Gestión, 2000.

SHILLER, Robert J. From efficient markets theory to behavioral finance. Journal of economic perspectives, 2003, p. 83-104.

SORNETTE, Didier; WOODARD, Ryan; ZHOU, Wei-Xing. The 2006–2008 oil bubble: Evidence of speculation, and prediction. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2009, vol. 388, no 8, p. 1571-1576.

TENG, Hsiao-Jung; CHANG, Chin-Oh; CHAU, K. W. Housing bubbles: A tale of two cities. Habitat International, 2013, vol. 39, p. 8-15.

TOMELÍN, Alberto César; ZABOS, Enrique Fernando. BURBUJAS RACIONALES EN EL MERCADO DE VALORES ARGENTINO.

TSAI, I., et al. Bubbles in the Taiwan housing market: The determinants and effects. Habitat International, 2011, vol. 35, no 2, p. 379-390.

TSAY, Ruey S. *Analysis of financial time series*. John Wiley & Sons, 2005.

Tsay, R. (2005). *Analysis of financial time series*. Nueva Jersey.

URRUTIA, Miguel. Políticas para evitar burbujas especulativas en finca raíz. Revista del Banco de la República (Enero), 2000.

WEST, Kenneth D. Bubbles, fads and stock price volatility tests: a partial evaluation. The Journal of Finance, 1988, vol. 43, no 3, p. 639-656.

YAN, Wanfeng; WOODARD, Ryan; SORNETTE, Didier. Diagnosis and prediction of rebounds in financial markets. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2012, vol. 391, no 4, p. 1361-1380.

YAN, Wanfeng; WOODARD, Ryan; SORNETTE, Didier. Leverage bubble. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2012, vol. 391, no 1, p. 180-186.

YANIK, Serhat; AYTÜRK, Yusuf. Rational Speculative Bubbles in Istanbul Stock Exchange.

ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. 2000–2003 real estate bubble in the UK but not in the USA. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2003, vol. 329, no 1, p. 249-263.

ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. A case study of speculative financial bubbles in the South African stock market 2003–2006. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2009, vol. 388, no 6, p. 869-880.

ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Analysis of the real estate market in Las Vegas: Bubble, seasonal patterns, and prediction of the CSW indices. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2008, vol. 387, no 1, p. 243-260.

ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Antibubble and prediction of China's stock market and real-estate. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2004, vol. 337, no 1, p. 243-268.

ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Causal slaving of the US treasury bond yield antibubble by the stock market antibubble of August 2000. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2004, vol. 337, no 3, p. 586-608.

ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Evidence of a worldwide stock market log-periodic anti-bubble since mid-2000. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2003, vol. 330, no 3, p. 543-583.

ZHOU, Wei-Xing; SORNETTE, Didier. Is there a real-estate bubble in the US?. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2006, vol. 361, no 1, p. 297-308.

## **ANEXOS**

### **ANEXO A. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL Merval – ARGENTINA**

- YPF
- GGAL Grupo Financiero Galicia
- TS Tenaris
- PAMP Pampa Energía
- EDN Etenor
- APBR Petrobras
- ERAR Siderar
- BMA Banco Macro
- TECO2 Telecom Argentina
- COME Soc. Comercial
- PESA Petrobras Argentina
- FRAN-BBVA Ban. Frances
- ALUA Aluar

### **ANEXO B. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IBOVESPA – BRASIL**

- ITUB4 Itauunibanco
- PETR4 Petrobras
- BBDC4 Bradesco
- ABEV3 Ambev SA
- VALE5 Vale
- PETR3 Petrobras
- VALE3 Vale
- BRFS3 BRF SA
- ITSA4 Itausa
- CIEL3 Cielo
- BVMF3 MBFBovespa

- BBAS3 Brasil
- BBSE3 BBSeguridade
- UGPA3 Ultrapar
- PCAR4-P Acucar CBD
- BBDC3 Bradesco
- CCRO3 CCR SA
- SANB11 Santander BR
- EMBR3 Embraer
- JBSS3 JBS
- GGBR4 Gerdau
- VIVT4 Telef Brasil
- CMIG4 Cemig
- KROT3 Kroton
- TIMP3 Tim Part
- CRUZ3 Souza Cruz
- LREN3 Lojas Renner
- BRML3 BR Malls Par
- ESTC3 Estacio Part
- SBSP3 Sabesp
- AEDU3 Anhanguera
- CTIP3 Cetip
- TBLE3 Tractebel
- NATU3 Natura
- CSNA3 Sid Nacional
- HYPE3 Hypermarcas
- LAME4 Lojas America
- OIBR4 OI
- RENT3 Localiza
- CPFE3 CPFL Energia
- KLBN11 Klabin SA

- BRPR3 Br Propert
- CESP6 Cesp
- FIBR3 Fibria
- GOAU4 Gerdau Met

### **ANEXO C. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IPSA – CHILE**

- AESGENER
- AGUAS Aguas Andinas
- ANDINA B Embotelladora Andina
- ANTARCHILE
- BCI Banco de Crédito e Inversiones
- BSANTANDER Banco Santander
- CAP
- CCU Compañías Cervecerías Unidas
- CENCOSUD
- CFR Pharmaceuticals
- CHILE Banco de Chile
- CMPC Empresas
- COLBUN
- CONCHATORO Viña Concha y Toro
- COPEC
- CORPBANCA
- ENDESA Empresa Nal. De Electricidad
- ENERSIS
- ENTEL Empresa de Telecomunicaciones
- FALABELLA
- IAM Inversiones Aguas Metropolitana
- ILC Inversiones La Construcción
- LAN Latam Airlines Group

- PARAUCO Parque Arauco
- RIPLEY
- SECURITY
- SM-CHILE B Sociedad Matriz
- SMSAAM Sociedad Matriz SAAM
- SONDA
- SQM Sociedad Quimico Minera
- VAPOES Compañía Sudamericana

#### **ANEXO D. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IGBC – COLOMBIA**

- Éxito
- Ecopetrol
- Inversiones
- Prec Pacific Energy
- Isagen
- Nutresa
- PfbColom Preferencial Bancolombia
- Cemargos Cementos Argos
- Corficol Corficolombiana
- Aval
- Gruposura
- Davivienda
- Etb
- Pfavta Avianca
- Fabricato
- Bvc Bolsa de Valores de Colombia
- Cnec
- Pfcarpak
- Isa

## **ANEXO E. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IPC – MEXICO**

- AC Arca Continental
- ALFA
- ALPEK
- ALSEA
- AMX América Móvil
- ASUR Grupo Aeroportuario
- BIMBO Grupo Bimbo
- BOLSA Bolsa Mexicana de Valores
- CEMEX
- CHDRAUI Grupo Comercial Chedrau
- COMERCI Controladora Comercial
- ELEKTRA Grupo Elektra
- FEMSA Fomento Económico
- GAP Grupo Aeroportuario
- GENTERA
- GFINBUR Grupo Financiero Inbursa
- GFNORTE Grupo Financiero Banorte
- GFREGIO Banregio
- GMEXICO Grupo Mexico
- GRUMA
- GSANBOR Grupo Sanborns
- ICA Empresas
- ICH Industrias CH
- IENOVA
- KIMBER Kimberly Clark
- KOF Coca Cola Femsa
- LAB Genomma Lab
- LIVERPOL Puerto

- MEXCHEM
- OHELMEX
- PE&OLES Industrias Peñoles
- PINFRA
- SANMEX Grupo Financiero Santander
- TLEVISA Grupo Televisa
- WALMEX Wal Mart Mexico

#### **ANEXO F. EMPRESAS QUE HACEN PARTE DEL IGBVL – PERU**

- VOLCABC1 Volcan B
- FERREYC Ferreycorp
- GRAMONC1 Graña y Montero
- RIO Rio Alto Mining
- ALICORC1 Alicorp
- UNACEMC1 Union Andina de Cementos
- MINSURI1 Minsur Inv
- CONTINC1 Banco Continental
- IFS Integrargr Financ
- CPACASC1 Cementos Pacasmayo
- RELAPAC1 Relapasa
- BAP Credicorp
- BVN ADR Buenaventura
- MPLE Maple Energy
- CVERDEC1 Cerro Verde
- INRECT1 Retail Peru Corp
- LUSURC1 Luz del Sur
- CORAREI1 Corp
- Aceros Arequipa
- EDEGELC1

- MILPOC1 Milpo
- CASAGRAC1 Casagrande
- ATACOBC Atacocha B
- SIDERC1 Siderperu
- TV Trevail Mining
- EDELCOC1 Edelnor
- LGC Luna Gold
- BACKUSI1 Backus Inv
- PNL Panoro Minerals
- SCCO Southern