

# 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 - 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).

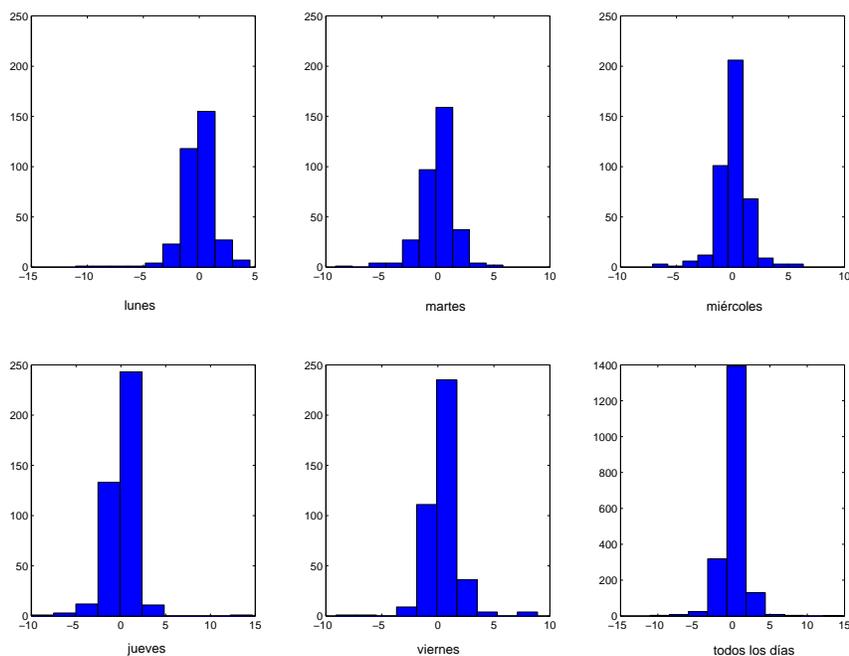
## 4. Análisis estadístico

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.

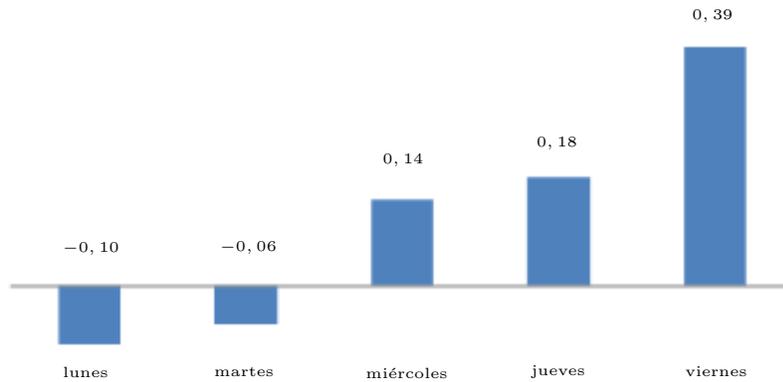
Del cuadro anterior se puede inferir que la distribución diaria del retorno del IGBC no sigue una distribución normal pues:

- 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

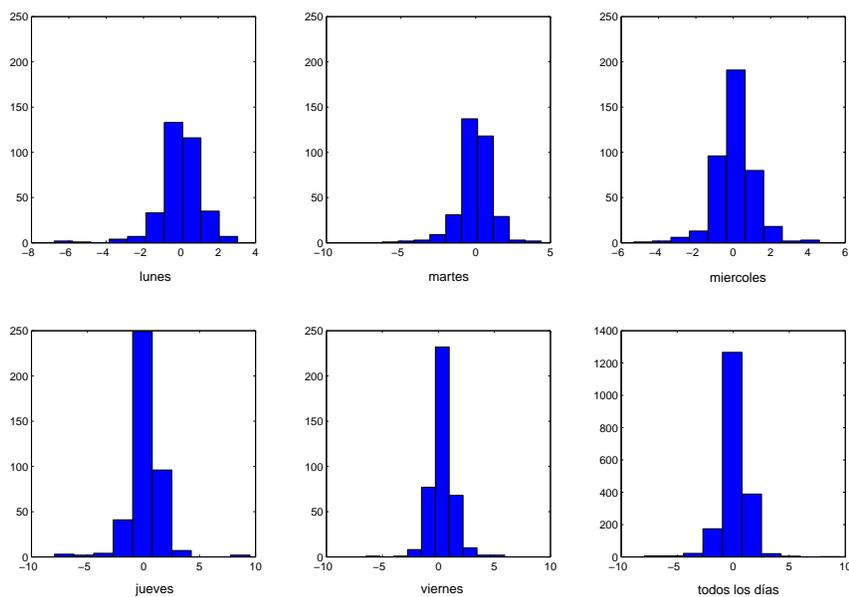
	Jarque-Bera	Sesgo	Curtosis	Media(%)
lunes	830.28	-1.52	10.05	-0.03
martes	351.12	-0.86	7.71	-0.04
miércoles	258.40	-0.16	6.87	0.11
jueves	3471.8	0.06	17.36	0.16
viernes	1176.5	0.26	11.38	0.31

Fuente: Cálculos de los autores.

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

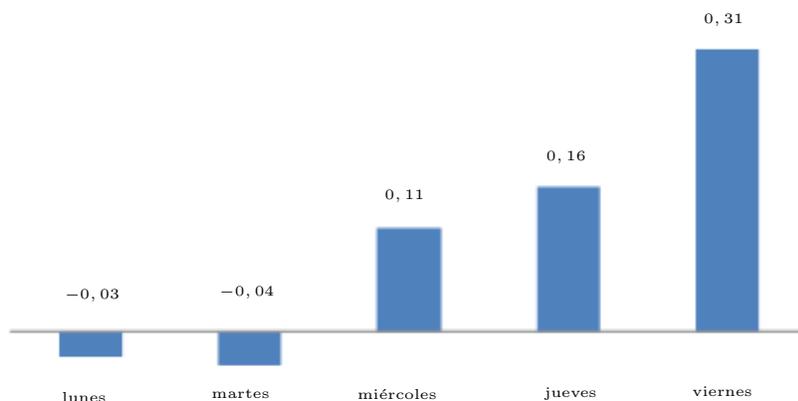
<sup>7</sup>El objetivo de la prueba Jarque-Bera es probar si una serie de datos tiene una distribución normal. Esto se realiza a partir de la comparación entre la curtosis y el coeficiente de asimetría. Ver Canavos (1982).

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_ <i>div</i>	-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).

$$\begin{aligned}
H_0 & : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k = 0 \\
H_1 & : \text{no todas las } k \text{ poblaciones tiene la misma distribución}
\end{aligned}$$

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.