

COMPORTAMIENTOS ESTACIONALES EN LOS RETORNOS DEL MERCADO  
ACCIONARIO COLOMBIANO, EVIDENCIA EMPÍRICA A TRAVÉS DEL IGBC

JHÓNATAN PÉREZ VILLALOBOS



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

2010

COMPORTAMIENTOS ESTACIONALES EN LOS RETORNOS DEL MERCADO  
ACCIONARIO COLOMBIANO, EVIDENCIA EMPÍRICA A TRAVÉS DEL IGBC

JHÓNATAN PÉREZ VILLALOBOS

Proyecto de Grado para optar al Título de  
Ingeniero Industrial

Director

Carlos Enrique Vecino Arenas

Ph. D. Université de Montreal HEC-Montreal, Master of Science-University of  
Illinois



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

2010

## AGRADECIMIENTOS

Agradezco muy especialmente a todas aquellas personas que con sus comentarios y recomendaciones colaboraron con la elaboración de este documento. En particular, a los integrantes de los Departamentos de Estabilidad Financiera y Operaciones y Desarrollo de Mercados del Banco de la República, con quienes tuve la oportunidad de compartir durante un año a través de mi práctica profesional y quienes con su ayuda, lograron que este trabajo hubiese sido posible. Algunos de ellos son:

Ángela González Arbeláez	<i>Msc. Universidad Javeriana</i>
Carlos León Rincón	<i>Msc. HEC-Suiza</i>
David Pérez Reina	<i>Universidad de los Andes</i>
Javier Alexander Gutiérrez	<i>Msc. Universidad Javeriana</i>
José Eduardo Gómez	<i>Phd. Cornell University</i>
Juan Carlos Mendoza	<i>Msc. Universidad de los Andes</i>
Mauricio Arias Jiménez	<i>Msc. Oxford University</i>

De la misma manera, quiero agradecerle al ingeniero Carlos Vecino Arenas por su paciencia, colaboración y apoyo durante el año de tutoría. Especialmente, por la total confianza depositada en mí, para el desarrollo de las diferentes etapas de este trabajo.

## CONTENIDO

	Pág.
INTRODUCCIÓN .....	1
1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA .....	3
1.1. JUSTIFICACIÓN.....	6
1.2. PREGUNTA CENTRAL DE LA INVESTIGACIÓN .....	7
1.3. OBJETIVOS.....	7
1.3.1. Objetivo general.....	7
1.3.2. Objetivos específicos.....	7
2. ESTADO DEL ARTE .....	9
2.1. ANTECEDENTES.....	9
2.1.1. Evidencia para Colombia.....	18
2.2. MARCO TEÓRICO .....	21
2.2.1. Caminata aleatoria.....	21
2.2.2. Caminata aleatoria tipo I.....	23
2.2.3. Caminata aleatoria tipo II.....	24
2.2.4. Caminata aleatoria tipo III:.....	25
2.3. HIPÓTESIS DE MERCADO EFICIENTE (HME).....	27
2.4. EFECTO DÍA Y FIN DE SEMANA .....	32
2.5. EFECTO FIN DE MES.....	35
2.6. EFECTO MES.....	36
3. METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN .....	38
3.1. DATOS Y METODOLOGÍA .....	39
3.2. EFECTO DIA Y FIN DE SEMANA .....	41
3.2.1. Análisis de las distribuciones.....	41
3.2.2. Efecto día y fin de semana .....	45

3.2.3.	Resultados.....	48
3.3.	EFFECTO MES.....	51
3.3.1.	Análisis de las distribuciones.....	51
3.3.2.	Efecto mes.....	58
3.3.3.	Resultados.....	58
3.4.	EFFECTO FIN DE MES.....	59
3.4.1.	Análisis de las distribuciones.....	59
3.4.2.	Efecto fin de mes.....	63
3.4.3.	Resultados.....	63
4.	CONCLUSIONES.....	65
5.	RECOMENDACIONES.....	68
6.	ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN ( <i>PAPER</i> ).....	69
	BIBLIOGRAFÍA.....	89
	ANEXOS.....	97

## LISTA DE CUADROS

	<b>Pág.</b>
Cuadro 1: Modalidades eficiencia de mercado. ....	15
Cuadro 2: Caminata aleatoria versión formal.....	27
Cuadro 3: Resumen evidencia caminata aleatoria América latina.....	31
Cuadro 4: Resumen estadístico retornos IGBC.....	42
Cuadro 5: Prueba de Kruskal y Wallis (1952), efecto día.....	44
Cuadro 6: Prueba significancia Klotz y Teng (1977), efecto día.....	44
Cuadro 7: Hipótesis tiempo de transacción.....	46
Cuadro 8: Hipótesis tiempo calendario.....	47
Cuadro 9: Resultados análisis estadístico efecto día.....	48
Cuadro 10: Estimación hipótesis tiempo calendario.....	49
Cuadro 11: Estimación hipótesis tiempo de transacción.....	50
Cuadro 12: Resumen histogramas efecto mes.....	52
Cuadro 13: Clasificación de medias por año.....	53
Cuadro 14: Prueba de Kruskal y Wallis (1952), efecto mes.....	55
Cuadro 15: Prueba significancia Klotz y Teng (1977), efecto mes.....	56
Cuadro 16: Estimación efecto mes.....	58
Cuadro 17: Resumen histogramas efecto fin de mes.....	60
Cuadro 18: Distribución de la media en torno al cambio de mes.....	61
Cuadro 19: Prueba de Kruskal y Wallis (1952), efecto fin de mes.....	62
Cuadro 20: Prueba de significancia Klotz y Teng (1977), efecto fin de mes.....	62
Cuadro 21: Estimación efecto fin de mes.....	64

## LISTA DE FIGURAS

	<b>Pág.</b>
Figura 1: Ejemplo caminata aleatoria.....	22
Figura 2: Efecto fin de mes .....	36
Figura 3: Histogramas efecto día .....	41
Figura 4: Evolución de la media de los retornos por días .....	43
Figura 5: Histogramas efecto mes .....	51
Figura 6: Evolución de la media de los retornos por mes .....	53
Figura 7: Variación Índice General de la Bolsa de Valores.....	54
Figura 8: Histogramas efecto fin de mes.....	59
Figura 9: Evolución de la media de los retornos al finalizar el mes.....	60

## LISTA DE ANEXOS

	<b>Pág.</b>
Anexo A: El modelo de dividendos descontados .....	97
Anexo B: El modelo de Martingala.....	99
Anexo C: Pruebas de caminata aleatoria (I, II y III).....	102
Anexo D: Prueba de Kruskal-Wallis para $k$ muestras aleatorias e independientes .....	110
Anexo E: Prueba de significancia de Klotz y Teng (1977) .....	112
Anexo F: Prueba Jarque-Bera de Normalidad .....	114

## RESUMEN

**TITULO:** COMPORTAMIENTOS ESTACIONALES EN LOS RETORNOS DEL MERCADO ACCIONARIO COLOMBIANO, EVIDENCIA EMPÍRICA A TRAVÉS DEL IGBC.<sup>^</sup>

**AUTOR:** PÉREZ V, Jhónatan <sup>♦</sup>

**PALABRAS CLAVES:** IGBC, HIPÓTESIS DE MERCADOS EFICIENTES, EFECTO FIN DE SEMANA, EFECTO DÍA, EFECTO MES, EFECTO FIN DE MES, RETORNOS.

### DESCRIPCIÓN:

En el presente trabajo se estudian algunas anomalías estacionales presentes en el mercado accionario colombiano. El objetivo principal es mostrar evidencia para rechazar la Hipótesis de Mercado Eficiente (HME) a través de las anomalías efecto día, efecto mes y efecto fin de mes para el mercado accionario colombiano.

Para el desarrollo de la investigación, se realiza un análisis estadístico para cada una de las anomalías, donde los resultados permiten observar que existen ciertas tendencias en la distribución del retorno. Para validar estas hipótesis se utilizan dos aproximaciones: la primera, mediante un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) el cual supone distribución normal en los retornos, corrobora los hallazgos de estudios anteriores. La segunda, aplica pruebas no paramétricas, en las cuales no es necesario suponer ningún tipo de distribución, confirma los resultados de la primera aproximación.

El aporte principal de este trabajo permite concluir que el mercado accionario colombiano no es eficiente en el sentido débil. Estos resultados son robustos al supuesto distribucional, en el sentido de que suponiendo distribución normal en los retornos y no realizando dicho supuesto, los resultados son los mismos.

En síntesis, existe suficiente evidencia para afirmar que es factible predecir retornos futuros basados en precios históricos. Adicionalmente, las metodologías usadas en el análisis técnico de mercado son válidas para el caso colombiano, dado que éste no sigue un comportamiento semejante al de una caminata aleatoria.

---

<sup>^</sup> Proyecto de grado modalidad trabajo de investigación.

<sup>♦</sup> Escuela de Estudios Industriales y Empresariales. Ingeniería Industrial. Dirigido por Carlos Vecino Arenas.

## SUMMARY

TITLE: SEASONAL BEHAVIOR IN THE COLOMBIAN STOCK MARKET RETURNS, EMPIRICAL EVIDENCE THROUGH THE IGBC. <sup>♦</sup>

AUTHOR: PÉREZ V, Jhónatan. <sup>♦</sup>

KEYWORDS: IGBC, EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS, WEEKEND EFFECT, DAY EFFECT, MONTH EFFECT, END OF THE MONTH EFFECT, RETURNS.

### DESCRIPTION:

This project deals about the study for some seasonal anomalies present in the Colombian stock market. The main objective is to show evidence to reject the Efficient Market Hypothesis (EMH) in the Colombian stock market through some calendar anomalies know like day effect, month effect and end of the month effect.

For the development of research, statistical analysis is performed for each of the anomalies, where the results showed that there are certain trends in the distribution of returns. To validate these hypotheses, two approaches are used: the first one, using a model of Ordinary Least Squares (OLS) based on the assumption about normal distribution of returns, corroborates the findings of previous studies. The second one, applied nonparametric tests, where it is not necessary to assume any distribution, confirms the results of the first approach.

The main contribution of this work suggests that the Colombian stock market is not efficient in the weak-form. These results are robust to the distributional assumption in the sense that assuming normal distribution of returns and not making that assumption, the results are the same.

In conclusion, there is sufficient evidence to affirm that is possible predict future returns based on historical prices. Additionally, the methodologies used in the technical market analysis are valid for the Colombian case; because these returns do not follow a similar pattern to that of a random walk.

---

<sup>♦</sup> Degree Project.

<sup>♦</sup> Industrial and Business Studies Department. Industrial Engineering. Directed by Phd. Carlos Vecino Arenas.

## INTRODUCCIÓN

La eficiencia de mercado es un concepto que constituye uno de los pilares de la actual teoría financiera. Sin embargo, también es cierto que gran parte de estos conceptos están basados en supuestos que facilitan tanto su aplicación como su comprensión. León (2009) plantea que uno de los supuestos más utilizados en economía y finanzas es aquel que señala que el cambio en el precio de los activos se asimila al movimiento browniano, también llamado caminata o paseo aleatorio (*random walk*).

Fama (1965) realiza una revisión de los trabajos más importantes y formaliza todos los conceptos sobre la caminata aleatoria y plantea su propia versión de la hipótesis de Mercado Eficiente (HME), la cual consiste en que los precios de las acciones reflejan toda la información disponible del mercado. Por lo anterior, recurrir a técnicas de predicción de precios basadas en precios históricos, no son suficientes para predecir precios futuros.

Durante los años siguientes, la investigación estuvo enfocada a encontrar evidencia a favor del concepto de eficiencia de mercado. Sin embargo, muchos otros encontraron también evidencia que mostraba lo contrario<sup>1</sup>. Este tipo de comportamientos donde se presenta una tendencia en los precios, se conoce como anomalías del mercado. En particular, si sistemáticamente es posible determinar alguna relación entre los precios y el año calendario, el mercado es ineficiente<sup>2</sup>.

Este trabajo muestra que la distribución del retorno del principal índice accionario colombiano tiene patrones de estacionalidad, lo cual sugiere que éstos no siguen

---

<sup>1</sup> Mandelbrot (1963).

<sup>2</sup> Ver Fama y French (1992).

una distribución normal en sus retornos. Teniendo en cuenta que en trabajos similares se evalúa esta hipótesis bajo el supuesto de normalidad<sup>3</sup> se presenta un análisis alternativo en el cual no es necesario suponer algún tipo de distribución.

El presente documento está dividido en seis capítulos incluyendo esta introducción. El Capítulo 1 contiene el planteamiento del problema, la pregunta central de la investigación, los objetivos que se pretenden alcanzar y las razones que justifican la realización de la misma. El Capítulo 2.1 resume los principales aportes de investigaciones previas del tema de eficiencia de mercado y contiene la fundamentación teórica existente alrededor del tema de eficiencia de mercado y anomalías relacionadas con efectos calendario. El Capítulo 3 presenta la metodología empleada y su desarrollo, así mismo las consideraciones para el planteamiento de los modelos. Adicionalmente, los resultados obtenidos y las pruebas empleadas para validar dichos resultados. El Capítulo 4 describe las conclusiones de la investigación, sus aportes a la literatura, así como sus limitaciones. El Capítulo 5 plantea algunas orientaciones de investigación para futuros trabajos. Por último el Capítulo 6, muestra el artículo de investigación.

---

<sup>3</sup> Ver Montenegro (2007).

## 1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

En un mundo globalizado como el de hoy, los mercados financieros constituyen uno de los pilares para el desarrollo de las naciones, pues las empresas pueden encontrar soluciones a gran parte de sus problemas financieros. En un mercado de renta variable -por ejemplo- a través de la emisión acciones, la consecución de recursos para capitalizar nuevos proyectos o ampliar los ya existentes es comparativamente menos costoso, a la financiación a través de los establecimientos de crédito.

Como las transacciones en los mercados organizados tienen retribuciones económicas, la información que tengan los agentes cobra gran importancia. Históricamente se ha visto que los anuncios económicos afectan los precios de los activos financieros, de ahí que tener información adicional representa una clara ventaja frente a los demás agentes<sup>4</sup>. Sin embargo, obtener dicha información es costoso. Por tanto, se busca probar, con la información pública (que puede ser obtenida por cualquier agente), si se pueden predecir los precios de un mercado organizado.

Para estudiar este planteamiento se han utilizado varios enfoques: por una parte, se ha analizado el concepto de eficiencia de mercado. La segunda, son dos enfoques utilizados en la actualidad para analizar los mercados financieros, esto es el análisis fundamental y técnico.

---

<sup>4</sup> A mediados de julio de 2009, el ministro de minas y energía de Colombia anunció que ECOPETROL s.a. en asocio con la petrolera de origen canadiense *Pacific Rubiales* encontraron reservas probadas por más 500 millones de barriles, el solo anuncio provocó que en ese día la acción de Ecopetrol alcanzara el precio máximo en 10 meses al subir 4,8%, llegando a 2.970 pesos.

Un mercado eficiente es aquel donde el precio de los instrumentos financieros se ajusta rápidamente como respuesta a la información disponible en el mercado. Por consiguiente, en un mercado eficiente el precio de los instrumentos revela toda la información disponible.

La hipótesis de mercado eficiente (HME) se desprende de tres supuestos. Primero, el número de analistas en el mercado es grande, y cada uno evalúa el precio de las acciones de forma independiente. Segundo, la información nueva es aleatoria; es decir, sin un patrón definido; de lo contrario no sería nueva y ya estaría incorporada en el precio de los instrumentos financieros. Tercero, como hay una cantidad grande de inversionistas que maximizan sus utilidades, el ajuste de los precios como respuesta a la información nueva es rápido.

La consecuencia de estos tres supuestos es que el precio de las acciones debe cambiar sin un patrón definido, es decir, de forma aleatoria. Por tanto, la información sobre el precio de las acciones no debe contribuir a predecir el precio de las acciones en el futuro.

Ahora bien, el análisis fundamental supone que el precio de los instrumentos está determinado por un valor intrínseco que depende de factores económicos. Este enfoque se divide en tres niveles: *i*) los factores macroeconómicos, *ii*) el análisis de la industria y *iii*) el análisis de la empresa. Con base en estos niveles de análisis, el inversionista obtiene información sobre utilidades, flujos de caja futuros, tasas de interés y nivel de riesgo, lo cual le permite establecer el valor fundamental de las acciones a través del modelo de dividendos descontados<sup>5</sup>.

Por su parte, el análisis técnico supone que la información fluye de forma lenta y por tanto, el precio de las acciones se mueve de un equilibrio a otro con

---

<sup>5</sup> Para mayor información sobre este modelo, ver Anexo A.

tendencias que tienen persistencia. Entonces, si el inversionista detecta el movimiento hacia un nuevo equilibrio con posibilidades de ganancias, decidirá invertir. Según quienes defienden el análisis técnico, la información se hace disponible a los participantes del mercado de forma gradual. Primero, la información es explotada por los inversionistas más informados y luego fluye a toda la comunidad.

De esta manera, según el análisis técnico, el precio de las acciones se mueve en tendencias que tienen persistencia, mientras que desde la hipótesis de los mercados eficientes, el precio de las acciones se mueve de forma aleatoria.

Si la hipótesis de mercado eficiente es cierta, la asesoría financiera no tendría efectos sobre la predicción de precios, pues no es posible que con información del mercado, información macroeconómica o información de las empresas, los inversionistas puedan generar ganancias; pues los precios se ajustan a la nueva información de manera inmediata. Los casos en los que la hipótesis de mercado eficiente no se cumple, es decir, donde es posible encontrar algún patrón de estacionalidad, son llamados anomalías<sup>6</sup>, que por lo general están relacionadas, entre otros, con ciertos periodos del año, un mes en particular, el cambio de año, o algún día de la semana. Incluso existen anomalías relacionadas con eventos destacados (por ejemplo, un mundial de fútbol). Lo cierto es que sea cual sea la anomalía, ésta se considera como una oportunidad de inversión.

Para el caso colombiano, los hallazgos durante la última década sugieren que el mercado accionario no es eficiente, y técnicamente, es posible observar algunas tendencias; en particular, aquellas basadas en los precios históricos. Partiendo de lo anterior, el presente trabajo pretende probar la HME; es decir, rechazar la teoría por la cual los retornos de los activos financieros tienen un comportamiento

---

<sup>6</sup> Para este trabajo en particular sólo se analizarán tres tipos de anomalías, el efecto mes, el efecto fin de semana y el efecto fin de mes.

aleatorio, mediante la búsqueda de algún tipo de anomalía que permita determinar si existen tendencias en el mercado accionario colombiano.

### **1.1. JUSTIFICACIÓN**

La investigación tiene como objetivo principal establecer si existe o no, algún tipo de anomalía en el mercado accionario colombiano que permita determinar si éste es ineficiente. El estudio de las características y el comportamiento de este mercado a través de la aplicación de diferentes teorías, permitirán probar si es posible o no, predecir los precios de los títulos de renta variables colombianos.

Las conclusiones obtenidas del tipo de anomalías estacionales que pueden encontrarse en el mercado accionario colombiano, determinarán qué tan ineficiente es éste, lo que se constituiría en una herramienta útil para futuros desarrollos de nuevas formas de valorar diferentes alternativas de inversión.

El estudio de la eficiencia de los mercados, involucrando teorías ampliamente conocidas en la academia, permite complementar estudios realizados hasta el momento. Para el trabajo se considerarán estudios anteriores, donde señalan que el mercado accionario colombiano no cumple con los supuestos del modelo de caminata aleatoria, lo cual es el pilar fundamental para determinar la ineficiencia del mercado. Basado en esto, se buscará encontrar si hay efectos estacionales usando el principal índice de mercado de renta variable que existe en Colombia.

Con los resultados obtenidos en esta investigación, se podrá contar con información sobre las tendencias del mercado accionario colombiano, donde en últimas, lo que se analiza son a los mismos operadores del mercado, pues se busca ver cómo responden éstos ante los cambios en los precios.

Adicionalmente, la realización de este tipo de trabajos poco comunes en la Escuela de Estudios Industriales y Empresariales, constituye un claro ejemplo de motivación por la investigación científica para futuras generaciones de egresados. Además, será útil para futuras investigaciones.

## **1.2. PREGUNTA CENTRAL DE LA INVESTIGACIÓN**

¿Existe en el mercado accionario colombiano algún tipo de anomalía estacional que evidencie el rechazo de Hipótesis de Mercado Eficiente en su forma débil?

## **1.3. OBJETIVOS**

### **1.3.1. Objetivo general**

Cuestionar la Hipótesis de Mercado Eficiente en el mercado accionario colombiano, a través de las siguientes anomalías: efecto mes, efecto fin de semana y efecto fin de mes.

### **1.3.2. Objetivos específicos**

- Recopilar los conceptos y resultados más relevantes provenientes de investigaciones previas en cuanto a anomalías estacionales.
- Analizar los principales resultados de los estudios recopilados durante la exploración bibliográfica.
- Basado en lo anterior, construir el modelo experimental para cada anomalía, teniendo en cuenta las restricciones del modelo original.
- Estimar el modelo mediante el software de análisis estadístico STATA.
- Analizar estadísticamente los diferentes resultados obtenidos a través de pruebas de significancia.
- Realizar los contrastes necesarios para validar dichos resultados y concluir al respecto.

- Someter a consideración de entidades y organismos académicos reconocidos, la publicación de los resultados de la investigación.

## 2. ESTADO DEL ARTE

### 2.1. ANTECEDENTES

La HME tiene implicaciones importantes para la actual teoría financiera. Esta teoría surge con la tesis de doctorado del francés Louis Bachelier (1900), llamada “Teoría de la Especulación”. En este trabajo Bachelier explica el comportamiento de los precios en los mercados financieros utilizando el concepto de movimiento browniano<sup>7</sup>.

Bachelier (1900) basó su teoría en lo que él encontró como particularidades en la dinámica de los precios de los bonos del mercado francés<sup>8</sup>:

- La dinámica es un “juego justo” o *fair game*, sin memoria, en el que la probabilidad de aumento o caída en el precio es siempre  $\frac{1}{2}$ ;<sup>9</sup>
- La probabilidad está regida por la ley de Gauss;
- Si el tiempo se divide en fracciones o intervalos pequeños, durante este intervalo el precio variará muy poco;
- La probabilidad es estable en el tiempo;

---

<sup>7</sup> Brown (1828) encuentra que el movimiento de las partículas suspendidas en un fluido era totalmente aleatorio.

<sup>8</sup> León, C. “Una aproximación teórica a la superficie de volatilidad en el mercado colombiano a través del modelo de difusión con saltos”, Borradores de Economía, No.570, Banco de la República, 2009.

<sup>9</sup> La forma más sencilla de entender el *fair game* es lanzar una moneda. Siempre que esta esté balanceada, la probabilidad de cara o sello es la misma (50%), y cada nuevo lanzamiento es independiente del anterior.

- El rango en el que se encontrará el precio del activo en un momento del tiempo es proporcional a la raíz cuadrada del tiempo;
- La dinámica del precio de los activos se asimila a las leyes de difusión de la probabilidad de algunas teorías de la física, particularmente la de difusión de calor.

Lo anterior prácticamente se conoce como la primera formulación de las caminatas aleatorias (*Random Walk*). Dentro de los supuestos más importantes y que hoy por hoy continúan replicándose desde entonces, está el hecho de que los cambios en los precios son independientes y que estos a su vez pueden ser representados perfectamente mediante una distribución Gaussiana. Las conclusiones de Bachelier tuvieron que esperar durante largos años para constituirse como piedra angular de la actual teoría financiera moderna.

Solo hasta 1956 Paul Samuelson comenzó a aplicar las que hasta ese momento serían las intuiciones de Bachelier (1900) para explicar el comportamiento de los cambios en los precios. En ese momento ya existían algunos trabajos que ahondaban en lo que Bachelier (1900) había concluido, el trabajo titulado "*The Analysis of Economic Time Series Part I: Prices*" de M.G. Kendall (1953) fue uno de estos. Kendall encontró que los cambios semanales en precios de una variedad de series financieras no podrían ser pronosticados, ya sea por los cambios pasados en las series o por cambios pasados en otras series de precios. Para ello utiliza precios semanales de 22 índices del mercado británico (*Actuaries' Index of Industrial Share Prices*) para el período comprendido entre 1928 y 1938. Adicionalmente compara los resultados arrojados por la anterior muestra con los provenientes de una serie de precios al contado (*spot*) de los mercados de algodón de *New York* y del *Chicago Wheat Market* para el período 1883-1934.

La principal conclusión de Kendall, luego de aplicar diferentes tipos de pruebas a los datos, es que los patrones de comportamiento de los precios de los activos no eran sistemáticos como se consideraba en la teoría. A su vez reconoce que es posible que algunos inversionistas obtengan retornos extraordinarios, pero ello se debería a factores como el azar, el hecho de tener información privilegiada o la capacidad de actuar muy rápidamente, o también a que en ocasiones todos los precios de los activos financieros suban al mismo tiempo, luego no hay posibilidad de error y, finalmente, a que ciertos inversionistas actúan en una escala mayor, lo que les permite reducir los costos de transacción. Sin embargo, reconoce también, que probablemente nada de lo que él diga o demuestre hará “desaparecer” la ilusión de que es posible hacer dinero en los mercados basado en análisis técnico. Esto tal vez pudo haber sido el primer reporte claramente explícito de las propiedades de los precios de los activos financieros, cuyo estudio daría lugar a lo que se conoce hoy en día como la eficiencia de mercado.

Roberts (1959) logra un trabajo similar al de Kendall (1953), esta vez para el mercado norteamericano, para lo cual toma dos referencias, el índice industrial *Dow Jones*<sup>10</sup> y un grupo de acciones analizadas individualmente. Su principal objetivo es mostrar evidencia empírica sobre el comportamiento de los rendimientos de los activos bursátiles. Para ello compara las series de rendimientos históricos semanales del *Dow Jones*, con las generadas por un modelo aleatorio, al que denomina modelo de probabilidad (*chance model*) y concluye que los precios del mercado presentan un comportamiento aleatorio; en otras palabras, que los rendimientos son estadísticamente independientes y, por lo tanto, las metodologías de análisis técnico usadas por los analistas financieros para intentar predecir los precios futuros, no tienen validez real.

---

<sup>10</sup> El promedio industrial Dow Jones (Dow Jones Industrial Average o DJIA) es el promedio aritmético de las treinta compañías más importantes del sector industrial de Estados Unidos que cotizan en New York Stock Exchange (NYSE). Este índice es calculado por Dow Jones & Company.

Adicionalmente Osborne (1959), apoyando los hallazgos de Roberts (1959), presenta un amplio y meticuloso análisis donde llega a la conclusión que no son los precios en valor absoluto sino los cambios logarítmicos en los precios los que son independientes entre sí. Esta situación generó una buena base para que nuevos trabajos aparecieran en años posteriores. La dinámica hasta ese entonces era encontrar qué cambios en los precios de diferentes series cumplían con el supuesto de independencia pero no basado en su diferencia absoluta sino en la logarítmica.

Para los años 60, por una parte estaban quienes apoyaban los estudios de Bachelier (1900) en torno al comportamiento de los precios de activos financieros encontrando evidencia empírica a favor de las caminatas aleatorias. Por otra parte, los que criticaban dichos estudios y a través de trabajos como Mandelbrot (1963), quien ante la evidencia de alejamiento de la distribución normal o *Gaussiana* plantea la hipótesis según la cual los precios siguen una distribución Paretiana estable, dejan al descubierto la controversia.

Los trabajos presentados hasta ese momento carecían de rigurosidad técnica, es decir no eran más que simples observaciones de los comportamientos de los retornos sin el respectivo soporte de una teoría económica. Al respecto, Alexander (1961,1964) muestra que todas estas observaciones no eran suficientes para configurar una caminata aleatoria; sin embargo, no pasa de ser eso precisamente, una crítica dado que no desarrolla el tema.

Finalmente, Fama (1965) formaliza todas las discusiones acerca de la caminata aleatoria y desarrolla su versión de la HME. Fama (1965) revisa los hechos estilizados encontrados hasta entonces acerca del modelo de caminata aleatoria (*Random Walk*), y al mismo tiempo complementa revisando las pruebas usadas para verificar dicho modelo en la práctica. Fama (1965) se da a la tarea de probar las dos hipótesis básicas del modelo de caminata aleatoria. Los datos usados en

este estudio son los precios diarios de las treinta acciones que componen el índice industrial *Dow Jones* para un período comprendido entre 1957 y 1962. De estos datos obtiene el precio promedio de las acciones y calcula la variación del logaritmo natural de los precios.

Básicamente las hipótesis a probar por Fama son:

- Las variaciones en los precios de las acciones son independientes y
- Éstas a su vez, presentan una función de probabilidad determinada.

Para probar la primera hipótesis, recurre a las pruebas de correlación serial<sup>11</sup>, de corridas<sup>12</sup> y filtros de Alexander<sup>13</sup>. Al aplicar dichas pruebas, Fama (1965) encuentra que existe evidencia poca o casi nula de dependencia entre los precios de las acciones. Aunque no se descarta el hecho que pueda existir algún grado de dependencia, ésta no es lo suficientemente significativa como para incrementar las posibilidades de ganancias de los inversionistas. Para la segunda, Fama (1965) intenta probar si la serie misma sigue una distribución Gaussiana o normal, o si es consistente con la hipótesis de Mandelbrot (1963).

De manera general la HME sostiene que un mercado es eficiente cuando los precios de las acciones que se comercian reflejan plenamente y -la más importante- de manera instantánea toda la información considerada como interesante para los inversionistas. En últimas, establece que las alzas y caídas de

---

<sup>11</sup> A través de este tipo de pruebas se busca determinar el grado de dependencia entre los retornos de una serie de tiempo.

<sup>12</sup> La prueba de corridas se usa para probar la aleatoriedad de una serie de observaciones siempre y cuando cada observación puede ser asignada a una de dos categorías. En una serie de tiempo un medio para obtener el esquema requerido de dos categorías es clasificar cada observación según si es superior o inferior a la mediana. Así por ejemplo si en la prueba de corridas el resultado sugiere que por cada tres observaciones positivas, la cuarta es negativa, entonces la serie presenta estacionalidad.

<sup>13</sup> Ver anexo B.

los precios accionarios son totalmente aleatorios y dependen exclusivamente, de toda la información que se pueda generar a futuro y, suponiendo que no hay fuga de información, se puede concluir que el movimiento de los precios es considerado impredecible<sup>14</sup>.

Según Fama (1965) la eficiencia de mercado requiere que en el establecimiento de los precios en cualquier tiempo  $t$ , el mercado use correctamente la información disponible.

De otra parte, Jensen (1978) dice que un mercado es eficiente con respecto a un conjunto de información dado, si es imposible obtener ganancias mediante transacciones basadas en ese conjunto de información.

Dado los diferentes puntos de vista generados en torno a este tema, la controversia generada se dirime con la definición de tres modalidades de eficiencia de mercado que hoy en día son universalmente aceptadas (ver Cuadro 1).

En 1970 Fama realiza nuevamente una revisión de la teoría existente hasta el momento sobre la eficiencia de los mercados de capitales. Enumera las principales pruebas usadas para las tres clases de eficiencia: débil, semifuerte y fuerte. Concluye que las pruebas utilizadas para probar la existencia de eficiencia débil en un mercado son las que han dado los mejores resultados, específicamente las pruebas de independencia serial. Sin embargo, casos en los que se encontraron algún grado de dependencia, la baja significancia de la misma no deja entre ver algún tipo de aprovechamiento económico.

---

<sup>14</sup> Espinosa (2007).

Cuadro 1: Modalidades eficiencia de mercado.

<p><i>Eficiencia débil:</i> los precios actuales de los activos reflejan toda la información relacionada con sus precios pasados. Por tanto, no es posible determinarlos en el futuro, basado en información histórica.</p>
<p><i>Eficiencia semifuerte:</i> los precios de los activos financieros reflejan toda la información considerada como pública (incluyendo precios históricos) acerca de las empresas emisoras y por ello no puede esperarse predecir precios a partir de ésta.</p>
<p><i>Eficiencia fuerte:</i> los precios de los activos financieros reflejan absolutamente toda la información relevante de la empresa, inclusive, aquella información considerada como privilegiada y por tanto, no es posible predecir precios futuros. Esta última definición incluye a las dos primeras.</p>

Fuente: Adaptado de Campbell, Lo y Mackimlay (1997)

En relación con las pruebas de eficiencia semifuerte, Fama (1970) cita tanto estudios propios como de otros autores, que muestran evidencia empírica de que anuncios de *splits* y de ganancias de las empresas han sido reflejados en el precio de las acciones, generando indicios de la existencia de esta forma de eficiencia en el mercado.

Respecto a la última, afirma que no hay evidencia suficiente que permita determinar la existencia de una forma fuerte de eficiencia, lo anterior debido -por obvias razones- a que aún existe monopolio de la información por parte de los conocedores de los mercados, por tanto esta no se refleja oportunamente en el precio de las acciones y les permite finalmente obtener ganancias extraordinarias.

Fundamentados principalmente en los trabajos de Bachelier (1900), Kendall (1953) y Fama (1965), muchos otros han realizado estudios respaldando la tesis

del primero. Sin embargo, otros han encontrado fallas a esta postura. En este sentido la posibilidad de obtener ganancias del mercado utilizando diversos tipos de estrategias cuestiona la HME ya que esta afirma que no existe regla o estrategia alguna que sirva para ganarle al mercado consistentemente. Este tipo de posibilidades con frecuencia se conocen como anomalías y a continuación se hablarán sobre algunas de ellas, teniendo todas como premisa que estas pueden ayudar a predecir precios.

Dentro de las anomalías estudiadas, existen trabajos dedicados a encontrar algún tipo de relación entre los mercados financieros y alguna variable exógena, es así como en los círculos académicos (principalmente en norte América) se cuentan el efecto tamaño [Banz (1981); Reinganum (1981) y (1983); Keim (1983); Zúñiga (1993)], el efecto enero [Gultekin y Gultekin (1983); Keim (1983) y (1986); Officer (1975); Reinganum (1983)], efecto fin de mes (Ariel (1987) y Penman (1987)) y efecto fin de semana [Cross (1973) y French (1980)].

Aunque no fue el primero, el trabajo más reconocido en el mercado accionario norteamericano acerca del efecto fin de semana es descrito por Frank Cross (1973), quien presenta evidencia de retornos negativos durante los días lunes (-0.18%) entre los años 1953 y 1970. Por otra parte, French (1980) se centra en buscar explicaciones al efecto, postulando las hipótesis de tiempo calendario y de tiempo de transacción.

Gibbons y Hess (1981) rechazan la hipótesis de igualdad de retornos promedios, postulando como posibles explicaciones la hipótesis de existencia de errores en los datos de los días viernes y lunes y, el efecto de transferencia y pago de las operaciones bursátiles (o demora en el pago), efecto posteriormente profundizado por Lakonishok y Levi (1982), quienes obtienen una explicación parcial al efecto fin de semana.

Keim y Stambaugh (1984) vinculan el efecto fin de semana con el efecto tamaño de Banz (1981), verificando que, si bien el retorno excesivo de los días viernes es superior para las empresas pequeñas comparado con las grandes, el retorno negativo de los días lunes es uniforme para todos los portafolios. Rogalski (1984) detecta que para el período 1974-1984, las empresas pequeñas tienen retornos altos los días lunes del mes de enero, y que durante ese mes obtienen mayores retornos que las empresas grandes en todos los días de la semana. Smirlock y Starks (1986) presentan resultados coincidentes con los de Rogalski (1984) para el período comprendido entre 1974 y 1983, no así para los períodos anteriores, llegando a plantear la posibilidad que el efecto fin de semana en el mercado norteamericano pierde relevancia a partir de 1974.

Respecto al comportamiento de los rendimientos a lo largo del día, Harris (1986) observa que entre 1981 y 1983 éstos caen en la mañana de los días lunes (a diferencia de los otros días de la semana), y tienden a subir hacia el cierre de operaciones en todos los días, en particular los viernes. Lakonishok y Maberly (1990) verifican además, durante 1962 y 1986, una marcada preferencia de los inversionistas por realizar ventas los días lunes debido, entre otros, a la asimilación de información durante el fin de semana y que se espera realizar una venta antes de una compra. Este comportamiento que puede explicar parcialmente el efecto fin de semana.

Entre los estudios efectuados en mercados diferentes a Estados Unidos, Jaffe y Westerfield (1985) analizan el caso del Reino Unido, Japón, Australia y Canadá para distintos períodos entre 1950 y 1983. Notan que a pesar de los diferentes periodos en el proceso de transferencia, el efecto fin de semana existe en cada uno de ellos, aunque con diferencias respecto al de los EEUU (en el caso de Australia y Japón, el menor retorno negativo se registra los martes y no los lunes, debido posiblemente a la diferencia de horas con el mercado norteamericano).

Por otro lado, los autores muestran que el fenómeno estacional de las acciones no es compensado por el del mercado de monedas.

### **2.1.1. Evidencia para Colombia**

Para el caso colombiano los estudios sobre caminatas aleatorias e HME muestran que existe suficiente evidencia que indica que el mercado accionario colombiano no es eficiente en el sentido débil en la medida que se analizan datos cada vez más recientes.

En el trabajo de Harvey y Viscanta (1997), los autores buscan determinar si el mercado de valores colombiano de ese entonces se comporta de forma eficiente por lo menos en su forma débil. Para ese entonces se usa como referencia la Bolsa de Valores de Medellín y su índice IBOMED<sup>15</sup>, la serie de estudio estuvo comprendida entre 1987 y 1994.

Los resultados muestran que los retornos están altamente correlacionados, mas en los meses que en los días. Además la prueba de corridas da como resultado que existe alta predictibilidad en los retornos y adicionalmente se rechazada la hipótesis nula de independencia. Todo lo anterior se traduce en rechazar la hipótesis de eficiencia en el sentido débil.

Como principal explicación a los resultados obtenidos, el argumento está en que el mercado accionario colombiano presenta bajos niveles de capitalización, pocas compañías cotizando, bajos volúmenes de negociación y sobre todo el hecho que en Colombia cuatro grupos económicos<sup>16</sup> eran los responsables de gran parte de la actividad económica del país.

---

<sup>15</sup> Índice de la Bolsa de Medellín

<sup>16</sup> Estos eran la Organización Ardilla Lulle, el Grupo Santo Domingo, el Grupo Luis Carlos Sarmiento Angulo y el Sindicato Antioqueño.

Al trabajo anterior se suma el de Arango, González y Posada (2002), quienes encuentran correlación significativa entre la tasa interbancaria (TIB<sup>17</sup>) y el IBB<sup>18</sup>.

Así mismo, en Arbeláez, Zuluaga y Guerra (2002) bajo el título “El Mercado de Capitales Colombiano en los Noventa y las Firmas Comisionistas de Bolsa”, quienes mediante un modelo auto regresivo para las series del IBB y el *DJIA* evidencian ineficiencia en el mercado accionario colombiano respecto al norte americano.

Por último, Maya y Torres (2004) analizan comparativamente la correlación serial entre el IBB y el IBOMED durante los últimos diez años de funcionamiento y el IGBC, los resultados al respecto muestran que después de la fusión de las bolsas de Bogotá, Medellín y Cali existe un cambio estructural en el mercado accionario colombiano a partir del año 2001. Aunque este cambio muestra mayores niveles de eficiencia, todavía se presenta algún grado de correlación significativa.

De lo anterior, la evidencia encontrada muestra que en Colombia existen los suficientes estudios que dejan entre ver que el mercado accionario colombiano no es eficiente –por lo menos- en su forma débil.

Así pues, la finalidad del trabajo de investigación será presentar una posición en contra de la HME para el caso colombiano, sin que esto signifique que la HME y sus bases estén en duda. De hecho, y de acuerdo con Malevergne y Sornette (2006), fue gracias al trabajo innovador de Bachelier (1900) y a las mejoras introducidas a este por Osborne (1959) y Samuelson (1965), que el paradigma de normalidad de los retornos logarítmicos de los precios de los activos ha sido el punto de partida de muchas teorías, tales como la teoría de portafolio (*Modern*

---

<sup>17</sup> Es el precio de las operaciones realizadas en moneda doméstica por los intermediarios financieros para solucionar problemas de liquidez de muy corto plazo. Dicha tasa se pacta para operaciones de un día.

<sup>18</sup> Índice de la Bolsa de Bogotá.

*Portfolio Theory*) de Markowitz (1952), el CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) de Sharpe (1964) y el modelo de Black y Scholes (1973).

## 2.2. MARCO TEÓRICO

### 2.2.1. Caminata aleatoria<sup>19</sup>

Suponga que hay un hombre parado en la esquina de una calle que va orientada en sentido sur-norte. La dirección que tomará este hombre estará determinada por el evento de lanzar una moneda al aire. Así pues, si cae cara, entonces el caminante irá hacia el norte y si cae sello lo hará en sentido sur. Cuando llegue al final de la cuadra repite nuevamente el proceso. La situación puede ser explicada por la siguiente ecuación:

$$Y_t = y_{t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

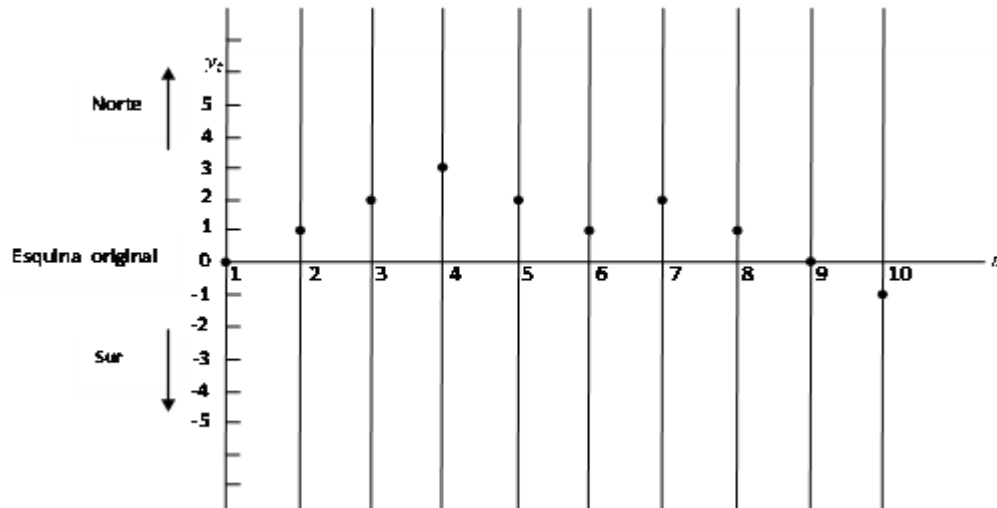
Donde  $Y_t$  es la función de posición relativa del caminante respecto al origen y  $\varepsilon$  está dado por el evento aleatorio de lanzar la moneda al aire. De esta forma cuando el lanzamiento resulte cara (C) entonces  $\varepsilon = 1$  con probabilidad de 0,5 y cuando resulte sello (S)  $\varepsilon = -1$  con probabilidad de 0,5 siempre y cuando la moneda esté perfectamente balanceada.

Para representar de manera adecuada la situación, se puede considerar la esquina original como cero. Ésta será la primera observación, es decir  $y_1 = 0$ . Desde este punto se enumerarán las esquinas sucesivas hacia el norte como  $+1, +2, +3, \dots, T$  mientras que, las esquinas sucesivas hacia el sur, se denotarán como  $-1, -2, -3, \dots, -T$  si el caminante observa la secuencia C, C, C, S, S, C, S, S, S, seguirá la trayectoria respectiva.

---

<sup>19</sup> Este ejemplo ha sido adaptado del libro *Introductory Management Science : Decision Modeling With Spreadsheets* Escrito por G. D. Eppen, Jeffrey H Moore, LARRY R AUTOR WEATHERFORD. 5 ed.; (2000)

Figura 1: Ejemplo caminata aleatoria



Fuente: Adaptado de Introductory Management Science: Decision Modeling with Spreadsheets.

Ahora suponga que después del noveno lanzamiento, se quisiera saber dónde estará el caminante. Esto es, dado que se han observado los momentos  $y_1, y_2, \dots, y_{10}$  y se requiere hacer un pronóstico para el valor  $y_{11}$  siguiendo un criterio razonable, el mejor valor de  $\widehat{y}_{11}$  es un *valor condicional esperado* de la cantidad aleatoria. En otras palabras, el mejor pronóstico es el valor esperado de  $y_{11}$ , dado que se conoce  $y_1, y_2, \dots, y_{10}$ .

A partir de (1), el valor de  $y_{11}$  será igual a  $y_{10} + 1$  con una probabilidad de 0,5 más  $y_{10} - 1$  con una probabilidad de 0,5. Por tanto, la probabilidad que caiga cara más la probabilidad que caiga sello, dados los momentos observados se estima como:

$$E(y_{11} | y_1, y_2, y_3, y_4, y_5, y_6, y_7, y_8, y_9, y_{10}) = (y_{10} + 1) \frac{1}{2} + (y_{10} - 1) \frac{1}{2} = y_{10}$$

Por lo anterior, los datos  $y_1, y_2, \dots, y_{10}$  no tienen efectos y el mejor pronóstico del movimiento que realice en el futuro el caminante aleatorio, es precisamente su posición actual. Es interesante observar que el mejor pronóstico de la siguiente observación  $y_{12}$  dado  $y_1, y_2, \dots, y_{10}$  es también  $y_{10}$ . Generalizando, el mejor pronóstico de cualquier valor futuro de  $y$ , dado éste modelo particular, es su valor actual. Lo anterior es muy importante porque el resultado depende en últimas de la hipótesis de que el valor esperado de  $\varepsilon$ , es decir el componente aleatorio sea cero. Por ejemplo si la probabilidad de que  $\varepsilon$  valiese 1 fuese 0,6 y la probabilidad de que  $\varepsilon$  valiese -1 fuese 0,4, el mejor pronóstico  $y_{t+1}$  no sería  $y_t$ .

El ejemplo anterior, es uno de los clásicos conocidos en la literatura reciente. Sin embargo, cabe destacar que uno de los primeros modelos que dio lugar al concepto de la caminata aleatoria y que a su vez es aplicado al comportamiento de los precios de los activos financieros, es el de Martingala<sup>20</sup>.

Teniendo en cuenta la revisión bibliográfica realizada, entre los estudiosos del modelo de la caminata aleatoria, es aceptada la clasificación de Campbell, Lo y Mackinley (1997). Los autores plantean que existen tres versiones de este modelo, las cuales se explicarán brevemente a continuación.

### **2.2.2. Caminata aleatoria tipo I**

La versión más completa de la caminata aleatoria es conocida como *Random Walk I* o RW1 en donde la variación de los retornos en los precios es independiente e idénticamente distribuida, en adelante (idd). En este caso, la dinámica de  $(P_t)$  es descrita en la siguiente ecuación:

---

<sup>20</sup> En el libro *Liber de Ludo aleane (The Book of Games of Chance)* el matemático Italiano Girólamo Cardano definió la teoría de juego justo como aquel que no deja en desventaja a ninguno de los oponentes. Dicho de otra forma, que no está a favor de ninguno. Para más detalles ver Hald (1990, capítulo 4) y el anexo B del presente documento.

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon \sim \text{idd}(0, \sigma^2)$$

En donde  $\mu$  es el valor esperado en el cambio de precio ( $P_t$ ) y  $\varepsilon$  es independiente e idénticamente distribuido con media 0 y varianza  $\sigma^2$ . Considerar que la variación del retorno es independiente implica que además de que dicho retorno no esté correlacionado, sus funciones lineales tampoco lo están.

Ahora bien, el hecho de suponer que los precios siguen una distribución normal, implica que se pueden encontrar retornos negativos, por tanto, Se utiliza una transformación que asegura que los precios tomen valores positivos únicamente. Se considera que sigue una caminata aleatoria el logaritmo natural de los precios en donde la variación de los retornos son los que siguen una distribución normal. Esto es:

$$\ln(P_t) = p_t$$

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim \text{idd}(0, \sigma^2)$$

### **2.2.3. Caminata aleatoria tipo II**

Suponer que la variación del retorno está idénticamente distribuida no es algo que tenga mucha aceptación en los precios de los activos financieros, al considerar largos periodos de tiempo. Por ejemplo, la bolsa de valores de New York en más de 200 años de historia, ha tenido grandes cambios (económicos, regulatorios, institucionales, tecnológicos, etc.). Pensar entonces que los retornos en los precios de las acciones se han comportado igual (idénticamente distribuidos) en este periodo no parece ser plausible. Así pues, este tipo de situación donde existe independencia en la variación de los retornos, pero éstos no son idénticamente

distribuidos (inid) es lo que se conoce como la caminata aleatoria tipo II o RW2, donde este último es un caso especial de RW1, pero que contempla la heterocedastidad<sup>21</sup> en la variación, lo cual es una característica común en las series de tiempo financieras. Esto es:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim \text{inid}(0, \sigma^2)$$

Aunque RW2 es más débil que RW1, ésta mantiene la propiedad más interesante de la caminata aleatoria: **Cualquier variación arbitraria en los precios futuros no es pronosticable utilizando las variaciones de precios pasados<sup>22</sup>.**

#### 2.2.4. Caminata aleatoria tipo III:

Por su particularidad esta es la versión de la caminata aleatoria más general que existe en la literatura y es uno de los modelos más estudiados en la actualidad. Dicho modelo parte de la RW2 pero incluye un proceso donde la variación de los retornos no está correlacionada; sin embargo, esto no quiere decir que sea independiente. Es decir:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{COV} [\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0 ; k \neq 0$$

$$\text{COV} [\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0 ; k \neq 0$$

Este caso constituye el modelo de caminata aleatoria más débil y tal vez el más fácil de probar. En particular, las pruebas más utilizadas son el estadístico de Q de

---

<sup>21</sup> Esta condición existe cuando el error (en este caso la variación del retorno) no presenta una varianza constante a través de un rango de valores.

<sup>22</sup> Campbell Lo y Mackinley (1997): The Econometrics of Financial Markets, New Jersey: Princeton University Press.

Box y Pierce (1970); la metodología de Box-Jenkins, más conocida como el Modelo Autoregresivo Integrado de Medias Móviles o ARIMA<sup>23</sup> y el cociente o razón de varianzas. Estas pruebas así como las utilizadas en RW1 y RW2, utilizadas por Campbell, Lo y Mackinley (1997) se describen con más detalle en el anexo C.

Debido a la importancia del concepto del modelo de caminata aleatoria, es importante tener presente un punto de vista más formal. Según los mismos autores, una forma útil de organizar las diferentes versiones de la caminata aleatoria es considerar las clases de dependencia que pueden existir entre los rendimientos de los activos  $\varepsilon_t$  y  $\varepsilon_{t+k}$  en el momento  $t$  y  $t+k$ . Para hacer esto, se definen las variables aleatorias  $f(\varepsilon_t)$  y  $g(\varepsilon_{t+k})$  donde  $f(\bullet)$  y  $g(\bullet)$  son dos funciones arbitrarias, y cumplen la condición:

$$\text{COV} [f(\varepsilon_t), g(\varepsilon_{t+k})] = 0$$

$$t, k \neq 0$$

Se puede elegir apropiadamente  $f(\bullet)$  y  $g(\bullet)$ , de tal forma que virtualmente todas las versiones de la caminata aleatoria e hipótesis de Martingala sean descritos por la ecuación anterior, la cual puede ser interpretada como una condición de ortogonalidad.

Por ejemplo, si  $f(\bullet)$  y  $g(\bullet)$ , son restringidas arbitrariamente a funciones lineales, entonces la ecuación implica que no existe correlación serial entre las variaciones, correspondiendo así a una caminata aleatoria tipo III. Por otro lado si  $f(\bullet)$  no está restringida pero  $g(\bullet)$  si está restringida a ser lineal, entonces la ecuación es equivalente a la hipótesis de Martingala. Finalmente, si la ecuación contiene a todas las funciones  $f(\bullet)$  y  $g(\bullet)$ , implica que los rendimientos son mutuamente

---

<sup>23</sup> Autoregressive Integrated Moving-Average.

excluyentes, correspondiendo a una caminata aleatoria tipo I y a una caminata aleatoria tipo II. La tabla siguiente resume esta clasificación.

Cuadro 2: Caminata aleatoria versión formal

$COV [f(\epsilon_t), g(\epsilon_{t+k})] = 0$	$g(\epsilon_{t+k}), \forall g(\bullet)$ lineal	$g(\epsilon_{t+k}), \forall g(\bullet)$
$f(\epsilon_t), \forall f(\bullet)$ lineal	Incrementos no correlacionados	-
$f(\epsilon_t), \forall f(\bullet)$	Martingala/Juego justo $R[r_{t+k} r_t] = \mu$	Incrementos independientes Caminata Aleatoria tipo I y II $Proj[r_{t+k} r_t] = pdf[r_{t+k}]$

Fuente: Adaptado de Campbell, Lo y Mackinley. The Econometrics of Financial Markets, New Jersey: Princeton University Press. (1997).

Donde  $pdf$  denota la función de densidad de probabilidad de este argumento y  $proj(y|x)$  denota la proyección lineal de  $y$  sobre  $x$ .

### 2.3. HIPÓTESIS DE MERCADO EFICIENTE (HME)

Uno de los temas más interesantes en la literatura académica desde 1960 ha sido el concepto de eficiencia de mercado. Aunque el término por si sólo puede dar lugar a diferentes interpretaciones, lo cierto es que cuando se habla de eficiencia de mercado, ésta se relaciona directamente con la eficiencia de los mercados de capital, y en particular al hecho de que los precios de los activos financieros reflejan claramente toda la información disponible.

Teniendo en cuenta que una condición necesaria para decir que los precios reflejan toda la información disponible, es que los costos de adquisición de la información, así como los de negociación, sean cero. Una definición aceptable

sería que tanto el costo marginal de obtener la información como el de negociación sean iguales a su ingreso marginal.

La HME se ha subdividido históricamente en tres grandes categorías, donde cada una depende del tipo de información incorporada. En su forma débil los precios de los activos financieros reflejan toda la información derivada de sus precios pasados y no es posible determinar sus precios en el futuro; en la forma semifuerte los precios de los activos financieros reflejan toda la información de conocimiento público acerca de las empresas emisoras; y finalmente en la forma fuerte los precios de los activos financieros reflejan toda la información relevante de la empresa, inclusive, aquella información considerada como privilegiada, y por tanto, no es posible predecir precios futuros. Esta última definición incluye las dos primeras.

Fama (1965) concluye que en un mercado en cual los precios siempre reflejan toda la información disponible (*fully reflect*) es llamado eficiente sin embargo, recientemente Malkiel (1992) provee una definición diferente, altamente aceptada en la literatura.

“Un mercado de capital es llamado eficiente, si este refleja completa y de manera correcta toda la información relevante en la determinación de los precios de las acciones. Formalmente, se dice que el mercado es eficiente con respecto a un conjunto de información si el precio del activo no es afectado por revelar esa información a todos los participantes. Más aún, eficiencia con respecto a un conjunto de información implica que es imposible obtener una utilidad económica por la comercialización de ese conjunto de información.”<sup>24</sup>

---

<sup>24</sup> MALKIEL, Burton. Efficient Market Hypothesis. Newman, P., M. Milgate, and J. Eatwell (eds). New Palgrave Dictionary of Money and Finance. Macmillan, London; (1992).

En la primera frase, Malkiel (1992) repite la definición de Fama (1965). En la segunda y tercera frase, amplía la definición de dos formas alternativas: sugiere que la eficiencia del mercado puede ser probada por revelar información a los participantes del mercado y medir la reacción de los precios de los valores; y si los precios no se mueven cuando la información sea revelada, entonces el mercado es eficiente con respecto a ésta. Sin embargo, aunque esto es claro conceptualmente, es difícil llevar a cabo tal prueba en la práctica.

La tercera frase de Malkiel (1992) sugiere una forma alternativa de determinar la eficiencia de un mercado, mediante la medición de los beneficios que se pueden hacer por la negociación de la información. Lo anterior es el fundamento del trabajo de casi todos los que investigan sobre la eficiencia del mercado.

De hecho, muchos investigadores han tratado de medir los beneficios obtenidos por agentes considerados como profesionales, más exactamente los fondos de inversión. Si estos alcanzan rendimientos superiores (ajustado al riesgo), entonces el mercado no es eficiente con respecto a la información en poder de los administradores de dichos fondos. Este enfoque tiene la ventaja de que se concentra en el comercio real de participantes en el mercado real, pero tiene la desventaja de que no se puede observar directamente la información utilizada por los administradores en sus estrategias comerciales<sup>25</sup>.

La HME ha sido probada en diversos países, donde se ha encontrado evidencia tanto a favor como en contra de la hipótesis. Aunque en la revisión bibliográfica (antecedentes) se citaron algunos estudios relevantes, estos están enfocados netamente en países desarrollados. Por esta razón, en este capítulo se presentarán algunos casos recientes para América latina.

---

<sup>25</sup> Para mayor profundización véase Fama (1970, 1991).

Urrutia (1995), hace un estudio acerca de la eficiencia de los mercados de América latina, tomando como muestra los países de Argentina, Brasil, Chile y México. Los resultados encontrados fueron el no rechazo del modelo de caminata aleatoria. En Ojah y Karemera (1999), los autores a través de las pruebas de razón de varianza y de promedios móviles integrados factorialmente autoregresivo, concluyeron que los mercados de Argentina, Brasil, Chile y México siguen una caminata aleatoria. Sin embargo en Worthington y Higgs (2003), los resultados fueron diferentes al hacer un estudio sobre la eficiencia de los mercados de Argentina, Brasil, Chile, México, Colombia, Venezuela y Perú (una muestra más amplia) encontraron que a través de la técnica de correlación serial y pruebas de corridas, así como las pruebas de razón de varianza múltiple y de raíces unitarias de Dickey y Fuller (1979) aumentada, estos mercados no presentaban las características de las caminatas aleatorias y de ahí que no eran eficientes en su forma débil.

Valdivieso (2004) determinó mediante las pruebas de correlogramas, así como la Box-Pierce, rachas y Ljung y Box (1978), que los retornos del mercado accionario Mexicano presentan un comportamiento aleatorio, es decir eficiente. Guardia (2005) toma las rentabilidades mensuales durante los años comprendidos entre 1990-2005 de los principales índices bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, y México y al aplicar las pruebas de correlación serial y Q de Box y Pierce (1970), concluye que éstos mercados eran eficientes en su forma débil. Estos resultados están en la misma dirección de Urrutia (1995) y Ojah y Karemera (1999). En el Cuadro 3 se resume la evolución de los estudios acerca de la HME en América Latina.

Cuadro 3: Resumen evidencia caminata aleatoria América latina.

<b>Nombre</b>	<b>Muestra</b>	<b>Pruebas</b>	<b>Conclusión</b>
Urrutia (1995)	Argentina, Brasil, Chile y México	Corridas y razón de varianza	Rechazo R.W.
Harvey y Viscanta (1997)	Colombia	Correlación serial	Rechazo R.W
Ojah y Kemera (1999)	Argentina, Brasil, Chile y México	Razón de varianza, promedios móviles integrados factorialmente autoregresivo	Acepta R.W.
Delfiner (2002)	Argentina	Autocorrelación	Rechazo R.W.
Worthington y Higgs (2003)	Argentina, Brasil, Chile, México, Colombia, Venezuela y Perú	Correlación serial, corridas, razón de varianza múltiple y raíces unitarias de Dickey Fuller aumentada.	Acepta R.W.
Valdivieso (2004)	México	Correlogramas, Box-Pierce, Ljung-Box y rachas.	Acepta R.W.
Maya y Torres (2004)	Colombia	Correlación serial	Rechazo R.W
Guardia (2005)	Argentina, Brasil, Chile, y México	Correlación serial y Q de Box y Pierce	Acepta R.W.

Fuente: Elaboración propia.

De esta forma, los resultados muestran posiciones encontradas al respecto. Incluso para una misma muestra de países<sup>26</sup>, así se generan dos corrientes académicas al respecto, una a favor de la HME y otra en contra. Con respecto a esta última, los académicos han encontrado empíricamente ciertos

<sup>26</sup> Lo anterior puede tener una explicación sencilla -aparentemente- y es que aunque se analizan los mismos países, los periodos de evaluación suelen ser diferentes. Además, los mercados están en una dinámica de cambio constante, lo cual revierte tendencias a lo largo del tiempo.

comportamientos en la variación de los retornos de las series financieras, conocidos como anomalías. Aunque existen hoy en día un sin número de anomalías documentadas, dentro de las más destacadas se pueden encontrar aquellas relacionadas con los días de la semana. Se agrupan en el efecto día, efecto fin de semana, el efecto mes y el efecto fin de mes.

#### **2.4. EFECTO DÍA Y FIN DE SEMANA**

En la literatura reciente se define el retorno -cambio de precios, más los dividendos- durante un día de la semana como la variación de precios desde el cierre de la jornada anterior al cierre de las operaciones de ese día. Usando esta definición, ¿cómo se esperaría que fuesen el retorno esperado del lunes con los de otros días de la semana? La hipótesis más lógica –propuesta por French (1980) y conocida como hipótesis tiempo calendario- es que los precios deben subir un poco más los lunes que otros días porque el tiempo entre el cierre del mercado entre el viernes y lunes son tres días, cuando normalmente es solo uno. En consecuencia, los retornos de los lunes deberían ser tres veces más altos que los de otros días de la semana. French (1980) ofrece una hipótesis alternativa explicativa, la hipótesis del tiempo de negociación, que establece que los rendimientos se generan sólo durante la negociación activa e implica que los retornos deben ser los mismos para cada día de negociación.

El primer estudio sobre el efecto fin de semana en los mercados de renta variable fue de MJ Fields (1931). En dicha investigación, Fields estudia el comportamiento de *Wall Street* conforme a la llegada del fin de semana, y pues dada la incertidumbre generada en torno al fin de semana, los agentes prefieren cerrar posiciones, pues si ocurre algo durante el fin de semana, deberán esperar hasta el lunes para reajustar dichas posiciones.

Fields (1931) examinó el patrón del índice industrial *Dow Jones* para el período 1915-1930 para ver si ese comportamiento tradicional era cierto. Para el análisis compara el precio de cierre del DJIA para el sábado con la media de los precios de cierre del viernes y el lunes adyacentes.

Encuentra, en efecto, que los precios tienden a subir los sábados, pues para 717 de los fines de semana estudiados, el precio viernes-sábado fue US \$0.10 más alto que el precio viernes-lunes el 52% de las veces, mientras que fue inferior sólo el 36%.

El siguiente trabajo acerca del efecto fin de semana aparece casi 40 años después. Frank Cross (1973) estudia los retornos del índice *S&P 500*<sup>27</sup> durante el periodo 1953-1977. Encuentra que éste sube en el 62% de los viernes, pero sólo el 39,5% de los lunes. Adicionalmente, el retorno promedio de los viernes es de 0,12%, mientras que el de los lunes es -0,18%. Cross (1973) menciona que la probabilidad de que una diferencia tan amplia ocurra por casualidad es menos de una en un millón.

Kenneth French (1980) también utiliza el índice *S&P 500* para estudiar los retornos diarios y obtiene resultados similares. Con datos entre 1953 y 1977 encuentra que el retorno promedio de los lunes es negativo para todo el período (media= - 0,168%, estadístico t = -6,8). Mientras que para los demás días de la semana es positivo, en particular los miércoles y viernes son los más altos. French (1980) entonces plantea que la rentabilidad negativa puede que se deba a que el lunes viene seguido de un día festivo, en este caso domingo. Para probarlo, toma todos los días siguientes a un festivo norteamericano y realiza el mismo análisis. Para su sorpresa, encuentra que los rendimientos de los días miércoles, jueves y viernes seguidos de feriado son más altos de lo normal, comparado con lo que

---

<sup>27</sup> *Standard & Poors 500.*

ocurre para el lunes y martes (como era de esperarse). En conclusión, French (1980) sugiere que hay algo especial acerca de los fines de semana, en oposición a los cierres de mercado general.

Los autores mencionados estudian las variaciones entre el precio de cierre de los viernes y el precio de cierre de los lunes, lo que deja abierta la posibilidad de caída de los precios durante el transcurso de los lunes, o entre el cierre del viernes y la apertura del lunes. Este hecho es investigado por Richard Rogalski (1984). Quien obtiene los precios de apertura y de cierre del *DJIA* para el período 1974-1984 y para el *S&P 500*, durante el periodo comprendido entre 1979 y 1984. El autor encuentra que los precios suben el lunes de la apertura hasta su cierre, y que los resultados son negativos entre el cierre del mercado del viernes y la apertura del lunes. Así, el efecto lunes se convierte en otra forma del efecto fin de semana. Adicionalmente, encuentra que los fines de semana en enero son diferentes de otros meses, porque durante enero, los retornos de toda la semana son positivos. En vista a los resultados Rogalski (1984) encuentra que los retornos de enero también están relacionados con el tamaño de la empresa de la siguiente manera: las empresas más pequeñas tienen los mayores rendimientos los lunes y a su vez, estos rendimientos son los más altos de la semana.

Si los fines de semana son días “malos” en los mercados de renta variable, ¿qué otro tipo de activos presentan comportamientos similares? Gibbons y Hess (1981) examinan los retornos de los *Treasures*<sup>28</sup> encontrando que los del lunes son significativamente menores que los de otros días. También investigan sobre posibles explicaciones del efecto fin de semana para los títulos de renta variable.

Dentro de los estudios encontrados, se destacan los que analizan los periodos de liquidación también conocido como el efecto de transferencia y pago de

---

<sup>28</sup> Bonos del Tesoro americano.

operaciones bursátiles<sup>29</sup>. Entre 1962 y 1968, el período de liquidación era de cuatro días hábiles, en ese periodo, los inversionistas vendían sus acciones los lunes y recibían su pago en cuatro días, mientras que los que vendían en los demás días, recibían su pago en seis<sup>30</sup>. En la actualidad el efecto transferencia no es una explicación válida, además Gibbons y Hess (1981) muestran que, incluso antes de 1968 los diferentes períodos de liquidación no pueden explicar el efecto fin de semana.

## 2.5. EFECTO FIN DE MES

Ariel (1987) examina el patrón de los retornos a través del cambio de mes durante el periodo comprendido entre 1963 y 1981, de esta manera, compara los retornos acumulados del *DJIA* para cada periodo dividiendo cada mes en dos partes, donde la primera corresponde al periodo comprendido entre el último día del mes anterior hasta la primera mitad del mes en cuestión.

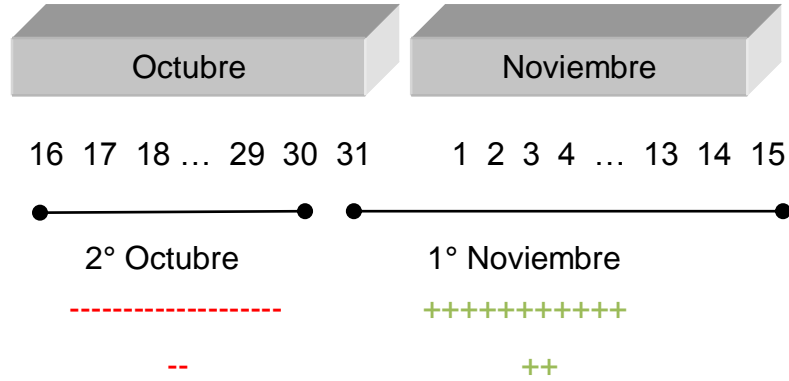
Los resultados muestran, que los retornos promedios de la segunda mitad de todos los meses muestran que estos son negativos, por el contrario, en la primera mitad son positivos. Adicionalmente, para evitar algún tipo de sesgo hace también los cálculos pero sin tener en cuenta la ponderación de cada acción dentro la canasta del *Dow Jones*. La Figura 2 muestra una representación gráfica de los resultados.

---

<sup>29</sup> El efecto de demora en la transferencia y cancelación de las operaciones bursátiles (*effect of settlement and clearing delays*) se genera porque las operaciones no se realizan en forma inmediata: en el mercado de valores no se transan precios al contado (*spot*) sino a futuro (*forward*), llevando éstos incluida la rentabilidad por la cantidad de días útiles que implican la materialización real de la operación.

<sup>30</sup> Actualmente, la duración del período de liquidación ha disminuido considerablemente debido a los grandes cambios tecnológicos. En Colombia, en promedio las operaciones del mercado bursátil se hacen efectivas entre dos y tres días hábiles.

Figura 2: Efecto fin de mes



Fuente: Elaboración propia.

Este resultado se replica también en el trabajo de Lakonishok y Smidt (1982), donde al tomar la serie histórica de precios del índice *DJIA* para el periodo comprendido entre 1890 y 1981, encuentran que durante los cuatro primeros días luego del cambio de mes, incluyendo el último día del mes anterior, el retorno promedio es de 0,47%<sup>31</sup>. Adicionalmente, este retorno promedio es mayor al mensual, que es 0,35%. En otras palabras, después de los cuatro primeros días, luego del cambio de mes, el Dow Jones cae considerablemente.

## 2.6. EFECTO MES

Mustafá N. Gultekin y N. Bulent Gultekin (1983) encuentran que para una muestra significativa de países industrializados<sup>32</sup> existe un patrón de estacionalidad en la media de la variación de sus índices accionarios locales. En todos los países se encuentra que dicho patrón era causado por el cambio de año fiscal o *tax-year* que para todos los países coincidía con el cambio de año (excepto Australia), es decir,

<sup>31</sup> Este resultado es relevante teniendo en cuenta que el retorno promedio para un periodo de cuatro días diferente a este es 0,0061%.

<sup>32</sup> Estos países fueron Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Francia, Alemania, Italia, Japón, Holanda, Noruega, Singapur, España, Suecia, Suiza, Reino Unido y Estados Unidos.

se genera un efecto diciembre-enero. Para el caso de Australia, debido a las leyes tributarias de ese momento, el efecto se traslada a los meses de julio y agosto que coincide con el cambio de año gravable.

Los datos utilizados fueron tomados del CPI<sup>33</sup> organismo adscrito al Fondo Monetario Internacional (FMI) y el periodo estaba comprendido entre enero de 1970 hasta diciembre de 1979.

El análisis comprende una prueba de autocorrelación de orden 12, donde encuentran que exceptuando Noruega, Austria y Dinamarca, los países de la muestra no mostraban algún grado de correlación significativo. Sin embargo al hacer el análisis por meses, determinan que la media de los retornos de los meses de enero en todos los países (exceptuando Australia) era significativamente mayor a los demás. La conclusión más importante de los autores es que este efecto estaba asociado principalmente al cambio de año fiscal.

---

<sup>33</sup> *Capital International Perspective*. La información tomada correspondía a 1100 acciones listadas en 18 países que representaban aproximadamente el 60% de la participación total del mercado. Los rangos por países estaban entre 47% para Singapur y 80% para Noruega.

### 3. METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN

El presente estudio se enmarca dentro de la investigación aplicada, debido a que su propósito es ampliar el conocimiento existente sobre la eficiencia del mercado accionario colombiano, evaluando de qué forma este conocimiento puede emplearse como herramienta clave en la toma de decisiones de inversión en renta variable. La investigación se realizó de acuerdo con las etapas propuestas en el plan de proyecto, razón por la cual el Capítulo 1 contiene la justificación, la formulación del problema y los objetivos tanto generales como específicos que se pretenden alcanzar.

Para el cumplimiento del primer objetivo, se recopilaron los conceptos y resultados de investigaciones previas en el tema de eficiencia de mercado y efectos estacionales. Inicialmente, se efectuó una revisión bibliográfica, lo cual permitió revisar los resultados documentados que existen para el caso colombiano.

Posteriormente, se amplió la revisión bibliográfica mediante la búsqueda de artículos publicados en revistas científicas especializadas en temas de economía y finanzas que trataran el tema de eficiencia y anomalías de los mercados. La exploración se realizó a través de los recursos electrónicos disponibles en la Biblioteca de estudios económicos del Banco de la República: bases de datos, revistas y libros electrónicos. Inicialmente, se buscaron los artículos que referenciaran los temas de interés desde el año 1890 hasta la actualidad en las bases de datos BD ProQuest y JSTOR así como en el portal de internet Scholar Google. Después, este tipo de búsqueda se complementó con los trabajos referenciados en los artículos encontrados en la etapa inicial, los cuales se ubicaron mediante el acceso directo a la revista en la que fueron publicados a través de las suscripciones a bases de datos como Elsevier, Springer y Science Direct. Entre las principales revistas consultadas se encuentran: *Journal of*

*Financial Economics, Journal of Business, Journal of Finance, Latin America Business Review, International Economics Review, Journal of the Royal Statistics* entre otros.

El segundo objetivo específico comprende la documentación y el análisis de los estudios recopilados durante la exploración bibliográfica. El aparte 2.1 contiene una extensa revisión de la literatura en la que se sintetizan las investigaciones y trabajos realizados sobre el tema en cuestión, las principales conclusiones y las metodologías empleadas. Adicionalmente, la documentación se realizó mediante la construcción del marco teórico presentado en el aparte 2.2, en el cual se consideraron los principales aspectos teóricos que explican las bases del tema central.

Basado en lo anterior, la siguiente etapa consistió en formular el diseño empírico para analizar adecuadamente el problema de investigación.

### **3.1. DATOS Y METODOLOGÍA**

Para determinar si el mercado bursátil colombiano es eficiente en su forma débil. Se prueba a través de diferentes metodologías si hay evidencia de las anomalías efecto día, efecto mes y efecto fin de mes, es decir, si los retornos son significativamente diferentes según el día de la semana, el mes del año o el cambio de mes. Para probar esto, se emplea un análisis estadístico preliminar en donde se muestra que la distribución del retorno del IGBC no sigue una de tipo normal lo cual es consistente con estudios anteriores. Adicionalmente, basado en la metodología de French (1980) se realiza un análisis de regresión lineal para evidenciar si existen efectos calendario asociados a un día de la semana, un mes del año o el cambio de un mes a otro. Por último y para dar mayor robustez a éstos resultados se aplican dos pruebas no paramétricas: la prueba de Kruskal y Wallis (1952) y la prueba de Klotz y Teng (1977). Estas dos pruebas no

paramétricas se describen con detalle en los anexos D y E del presente documento.

El periodo de análisis inicial corresponde al valor de cierre diario del IGBC entre el 05 de julio de 2001 y el 16 de septiembre de 2009, para un total de 1980 observaciones.

El IGBC, si bien no está corregido por dividendos, es la mejor *proxy* disponible de un índice de mercado accionario en un contexto de largo plazo. Según la Bolsa de Valores de Colombia (BVC), este índice refleja el comportamiento promedio de los precios de las acciones en el mercado, resultado de la interacción de las fluctuaciones que por efecto de oferta y demanda sufren los precios de las acciones.

De la serie del IGBC se obtuvieron los retornos compuestos continuamente, definidos como:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100,$$

donde  $R_t$  es el retorno del índice en  $t$  y  $P_t$  representa el nivel del índice de precios en el mismo periodo.

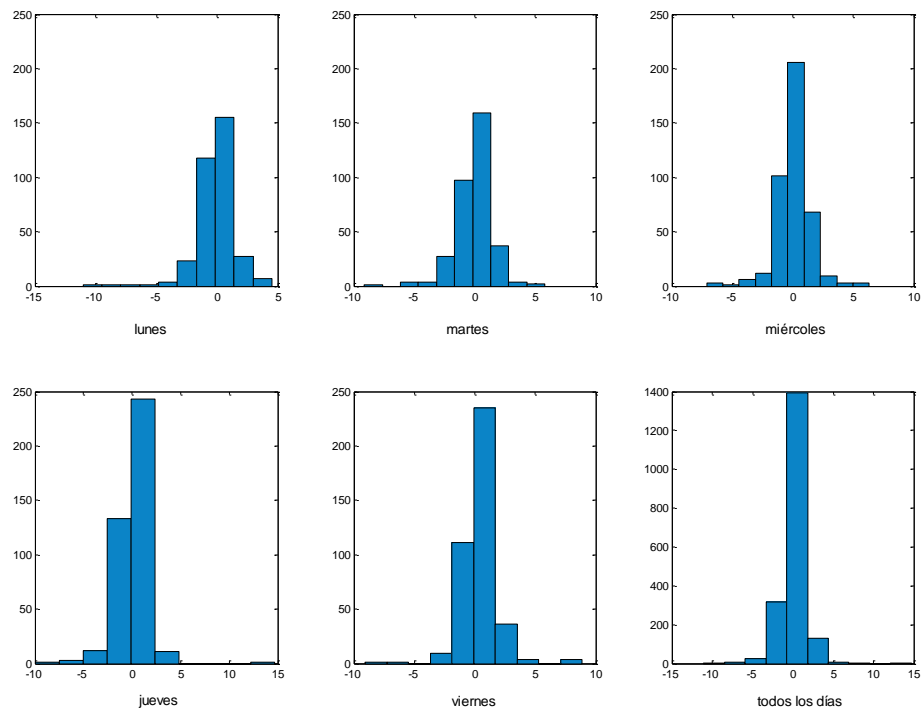
Para la construcción de la serie de tiempo se eliminaron todos los retornos que seguían después de un día festivo. Lo anterior, con el objetivo de tener un retorno diario, salvo el retorno del lunes donde se tienen incluidos tres días (cálculo del cierre del viernes al cierre del día lunes).

## 3.2. EFECTO DIA Y FIN DE SEMANA

### 3.2.1. Análisis de las distribuciones

De las 1980 observaciones iniciales se eliminaron 90, las cuales correspondían a los retornos que seguían después de un día festivo. Para hacer el análisis estadístico se realizó un histograma para cada uno de los días. En la Figura 3, se muestra el histograma de los retornos para cada día de la semana y uno para todos los días, mientras que el Cuadro 4 muestra las principales estadísticas de la serie del retorno del IGBC.

Figura 3: Histogramas efecto día



Fuente: Cálculos del autor.

Cuadro 4: Resumen estadístico retornos IGBC

	Jarque-Bera	Skewness	Kurtosis	Mean
lunes	1841,84	(1,86)	13,80	-0,10
martes	465,43	(0,98)	8,92	-0,06
miércoles	570,22	(0,51)	8,67	0,14
jueves	7220,70	0,66	23,66	0,18
viernes	2422,14	0,66	14,96	0,40

Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados permiten apreciar que la distribución diaria de los retornos del IGBC no sigue una distribución normal porque:

- El sesgo (*Skewness*) es significativamente diferente de cero en todos los casos. Es importante notar que la asimetría se desplaza a medida que avanza la semana: empieza el lunes con un valor de -1,86 y termina el viernes con un valor de 0,66.
- La curtosis (*Kurtosis*) es significativamente diferente de tres<sup>34</sup> en todos los casos, causando que los valores que cada muestra se aproximen a una distribución de tipo leptocúrtica diferente a la normal.
- La prueba de hipótesis de normalidad Jarque-Bera<sup>35</sup> se rechaza con un nivel de confianza del 99%, lo cual indica que las series bajo análisis no son normales.

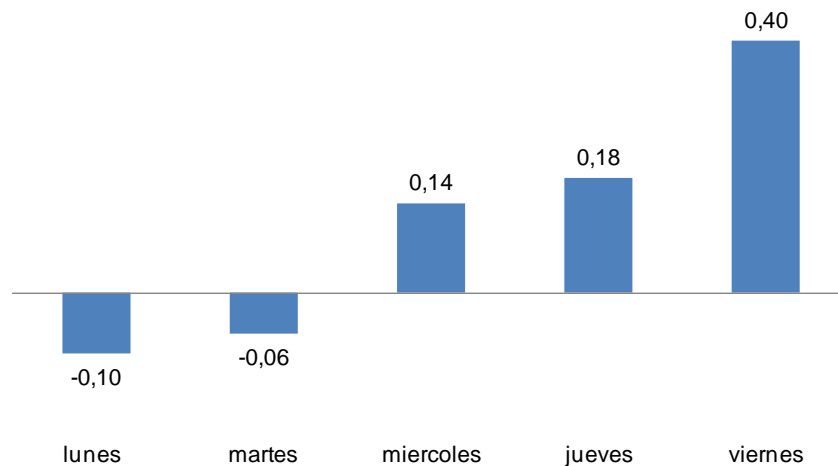
Sin embargo, también se puede apreciar en los histogramas que existe una diferencia significativa en la media de los retornos de cada día (*Mean*). De hecho,

<sup>34</sup> Tres corresponde a la curtosis que tiene una variable aleatoria normal estándar.

<sup>35</sup> El objetivo de la prueba Jarque-Bera es probar si una serie de datos tiene una distribución normal. Esto se realiza a partir de una comparación entre la curtosis y el coeficiente de asimetría. Para mayor ampliación vea el anexo F.

estos valores van aumentando a medida que transcurre la semana como se puede observar en la Figura 4.

Figura 4: Evolución de la media de los retornos por días



Fuente: Cálculos del autor.

De esta manera, los resultados sugieren que el día de la semana afecta el retorno promedio del IGBC; es decir, existe un efecto día (*day effect*). Sin embargo, éstos resultados se deben validar estadísticamente.

Al aplicar la prueba de prueba de Kruskal y Wallis (1952), los resultados muestran que la hipótesis nula se rechaza, por tanto existe evidencia estadística para afirmar que la distribución de los retornos es diferente según el día de la semana ( Cuadro 5).

El Cuadro 6 muestra la diferencia entre pares de medias ( $i, j$ ) a través de la prueba propuesta por Klotz y Teng (1977). A su vez, el valor límite al cual se rechaza o se acepta que dicha diferencia es significativa a un nivel  $\alpha'$ . Los valores sombreados corresponden a diferencias estadísticamente significativas. En particular, las

diferencias lunes-jueves y lunes-viernes así como martes-viernes, son significativas. Esto apoya lo encontrado en la prueba de Kruskal y Wallis (1952).

Cuadro 5: Prueba de Kruskal y Wallis (1952), efecto día

Tratamiento	Observaciones	Suma Rangos	Promedio rangos
lunes	338	291693	863,00
martes	335	295412	881,83
miercoles	412	387736	941,11
jueves	404	395343,5	978,57
viernes	401	416810,5	1039,43
chi-cuadrado	25,67		
grados de libertad	4		
p-valor	0,0001		

Fuente: Cálculos del autor.

Cuadro 6: Prueba significancia Klotz y Teng (1977), efecto día

i	j	diferencia	Z-crítico	p-valor	$\alpha'$
lun	mar	-19	-0,45	0,65	0,005
lun	mie	-78	-1,95	0,05	0,005
lun	jue	-116	-2,87	0,00	0,005
lun	vie	-176	-4,38	0,00	0,005
mar	mie	-59	-1,48	0,14	0,005
mar	jue	-97	-2,40	0,02	0,005
mar	vie	-158	-3,90	0,00	0,005
mie	jue	-37	-0,98	0,33	0,005
mie	vie	-98	-2,57	0,01	0,005
jue	vie	-61	-1,58	0,11	0,005

Fuente: Cálculos del autor.

Consecuentemente, ya sea o no, que la distribución de los retornos es normal, la evidencia encontrada sugiere que el día de la semana influye significativamente en el retorno del IGBC.

De otra parte, los resultados sugieren también un posible efecto fin de semana debido al menor retorno observado el día lunes. Para determinar la existencia de esta anomalía se empleará la metodología utilizada por French (1980), la cual se describe a continuación:

### 3.2.2. Efecto día y fin de semana

Basado en el trabajo de Cross (1973) donde empíricamente se evidencia un efecto lunes en los retornos del *S&P 500* comprendidos entre 1953-1977, Kenneth R. French (1980) plantea la posible explicación al efecto fin de semana mediante dos hipótesis alternativas. Con estas dos hipótesis, French (1980) pretende determinar la existencia de algún tipo de correlación entre el día de la semana y el retorno diario. A continuación se describirá brevemente cada una de ellas.

#### **Hipótesis tiempo de transacción (*Trading Time Hypothesis*):**

La hipótesis de tiempo de transacción postula que los retornos son generados sólo durante los días en que hay actividad bursátil, y el retorno esperado es el mismo para cada día de la semana. Para probar esta hipótesis French realiza la siguiente estimación:

$$R_t = \alpha + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde  $R_t$  es el retorno logarítmico del índice,  $D_{it}$  representa las variables *dummy* que indican el día de la semana  $i$  en el cual la observación fue tomada:  $D_{2t}$  denota martes,  $D_{3t}$  miércoles,  $D_{4t}$  jueves y  $D_{5t}$  viernes. El retorno esperado para el día lunes es representado por  $\alpha$ , y los coeficientes de  $\beta_2$  a  $\beta_5$  representan la diferencia entre el retorno esperado para el día lunes y el de los demás días de la semana. La hipótesis nula a probar es:

Cuadro 7: Hipótesis tiempo de transacción

$H_0$ :	El efecto fin de semana es el resultado de un proceso de <b>tiempo de transacción</b> , en donde el retorno promedio diario no se ve afectado por el día de la semana en que se realiza la transacción.
$H_0$ :	$\beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$

Fuente: Elaboración del autor.

Básicamente French (1980) espera que los coeficientes  $\beta_2$  a  $\beta_5$  sean cero; es decir, ningún día influye significativamente en los retornos del índice. Adicionalmente, la prueba de significancia conjunta de Wald no debe ser rechazada.

**Hipótesis tiempo calendario (*Calendar Time Hypothesis*):**

La Hipótesis de tiempo calendario postula que el proceso generador de retornos opera continuamente, y si existen tres días calendario de retorno por inversión desde el cierre del día viernes al cierre del día lunes, el retorno esperado de los días lunes debe ser tres veces (tres días calendario de retorno) el retorno promedio de los otros días de la semana. Para probar esta hipótesis French estima el siguiente modelo:

$$R_t = \alpha(1 + 2D_{1t}) + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde la expresión  $\alpha(1 + 2D_{1t})$  incorpora la triple valorización del lunes. La variable *dummy*  $D_{1t}$  es igual a uno si el retorno corresponde al lunes, de lo contrario es cero. Las demás variables se comportan de la misma manera como se señala en el caso anterior. La hipótesis nula a probar es:

Cuadro 8: Hipótesis tiempo calendario

$H_0$ :	El efecto fin de semana es el resultado de un proceso de <b>tiempo calendario</b> , en el cual los retornos de los días lunes tienen tres veces el retorno promedio de los otros días de la semana.
$H_0$ :	$3\alpha = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$

Fuente: Elaboración del autor.

En esta ocasión  $\alpha$  representaría 1/3 del retorno acumulado de los lunes, debido a que French (1980) espera que el retorno esperado para el día lunes sea tres veces el retorno promedio de los demás días. Adicionalmente, la prueba de significancia conjunta de Wald no debe ser rechazada.

Para realizar el estudio, French (1980) divide el periodo completo en subperiodos de cinco años. Los resultados de French (1980) muestran que las hipótesis tiempo calendario y tiempo de transacción son rechazadas. La hipótesis tiempo de transacción es rechazada tanto para el periodo completo así como para cuatro de los cinco subperiodos. De la misma forma la hipótesis tiempo calendario es rechazada para el periodo completo y en cada uno de los subperiodos, con excepción del último de ellos.

La prueba de Wald se rechaza en los dos modelos, es decir, las variables en conjunto son significativamente diferentes de cero.

El estudio de French (1980) muestra que  $\alpha$  es negativo. Ante este resultado, propone que puede ser debido a un efecto mercado cerrado (*closed-market effect*) en donde por cuenta de un festivo, el retorno del siguiente día es afectado negativamente, como es el caso del lunes.

Dado que no todos los festivos corresponden a un domingo, French (1980) generaliza la situación aplicando un análisis de medias y varianzas a todos los

días posteriores a un festivo. Los resultados encontrados muestran que los retornos negativos del lunes son explicados solo por el efecto fin de semana y no por el efecto mercado cerrado.

La conclusión del trabajo de French es que esta anomalía sucede porque el mercado no es eficiente y, finaliza diciendo que no es ilógico pensar que una empresa que necesite realizar un anuncio que la perjudique en el mercado, espere hasta el fin de semana para que los participantes del mercado puedan “contemplar” la información presentada y así realizar acciones menos apresuradas.

### 3.2.3. Resultados

Siguiendo la metodología de French (1980), se procede a dividir el periodo completo en tres subperiodos y calcular las medias y varianzas. El Cuadro 9 muestra la media, la desviación estándar y el número de observaciones para los retornos del IGBC durante el periodo julio de 2001 a septiembre de 2009. De igual forma se muestran los subperiodos: julio de 2001 a diciembre de 2003, enero de 2004 a diciembre de 2006 y, finalmente, enero de 2007 a septiembre de 2009.

Cuadro 9: Resultados análisis estadístico efecto día

		<b>lunes</b>	<b>martes</b>	<b>miercoles</b>	<b>jueves</b>	<b>viernes</b>
<b>2001-2009</b>	media	-0,10	-0,06	0,14	0,18	0,40
	desviación estándar	1,52	1,49	1,39	1,61	1,45
	observaciones	338	335	412	404	401
<b>2001-2003</b>	media	0,14	-0,10	0,09	0,17	0,36
	desviación estándar	0,86	1,08	0,94	0,89	1,34
	observaciones	105	104	122	121	124
<b>2004-2006</b>	media	-0,09	-0,03	0,28	0,32	0,62
	desviación estándar	1,95	1,80	1,63	2,14	1,44
	observaciones	122	122	153	149	147
<b>2007-2009</b>	media	-0,33	-0,07	0,04	0,04	0,18
	desviación estándar	1,44	1,44	1,43	1,43	1,52
	observaciones	111	109	137	134	130

Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados muestran evidencia en contra de la hipótesis tiempo de transacción, dado que los retornos no tienden a ser constantes durante la semana. De igual manera sucede con la hipótesis tiempo calendario donde se puede observar que el retorno promedio del lunes no representa tres veces el retorno de los otros días.

Del Cuadro 9, se observa que los retornos del lunes resultan ser negativos en dos de los tres subperiodos así como para el periodo completo, en donde, se puede observar que el lunes es el día con menor retorno promedio. Para el caso del martes, ocurre tanto para el periodo completo, como para cada uno de los subperiodos, pero esta vez los valores mayores.

Siguiendo la metodología de French (1980) se aplica la estimación (2) para probar la hipótesis tiempo de transacción. Los resultados se muestran a continuación:

Cuadro 10: Estimación hipótesis tiempo calendario<sup>36</sup>

	$\alpha$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	R <sup>2</sup>	Estadístico-F	Grados de libertad
<b>2001-2009</b>	-0,10	0,03	0,24	0,28	0,49	0,01	6,68	4
	-1,19	0,28	2,18*	2,52*	4,47*			
<b>2001-2003</b>	0,14	-0,24	-0,05	0,02	0,21	0,01	2,79	4
	1,41	-1,67	-0,37	0,18	1,55			
<b>2004-2006</b>	-0,09	0,05	0,36	0,40	0,71	0,01	3,43	4
	-0,53	0,23	1,65**	1,82**	3,21*			
<b>2007-2009</b>	-0,33	0,27	0,37	0,38	0,51	0,01	2,05	4
	-2,41	1,37	2,00*	2,01*	2,73*			

\*\*Significativo al 90%

\*Significativo al 95%

Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados muestran que para el periodo completo las variables en conjunto son significativamente diferentes de cero (estadístico  $F$ ). A su vez el estadístico  $t$  muestra los coeficientes  $\beta_3$  a  $\beta_5$  son significativamente diferentes de cero.

<sup>36</sup> El cuadro muestra la prueba  $t$  al 5% de significancia para cada coeficiente, además de la prueba  $F$ , los grados de libertad y la bondad de ajuste  $R^2$ .

Para los subperiodos dos y tres la evidencia apoya lo observado para el periodo completo y solo los días jueves y viernes del periodo dos, los coeficientes no son significativos al 5%. Sin embargo, para el periodo uno los coeficientes no son significativos.

Al descartar la hipótesis de tiempo de transacción, se procede a aplicar estimación (3) para probar la hipótesis tiempo calendario. Los resultados se muestran a continuación:

Cuadro 11: Estimación hipótesis tiempo de transacción<sup>37</sup>

	$\alpha$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	R <sup>2</sup>	Estadístico-F	Grados de libertad
<b>2001-2009</b>	-0,03	-0,03	0,17	0,21	0,43	0,43	8,01	4
	-1,19	-0,37	2,22*	2,70*	5,41*			
<b>2001-2003</b>	0,05	-0,15	0,04	0,12	0,31	0,03	4,33	4
	1,41	-1,35	0,44	1,20	3,11*			
<b>2004-2006</b>	-0,03	0,00	0,31	0,35	0,65	0,03	5,17	4
	-0,55	-0,02	1,96**	2,19*	4,10*			
<b>2007-2009</b>	-0,11	0,06	0,15	0,15	0,29	0,01	1,63	4
	-2,42	0,41	1,12	1,15	2,15*			

\* Significativo al 95%

\*\* Significativo al 90%

Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados para el periodo completo, no coinciden con la hipótesis tiempo calendario. No obstante, el coeficiente  $\alpha$  no es significativo al 5%, es decir,  $\alpha$  es igual a cero. Lo mismo sucede con  $\beta_2$ . Los coeficientes  $\beta_3$  a  $\beta_5$  por el contrario son significativos y mantienen una tendencia creciente. A su vez el estadístico  $F$  rechaza la hipótesis que los coeficientes en conjunto sean cero. Para los subperiodos el coeficiente  $\alpha$  tampoco es estadísticamente significativo. Sin embargo, se rechaza la prueba  $F$ .

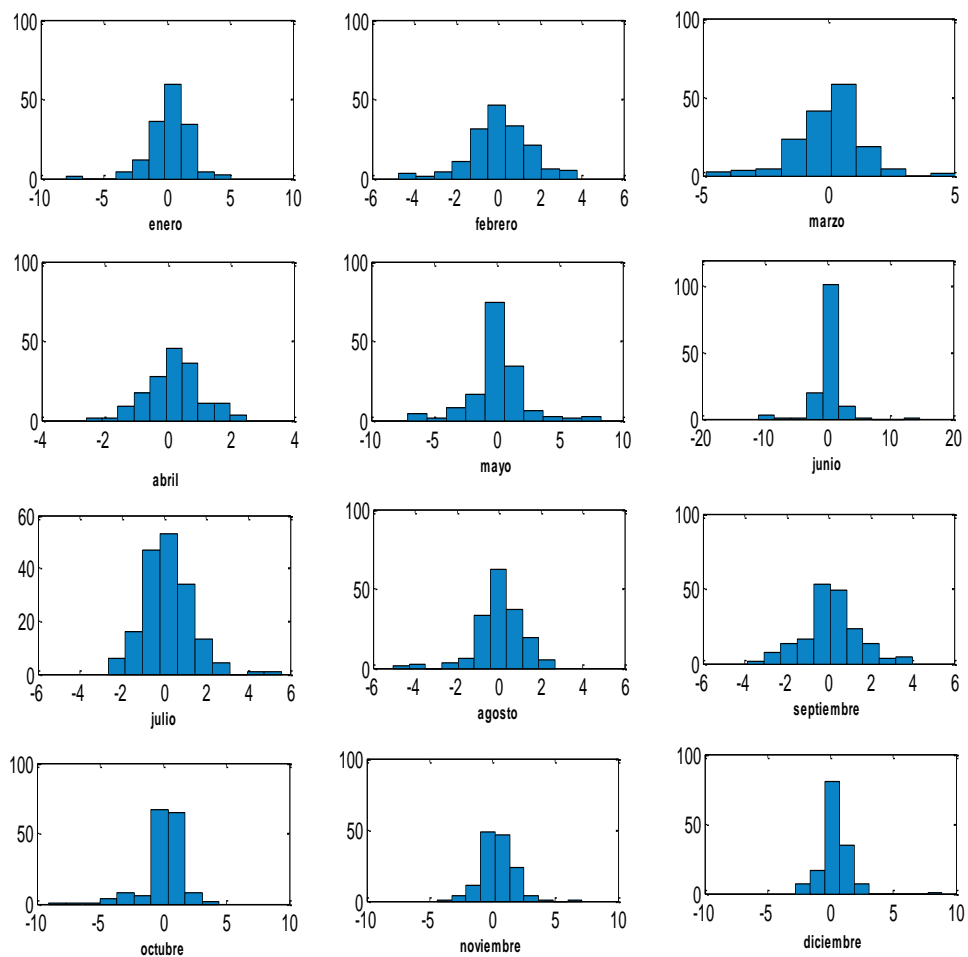
<sup>37</sup> El cuadro muestra la prueba  $t$  al 5% de significancia para cada coeficiente, además de la prueba  $F$ , los grados de libertad y la bondad de ajuste R<sup>2</sup>.

### 3.3. EFECTO MES

#### 3.3.1. Análisis de las distribuciones

Al igual que en el caso anterior, luego del filtrado de datos la muestra final es de 1890 observaciones. Esta vez los retornos se agruparon por meses. Las distribuciones son las siguientes:

Figura 5: Histogramas efecto mes



Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados del análisis estadístico se resumen en la siguiente tabla:

Cuadro 12: Resumen histogramas efecto mes

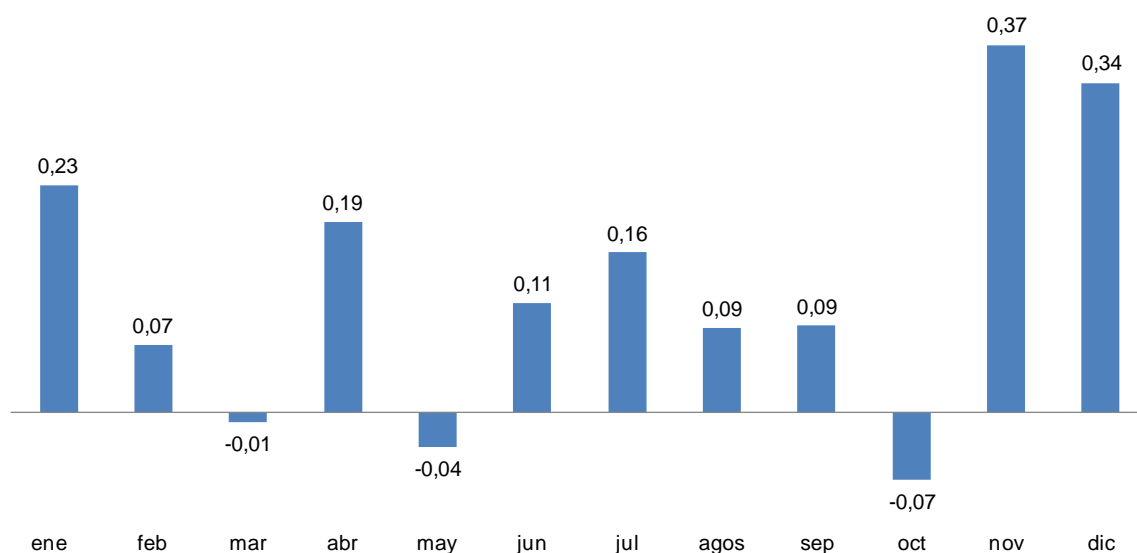
	Jarque-Bera	Skewness	Kurtosis	Mean
ene	124,00	(0,76)	7,15	0,23
feb	14,00	(0,37)	4,22	0,07
mar	65,00	(0,46)	6,06	-0,01
abr	1,55	(0,07)	3,45	0,19
may	133,00	0,03	7,65	-0,04
jun	1385,00	(0,09)	18,46	0,11
jul	62,80	0,81	5,44	0,16
agos	129,65	(1,00)	6,81	0,09
sep	7,51	0,15	3,94	0,09
oct	384,10	(1,92)	9,46	-0,07
nov	85,70	0,52	6,70	0,37
dic	1689,00	2,16	19,03	0,34

Fuente: Cálculos del autor.

De lo anterior, a excepción de abril, se observa que la distribución mensual de los retornos del IGBC no corresponde a una de tipo normal, porque, al igual que en el caso del efecto día, tanto el coeficiente de asimetría como la curtosis superan los valores críticos de dicha distribución. Para el caso particular de abril, la hipótesis de normalidad es rechazada con un nivel de significancia del 5%.

Sin embargo, se puede apreciar de los histogramas, que existe una diferencia significativa en la media de los retornos de cada mes. Esto se puede observar en la Figura 6.

Figura 6: Evolución de la media de los retornos por mes



Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados muestran que existe un posible efecto mes (*monthly effect*) en los retornos promedios del IGBC, principalmente, en los meses de noviembre, diciembre y enero. Además, la figura muestra que el mes de octubre es considerado como el de menor desempeño promedio. Al realizar este mismo análisis por año, la Cuadro 13 confirma lo mencionado.

Cuadro 13: Clasificación de medias por año

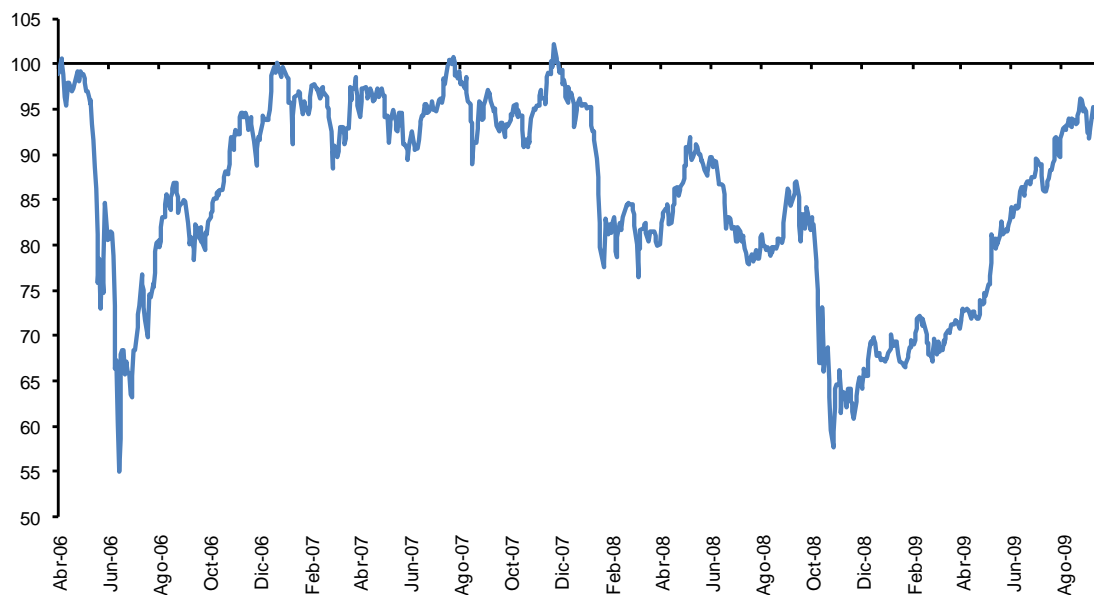
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio mes
ene	n.d.	0,54	0,05	1,01	0,14	0,62	0,08	(0,71)	0,13	0,23
feb	n.d.	(0,35)	(0,13)	0,54	0,77	(0,01)	(0,33)	0,04	0,01	0,07
mar	n.d.	0,09	(0,06)	0,34	(0,63)	0,03	0,12	(0,11)	0,08	(0,01)
abr	n.d.	0,12	0,41	0,08	0,24	(0,01)	0,06	0,46	0,15	0,19
may	n.d.	0,09	0,77	(0,61)	(0,12)	(0,77)	(0,10)	(0,11)	0,54	(0,04)
jun	n.d.	0,27	0,16	0,07	0,75	(0,49)	0,13	(0,43)	0,43	0,11
jul	(0,13)	(0,17)	0,12	(0,05)	0,69	0,71	0,24	0,03	0,18	0,16
ago	0,09	(0,06)	(0,20)	0,20	0,30	0,26	(0,24)	0,19	0,17	0,09
sep	(0,30)	0,33	0,04	0,74	0,14	(0,13)	(0,14)	(0,06)	0,16	0,09
oct	(0,61)	0,42	0,15	0,32	0,20	0,54	0,17	(1,59)	n.d.	(0,07)
nov	0,72	0,25	0,15	0,72	0,98	(0,15)	0,21	0,04	n.d.	0,37
dic	0,80	0,59	0,25	0,12	0,49	0,60	(0,17)	0,03	n.d.	0,34

Fuente: Cálculos del autor.

Para los meses de noviembre, diciembre y enero, la tabla muestra que solo en uno de los nueve años analizados, el desempeño promedio fue menor a cero. No obstante, los resultados muestran también que el mes de octubre no es tan “malo” como aparenta, dado que para todo el periodo, sólo durante dos años, se presentan retornos promedios mensuales negativos. Caso contrario en mayo, donde dichos retornos son negativos en cinco de los nueve años analizados.

Adicionalmente, se puede observar que para el periodo 2006-2008 los promedios son predominantemente negativos lo cual sugiere un desempeño bursátil negativo. Esto lo corrobora la Figura 7 donde a su vez se observa la recuperación del índice desde finales de 2008 hasta septiembre de 2009 lo cual coincide con lo mostrado en el Cuadro 13.

Figura 7: Variación Índice General de la Bolsa de Valores



Fuente: Bloomberg. Base 100= 3 de abril de 2006. Cálculos del autor.

Los resultados sugieren que el mes afecta el retorno promedio del IGBC; es decir, existe un efecto mes. Sin embargo el análisis anterior es netamente descriptivo, así pues, éstos resultados deben ser validados estadísticamente.

Al aplicar la prueba de Kruskal y Wallis (1952) la hipótesis nula es rechazada, por tanto hay evidencia estadística para afirmar que la distribución de los retornos es diferente según mes.

Cuadro 14: Prueba de Kruskal y Wallis (1952), efecto mes

<b>Tratamiento</b>	<b>Observaciones</b>	<b>Suma Rangos</b>	<b>Promedio rangos</b>
enero	152	152921	1006,06
febrero	161	147064	913,44
marzo	154	137166	890,69
abril	162	156838	968,14
mayo	148	131554	888,88
junio	139	134367	966,67
julio	175	160549	917,42
agosto	168	155044	922,88
septiembre	182	164394	903,26
octubre	163	154061	945,16
noviembre	139	142545	1025,50
diciembre	147	160493	1091,79
chi-cuadrado	13,91		
grados de libertad	11		
p-valor	0,24		

Fuente: Cálculos del autor.

Adicionalmente, la prueba de contrastes de Klotz y Teng (1977) muestra que existen diferencias significativas entre pares de medias. Esto apoya lo encontrado en la prueba de Kruskal y Wallis (1952).

Cuadro 15: Prueba significancia Klotz y Teng (1977), efecto mes.

i	j	diferencia	Z-crítico	p-valor	$\alpha'$
ene	feb	93	3,71	0,00	0,001
ene	mar	115	4,59	0,00	0,001
ene	abr	38	1,54	0,12	0,001
ene	may	117	4,66	0,00	0,001
ene	jun	39	1,60	0,11	0,001
ene	jul	89	3,56	0,00	0,001
ene	ago	83	3,34	0,00	0,001
ene	sep	103	4,11	0,00	0,001
ene	oct	61	2,46	0,01	0,001
ene	nov	-19	-0,80	0,42	0,001
ene	dic	-86	-3,59	0,00	0,001
feb	mar	23	0,89	0,38	0,001
feb	abr	-55	-2,17	0,03	0,001
feb	may	25	0,96	0,34	0,001
feb	jun	-53	-2,11	0,03	0,001
feb	jul	-4	-0,16	0,88	0,001
feb	ago	-9	-0,37	0,71	0,001
feb	sep	10	0,40	0,69	0,001
feb	oct	-32	-1,25	0,21	0,001
feb	nov	-112	-4,51	0,00	0,001
feb	dic	-178	-7,29	0,00	0,001
mar	abr	-77	-3,06	0,00	0,001
mar	may	2	0,07	0,94	0,001
mar	jun	-76	-3,00	0,00	0,001
mar	jul	-27	-1,04	0,30	0,001
mar	ago	-32	-1,26	0,21	0,001
mar	sep	-13	-0,49	0,63	0,001
mar	oct	-54	-2,14	0,03	0,001
mar	nov	-135	-5,39	0,00	0,001
mar	dic	-201	-8,16	0,00	0,001
abr	may	79	3,13	0,00	0,001
abr	jun	1	0,06	0,95	0,001
abr	jul	51	2,02	0,04	0,001
abr	ago	45	1,80	0,07	0,001
abr	sep	65	2,57	0,01	0,001
abr	oct	23	0,92	0,36	0,001
abr	nov	-57	-2,35	0,02	0,001
abr	dic	-124	-5,13	0,00	0,001

i	j	diferencia	Z-crítico	p-valor	$\alpha'$
may	jun	-78	-3,07	0,00	0,001
may	jul	-29	-1,11	0,27	0,001
may	ago	-34	-1,33	0,18	0,001
may	sep	-14	-0,56	0,58	0,001
may	oct	-56	-2,21	0,03	0,001
may	nov	-137	-5,46	0,00	0,001
may	dic	-203	-8,23	0,00	0,001
jun	jul	49	1,96	0,05	0,001
jun	ago	44	1,74	0,08	0,001
jun	sep	63	2,51	0,01	0,001
jun	oct	22	0,86	0,39	0,001
jun	nov	-59	-2,40	0,02	0,001
jun	dic	-125	-5,19	0,00	0,001
jul	ago	-5	-0,21	0,83	0,001
jul	sep	14	0,55	0,58	0,001
jul	oct	-28	-1,10	0,27	0,001
jul	nov	-108	-4,36	0,00	0,001
jul	dic	-174	-7,13	0,00	0,001
ago	sep	20	0,77	0,44	0,001
ago	oct	-22	-0,88	0,38	0,001
ago	nov	-103	-4,14	0,00	0,001
ago	dic	-169	-6,92	0,00	0,001
sep	oct	-42	-1,65	0,10	0,001
sep	nov	-122	-4,91	0,00	0,001
sep	dic	-189	-7,68	0,00	0,001
oct	nov	-80	-3,26	0,00	0,001
oct	dic	-147	-6,05	0,00	0,001
nov	dic	-66	-2,79	0,01	0,001

Fuente: Cálculos del autor.

De esta manera, independiente que la distribución de los retornos sea normal, la evidencia encontrada sugiere que el mes del año influye significativamente en el retornos del IGBC.

### 3.3.2. Efecto mes

La metodología empleada en el efecto día es ampliada en este caso para probar si existe un efecto mes en los retornos del IGBC. Complementando el análisis estadístico anterior se estima la siguiente ecuación:

$$R_t = \alpha + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \dots + \beta_{10} D_{10t} + \beta_{12} D_{12t} + \varepsilon_t,$$

donde  $R_t$  es el retorno logarítmico del índice,  $D_{it}$  representa las variables *dummy* que indican el mes  $i$  en el cual la observación fue tomada ( $t$ ):  $D_2$  denota febrero,  $D_3$  marzo,  $D_4$  abril y así sucesivamente. En este caso  $\alpha$  representa el retorno esperado para enero.

### 3.3.3. Resultados

Los resultados muestran que para el periodo completo las variables en conjunto son significativas; es decir, los retornos son significativamente diferentes. A su vez, el estadístico  $t$  muestra que los coeficientes  $\alpha$  y  $\beta_{10}$  son significativamente diferentes de cero.

Cuadro 16: Estimación efecto mes<sup>38</sup>

	$\alpha$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	$\beta_8$	$\beta_9$	$\beta_{10}$	$\beta_{11}$	$\beta_{12}$	R <sup>2</sup>	Estadístico-F
<b>2001-2009</b>	0,23 1,90*	-0,16 -0,96	-0,24 -1,41	-0,03 -0,19	-0,27 -1,54	-0,12 -0,68	-0,07 -0,41	-0,15 -0,86	-0,14 -0,87	-0,30 -1,78*	0,14 0,81	0,10 0,60	0,002	1,28
<b>2001-2005</b>	0,43 3,07	-0,22 -1,14	-0,48 -2,48**	-0,22 -1,13	-0,38 -1,95**	-0,10 -0,50	-0,35 -1,88**	-0,347 -1,86**	-0,23 -1,27	-0,349 -1,89**	0,14 0,76	0,01 0,07	0,01	2,10
<b>2006-2009</b>	0,04 0,19	-0,11 -0,38	0,00 -0,01	0,15 0,52	-0,16 -0,54	-0,15 -0,50	0,23 0,79	0,05 0,18	-0,11 -0,37	-0,35 -1,15	-0,01 -0,03	0,11 0,33	0,01	0,53

\* Significativo al 95%

\*\* Significativo al 90%

Fuente: Cálculos del autor.

<sup>38</sup> El cuadro muestra la prueba  $t$  al 5% de significancia para cada coeficiente, además de la prueba  $F$ , los grados de libertad y la bondad de ajuste  $R^2$ .

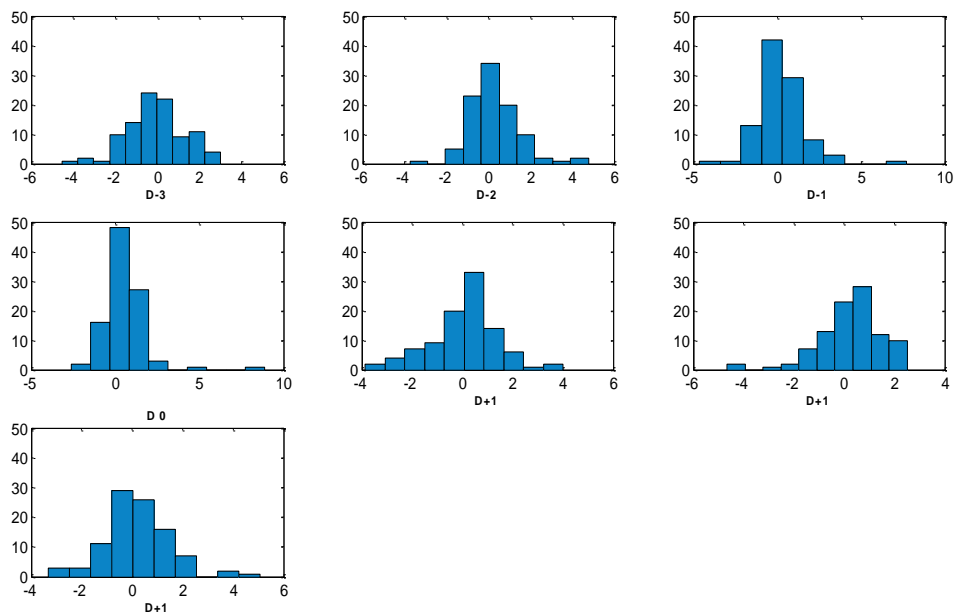
En el subperiodo uno, se corrobora lo observado para el periodo completo. Adicionalmente los coeficientes  $\beta_3$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_7$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_8$  y  $\beta_{10}$  son significativos al 90%. Sin embargo, para el periodo dos la prueba  $F$  no se rechaza.

### 3.4. EFECTO FIN DE MES

#### 3.4.1. Análisis de las distribuciones

Parte de la metodología utilizada para probar el efecto fin de semana se adapta en este caso para determinar si existe un efecto fin de mes en el mercado accionario colombiano. De ser así, se espera que los retornos cercanos al cambio de mes (-1 y +1 respectivamente) sean diferentes al del resto de los días. Para esto se tendrán en cuenta los tres días antes ( $d - 3, d - 2$  y  $d - 1$ ) del cambio mes y, los tres días siguientes ( $d + 1, d + 2, d + 3$ ).  $d 0$  representa el último día hábil de la semana. Las distribuciones son las siguientes:

Figura 8: Histogramas efecto fin de mes



Fuente: Cálculos del autor.

Los resultados del análisis estadístico se resumen en la siguiente tabla:

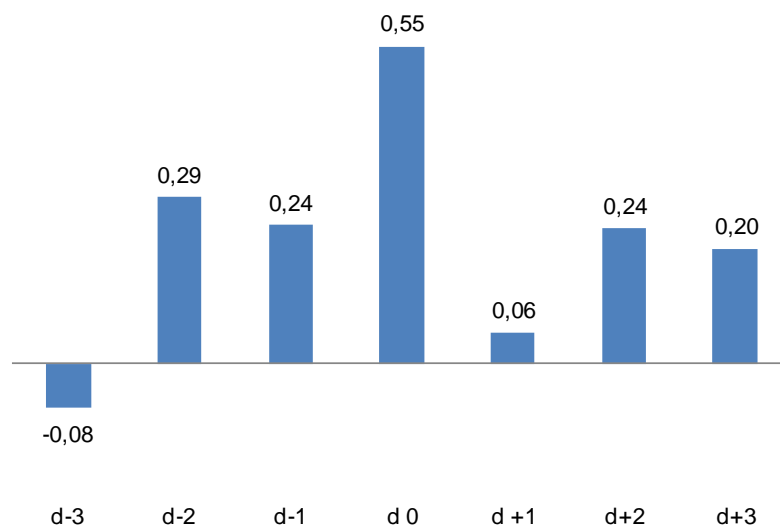
Cuadro 17: Resumen histogramas efecto fin de mes.

	Jarque-Bera	Skewness	Kurtosis	Mean
d-3	2,39	(0,30)	3,45	-0,08
d-2	54,76	0,87	6,22	0,29
d-1	246,78	1,18	10,40	0,24
d 0	1471,99	3,01	21,00	0,55
d+1	4,48	(0,24)	3,92	0,06
d+2	41,79	(1,04)	5,41	0,24
d+3	21,31	0,38	5,14	0,20

Fuente: Cálculos del autor.

La información del Cuadro 17 muestra que la distribución diaria de los retornos en torno al cambio de mes no corresponde a una de tipo normal porque, al igual que en el caso del efecto día y el efecto mes, tanto el coeficiente de asimetría como la curtosis superan los valores críticos de dicha distribución.

Figura 9: Evolución de la media de los retornos al finalizar el mes



Fuente: Cálculos del autor.

Sin embargo, se puede apreciar que existe una diferencia significativa en la media de los retornos conforme se acerca el cambio de mes (Figura 9). De hecho, es posible apreciar que el último día del mes representa la mayor variación promedio, a su vez, el promedio del inicio del nuevo mes registra una caída significativa. De esta forma, los resultados sugieren que el cambio de mes afecta el retorno promedio del IGBC; es decir, existe un efecto fin de mes. Al analizar la información desagregada por años, los resultados apoyan lo anteriormente dicho.

Cuadro 18: Distribución de la media en torno al cambio de mes

	<b>d-3</b>	<b>d-2</b>	<b>d-1</b>	<b>d 0</b>	<b>d +1</b>	<b>d+2</b>	<b>d+3</b>
2001	0,13	0,16	(0,18)	1,61	(0,49)	(0,52)	(0,04)
2002	0,11	(0,18)	0,34	0,40	0,16	0,22	(0,07)
2003	(0,11)	0,14	(0,01)	0,26	(0,04)	0,17	0,60
2004	(0,01)	0,18	0,12	0,46	0,30	0,53	0,62
2005	(0,65)	0,21	0,27	1,02	0,66	0,55	0,17
2006	0,20	1,25	0,90	0,51	(0,35)	0,56	(0,05)
2007	0,07	(0,05)	(0,45)	0,30	(0,05)	0,45	(0,41)
2008	0,01	0,59	0,34	0,46	(0,07)	(0,74)	0,82
2009	(0,48)	0,20	0,80	0,44	0,07	0,54	(0,05)

Fuente: Cálculos del autor.

Dado que el supuesto de normalidad no se cumple en la distribución, al aplicar la prueba no paramétrica de Kruskal y Wallis (1952) la hipótesis nula se rechaza (ver Cuadro 19) por tanto existe evidencia estadística para decir que la distribución de los retornos es diferente en torno al cambio de mes.

Adicionalmente, la prueba no paramétrica de contrastes de medias (Cuadro 20) muestra que existe una diferencia significativa entre el par  $d - 3$  y  $d 0$  (uno y cuatro). Esto apoya lo encontrado en la prueba de Kruskal y Wallis (1952).

Cuadro 19: Prueba de Kruskal y Wallis (1952), efecto fin de mes

Tratamiento	Observaciones	Suma Rangos	promedio Rangos
d-3	98	29342	299,41
d-2	98	33607	342,93
d-1	98	33327	340,07
d 0	98	38301	390,83
d+1	98	32394	330,55
d+2	98	35690	364,18
d+3	98	32980	336,53
chi-cuadrado	12,08		
grados de libertad	6		
p-valor	0,06		

Fuente: Cálculos del autor.

Cuadro 20: Prueba de significancia Klotz y Teng (1977), efecto fin de mes

i	j	diferencia	Z-crítico	p-valor	$\alpha'$
d-3	d-2	-44	-1,54	0,12	0,002
d-3	d-1	-41	-1,44	0,15	0,002
d-3	d 0	-91	-3,23	0,00	0,002
d-3	d+1	-31	-1,10	0,27	0,002
d-3	d+2	-65	-2,29	0,02	0,002
d-3	d+3	-37	-1,31	0,19	0,002
d-2	d-1	3	0,10	0,92	0,002
d-2	d 0	-48	-1,69	0,09	0,002
d-2	d+1	12	0,44	0,66	0,002
d-2	d+2	-21	-0,75	0,45	0,002
d-2	d+3	6	0,23	0,82	0,002
d-1	d 0	-51	-1,79	0,07	0,002
d-1	d+1	10	0,34	0,74	0,002
d-1	d+2	-24	-0,85	0,39	0,002
d-1	d+3	4	0,13	0,90	0,002
d 0	d+1	60	2,13	0,03	0,002
d 0	d+2	27	0,94	0,35	0,002
d 0	d+3	54	1,92	0,06	0,002
d+1	d+2	-34	-1,19	0,23	0,002
d+1	d+3	-6	-0,21	0,83	0,002
d+2	d+3	28	0,98	0,33	0,002

Fuente: Cálculos del autor.

En síntesis, independientemente se asuma o no normalidad, los resultados sugieren que el último día bursátil del mes, afecta significativamente su retorno promedio.

### 3.4.2. Efecto fin de mes

Complementando el análisis estadístico anterior se estima la siguiente aproximación:

$$R_t = \alpha + \beta_1 D_{-3t} + \beta_2 D_{-2t} + \dots + \beta_6 D_{+2t} + \beta_7 D_{+3t} + \varepsilon_t$$

Donde  $R_t$  es el retorno logarítmico del IGBC y  $D_{-3t}$  a  $D_{+3t}$  es la variable *dummy* de cada día seleccionado (del -3 al +3).  $\alpha$  representa el retorno esperado para cualquier otro día.

De esta forma se espera encontrar que los retornos sean significativamente diferentes de cero, especialmente, el último día del mes ( $D_0$ ).

### 3.4.3. Resultados

Los resultados muestran que para el periodo completo las variables en conjunto son significativas (estadístico- $F$ ), es decir, los retornos son significativamente diferentes de cero. A su vez el coeficiente  $b_3(0)$  es significativamente diferente de cero, no obstante, los demás coeficientes no son significativos<sup>39</sup>.

---

<sup>39</sup> El cuadro muestra la prueba t al 5% de significancia para cada coeficiente, además de la prueba  $F$ , los grados de libertad y la bondad de ajuste  $R^2$ .

Cuadro 21: Estimación efecto fin de mes

	<b>b1(-3)</b>	<b>b2(-2)</b>	<b>b3(-1)</b>	<b>b3(0)</b>	<b>b4(+1)</b>	<b>b5(+2)</b>	<b>b6(+3)</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Estadístico-F</b>
<b>2001-2009</b>	-0,15	0,21	0,16	0,48	-0,02	0,16	0,12	0,004	1,97
	-0,97	1,35	1,05	3,03*	-0,13	1,02	0,79		
<b>2001-2005</b>	-0,34	-0,12	-0,07	0,44	-0,02	0,07	0,08	0,005	1,80
	-2,01	-0,69	-0,43	2,56*	-0,09	0,40	0,48		
<b>2006-2009</b>	0,09	0,62	0,46	0,52	-0,02	0,28	0,18	0,004	1,49
	0,31	2,23*	1,64	1,88*	-0,06	1,00	0,66		

\* Significativo al 95%

\*\* Significativo al 90%

Fuente: Cálculos del autor.

Para los subperiodos la evidencia apoya lo observado para el periodo completo. Adicionalmente para el subperiodo dos, el coeficiente  $b2(-2)$  es significativo. Por lo anterior, existe un efecto calendario asociado al cambio de mes en el mercado accionario colombiano.

#### 4. CONCLUSIONES

El presente trabajo muestra evidencia en contra de la hipótesis de mercado eficiente (HME) en los retornos del índice general de la bolsa de valores de Colombia (IGBC) a través de las anomalías efecto día, efecto fin de semana, efecto fin de mes y efecto mes.

Investigaciones anteriores aplicadas en diferentes mercados muestran que existen anomalías relacionadas con efectos calendario. Sin embargo, parte de estos trabajos están basados en el supuesto de normalidad. En general probando este supuesto en algunos de los trabajos, se encontró que dicho supuesto no se cumple. De ahí que las conclusiones en trabajos anteriores sean susceptibles a críticas.

Con el fin de hacer más robustos los resultados, el aporte principal de este trabajo permite concluir que el mercado accionario colombiano no es eficiente en el sentido débil. Éstos resultados son robustos al supuesto distribucional, en el sentido de que asumiendo distribución normal en los retornos y no realizando dicho supuesto, los resultados son los mismos.

Inicialmente se lleva a cabo un análisis estadístico donde los resultados permiten observar ciertas tendencias en las distribuciones del retorno. En el caso del efecto día, la información muestra que el retorno promedio de los días miércoles, jueves y viernes es positivo, y para este último día alcanza el valor promedio más alto. A su vez, los resultados muestran que el retorno promedio del lunes y martes es negativo, donde alcanza el valor más negativo.

Respecto al retorno negativo del lunes, y basado en la metodología de French (1980), se prueban las hipótesis tiempo de transacción (*trading time hypothesis*) y

tiempo calendario (*calendar time hypothesis*). Los resultados confirman que el retorno promedio difiere según el día de la semana. Esto corrobora las intuiciones del análisis estadístico y adicionalmente, plantea fuertes indicios respecto a que este efecto esté relacionado con la llegada del fin semana.

Para el caso del efecto mes, al igual que en el caso anterior, los resultados del análisis estadístico permiten suponer que el mes del año influye sobre el retorno promedio del IGBC. En particular, los resultados muestran que los meses de noviembre, diciembre y enero presentan variaciones promedio mensuales significativamente positivas y mayores a los demás meses del año, donde en noviembre se alcanza el valor más alto. A su vez se observa una tendencia decreciente en los dos meses siguientes.

Mediante un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) se confirman los hallazgos. Los resultados muestran que los coeficientes en conjunto son significativamente diferentes de cero. Por lo que el mes del año sí influye significativamente en el retorno promedio. Además, estos resultados apoyan lo encontrado en el mercado y es que para efectos tributarios<sup>40</sup>, los agentes recomiendan a sus inversionistas aumentar sus inversiones en títulos del mercado de valores.

Empleando la misma metodología se determina la existencia de un posible efecto fin de mes. El análisis estadístico preliminar muestra que el retorno promedio del último día bursátil del mes es anormalmente alto y positivo comparado con una ventana de  $\pm 3$  días. El modelo de MCO empleado en esta ocasión muestra que los coeficientes en conjunto son significativos. Adicionalmente, la prueba de significancia individual muestra que el coeficiente asociado al último día bursátil del mes es significativo en todos los periodos. Estos resultados presentan

---

<sup>40</sup> Según las leyes tributarias de Colombia, las ganancias obtenidas producto de inversiones en el mercado de valores, son deducibles del impuesto de renta.

evidencia a favor, acerca de la creencia que los operadores del mercado ajustan sus proyecciones y metas mensuales con el último día hábil del mes.

En síntesis, existe suficiente evidencia para afirmar que el mercado bursátil colombiano no es eficiente en el sentido débil; es decir, que es factible predecir retornos futuros basados en precios históricos. Adicionalmente, las metodologías usadas en el análisis técnico de mercado son válidas para el caso colombiano, dado que dicho mercado no sigue un comportamiento semejante al de una caminata aleatoria.

## 5. RECOMENDACIONES

Con base en el trabajo realizado se hacen las siguientes recomendaciones para investigaciones futuras:

### **Ponderación de la canasta del IGBC**

Para el cálculo del IGBC no existen límites en la ponderación de alguna acción sobre el resto. De esta forma, la ponderación de una acción dentro del índice podría ser cercana a uno. Por esta razón, sería interesante que para futuros trabajos se determine el grado de impacto que esto tiene en el cálculo del índice. Se plantea que para futuras investigaciones sea posible contrastar el IGBC con algún índice diversificado que corrija el efecto de las ponderaciones.

### **Posibles explicaciones de las anomalías**

El alcance de este trabajo no es explicar el porqué de las anomalías encontradas. Sin embargo, hallar explicaciones a estos efectos sería un gran aporte a la literatura y un complemento de este trabajo. Además, serviría de herramienta de juicio para la toma de decisiones por parte de los operadores de mercado.

### **Ejercicio práctico**

La HME plantea que si el mercado es eficiente, los operadores no podrán predecir retornos dado que el mercado refleja plenamente la información conocida. Queda la posibilidad entonces, que mediante un ejercicio práctico o un modelo de simulación que incluya otras variables (los costos de transacción, las comisiones, demora en los pagos, etcétera), sea posible determinar si es posible lograr beneficios económicos superiores al promedio de manera sistemática.

## 6. ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN (PAPER)

Como parte del trabajo de investigación, a continuación se muestra el artículo o *paper* de investigación que resume los aspectos más relevantes de los resultados obtenidos. Adicionalmente, se tiene en cuenta una de las recomendaciones propuestas en el capítulo anterior, lo cual amplía el alcance inicialmente planteado.

Por último, este trabajo se encuentra publicado en la serie de *working papers* del Banco de la República llamado Borradores de Economía bajo el título:

**Borrador de Economía No. 585: efecto día en el mercado accionario colombiano, una aproximación no paramétrica.**

[http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub\\_borra.htm](http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_borra.htm)

Último borrador publicado

Opciones de Búsqueda de los Borradores de economía		
Por título	<input type="text"/>	Buscar
Palabra o palabras contenidas en el título.		
Por autor	<input type="text"/>	ordenada por Buscar
Por tema		Buscar
Por año		Buscar
Por código JEL		Buscar
Por número		Buscar

Parra Polanía Julián

Patrón Hilde

Prada Juan David

Pérez Amaya Julián Mauricio

Pérez V. Gerson Javier

**Pérez Villalobos Jhonatan**

Pineda Javier Gómez

Pineda García Fernando

Piñeros José

Pontón Castro Adriana

Posada Posada Carlos Esteban

Posso Christian

Pulido González Carolina

Querubín Borrero Pablo

Ramírez Cortés Juan Mauricio

Ramírez Giraldo María Teresa

Ramos Forero Jorge Enrique

Ramos Velosa Mario Andrés

Restrepo Paulina

Revéz Herault Alejandro

# Borradores de ECONOMÍA

Efecto día en el mercado accionario  
Colombiano: una aproximación no  
paramétrica

Por: Jhonatan Pérez Villalobos  
Juan Carlos Mendoza Gutiérrez de  
Piñeres

Núm. 585

2010



tá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col



# EFFECTO DÍA EN EL MERCADO ACCIONARIO COLOMBIANO: UNA APROXIMACIÓN NO PARAMÉTRICA\*

Jhonatan Pérez Villalobos  
Universidad Industrial de Santander  
Juan Carlos Mendoza Gutiérrez de Piñeres<sup>†</sup>  
Banco de la República

Enero de 2010

## Resumen

En el presente trabajo se muestra evidencia para rechazar la Hipótesis de Mercado Eficiente (HME) a través de la anomalía efecto día (*day effect*). Se utilizan dos aproximaciones: la primera, bajo el supuesto de normalidad, estima un modelo lineal que corrobora los hallazgos de estudios anteriores sobre un efecto significativo del día de la semana sobre el retorno. La segunda, flexibiliza el supuesto de normalidad aplicando pruebas no paramétricas, y confirma los resultados de la primera aproximación. Se utilizó el IGBC y una versión diversificada de éste, la cual responde a la alta concentración del índice en pocas acciones. Este documento corrobora los resultados de otras investigaciones basadas en métodos paramétricos, y adicionalmente, a partir de pruebas no paramétricas, muestra que existe un efecto día significativo.

**Palabras claves:** eficiencia de mercado, hipótesis de mercado eficiente, métodos no paramétricos, IGBC, retornos.

**Clasificación JEL:** G14, C13, C14.

---

\*Las opiniones contenidas en este documento son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Agradecimiento por los comentarios y sugerencias de Jose E. Gómez Gonzalez, Carlos León Rincón y al grupo de profesionales del Departamento de Estabilidad Financiera.

<sup>†</sup>Los autores son: Estudiante en práctica del Departamento de Operaciones y de Operaciones y Desarrollo de Mercados del Banco de la República e integrante del grupo de investigación FINANCE-UIS y, Profesional del Departamento de Estabilidad Financiera del Banco de la República. Contactos: Jhonatanpv@hotmail.com y jmendogu@banrep.gov.co.

## 1. Introducción

La eficiencia de los mercados constituye uno de los pilares de la teoría financiera moderna. Sin embargo, también es cierto que gran parte de estos conceptos están basados en supuestos que facilitan tanto su aplicación como su comprensión. Como señala León (2009), uno de los supuestos más utilizados en economía y finanzas es aquel que plantea que el cambio en el precio de los activos se comporta como una caminata o paseo aleatorio (*random walk*)<sup>1</sup>. Este supuesto fue planteado por primera vez por Bachelier (1900).

Fama (1965) realiza una revisión de los trabajos más importantes y formaliza todos los conceptos sobre la caminata aleatoria y plantea su propia versión de la Hipótesis de Mercado Eficiente (HME), la cual consiste en que los precios de las acciones reflejan toda la información disponible del mercado. Por lo anterior, recurrir a técnicas de predicción de precios basadas en precios históricos, no son suficientes para predecir precios futuros.

Cuando el mercado no cumple con la HME, es decir, cuando a través de precios históricos es posible encontrar relaciones entre éstos y un evento exógeno, se presenta una anomalía del mercado. En la literatura actual, es posible encontrar diversos tipos de anomalías relacionadas principalmente con los efectos del año calendario sobre un activo financiero; en particular, la relacionada con el día de la semana en el que se transa, que se conoce como efecto día (*day effect*). Para el caso de Estados Unidos, Cross (1973) muestra que éste mercado tiene un efecto lunes en el retorno del *S&P500*. Por otra parte, French (1980) plantea la explicación de este fenómeno a través de las hipótesis tiempo de transacción y tiempo calendario. Apoyando este trabajo, Gibbons y Hess (1981) presentan evidencia a favor mediante el rechazo de la hipótesis nula de igualdad de medias en el retorno promedio diario.

Entre los estudios efectuados en mercados diferentes a Estados Unidos, se destacan Jaffe y Westerfield (1985) quienes analizan el caso de los mercados de Reino Unido, Japón, Australia y Canadá mostrando que éstos son ineficientes en su forma débil. Worthington y Higgs (2003) realizan un estudio similar pero esta vez para los mercados de Argentina, Brasil, Chile, México, Colombia, Venezuela y Perú obteniendo los mismos resultados.

Para el caso colombiano, Arango, González y Posada (2002), Arbeláez, Zuluaga y Guerra (2002), Maya y Torres (2004) y Montenegro (2007) muestran que el mercado accionario colombiano es ineficiente en el sentido débil, principalmente, debido a su relación no solo con el día de la semana, sino con otras variables exógenas como tipos de interés e índices accionarios de otros países.

Este trabajo muestra que el retorno del principal índice accionario colombiano (IGBC) presenta patrones de estacionalidad relacionados con el día de la semana. Adicionalmente, teniendo en cuenta que en trabajos similares se evalúa esta hipótesis bajo el supuesto de normalidad, se presenta un análisis alternativo en el cual no es necesario suponer distribución alguna. Por

---

<sup>1</sup>En los mercados financieros, esto implica que el cambio en los precios es totalmente aleatorio.

último y con el fin de mitigar la concentración del índice en unas pocas acciones, se contrastan los resultados obtenidos a través del IGBC con la utilización de un índice diversificado de construcción propia.

El presente documento está dividido en seis secciones, incluyendo esta introducción. En la segunda sección, se hace una revisión bibliográfica de la HME así como de otros estudios que han encontrado evidencia de anomalías relacionadas con efectos calendario. En la tercera, se resaltan algunas consideraciones con respecto a la información obtenida y la metodología implementada. En la cuarta, se muestra un análisis estadístico, en la quinta se realizan las estimaciones de las aproximaciones paramétricas (normal) y no paramétricas. Y en la última, se presentan las conclusiones del documento.

## 2. Revisión bibliográfica

La HME tiene implicaciones importantes para la teoría financiera moderna, esta teoría surge con el trabajo del francés Louis Bachelier (1900), donde se explica el comportamiento de los precios en los mercados financieros, utilizando el concepto de movimiento browniano cuyo caso más sencillo es la caminata aleatoria. Dentro de las conclusiones más importantes de este trabajo está el hecho de que los cambios en los precios son independientes y que éstos, a su vez, podrían ser representados mediante una distribución Gaussiana.

Las conclusiones de Bachelier tuvieron que esperar durante largo tiempo para cobrar su verdadera importancia. Para los años cincuenta, Paul Samuelson, a través de un modelo de valoración de *warrants*<sup>2</sup>, da a conocer nuevamente lo que hasta ese momento eran las intuiciones de Bachelier (1900).

Otros trabajos de la época como Kendall (1953) y Roberts (1959), apoyando la evidencia de Samuelson (1965), concluyen que los precios del mercado presentan un comportamiento aleatorio. Adicionalmente, Osborne (1959), complementa diciendo que no son los precios en valor absoluto sino los cambios logarítmicos los que son independientes entre sí.

Contrario a estos trabajos, Mandelbrot (1963) encuentra evidencia de distanciamiento de la distribución normal. Fama (1965), formaliza todas las discusiones acerca de la caminata aleatoria y plantea que un mercado es eficiente cuando los precios de las acciones que se comercian, reflejan plenamente y de forma instantánea toda la información disponible.

Con respecto a la información disponible, en términos de eficiencia, se define de la siguiente manera<sup>3</sup>:

---

<sup>2</sup>Es un certificado emitido o vendido por una sociedad mediante el cual el poseedor puede adquirir acciones de la misma sociedad a un precio determinado y durante un plazo establecido. Tomado de: glosario Bolsa de Valores de Colombia (BVC).

<sup>3</sup>Campbell, Lo y Mackinley (1997).

- **Débil:** los precios actuales de los activos reflejan toda la información relacionada con sus precios pasados. Por tanto, no es posible determinarlos en el futuro, basado en información histórica.
- **Semifuerte:** los precios de los activos financieros reflejan toda la información considerada como pública (incluyendo precios históricos) sobre las empresas emisoras y por ello no puede esperarse predecir precios a partir de ésta.
- **Fuerte:** los precios de los activos financieros reflejan toda la información relevante de la empresa, inclusive aquella información considerada como privilegiada. Por tanto, no es posible predecir precios futuros. Esta última definición contiene a las dos primeras.

De esta manera, ningún tipo de predicción acerca del comportamiento de los precios tiene sentido, dado que las variaciones en los precios están influenciadas solamente por la nueva información que se genera y debido a que ésta es impredecible, se puede concluir que la variación en los precios es totalmente aleatoria.

Debido a lo anterior, la HME plantea que no existe estrategia para ganarle al mercado. Toda vez que exista la posibilidad de conocer alguna tendencia, se considera que el mercado no es eficiente. Con frecuencia este tipo de posibilidades se conocen como anomalías<sup>4</sup>.

Los efectos calendario son un tipo especial de anomalía, en donde existe algún tipo de correlación entre los retornos del índice bursátil y un periodo de tiempo (hora, día, mes, trimestre, cambio de mes, año, entre otros). La relacionada con el día de la semana (efecto día) ha sido documentada ampliamente en diferentes estudios, sin embargo los resultados difieren según el país. Cross (1973) y French (1980) muestran que en Estados Unidos los precios tienden a caer los lunes (retornos negativos) y mejoran significativamente los viernes (retornos mayores al promedio). Gardeazabal y Regulez (2004) hacen lo propio en España, encontrando mayores retornos promedio los lunes y viernes y menores los miércoles y jueves. Extendiendo el análisis a otras series de precios, Tully y Lucey (2005) encuentran que para el mercado de los Estados Unidos, el lunes influye significativamente sobre los precios del oro y la plata.

Para el caso colombiano, la evidencia encontrada sugiere que el mercado no es eficiente, no obstante en la metodología usada han supuesto distribución normal de los retornos, lo cual se ha mostrado inapropiado por diferentes estudios como Mandelbrot (1963) entre otros.

### 3. Datos y metodología

Para determinar si el mercado bursátil colombiano es eficiente en su forma débil, el presente trabajo halla evidencia de efecto día pero sin suponer distribución alguna. Se prueba a través

---

<sup>4</sup>Ver el efecto tamaño [Banz (1981), Keim (1983), Zuñiga (1993)], el efecto enero [Gultekin y Gultekin (1983), Keim (1983) y Keim (1986), Officer (1975), Reinganum (1983)], efecto fin de mes [Ariel (1987) y Penman (1987)] y efecto fin de semana [Cross (1973), French (1980)].

de diferentes metodologías si hay evidencia de la anomalía efecto día (*day effect*), es decir, si los retornos son significativamente diferentes según el día de la semana. Para probar esto se emplea el análisis de regresión lineal y dos pruebas no paramétricas: la prueba de Kruskal y Wallis (1952) y la prueba de Klotz y Teng (1977).

El periodo de análisis inicial corresponde al valor de cierre diario del IGBC entre el 05 de julio de 2001 y el 16 de septiembre de 2009, para un total de 1980 observaciones. Debido a que para el cálculo del IGBC no existen límites en la ponderación de alguna acción sobre el resto, es decir, la ponderación de una acción dentro del índice podría ser cercana a uno<sup>5</sup>, se calculó un índice diversificado para reducir el impacto de este fenómeno. Este índice (*IGBC\_div*), es calculado con una ponderación de cada una de las acciones de  $1/n$ , donde  $n$  es igual al número de acciones que conforman la canasta en el trimestre  $t$ .

El IGBC, si bien no está corregido por dividendos, es la mejor *proxy* disponible de un índice de mercado accionario en un contexto de largo plazo. Según la Bolsa de Valores de Colombia (BVC), este índice refleja el comportamiento promedio de los precios de las acciones en el mercado, resultado de la interacción de las fluctuaciones que por efecto de oferta y demanda sufren los precios de las acciones.

De la serie del IGBC se obtuvieron los retornos compuestos continuamente, definidos como:

$$R_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) * 100,$$

donde  $R_t$  es el retorno del índice (tanto del IGBC como del *IGBC\_div*) y  $P_t$  representa el nivel de precios en el periodo  $t$ .

Siguiendo la metodología empleada por French (1980) para la construcción de la serie de tiempo, se eliminaron todos los retornos que seguían después de un día festivo. Lo anterior, con el objetivo de tener un retorno diario, salvo el retorno del lunes donde se se tienen incluidos tres días (cálculo del cierre del viernes al cierre del día lunes).

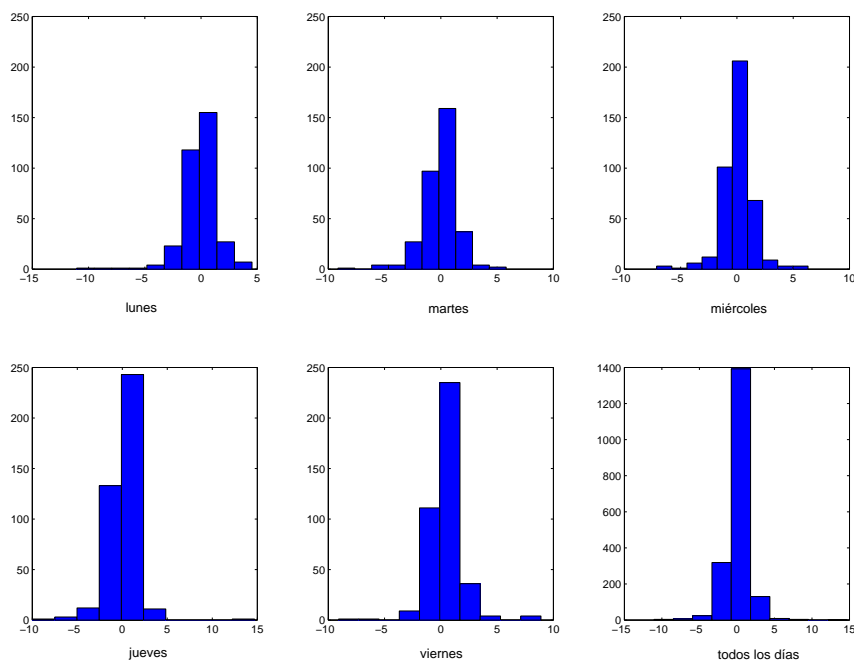
## 4. Análisis estadístico

De las 1980 observaciones iniciales se eliminaron 90 que correspondían a los retornos que seguían después de un día festivo. Para hacer el análisis estadístico se hizo un histograma del retorno para cada uno de los días. En la Figura 1, se muestra el histograma de los retornos para cada día de la semana y uno para todos los días, mientras que el Cuadro 1 muestra las principales estadísticas de la serie del retorno del IGBC.

---

<sup>5</sup>En el primer trimestre de 2009, la acción de Ecopetrol ponderó en la canasta del IGBC 50,9%. Adicionalmente, en 2001 y parte de 2002, la acción de Bavaria representó el 39,9% del total del Índice.

Figura 1: Histogramas retornos IGBC



Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro 1: Resumen estadístico retornos IGBC

	Jarque-Bera	Sesgo	Curtosis	Media(%)
lunes	1841.84	-1.86	13.80	-0.10
martes	465.43	-0.98	8.92	-0.06
miércoles	570.22	-0.51	8.67	0.14
jueves	7220.70	0.66	23.66	0.18
viernes	2422.14	0.66	14.96	0.39

Fuente: Cálculos de los autores.

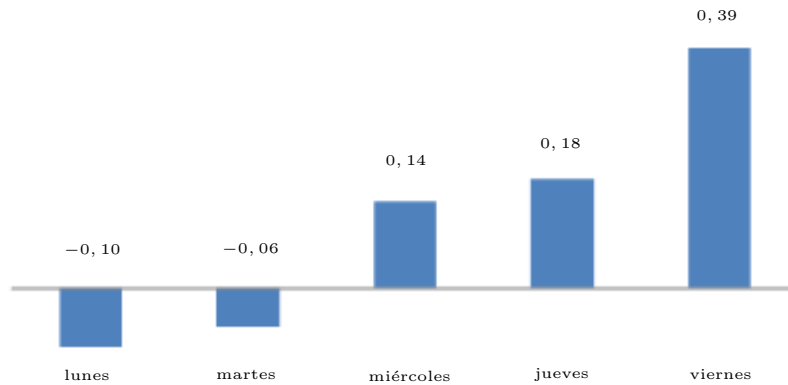
Del cuadro anterior se puede inferir que la distribución diaria del retorno del IGBC no sigue una distribución normal pues:

- El sesgo es significativamente diferente de cero en todos los casos. Es importante notar que la asimetría se desplaza a medida que avanza la semana: empieza el lunes con un valor de  $-1,86$  y termina el viernes con un valor de  $0,66$ .

- La curtosis es significativamente mayor a tres<sup>6</sup> en todos los casos, haciendo que los valores de cada muestra se aproximen a una distribución de tipo leptocúrtica diferente a la normal.
- La prueba de hipótesis de normalidad Jarque Bera<sup>7</sup> se rechaza con un nivel de confianza del 99 %, lo que indica que las series bajo análisis no se distribuyen normalmente.

Adicionalmente, también se puede ver de los histogramas, que existe una diferencia significativa en la media de los retornos de cada día. De hecho, estos valores van aumentando a medida que transcurre la semana como se puede observar en la Figura 2.

Figura 2: Evolución media retornos IGBC



Fuente: Cálculos de los autores.

Si siguiendo el mismo análisis para los retornos del IGBC

, los resultados apoyan lo encontrado en el análisis anterior. Estos resultados se muestran en el Cuadro 2 y las figuras 3 y 4.

Cuadro 2: Resumen estadístico retornos IGBC

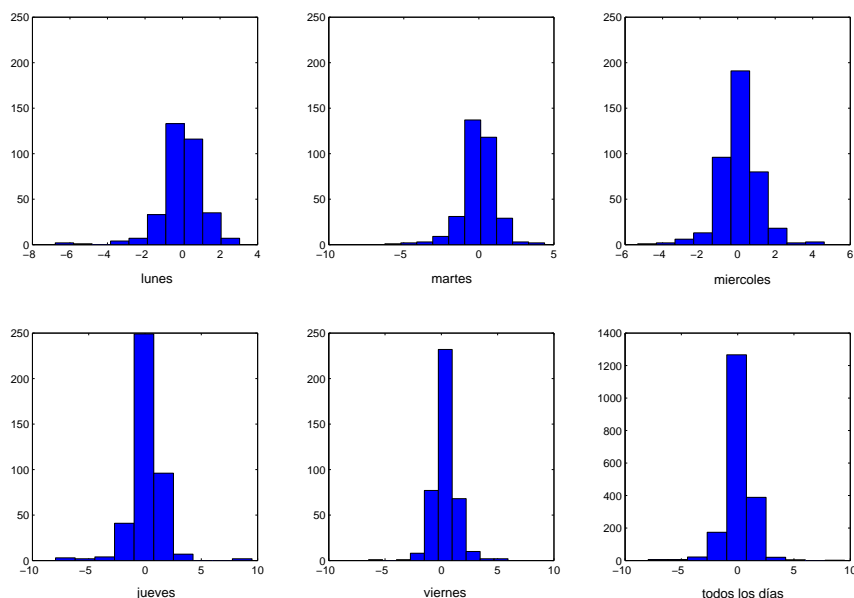
	Jarque-Bera	Sesgo	Curtosis	Media(%)
lunes	830.28	-1.52	10.05	-0.03
martes	351.12	-0.86	7.71	-0.04
miércoles	258.40	-0.16	6.87	0.11
jueves	3471.8	0.06	17.36	0.16
viernes	1176.5	0.26	11.38	0.31

Fuente: Cálculos de los autores.

<sup>6</sup>Tres corresponde a la curtosis que tiene una variable aleatoria normal estándar.

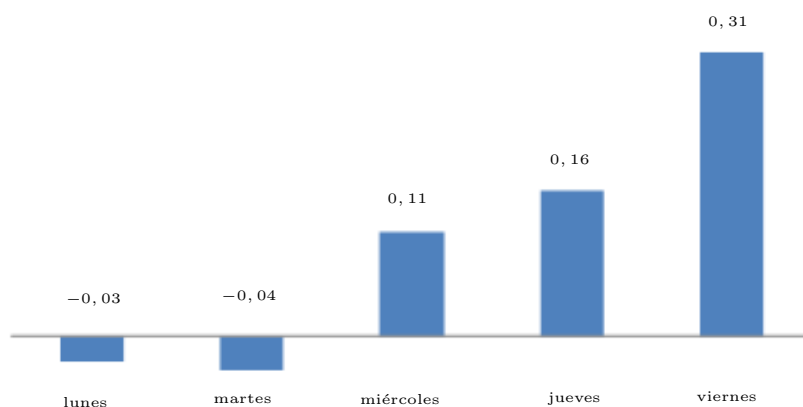
<sup>7</sup>El objetivo de la prueba Jarque-Bera es probar si una serie de datos tiene una distribución normal. Esto se realiza a partir de la comparación entre la curtosis y el coeficiente de asimetría. Ver Canavos (1982).

Figura 3: Histograma retornos IGBC



Fuente: Cálculos de los autores.

Figura 4: Evolución media retornos IGBC



Fuente: Cálculos de los autores.

Los resultados sugieren que el día de la semana afecta de forma significativa el retorno del mercado bursátil. Para los dos índices, el lunes y el martes presentan un comportamiento promedio negativo, mientras que después de mitad de semana, los retornos promedios son mayores. Sin embargo, esta hipótesis debe ser validada estadísticamente pues el análisis anterior es descriptivo. Para tal efecto, se utilizarán dos aproximaciones : la primera, bajo el supuesto de normalidad en la distribución, y la segunda, sin suponer alguna distribución en particular.

## 5. Estimaciones

Con el fin de obtener mayor robustez en los resultados, se emplean dos metodologías: la primera consiste en una aproximación lineal por Mínimos Cuadros Ordinarios (MCO) con la que se determina qué tan significativa es la influencia del día de la semana sobre el retorno diario del IGBC. Para validar estadísticamente los resultados, se emplea la prueba  $t$  y la prueba  $F$ . La segunda metodología, es la aplicación de las prueba no paramétricas de Kruskal y Wallis (1952) y Klotz y Teng (1977).

Teniendo en cuenta que las pruebas paramétricas son más potentes en términos estadísticos que las pruebas no paramétricas, éstas últimas no necesitan de ningún supuesto distribucional. Por esta razón, dado que cada una tiene ventajas y desventajas, se utilizarán ambas metodologías para determinar si el día de la semana influye sobre el retorno del IGBC.

### 5.1. Estimación mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios

El retorno diario promedio del IGBC se puede expresar mediante un modelo lineal de la forma:

$$R_t = \alpha + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t$$

donde  $R_t$  es el retorno logarítmico del índice,  $D_{it}$  representa las variables *dummy* que indican el día de la semana  $i$  en el cual la observación fue tomada.  $D_{2t}$  denota martes,  $D_{3t}$  miércoles,  $D_{4t}$  jueves y  $D_{5t}$  viernes. El retorno esperado para el día lunes es representado por  $\alpha$ , y los coeficientes de  $\beta_2$  a  $\beta_5$  representan la diferencia entre el retorno esperado para el día lunes y el de los demás días de la semana. Finalmente,  $\varepsilon_t$  es el error del modelo distribuido normalmente  $[N(0, \sigma^2)]$ .

Si no existiera un efecto día, es decir, ningún día influye significativamente en los retornos del índice, se esperaría que los coeficientes  $\beta_2$  a  $\beta_5$  sean estadísticamente iguales a cero a un nivel de significancia determinado. De esta forma  $\beta_j$  debería ser estadísticamente igual a cero para  $j= 2, 3, 4, 5$  e igualmente, la hipótesis nula de que los  $\beta_j$  son conjuntamente iguales a cero de la prueba  $F$ , no debería ser rechazada.

El Cuadro 3 muestra, para cada uno de los índices, el valor de los coeficientes. Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico  $t$  de la prueba de significancia individual. Cabe destacar que el valor del coeficiente de determinación ( $R^2$ ) no es relevante dado que con el modelo lineal no se pretende explicar la fuente del retorno, sino cómo incide el día de la semana en el mismo.

Para el IGBC, los resultados muestran que las variables en conjunto son significativas (es-

Cuadro 3: Regresión efecto día

	$\alpha$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$R^2$	$F$	g.l.
IGBC	-0.01	0.03	0.24	0.28	0.49	0.01	6.68	4
(t)	(-1.19)	(-0.28)	(-2.18*)	(-2.52*)	(-4.47*)			
IGBC_div	-0.03	-0.01	0.14	0.19	0.34	0.01	5.73	4
(t)	(-0.46)	(-0.09)	(1.66**)	(-2.20*)	(-3.96*)			

\*significativo al 95 %

\*\*significativo al 90 %

Fuente: Cálculos de los autores.

tadístico  $F$ ); es decir, los retornos son significativamente diferentes entre sí. A su vez, el estadístico  $t$  muestra que los coeficientes  $\beta_3$  a  $\beta_5$  son significativamente diferentes de cero, caso contrario para los coeficientes  $\alpha$  y  $\beta_2$ . Lo mismo ocurre para el IGBC\_div. Estos resultados muestran que no hay diferencias entre lunes y martes, pero que los demás días de la semana tienen un mayor efecto cuando se comparan con el lunes.

## 5.2. Estimación mediante pruebas no paramétricas

### 5.2.1. Prueba de Kruskal-Wallis para $k$ muestras aleatorias e independientes<sup>8</sup>

La prueba de Kruskal-Wallis, también llamada prueba  $H$  de Kruskal-Wallis, es una generalización de la prueba de la suma de rangos para el caso de  $K > 2$  muestras. Se utiliza para probar la hipótesis nula  $H_0$  de que  $k$  muestras independientes provienen de poblaciones idénticas. Presentada en 1952 por W. H. Kruskal y W.A. Wallis, la prueba consiste en un procedimiento no paramétrico para probar la igualdad de medias. Ésta se describe de la siguiente manera:

Sea  $n_i$  ( $i=1, 2, 3, 4, 5, \dots, k$ ) el número de observaciones en la  $i$ -ésima muestra. Primero se combinan todas las  $k$  muestras y se acomodan las  $N=n_1+n_2+\dots+n_k$  observaciones en orden ascendente, y se sustituye el rango apropiado de  $1, 2, 3, \dots, n$  para cada observación. En caso de empates (observaciones idénticas), se sigue el procedimiento de reemplazar las observaciones por las medias de los rangos que tendrían si fueran distinguibles. La suma de los rangos que corresponde a las  $n_i$  observaciones en la  $i$ -ésima muestra se denota mediante la variable aleatoria  $R_i$ .

La hipótesis nula establece que no hay diferencia en la distribución de las  $k$  poblaciones bajo comparación. Esto es:

<sup>8</sup>Con base en Walpole, Raymond y Myers (2007).

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k = 0$$

$H_1$  : no todas las  $k$  poblaciones tiene la misma distribución

El estadístico se construye como:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \left[ \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} \right] - 3(N+1)$$

donde

$N$ = número total de datos

$n_j$ = número de datos de la muestra  $j$

$R_j$ =suma de los rangos de la muestra  $j$

La distribución de  $H$  se aproxima asintóticamente a una chi-cuadrado con  $k - 1$  grados de libertad. Si  $H$  excede el valor crítico de chi-cuadrado se rechaza  $H_0$  con un nivel de significancia de  $\alpha$ . De lo contrario, se acepta  $H_0$ .

Al aplicar la prueba de Kruskal-Wallis, los resultados muestran que la hipótesis nula se rechaza para los dos índices, por tanto, existe evidencia estadística para afirmar que la media es diferente según el día de la semana (ver Cuadro 4).

Cuadro 4: Prueba de Kruskal-Wallis, efecto día

		IGBC		IGBC_div	
Tratamiento	Obs	Sum Rangos	Prom. Rangos	Sum Rangos	Prom Rangos
lunes	338	291693	862.99	296337	876.73
martes	335	295412	881.82	294050	877.76
miercoles	412	387736	941.11	385847	936.52
jueves	404	395343.5	978.57	395148	978.08
viernes	401	416810.5	1039.42	413723	1031.72
chi-cuadrado		25.67		21.69	
grados de libertad		4		4	
p-valor		0.0001		0.0002	

Fuente: Cálculos de los autores.

### 5.2.2. Prueba de significancia de Klotz & Teng<sup>9</sup>

Cuando la prueba de Kruskal-Wallis se rechaza, solo es posible inferir que hay diferencias entre las distribuciones de la población objetivo, esta prueba por sí sola no permite determinar cuáles grupos de medias son diferentes.

De los resultados del análisis estadístico y la aproximación lineal, se puede concluir que el retorno promedio diario es afectado por el día de la semana. En particular, los resultados sugieren que los jueves y viernes afectan positivamente el retorno promedio mientras que los lunes y martes lo afectan negativamente. Para determinar cuáles grupos de medias son significativamente diferentes, es necesario realizar  $(k(k-1))/2$  comparaciones entre pares de medias. De esta manera, el estadístico a utilizar es:

$$D_{ij} = \frac{1}{\sqrt{N}}(\overline{R}_{.j} - \overline{R}_{.i})$$

donde

$D_{ij}$  = diferencia entre los rangos promedios de la muestra  $i$  y la muestra  $j$

$\overline{R}_{.j}$  = rango promedio de la muestra  $j$

$N$  = número total de datos

Bajo la hipótesis nula, el valor esperado de la diferencia  $E[D_{ij}]$ , y la varianza de la diferencia  $V[D_{ij}]$ , son iguales a cero y  $\frac{(N+1)}{12}[\frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_i}]$  respectivamente; cuando se incluye la condición  $\frac{n_j}{N} \rightarrow \lambda_j$ , con  $0 < \lambda_j < 1$  y  $V[D_{ij}]$  es multiplicado y dividido por  $N$ , se obtiene la expresión:

$$[D_{ij}] \rightarrow \frac{1}{12} \left[ \frac{1}{\lambda_j} + \frac{1}{\lambda_i} \right] \quad N \rightarrow \infty$$

Y se puede demostrar que  $D_{ij}$  se distribuye asintóticamente como una normal de media cero y varianza  $\frac{1}{12}[\frac{1}{\lambda_j} + \frac{1}{\lambda_i}]$ .

Para probar el conjunto de hipótesis se procede como sigue: sea  $\alpha$  el nivel de significancia global de la prueba y

$$\alpha' = \frac{2\alpha}{K(K-1)}$$

la probabilidad de error tipo I en una de las pruebas. Entonces  $H_0: \mu_i = \mu_j$  (donde  $\mu_x$

---

<sup>9</sup>Departamento de Estadística (2008). Métodos estadísticos no paramétricos clásicos. Notas de clase, Universidad Nacional de Colombia.

representa la media de la muestra  $x$ ) se rechazará para  $i \neq j$  con un nivel de significancia  $\alpha'$ , si

$$Z_0 \geq Z_{(1-\frac{\alpha'}{2})}$$

donde el estadístico  $Z_0$  pertenece a una distribución normal estándar y se calcula como

$$Z_0 = \frac{(\overline{R}_{.j} - \overline{R}_{.i})}{\sqrt{\frac{N+1}{12} \left[ \frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_i} \right]}}$$

De esta manera, al aplicar la prueba de contrastes propuesta por Klotz y Teng (1977), los resultados muestran que existen diferencias significativas entre pares de medias.

Cuadro 5: Prueba significancia Klotz y Teng (1977)

		IGBC			IGBC_ <i>div</i>			
i	j	dif	Z crítico	p-valor	dif	Z crítico	p-valor	$\alpha'$
lun	mar	-19	-0.45	0.65	-1	-0.02	0.98	0.005
lun	mie	-78	-1.95	0.05	-60	-1.49	0.13	0.005
lun	jue	-116	-2.87	0.004	-101	-2.51	0.01	0.005
lun	vie	-176	-4.37	0.00001	-155	-3.84	0.00012	0.005
mar	mie	-59	-1.47	0.13	-59	-1.46	0.14	0.005
mar	jue	-97	-2.39	0.01	-100	-2.48	0.01	0.005
mar	vie	-158	-3.90	0.00010	-154	-3.81	0.00014	0.005
mie	jue	-37	-0.98	0.32	-42	-1.08	0.27	0.005
mie	vie	-98	-2.56	0.01	-95	-2.48	0.01	0.005
jue	vie	-61	-1.58	0.11	-54	-1.39	0.16	0.005

Fuente: Cálculos de los autores.

El Cuadro 5, muestra la diferencia entre pares de medias ( $i, j$ ) tanto para el IGBC como el IGBC\_*div*. A su vez, el valor límite al cual se rechaza (p-valor) o se acepta que dicha diferencia, es significativa a un nivel  $\alpha'$ . Los valores sombreados corresponden a diferencias estadísticamente significativas. Para el caso del IGBC, los resultados muestran que los pares lunes-jueves, lunes-viernes y martes-viernes presentan diferencias significativas. Lo mismo ocurre para el IGBC\_*div* pero sólo entre los pares lunes-viernes y martes-viernes. Esto apoya lo encontrado en la prueba de Kruskal-Wallis.

## 6. Conclusiones

El presente trabajo muestra evidencia en contra de la Hipótesis de Mercado Eficiente a través de las anomalías efecto día (*day effect*), en los retornos del índice general de la Bolsa de Valores de Colombia.

Investigaciones anteriores aplicadas en diferentes mercados, muestran que existen anomalías relacionadas con efectos calendario; sin embargo, parte de estos trabajos están basados en el supuesto de normalidad. En general, probando este supuesto en algunos de los trabajos, se encontró que dicho supuesto no se cumple. De ahí que las conclusiones derivadas sean susceptibles a críticas.

Con el fin de hacer más robustos los resultados, el aporte principal de este trabajo permite concluir que el mercado accionario colombiano no es eficiente en el sentido débil. Estos resultados son robustos al supuesto distribucional, en el sentido de que asumiendo distribución normal en los retornos y no realizando dicho supuesto, los resultados son los mismos.

Inicialmente se lleva a cabo un análisis estadístico donde los resultados permiten observar ciertas tendencias en las distribuciones del retorno. En el caso del efecto día, la información muestra que el retorno promedio de los días miércoles, jueves y viernes, es positivo, donde el viernes es el valor promedio más alto. A su vez, los resultados muestran que el retorno promedio del lunes y martes es negativo, donde el primero es el más negativo.

Mediante un modelo de MCO se confirman los hallazgos. Los resultados muestran que los coeficientes, en conjunto, son significativamente diferentes de cero. Por lo que el día de la semana sí influye significativamente en el retorno diario promedio.

Adicionalmente, para determinar si la ponderación de ciertas acciones que conforman la canasta tienen un efecto significativo sobre los resultados obtenidos (particularmente Ecopetrol y Bavaria), se calculó un índice diversificado que mitigó este efecto, ponderando todas las  $n$  acciones que conformaban la canasta en el trimestre  $t$  por el mismo valor. Los resultados muestran que este efecto no es significativo, evidenciando que aún así existe un efecto del día de la semana sobre el retorno promedio.

Estos resultados apoyan lo encontrado en Maya y Torres (2004), quienes concluyen que aunque después de la fusión de las bolsas de Bogotá, Medellín y Cali en la Bolsa de Valores de Colombia, operó un cambio estructural en la eficiencia del mercado, aún existe correlación significativa. A su vez, Rivera (2009) muestra que incluso antes de la fusión se presentaban retornos estadísticamente diferentes según el día de la semana. Esto complementa los resultados de Pérez (2010) quien encuentra otras anomalías como el efecto mes y el efecto fin de mes. En particular los resultados muestran que los meses de noviembre, diciembre y enero tienen una contribución positiva y significativa sobre el IGBC. Adicionalmente, en el último día bursátil del mes, el retorno promedio es significativamente positivo y diferente a los días cercanos al cambio de mes.

Aunque los resultados no están corregidos por el posible efecto que pueda tener el periodo ex-dividendo<sup>10</sup>, la Hipótesis de Mercado Eficiente se rechaza para el caso colombiano en el sentido débil a través del efecto día, aún cuando no se suponga ninguna distribución en particular, y corrigiendo el efecto que pudiese tener la ponderación de las acciones que conforman la canasta.

---

<sup>10</sup>En Colombia, el período ex-dividendo corresponde a los diez días hábiles bursátiles inmediatamente anteriores a la fecha del pago de los dividendos de una respectiva acción.

## Referencias

- ARANGO, Luis; GONZÁLEZ Andrés y POSADA Esteban. Returns and the interest rate: a nonlinear relationship in the Bogotá stock Market. Borradores de Economía, Banco de la República. No. 169; (2002).
- ARBELÁEZ María A.; ZULUAGA Sandra y GUERRA María L. El mercado de capitales colombiano en los noventa y las firmas comisionistas de bolsa. Fedesarrollo. Santa Fe de Bogotá: Alfaomega; (2002); p. 17-28.
- ARIEL, Robert. A monthly effect in stock returns. En: Journal Financial Economics. Vol. 18; (1987); p. 161-174.
- BACHELIER, Louis. Théorie de la spéculation. En: annales scientifiques de l'école normale supérieure. Sér. 3; (1900) p. 21-86.
- BANZ Rolf. The relationship between return and market value of common stocks. En: Journal of Financial Economics. Vol. 9; (1981); p. 3-18.
- CANAVOS, George. Applied probability and statistical methods. Little, Brown and Company. 1 ed.; (1982).
- CAMPBELL, John; LO, Andrew y MACKINLEY, Craig. The Econometrics of Financial Markets. New Jersey: Princeton University Press; 2 ed.; (1997).
- CROSS, Frank. The behavior of stock prices on fridays and mondays. En: Financial Analysts Journal. Vol. 29; (1973); p. 67-69.
- FAMA, Eugene. The behavior of the stock market prices. En: Journal of Business. Vol. 38; (1965); p. 34-104.
- FAMA, Eugene y FRENCH, Kenneth. The cross-section of expected stock returns. En: Journal of Finance. Vol. 47; (1992); p. 427-465.
- FRENCH, Kenneth. Stock returns and the weekend effect. En: Journal of Financial Economics. Vol. 8; (1980); p. 55-69.
- GARDEAZABAL, Javier y REGULEZ, Marta. A factor model of seasonality in stock returns. En: The Quarterly Review of Economics and Finance. Vol 44, No. 2; (2004); p. 224-236.
- GULTEKIN, Mustafa y GULTEKIN, N Bulent. Stock market seasonality: international evidence. En: Journal of Financial Economics. Vol. 12; (1983); p. 469-481.
- KEIM, Donald. The CAPM and Equity Return Regularities. En: Financial Analysts Journal; (1986); p. 19-34.
- KEIM, Donald. Size-related anomalies and stock return seasonality. En: The Journal of Financial Economics. Vol. 12; (1983); p. 13-32.

- KENDALL, Maurice. The analysis of economic time series-part I: prices. En: Journal of the Royal Statistical Society. Vol. 96; (1953); p. 11-25.
- KRUSKAL, William y WALLIS W.A. Use of ranks on one criterion variance analysis. En: Journal of the American Statistical Association. Vol. 47; (1952); p. 583-621.
- KLOTZ, Jerome y TENG, Jerome. One-way layout for counts and the exact enumeration of the kruskal-wallis h distribution with ties. En: Journal of the American Statistical Association. Vol. 72, No. 357; (1977); p. 165-169.
- LEÓN, Carlos. Una aproximación teórica a la superficie de volatilidad en el mercado colombiano a través del modelo de difusión con saltos. En: Borradores de Economía, No. 570, Banco de la República. (2009).
- MANDELBROT, Benoit. The variation of certain speculative prices. En: The Journal of Business. Vol. 36, No.4; (1963); p. 394-419.
- MAYA, Cecilia y TORRES, Gabriel. The unification of the Colombian stock market: a step towards efficiency. Empirical Evidence. En: Latin American Business Review. Vol. 5, No.4; (2004); p. 69-98
- MONTENEGRO, Álvaro. Efecto día en la bolsa de valores de Colombia. En: Documentos de Economía, Pontificia Universidad Javeriana. (2007)
- OFFICER, Robert R. Seasonality in Australian capital markets: Market efficiency and empirical issues. En: Journal of Financial Economics. Vol. 2; (1975); p. 29-51.
- OSBORNE, M. F. M. Brownian motion in the stock market. En: Operations Research. Vol. 7; (1959); p. 145-173.
- PENMAN, Stephen. The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns. En: Journal Financial Economics. Vol 18; (1987); p. 199-228.
- PÉREZ, Jhonatan. Comportamientos estacionales en los retornos del mercado accionario colombiano, evidencia empírica a través del IGBC. Bucaramanga, 2010. Trabajo de grado (Ingeniero Industrial).
- REINGANUM, Marc. The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. En: Journal of Financial Economics. Vol. 12; (1983); p. 89-104.
- REINGANUM, Marc. What the anomalies mean. En: The Journal of Finance. Vol. 39; (1984); p. 837-840.
- REINGANUM, Marc. Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earning's yields and market values. En: Journal of Financial Economics. Vol. 9; (1981); p. 19-46.

- RIVERA, David. Modelación del efecto día de la semana para los índices accionarios de Colombia mediante un modelo STAR GARCH. En: Revista de Economía del Rosario. Vol. 12, No. 1; (2009); p. 1-24.
- ROBERTS, Harry. Stock market patterns and financial analysis: methodological suggestions. En: Journal of Finance; Vol. 14; (1959); p. 1-10.
- SAMUELSON, Paul. Rational Theory of Warrant Pricing. En: (IMR) Industrial Management Review. Vol. 6, No. 2; (1965); p. 13-39.
- TULLY, Edel y LUCEY, Brian. Seasonality, risk and return daily COMEX gold and silver data 1982-2002. En: IIS Discussion Paper 57. (2005).
- WALPOLE, Ronald; RAYMOND Myers y MYERS Sharon. Probability and Statistics for Engineers and Scientists; Prentice Hall. 8 ed.; (2007).
- ZÚÑIGA, Sergio. Retornos accionarios y efecto tamaño: un análisis del caso chileno entre 1988 y 1991. En: Economía, P.U. Católica del Perú. Vol. 17; (1993); p. 33-34.

## BIBLIOGRAFÍA

ALEXANDER, Sidney. Price movements in speculative markets: trends or random walks. En: Industrial Management Review. Vol. 2; (1961); p. 7-26.

\_\_\_\_\_. Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks No 2. En: Industrial Management Review. Vol. 5; (1964); p. 25-46.

ARANGO Luis, GONZÁLEZ Andrés y POSADA Esteban. Returns and the interest rate: a nonlinear relationship in the Bogotá stock Market. Borradores de Economía, Banco de la República. No. 169; (2002).

ARBELÁEZ, María; ZULUAGA, Sandra y GUERRA, María L. El mercado de capitales colombiano en los noventa y las firmas comisionistas de bolsa. Fedesarrollo. Santa Fe de Bogotá: Alfaomega. (2002); p. 17-28.

ARIEL, Robert. A monthly effect in stock returns. En: Journal Financial Economics. Vol. 18; (1987); p. 161-174.

BACHELIER, Louis. Théorie de la spéculation. En: annales scientifiques de l'école normale supérieure. Sér. 3; (1900) p. 21-86.

BANZ, Rolf. The relationship between return and market value of common stocks. En: Journal of Financial Economics. Vol. 9; (1981); p. 3-18.

BLACK, Fischer y SCHOLES, Myron. The pricing of options and corporate liabilities. En: The Journal of Political Economy. Vol. 81; (1973); p. 637-654.

BOX, George y JENKINS, Gwilym. Time series analysis: forecasting and control. Revised Edition. Holden Day. 1 ed. (1976).

BOX, George y PIERCE, David. Distribution of residual autocorrelation in autoregressive integrated moving average time series models. Journal of the American Statistical Association. Vol. 65; (1970); p. 1509-152.

BROWN, Robert. A brief account of microscopical observations – on the particles contained in the pollen of plants and on the general existence of active molecules in organic and inorganic bodies. En: Philosophical Magazine. Vol. 4; (1828); p. 161-173.

CAMPBELL, John; LO, Andrew y MACKINLEY, Craig. The Econometrics of Financial Markets. New Jersey: Princeton University Press; 2 ed.; (1997).

CANAVOS, George. Applied probability and statistical methods. Little, Brown and Company. 1 ed.; (1982).

CROSS, Frank. The behavior of stock prices on fridays and mondays. En: Financial Analysts Journal. Vol. 29; (1973); p. 67-69.

DELFINER, Miguel. Comportamiento de los precios de las acciones en el mercado bursátil argentino. En: CEMA-*Working Papers*, No 215. Universidad del CEMA-Buenos Aires. (2002).

DICKEY, David y FULLER, Wayne. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. En: Journal of the Statistical Association. Vol. 74; (1979); 427-431.

ESPINOSA, Christian. Effect weekend and effect month end in the Chilean stock market. En: Munich Personal RePEc Archive, Working paper No. 3252; (2007).

ELTON, Edwin; GRUBER, Martin y GOETZMANN, William. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th Ed. Wiley Editions; (2006).

FAMA, Eugene. Efficient capital markets II. En: Journal of Finance. Vol. 46; (1991); p. 1575-1617.

\_\_\_\_\_. The behavior of the stock market prices. En: Journal of Business. Vol. 38; (1965); p. 34-104.

\_\_\_\_\_. Portafolio analysis in a stable paretian market. En: Management Science. Vol. 11; (1965); p. 404-419.

\_\_\_\_\_. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. En: Journal of Finance. Vol. 25; (1970); p. 383-417.

\_\_\_\_\_ y FRENCH, Kenneth. The Cross-Section of Expected Stock Returns. En: Journal of Finance. Vol. 47; No. 2; (1992); p. 247-273.

\_\_\_\_\_ y BLUME, Marshall. Filter rules and stock-market trading. En: The Journal of Business. Vol. 39; No. 1, Part 2: Supplement on Security Prices. (1966); p. 226-241.

FIELDS, Morris J. Stock prices: a problem in verification. En: Journal of Business. Vol. 4; (1931); p. 415-418.

FRENCH, Kenneth. Stock returns and the weekend effect. En: Journal of Financial Economics. Vol. 8; (1980); p. 55-69.

GIBBONS, Michael y HESS, Patrick. Day of the week effects and asset returns. En: The Journal of Business. Vol. 54; (1981); p. 579-596.

GREENE, William H. Econometrics Analysis. 3<sup>rd</sup> Ed. New jersey: Prentice Hall, (1997).

GUARDIA, Gustavo. Eficiencia y Gobierno Corporativo en los Mercados de valores latinoamericanos. En: CESLA - Pontificia Universidad Católica de Perú; (2005).

GULTEKIN, Mustafa y GULTEKIN, N. Bulent. Stock market seasonality: international evidence. En: Journal of Financial Economics. Vol. 12; (1983). p. 469-481.

HALD, Anders. A history of probability and statistics and their applications before 1750. En: John Wiley and Sons, New York. Paperback. (2003)

HARRIS, Lawrence. A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns. En: Journal of Financial Economics. Vol. 16; (1986); p. 99-117.

HARVEY C. y VISCANTA T. What matters for emerging markets investments?. En: Emerging Markets Quarterly No 2; (1997); p. 17-26.

JAFFE, Jeffrey y WESTERFIELD, Randolph. The weekend effect in common stock returns: the international evidence. En: Journal of Finance. Vol. 40; (1985); p. 433-454.

JAMES, Hamilton. Time series analysis. Princeton university press. 1 *Ed.* (1994).

JENSEN, Michael. Some anomalous evidence regarding market efficiency. En: Journal of Financial Economics. Vol. 6, Nos. 2/3; (1978); p. 95-101.

KEIM, Donald. Size-related anomalies and stock return seasonality. En: The Journal of Financial Economics. Vol. 12; (1983); p.13-32.

KEIM Donald. The CAPM and Equity Return Regularities. En: Financial Analysts Journal; (1986); p. 19-34.

KEIM, Donald y STAMBAUGH, Robert. A further investigation of the weekend effect in stock returns. En: Journal of Finance. Vol. 39; (1984); p. 819-837.

KENDALL, Maurice. The analysis of economic time series-part I: prices. En: Journal of the Royal Statistical Society. Vol. 96; (1953); p.11-25.

KRUSKAL, William y WALLIS, W.A. Use of ranks on one criterion variance analysis. En: Journal of the American Statistical Association. Vol. 47; (1952); p. 583-621.

KLOTZ, Jerome y TENG, Jerome. One-way layout for counts and the exact enumeration of the kruskal-wallis h distribution with ties. En: Journal of the American Statistical Association. Vol. 72, No. 357; (1977), p. 165-169.

LAKONISHOK, Josef y SMIDT, Seymour. Are seasonal anomalies real? a ninety-year perspective. En: The Review of Financial Studies. Vol. 1; (1988); p. 403-425.

\_\_\_\_\_ y LEVI, Maurice. Weekend effects on stock returns: a note. En: Journal of Finance. Vol. 37; (1982); p. 883-889.

\_\_\_\_\_ y MABERLY, Edwin. The weekend effect: trading patterns of individual and institutional investors. The Journal of Finance. Vol. 45; (1990); p. 231-243.

LEÓN, Carlos. Una aproximación teórica a la superficie de volatilidad en el mercado colombiano a través del modelo de difusión con saltos. En: Borradores de Economía, No.570, Banco de la República. (2009).

LJUNG, G. M. y BOX, G. On a measure of lack of fit in time series models. En: Biometrika, Vol. 65, No. 2; (1978); p. 297-303.

LO, Andrew W. y MACKINLAY, A. Craig. Stock markets prices do not follow random walks. En: Review of Financial Studies. Vol. 1, No. 1; (1988); p. 41-66.

MADDALA, Gangadharrao. Introduction to Econometrics. 2<sup>nd</sup> Ed. New Jersey: Prentice Hall; (1992).

MALEVERGNE, Yannick y SORNETTE, Didier. Extreme financial risks: from dependence to risk management. Netherlands: Springer-Verlag.1 ed. (2006).

MALKIEL, Burton. Efficient Market Hypothesis. Newman, P., M. Milgate, and J. Eatwell (eds). New Palgrave Dictionary of Money and Finance. Macmillan, London; (1992).

MARKOWITZ, Harry M. Portfolio selection. En: The Journal of Finance. Vol. 7, No.1; (1952); p. 77-91.

MAYA, Cecilia y TORRES, Gabriel. The unification of the Colombian stock market: a step towards efficiency. Empirical Evidence. En: Latin American Business Review. Vol. 5, No.4; (2004); p. 69-98

MANDELBROT, Benoit. The variation of certain speculative prices. En: The Journal of Business. Vol. 36, No.4; (1963); p. 394-419.

MONTENEGRO, Álvaro. Efecto día en la bolsa de valores de Colombia. En: Documentos de Economía, Pontificia Universidad Javeriana. (2007).

OFFICER, Robert R. Seasonality in Australian capital markets: Market efficiency and empirical issues. En: Journal of Financial Economics. Vol. 2; (1975); p. 29-51.

OJAH, Kalu y KAREMERA, David. Random walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets: A revisit. En: The Finance Review. Vol. 34; (1999); 57-72.

OSBORNE, M. F. M. Brownian motion in the stock market. En: Operations Research. Vol. 7; (1959); p. 145-173.

PENMAN, Stephen. The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns. En: Journal Financial Economics. Vol 18; (1987); p. 199-228.

REINGANUM, Marc. The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. En: Journal of Financial Economics. Vol. 12; (1983); p. 89-104.

\_\_\_\_\_. Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earning's yields and market values. En: Journal of Financial Economics. Vol. 9; (1981); p.19- 46.

ROBERTS, Harry. Stock market patterns and financial analysis: methodological suggestions. En: Journal of Finance; Vol. 14; (1959); p. 1-10.

ROGALSKI, Richard. New findings regarding day of the week returns over trading and non-trading periods: a note. En: Journal of Finance. Vol. 39; (1984) p. 1603-1614.

SAMUELSON, Paul. Rational theory of warrant pricing. En: (IMR) Industrial Management Review. Vol. 6, No. 2; (1965) p. 13-39.

SHARPE, Willian. Capital asset prices: a theory of equilibrium under conditions of risk. En: The Journal of Finance; Vol. 19, No. 3; (1964); p. 425-442.

SMIRLOCK, Michael y STARKS, Laura. Day of week and intraday effects in stock returns. En: Journal of Financial Economics; Vol. 17; (1986); p. 197-210

URRUTIA, Jorge. Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging equity markets. En: Journal of Financial Research. Vol. 18, No. 3; (1995); p. 299-309.

VALDIVIESO, Raúl. Validación de la eficiencia y modelo de fijación de precios en el mercado mexicano de valores. Tesis de doctorado. Universidad Nacional Autónoma de México. (2004).

WORTHINGTON, Andrew y HIGGS, Helen. Test of random walks and market efficiency in Latin American stock markets: An empirical note. En: School of Economics and Finance, discussion papers and working papers series. No 157, School of Economics and Finance, Queensland University of Technology (2003).

ZÚÑIGA, Sergio. Retornos accionarios y efecto tamaño: un análisis del caso chileno entre 1988 y 1991. En: Economía, P.U. Católica del Perú. Vol. 17; (1993); p. 33-34.

## ANEXOS<sup>41</sup>

### ANEXO A

#### El modelo de dividendos descontados

Dado que el precio de una acción es igual a los dividendos futuros descontados a valor presente, la serie de dividendos futuros es

$$P_0 = \frac{D_1}{(1+i_1)} + \frac{D_2}{(1+i_2)} + \frac{D_3}{(1+i_3)} + \dots$$

En donde  $P_0$  es el valor de la acción en el periodo  $t = 0$ , la variable  $D_j$  para los periodos  $j = 1, 2, 3, \dots$  denota los dividendos que la empresa distribuye en el periodo e  $i_j$  donde  $j = 1, 2, 3, \dots$  es la tasa de interés respectiva del periodo

Es de destacar que las tasas de interés futuras son las anticipadas por el mercado. Si, por ejemplo, el mercado espera que desde el periodo uno hasta el dos la tasa aumente, este incremento está incorporado en el precio presente o a la vista de las acciones. El aumento de tasa por parte del banco central no debe modificar el precio de acciones ni tampoco el índice de la bolsa de valores, pues estos cambios ya estaban incorporados en el precio de las acciones. Son solamente los cambios no anticipados, es decir sorpresivos en las tasa de interés, los que modifican los precios de las acciones.

La expresión anterior puede simplificarse suponiendo que los dividendos crecen a una tasa constante  $g$  y que la tasa de interés permanecerá constante en  $i$  :

$$P_0 = \frac{(1+g)D_0}{(1+i)} + \frac{(1+g)^2 D_0}{(1+i)^2} + \frac{(1+g)^3 D_0}{(1+i)^3} + \dots$$

---

<sup>41</sup> El autor aclara que los anexos A y B fueron traducciones no certificadas de fragmentos del libro *The Econometrics of Financial Markets* de Campbell Lo y Mackinley.

Después de algunas transformaciones la ecuación para el precio de las acciones se convierte en:

$$P_0 = \frac{D_0}{i + g}$$

Donde la tasa de interés que se utiliza para descontar los dividendos futuros de las acciones debe ser igual a la tasa de interés nominal libre de riesgo más la prima por el riesgo de las acciones  $i = i_F + \varphi_E$ . La tasa de interés libre de riesgo, que es el rendimiento de los bonos de gobierno, es igual a la tasa de interés real más la inflación esperada  $i_F \equiv r_F + \pi^e$ .

Entonces la ecuación puede escribirse como:

$$P_0 = \frac{D}{i_F + \varphi_E - g}$$

Esta expresión revela que el precio de las acciones disminuye con la tasa de interés libre de riesgo ( $i_F$ ), y con la prima por el riesgo de las acciones ( $\varphi_E$ ), y aumenta con el nivel de dividendos ( $D$ ) y con la tasa de crecimiento de los mismos.

## ANEXO B

## Anexo B: El modelo de Martingala

### **EL modelo de Martingala**

Quizá el modelo más antiguo pero perfectamente explicativo para determinar precios de activos financieros sea el modelo de Martingala, el cual tiene su origen en la historia de juegos de oportunidades y el nacimiento de la teoría de probabilidades. El matemático Girolano Cardano propuso una teoría elemental de apuestas en su libro de 1565 Liber Ludo Aleae (The Book of Games of Chance), en el cual escribió.

El principio fundamental en toda apuesta es la simple igualdad de decisión de los oponentes, por ejemplo: situaciones, dinero, etc. Para explicar porqué se parte de la igualdad veamos la siguiente situación, si estás a favor de tu oponente eres un tonto, y si estás a tu favor eres injusto.

Este pasaje contiene la noción del juego justo, un juego en el cual ninguno de los oponentes tiene algo a su favor, y esta es la esencia del modelo de Martingala, un proceso estocástico  $\{P_t\}$  el cual satisface las siguientes condiciones

$$E[P_{t+1}|P_t, P_{t+1} \dots] = P_t$$

$$E[P_{t+1}|P_t, P_{t+1} \dots] = 0$$

Si  $P_t$  representa triunfos acumulados al día  $t$  de un juego de oportunidades en cada periodo entonces un juego justo es aquel en el que el rendimiento esperado del periodo próximo es igual al del periodo presente, condicionado a la historia del juego. Alternativamente, un juego es justo si los incrementos esperados en los rendimientos en cualquier punto del tiempo son cero cuando se encuentra condicionado a la historia.

Si  $P_t$  es el precio de un activo al tiempo  $t$ , entonces la hipótesis de Martingala establece que el precio de mañana será igual al precio de hoy dado los precios históricos. Alternativamente, si el cambio esperado en el rendimiento del activo es cero, entonces el precio del activo únicamente crecerá para caer nuevamente. Desde la perspectiva del pronóstico, la hipótesis de Martingala establece que el mejor pronóstico del precio de mañana es simplemente el precio de hoy, donde la palabra “mejor” significa el mínimo error medio.

Otro aspecto de la hipótesis de Martingala es que los cambios en los precios no se encuentran correlacionados en todos los niveles y rezagos, lo que implica la ineffectividad de todas las reglas de los pronósticos lineales de los cambios en los precios futuros basado únicamente en precios históricos. El hecho de esta implicación podría enmascarar el importante papel que la hipótesis de Martingala juega en el modelado de la dinámica de precios.

De hecho, la hipótesis de Martingala fue utilizada durante mucho tiempo como una condición necesaria para un mercado de activos eficiente, en el cual la información contenida en precios pasados es instantánea, total y perpetuamente reflejado en los precios de activos de hoy. Si el mercado es eficiente, entonces no debería ser posible obtener utilidad de la comercialización de la información contenida en los precios históricos del activo, asimismo, cambios en los rendimientos esperados de los activos basados en los precios históricos no pueden ser positivos o negativos (si compras de pequeñas cantidades son permitidas) y por lo tanto, deben ser cero. **El mercado más eficiente, es aquel en el que la secuencia de cambios de precios generado por el mercado es la más aleatoria, e impredecible.**

Sin embargo, una de las bases centrales de la economía financiera moderna es la necesidad de establecer una relación entre riesgo y rendimiento esperado, y aunque la hipótesis de Martingala aplica una restricción al rendimiento esperado, esta no toma en cuenta el riesgo para nada. En general, si el cambio en un precio

es positivo, puede ser la recompensa necesaria para hacer que los inversionistas mantengan sus activos a pesar del riesgo que conllevan. Por lo tanto, a pesar de las fortalezas de la hipótesis de Martingala se ha demostrado que es una condición necesaria pero no suficiente para determinar el precio de un activo racionalmente.

## ANEXO C

### Pruebas de caminata aleatoria (I, II y III)

#### Prueba de Rachas

Considere una serie histórica  $\{X_t\}$  para  $t$  que varía entre 0 y  $T$ . Suponga ahora que a cada observación  $X_t$  que pertenece a la serie se le asocia un 1 si se verifica que  $X_t \geq M(X_t)$  (donde  $M(X_t)$  es el promedio de las observaciones) y un 0 si se verifica que  $X_t < M(X_t)$ .

Queda así definida una nueva serie integrada sólo por (+) o por (-), que es construida a través de la comparación entre el valor observado de la variable ( $X_t$ ) y su valor promedio [ $M(X_t)$ ] (u otro parámetro de referencia a determinar). Sea  $n_1$  la cantidad total de (+) mientras que  $n_2$  es la cantidad total de (-) cuya suma algebraica es igual al número de observaciones que tiene la serie ( $n_1 + n_2 = N$ )

Una corrida se define como una secuencia consecutiva de (-) o de (+) la cual tiene asociada una longitud que es igual a la cantidad de (-) o de (+) que tenga. Sea  $R$  la cantidad total de rachas observadas en la serie, la misma es el indicador a utilizar para determinar si se trata de una serie aleatoria o no.

A los efectos de establecer si el número de rachas observadas en la serie histórica corresponde con el de una serie aleatoria se utiliza la prueba de rachas. La misma consiste en comparar la distribución de la serie observada con una teórica de naturaleza aleatoria. Si la serie histórica es aleatoria (hipótesis de independencia) la media y desviación estándar vienen dadas por las siguientes expresiones:

$$E(R) = \frac{2n_1n_2}{n_1 + n_2} + 1$$

$$\sigma(R) = \frac{(2n_1n_2N)2n_1n_2}{N^2(N-1)}$$

Cuando el número de observaciones es lo suficientemente grande la distribución del número de corridas es aproximadamente igual a la normal. De modo tal que se puede utilizar la tabla de la distribución normal para aceptar o rechazar la hipótesis nula de aleatoriedad de la serie. Para ello se define el valor de  $Z$  como

$$Z = \frac{[R - E(R)]}{\sigma(R)}$$

Que se distribuye en forma normal con media cero y desviación estándar uno.

Si el valor que asume  $Z$  es elevado y positivo la serie histórica tendrá demasiados *zig zags* mientras que si es alto y negativo está frente a una serie con escasas corridas (las observaciones tienden a estar sobre o debajo de la media por períodos considerables que son más largos que lo que se espera de una serie aleatoria).

### **Reglas de filtro**

Para probar la RW2, Alexander (1961, 1964), aplicó una regla de filtro en la cual un activo es comprado cuando el precio se incrementa en cierto porcentaje, y vendido cuando el precio cae en cierto porcentaje. Así la regla se establece como un filtro porcentual por las razones siguientes.

Suponga que tentativamente se acepta la existencia de tendencias en los precios del mercado de activos, pero se cree que estos se encuentran “enmascarados” por la especulación del mercado. Se podría filtrar los movimientos más pequeños y examinar los movimientos restantes.

La estrategia para el rendimiento total de un portafolio dinámico es determinar qué tan pronosticable es el rendimiento. Una comparación del rendimiento total contra el rendimiento de una estrategia de comprar y vender obtenida de promedios industriales Down Jones o Standard and Poor's llevaron a Alexander a concluir que "...no hay tendencia en el precio de mercado de una acción."

Fama (1965) y Fama y Blume (1966) presentaron un análisis empírico más detallado de las reglas de filtro, corrigiendo los dividendos y costos de comercialización concluyeron que tales reglas no se desempeñan bien bajo estrategias de compra – venta. En ausencia de costos de transacciones, filtros muy pequeños [1% en Alexander (1964) y entre 0.5% y 1.5% en Fama y Blume (1966)] obtuvieron rendimientos superiores, pero esto fue debido a que filtros pequeños generan negociaciones más frecuentes. Fama y Blume (1966) demuestran que un costo de transacción del 1% elimina las utilidades generadas por dichos filtros.

### **Q de Box-Pierce**

El estadístico Q de Box-Pierce (1970), se calcula de la siguiente forma:

$$Q_m = T \sum_{k=1}^m \rho^2 * (k)$$

donde,

$\rho$  es el coeficiente de autocorrelación,

$T$  es el tamaño de la muestra,

$m$  es el número de rezagos considerados al calcular el estadístico,

$k$  es el orden de autocorrelación.

La versión para muestras finitas sugerida por Ljung y Box (1978):

$$Q'_m = T(T + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho^2 * (k)}{T - k}$$

$$H_0: Q'_m \sim \chi_m^2$$

Al sumar las autocorrelaciones al cuadrado, el estadístico Q de Box-Pierce detecta la existencia de las mismas en ambas direcciones y para todos los rezagos. Por eso tiene poder contra un amplio rango de hipótesis alternativas a la caminata aleatoria. La dificultad para su uso radica en la adecuada selección del número  $m$  de autocorrelaciones, pues si se escoge un número bajo puede ser que la presencia de las de más alto grado no sea detectada; por otro lado, si se escoge un número muy alto, la prueba pierde poder debido a autocorrelaciones de mayor grado, las cuales, sin embargo, son no significativas.

### **Modelo ARIMA (Autoregressive Integrated Moving-Average)**

Utilizando la metodología sugerida por Box y Jenkins (1976). Este método utiliza tres distintas herramientas para modelar la autocorrelación: el componente autoregresivo, el de integración de la serie y el de promedio móvil, tal como se explica a continuación.

Una variable  $y_t$  se considera autoregresiva (AR) de orden  $p$  si:

$$y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

El segundo componente es el orden de integración, y se refiere a cuántas veces es necesario diferenciar la serie hasta convertirla en estacionaria. Finalmente, un tercer componente se refiere al término de promedio móvil (MA), donde se modela el comportamiento del término de error como dependiente de rezagos del mismo. Un modelo MA ( $q$ ) se representa de la siguiente forma

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Luego, un modelo más general, el ARMA  $(p, q)$ , puede expresarse como sigue (Greene, 1997):

$$y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \rho_3 y_{t-3} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

El procedimiento básico sugerido por Box y Jenkins consiste en los siguientes pasos:

- 1) Diferenciar la serie hasta volverla estacionaria,
- 2) Identificar un modelo ARIMA tentativamente,
- 3) Estimar el modelo,
- 4) Verificar si el modelo es correcto o, de lo contrario, volver al segundo paso (Maddala, 1992). Si se trata de verificar la hipótesis de caminata aleatoria RW3, ninguno de los coeficientes de los términos autoregresivos o de promedio móvil deben ser significativos.

### **Razón de Varianza**

La prueba de cociente de varianzas también permite examinar la existencia de un comportamiento de caminata aleatoria. De acuerdo con RW1, para procesos de varianza constante más conocidos como homocedásticos:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$$

Donde  $Ln(P_t) = p_t$ . Si RW1 se cumple, la varianza de los incrementos es lineal en el intervalo de observación, por ejemplo la varianza del retorno semanal debe ser igual a cinco veces la varianza del retorno diario (Campbell, Lo y MacKinlay, 1997). La hipótesis nula es que el cociente de la varianza de los retornos de  $q$  períodos sobre la varianza del retorno de un período, multiplicado por  $q$ , es igual a uno:

$$VR(q) = \frac{Var[r_t(q)]}{q * Var[r_t]} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho(k) = 1$$

$$r_t(k) = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k}$$

$\rho(k)$  es el  $k$ -ésimo coeficiente de autocorrelación de  $r_t$ . Luego el cociente de varianzas es una combinación lineal de las primeras  $k - 1$  autocorrelaciones, con pesos que van disminuyendo linealmente. De acuerdo con RW1,  $\rho(k) = 0$  para  $k > 1$ , luego el cociente es igual a uno. Ahora bien, si existe autocorrelación positiva, el cociente será mayor que uno, y si es negativa el cociente será inferior a uno.

La metodología a seguir es comparar dos estimaciones de varianza obtenidas por distintos métodos:

$$VR(q) = \frac{\sigma_c^2(q)}{\sigma_a^2}$$

$$\sigma_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\mu)^2$$

$$\sigma_a^2(q) = \frac{1}{nq - 1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \mu)^2$$

$$\mu = \frac{(p_{nq} - p_0)}{nq}$$

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{1}{n}\right)$$

Donde  $\sigma_c^2(q)$  es un estimador no sesgado de  $1/q$  de la varianza de  $[r_t(q)]$  y  $\sigma_a^2(q)$  es un estimador no sesgado de la varianza de  $[r_t]$ .

Una vez derivada la distribución asintótica del cociente de varianza, partiendo de  $\varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$ , es posible usar el siguiente estadístico para hacer la prueba de la hipótesis nula de RW1:

$$\psi(q) = \frac{[VR(q) - 1]}{\sqrt{\phi(q)}} \sim N(0,1)$$

$$\phi(q) = \frac{[2(2q - 1)(q - 1)]}{3q(nq)} \sim N(0,1)$$

Ahora bien, es posible que RW1 sea rechazada debido a heterocedasticidad de los retornos; por ello se hace necesario recurrir a una prueba que sea robusta respecto a cambios en la varianza. Así se probaría RW3. Mientras los retornos no estén correlacionados, incluso en presencia de heterocedasticidad, el cociente de varianza debe aproximarse a uno en la medida en que el número de observaciones aumenta, pues la varianza de la suma de incrementos no correlacionados debe ser igual a la suma de las varianzas.

La hipótesis nula  $H^*$ , en este caso es:

- 1) Para todo  $t$ ,  $E(\varepsilon_t) = 0$  y  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = 0$  para  $s = 0$
- 2)  $E(|\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}|^{2(r+s)})$  es finito para algún  $r > 1$  y  $\delta > 0$
- 3)  $\lim_{nq \rightarrow \infty} \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} E(\varepsilon_t^2) < \infty$
- 4) Para todo  $t$ ,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-j} \varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0$  para  $j \neq k$  no nulos

Esta hipótesis nula  $H^*$  asume que los incrementos son no correlacionados, pero admite varias formas de heterocedasticidad, incluyendo cambios determinísticos

en la varianza o procesos ARCH<sup>42</sup>, en los cuales la varianza condicional depende de información pasada. Lo y MacKinley (1988) demuestran que:

- a) Con base en  $H^*$ , el estadístico  $[VR(q) - 1]$  converge a cero para todo  $q$ , al aumentar el número de observaciones.
- b) El siguiente es un estimador de  $\delta_k$  robusto respecto a la heterocedasticidad:

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \mu)^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \mu)}{\left[ \sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \mu)^2 \right]^2}$$

- c) El siguiente es un estimador de  $\theta(q)$  robusto respecto a la heterocedasticidad:

$$\hat{\theta}(q) = 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left[1 - \frac{k}{q}\right]^2 \hat{\delta}_k$$

Finalmente, en presencia de heterocedasticidad, el siguiente estadístico puede ser usado para pruebas de la hipótesis nula  $H^*$ :

$$\hat{\psi}(q) = \frac{[VR(q) - 1]}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}} \sim N(0,1)$$

---

<sup>42</sup> Autoregressive conditional heteroscedasticity.

## ANEXO D<sup>43</sup>

### Prueba de Kruskal-Wallis para $k$ muestras aleatoria e independientes

La prueba de Kruskal-Wallis, también llamada prueba  $H$  de Kruskal-Wallis, es una generalización de la prueba de la suma de rangos para el caso de  $K > 2$  muestras. Se utiliza para probar la hipótesis nula  $H_0$  de que  $k$  muestras independientes provienen de poblaciones idénticas. Presentada en 1952 por W. H. Kruskal y W.A. Wallis, la prueba constituye un procedimiento no paramétrico para probar la igualdad de medias, en el análisis de varianza de un factor, cuando el experimentador desea evitar la suposición de que las muestras se seleccionaron de poblaciones normales.

Sea  $n_i$  ( $i = 1, 2, 3, 4, 5, \dots, k$ ) el número de observaciones en la  $i$ -ésima muestra. Primero se combinan todas las  $k$  muestras y se acomodan las  $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$  observaciones en orden ascendente, y se sustituye el rango apropiado de  $1, 2, 3, \dots, n$  para cada observación. En caso de empates (observaciones idénticas), se sigue el procedimiento de reemplazar las observaciones por las medias de los rangos que tendrían si fueran distinguibles. La suma de los rangos que corresponde a las  $n_i$  observaciones en la  $i$ -ésima muestra se denota mediante la variable aleatoria  $R_i$ .

La hipótesis nula establece que no hay diferencia en la distribución de las  $k$  poblaciones bajo comparación. Esto es:

$H_0$ : todas las  $k$  poblaciones tienen la misma distribución

$H_1$ : no todas las  $k$  poblaciones tienen la misma distribución

---

<sup>43</sup> Canavos (1982).

El estadístico es

$$H = \frac{12}{N(N + 1)} \left[ \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} \right] - 3(N + 1)$$

Donde,

$N$  = número total de datos

$n_j$  = número de datos de la muestra  $j$

$R_j$  = suma de los rangos de la muestra  $j$

La distribución de  $K$  es aproximada con una distribución chi cuadrado con  $k - 1$  grados de libertad. Si  $K$  excede el valor crítico de chi cuadrado se rechaza  $H_0$  con un nivel de significancia de alfa. De lo contrario, se acepta  $H_0$ .

## ANEXO E

### Prueba de significancia de Klotz y Teng (1977)

Cuando la prueba de Kruskal y Wallis (1952) se rechaza, solo es posible inferir que hay diferencias entre las distribuciones de la población objetivo, esta prueba por sí sola no permite determinar cuáles grupos de medias son diferentes.

Para determinar cuáles grupos de medias con significativamente diferentes es necesario realizar  $\frac{k(k-1)}{2}$  comparaciones entre pares de medias. De esta manera el estadístico a utilizar es:

$$D_{ij} = \frac{1}{\sqrt{N}} * (\overline{R}_{.j} - \overline{R}_{.i})$$

Bajo la hipótesis nula,  $E[D_{ij}] = 0$  y  $V[D_{ij}] = \frac{N+1}{12} [\frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_i}]$ ; cuando se incluye la condición  $\frac{n_j}{N} \rightarrow \lambda_j$ , con  $0 < \lambda_j < 1$  y  $V[D_{ij}]$  es multiplicado y dividido por  $N$ , se obtiene la expresión:

$$V[D_{ij}] \rightarrow \frac{1}{12} \left[ \frac{1}{\lambda_j} + \frac{1}{\lambda_i} \right] \quad N \rightarrow \infty$$

Y se puede demostrar que  $D_{ij}$  se distribuye asintóticamente como una normal de media cero y varianza  $\frac{1}{12} \left[ \frac{1}{\lambda_j} + \frac{1}{\lambda_i} \right]$ .

Para probar el conjunto de hipótesis se procede como sigue: sea  $\alpha$  el nivel de significancia global de la prueba y

$$\alpha' = \frac{2\alpha}{K(K-1)},$$

la probabilidad de error tipo I en una de las pruebas. Entonces  $H_0: \mu_i = \mu_j$  se rechazará para  $i \neq j$  con un nivel de significancia  $\alpha'$ , si

$$Z_0 \geq Z_{(1-\frac{\alpha}{2})}$$

donde el estadístico  $Z_0$  pertenece a una distribución normal estándar y se calcula como

$$Z_0 = \frac{(\bar{R}_j - \bar{R}_i)}{\sqrt{\frac{N+1}{12} \left[ \frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_i} \right]}}$$

## ANEXO F

### Prueba Jarque-Bera de Normalidad

El objetivo de la prueba Jarque-Bera es probar si una serie de datos tiene una distribución normal. Esto lo realiza a partir de la comparación entre la curtosis y el coeficiente de asimetría de ésta distribución<sup>44</sup> con la estimada a partir de la muestra. Los estimadores de la curtosis y la asimetría tienen la siguiente forma:

$$\hat{A} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right)^{\frac{3}{2}}} \quad \hat{C} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right)^2}$$

Se ha demostrado que estos estimadores convergen asintóticamente siguen una distribución normal de la siguiente forma:

$$\hat{A} \sim N\left(0, \frac{6}{n}\right) \quad \hat{C} \sim N\left(3, \frac{24}{n}\right)$$

De esta forma se construye un estadístico a partir de la suma de los estimadores anteriores estandarizados al cuadrado y esto es lo que se conoce como el estadístico Jarque-Bera. El cual tiene la siguiente forma:

$$JB = \frac{n}{6} \left( \hat{A}^2 + \frac{(\hat{C} - 3)^2}{4} \right)$$

Este estadístico sigue una distribución  $X^2$  con dos grados de libertad. A medida que el estadístico tome valores más grandes, mayor diferencia hay entre la curtosis y la asimetría de una distribución normal y los de la muestra y por lo tanto se rechaza la hipótesis de normalidad.

---

<sup>44</sup> El coeficiente de asimetría de una distribución normal es 0, mientras que la curtosis es 3.