

Estudio de correlación serial en las principales empresas de la bolsa de valores de Colombia

Área de Investigación: Finanzas

Juan Benjamín Duarte Duarte
Universidad Industrial de Santander
Colombia
jbduarted@hotmail.com

Angélica Medina Pérez
Universidad Industrial de Santander
Colombia
angelime28@hotmail.com

Yaneth Romero Álvarez
Escuela de Negocios Institución Universitaria CEIPA
Colombia
yromeroa@gmail.com



Octubre 3, 4 y 5 de 2012
Ciudad Universitaria
México, D.F.

XVI CONGRESO INTERNACIONAL DE CONTADURÍA ADMINISTRACIÓN E INFORMÁTICA

Diseno: FEA, Maritza Alvarez Pineda / Fotografía: Raulo Lopez Chavez

<http://congreso.investiga.fca.unam.mx>

informacongreso@fca.unam.mx

Teléfonos

52 (55) 5622.84.90

52 (55) 5622.84.80

Fax

52 (55) 5616.03.08



ANFECA
Asociación Nacional de Facultades y
Escuelas de Contaduría y Administración

División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM
Circuito Exterior s/n, Ciudad Universitaria, México, D.F., C.P. 04510

Estudio de correlación serial en las principales empresas de la bolsa de valores de Colombia

Resumen

La hipótesis de eficiencia de mercado introducida por Fama (1965) plantea la imposibilidad de obtener sistemáticamente ganancias en un mercado, dado que el comportamiento de los activos financieros sigue el modelo de caminata aleatoria. El presente trabajo indaga sobre el comportamiento aleatorio tipo Random Walk 3 [RW3] para el mercado bursátil en Colombia, comprendido este último por el Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia [IGBC] y las ocho principales acciones bursátiles del país, que representan aproximadamente el 71% del mercado nacional. El horizonte de tiempo está dado por las cotizaciones que han presentado los diferentes activos financieros desde el 2 de enero del 2002 al primero de junio del 2012.

La metodología para comprobar la autocorrelación de los activos financieros bajo estudio se hace mediante los test: Cociente de varianza (Lo y MacKinlay, 1988); Dickey and Fuller Aumentada (1979); Q_{LB} de Ljung y Box (1978) y el estadístico de Bartlett (1946).

JEL: G14.

Palabras claves: Caminata Aleatoria RW3, Autocorrelación, Mercado Eficiente.

Serial correlation study in the main companies of Colombia stock exchange

Abstract

Octubre 27 y 28 de 2012
Ciudad Universitaria

The market efficiency hypothesis introduced by Fama (1965) raises the inability to obtain profits in a market systematically since the behavior of financial assets follows a random walk model. This paper investigates the Random Walk type RW3 for the stock market in Colombia, including the latter by the General Index of the Stock Exchange of Colombia [IGBC] and the top eight of the country equity shares representing approximately 71% of the market. The time horizon is given by the contributions that have had different financial assets from the January 2, 2002 to May 18, 2012.

The methodology to test the autocorrelation of financial assets under study is done with the test: variance ratio (Lo and MacKinlay, 1988), Dickey and Fuller (1979); Q_{LB} Ljung and Box (1978) and Bartlett's statistic (1946).

JEL: G14.

Keys words: Random Walk RW3, Autocorrelation, Efficient Market.

<http://congreso.investiga.fca.unam.mx>

informacongreso@fca.unam.mx

Teléfonos

52 (55) 5622.84.90

52 (55) 5622.84.80

Fax

52 (55) 5616.03.08



INTRODUCCIÓN

El término de caminata aleatoria fue acuñado por primera vez por Karl Pearson (1905), quien se interesó por la evolución espacial/temporal de las poblaciones de mosquitos invasores en regiones despejadas de la selva, pero le resultaba demasiado complejo utilizar para ello un modelo determinista, por lo que conceptualizó un modelo aleatorio simple como la caminata aleatoria. Sin embargo fue el matemático francés Bachelier (1900) quien mediante su tesis “La teoría de la especulación”, describe analíticamente la caminata aleatoria (Random Walk RW) como un modelo matemático, por su parte Kendall (1953) encontró que los cambios en los precios de series financieras no podían ser pronosticados por cambios históricos de la misma o de otras relacionadas. Años después Roberts (1959) y Osborne (1959) demostraron que la independencia y la aproximación de normalidad, se presenta mejor en los cambios logarítmicos de los precios y no en los datos de nivel como tal. Fama (1970) señala que un *mercado eficiente* es aquel en el cual los precios reflejan completamente la información disponible, proponiendo así lo que se conoce como la *Hipótesis de Mercado Eficiente* (HME) la cual presenta tres categorías de información: la forma *débil* de eficiencia (weakform), planteando que la información relevante para tomar decisiones de inversión, está recogida en los precios históricos de las acciones; en segundo lugar se presenta la forma *semi-fuerte* (semi-strong), que se presenta cuando además de los precios históricos se cuenta con información adicional que está disponible públicamente y por tal motivo contribuye a la formación de los precios; por último el autor define la forma *fuerte* (strong) de eficiencia del mercado, como aquella en que algunos inversores cuentan con información *privilegiada* relevante para la formación de los precios. Partiendo de estos conceptos se han desarrollado varios enfoques para probar la eficiencia de las series financieras, entre ellas se destacan la Prueba de Bartlett (1946), el estadístico Q de Box y Pierce (1970), el estadístico Q_{LB} de Ljung y Box (1970), la prueba Dickey-Fuller (1979), la prueba Phillips-Perron (1988), Prueba de razón de varianzas de Lo y Mackinlay (1988), Prueba de corridas de Sydney (1990) y la Prueba de razón de varianza múltiple de Chow y Denning (1993).

Muchos estudios demuestran que la rentabilidad de las acciones no siguen un comportamiento de caminata aleatoria y además que no se distribuyen normalmente, es así como Fama y French (1988) y Lo y Mackinlay (1988) rechazan la hipótesis de caminata aleatoria para los retornos semanales del mercado americano. También Darrat y Zhong (2000) evalúan la hipótesis de caminata aleatoria para los retornos diarios del mercado chino (Shanghai y Shenzhen), mediante el test de razón de varianza, llegando a la aceptación de la caminata aleatoria para las dos bolsas, por otro lado Risager (1998) utiliza diversas pruebas estadísticas para evaluar la eficiencia del mercado bursátil danés durante el periodo que va desde 1922 a 1995, encontrando que para horizontes de tiempo de dos, tres y cuatro años se rechaza la hipótesis conjunta de eficiencia de este mercado.

Para Latinoamérica se destacan trabajos como los de Urrutia (1995) y Ojah y Karemera (1999), los cuales evalúan la hipótesis de caminata aleatoria para los mercados de Brasil, Chile, Argentina y México, llegando a similar conclusión, en el sentido de que los mercados bajo estudios siguen un comportamiento aleatorio. Por otro lado, Grieb y Reyes (1999) encuentran evidencia de caminata aleatoria para el mercado de Brasil, mas no así

52 (55) 5622.84.90

52 (55) 5622.84.80

Fax 52 (55) 5616.03.08

para el de México, contradiciendo los estudios de Urrutia, Ojah y Karemera. Uno de los trabajos más importantes para Argentina, fue el realizado por Delfiner (2002), quien evalúa y compara mediante diferentes pruebas, la eficiencia de 16 acciones del panel Merval argentino, con respecto a 15 activos representativos del S&P500, para el periodo enero de 1993 y marzo de 1998, con el fin de determinar si existen diferencias significativas entre los dos mercados, para ello aplica las pruebas para evaluar la eficiencia, detectando dependencia débil en los retornos del mercado argentino, siendo insuficiente para arbitrar, mientras que para el mercado americano no se evidencia autocorrelación en los rendimientos.

Por último en el caso del mercado colombiano Mahmudul Alam (2009) verifica mediante la prueba de raíz unitaria, para diferentes países europeos, Asiáticos, Africanos y latinoamericanos (entre ellos Colombia), en el periodo enero de 1988 a marzo de 2003, encontrando que no se cumple la hipótesis de mercado eficiente; además Agudelo y Uribe (2009) comprueban la eficiencia del mercado colombiano, para un periodo comprendido entre julio de 2001 hasta febrero 2007, mediante diez pruebas de análisis técnico, encontrando que no es posible batir sistemáticamente al mercado mediante el uso de este tipo de herramientas y finalmente, Uribe y Ulloa (2011) analizan la aleatoriedad relativa entre los principales mercados americanos, europeos, asiáticos, latinoamericanos e india en el periodo de julio de 2001 a agosto 2010, clasificando los mercados como eficientes, parcialmente eficientes e ineficientes, usando pruebas de cociente de varianzas y comparación de copulas, encontrando resultados contradictorios dependiendo del test utilizado, sin embargo destacan los autores, que los países con menor eficiencia son USA, Inglaterra y Colombia, mientras que Japón y Argentina presentan la mejor eficiencia débil en sus mercados. Estos estudios ratifican la ineficiencia del mercado colombiano antes de agosto del 2010, mientras que para el presente trabajo se analiza este mercado hasta junio de 2012

Octubre 3, 4 y 5 de 2012

Ciudad Universitaria
México, D.F.

La caminata aleatoria presenta tres diferentes tipos: RW1, en la cual los incrementos deben ser independientes e idénticamente distribuidos (IID); RW2 exige independencia en los incrementos mas no que estén idénticamente distribuidos (ID), permitiendo la heterocedasticidad de la varianza de las rentabilidades y por último la RW3 analiza las autocorrelaciones de las series financieras con el fin de determinar si es posible predecir precios actuales a partir de precios históricos.

El presente trabajo analiza la caminata aleatoria del tipo RW3 para el mercado colombiano, teniendo en cuenta que hace parte de la investigación de verificación del comportamiento aleatorio de las bolsas latinoamericanas. Por otro lado se inicia la investigación con el mercado colombiano, dada la disposición de los datos proporcionada por la Bolsa de Valores de este país.

<http://congreso.investiga.fca.unam.mx>

informacongreso@fca.unam.mx

Teléfonos

52 (55) 5622.84.90

52 (55) 5622.84.80

Fax

52 (55) 5616.03.08



ANFECA
Asociación Nacional de Facultades y
Escuelas de Contaduría y Administración

División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM
Circuito Exterior s/n, Ciudad Universitaria, México, D.F., C.P. 04510

METODOLOGIA

Datos

Para el IGBC se trabaja con el periodo muestral 2002 al 2012 teniendo en cuenta que la Bolsa de valores de Colombia [BVC] el 3 Julio de 2001, se consolida en un único índice a partir de las bolsas de Bogotá, Medellín y Cali, que hasta ese entonces operaban por separado, además con un retardo de 6 meses necesario para contar con una volatilidad significativa en los precios. Para el caso de los demás activos se toman periodos muestrales dependiendo del inicio de su cotización y/o de la varianza en sus respectivos precios. En la Gráfica 1., se presenta el Pareto de los 15 activos más significativos del mercado colombiano, de los cuales se estudia el 71% del Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia, correspondiente a las primeras 8 más importantes empresas del mercado.

Gráfica 1. Participación accionaria del mercado colombiano



En la gráfica se presenta el Pareto de las primeras 15 empresas del mercado colombiano. Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Bolsa de Valores de Colombia.

En la Tabla 1., se presenta el nemotécnico, el periodo de análisis y el número total de observaciones para cada uno de los activos objeto de estudio.

Tabla 1. Principales activos del mercado bursátil de Colombia.

Activo	Nemotécnico	Número Observaciones	Fecha Inicial	Fecha Final
IGBC	IGBC	2544	02/01/2002	01/06/2012
ECOPETROL	ECOPETROL	1104	26/11/2007	01/06/2012
PACIFIC RUBIALES	PREC	602	23/12/2009	01/06/2012
PRF BANCOLOMBIA	PFBCOLOM	2339	02/12/2002	01/06/2012

GRUPO SURA	GRUPOSURA	2540	09/01/2002	01/06/2012
CEMARGOS	CEMARGOS	2540	09/01/2002	01/06/2012
ISAGEN	ISAGEN	1130	17/10/2007	01/06/2012
BANCOLOMBIA	BCOLOMBIA	2542	04/01/2002	01/06/2012
ETB	ETB	2030	10/02/2004	01/06/2012

Principales acciones del mercado colombiano, su nemotécnico y tamaño de muestra. Fuente: elaboración propia, a partir de la página web de la Bolsa de Valores de Colombia.

Variable

De acuerdo a lo argumentado por Cambell, Lo y MacKinlay (1997) Como variable de estudio se usa la rentabilidad continua de los activos descrita por la ecuación 1. Para la estimación de la rentabilidad se usan los precios de cierre diario teniendo en cuenta que es la periodicidad generalmente usada en estudios de este tipo debido a la significancia de su volatilidad

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

Donde: R_t , es la rentabilidad de las acciones; P_t y P_{t-1} es el precio de la acción en el tiempo t y $t-1$, respectivamente.

Pruebas Estadísticas

La comprobación de autocorrelación en las series bursátiles se hace mediante 4 test estadísticos que buscan comprobar la Random Walk tipo 3 ó RW3; cada uno de los test es estimado con las herramientas informáticas Eviews, SPSS y Excel. A continuación se describe cada uno de ellos:

Estadístico Q_{LB} de Ljung y Box. Permite probar la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación son iguales a cero, la cual se rechaza si al menos una de las autocorrelaciones es significativa, es decir si el P_valor del estadístico Q_{LB} es inferior al 5% se rechaza H_0 . La Ecuación 2. define el estadístico:

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{k=1}^{h-1} \frac{r_k^2}{(n-k)} \quad (2)$$

Donde n es el número total de datos, h es el total de rezagos y r_k es la autocorrelación en el rezago de k .

Prueba de Bartlett. A diferencia de la anterior prueba conjunta, el test de Bartlett busca determinar individualmente, si las autocorrelaciones de los retornos presentan ruido blanco¹. Se rechaza la hipótesis nula de no significancia de correlación serial en el rezago k , cuando ρ_k se encuentra en el intervalo $\pm \frac{1.96}{\sqrt{T}}$, a un nivel de significancia del 95%.

<http://congreso.investigacion.fca.unam.mx>

informacion@congreso.fca.unam.mx

Teléfono: ¹Distribución normal, con media cero y varianza $\frac{1}{T}$, donde T es el número de datos.

52 (55) 5622.84.90

52 (55) 5622.84.80

Fax 52 (55) 5616.03.08

División de Investigación. Facultad de Contaduría y Administración, UNAM
Circuito Exterior s/n, Ciudad Universitaria, México, D.F., C.P. 04510

Derechos F.C.A. Martínez Anselmi Pineda Martínez Fotografía: Rulfo López Chávez

Coefficiente de varianza de Lo y MacKinlay. Busca verificar la hipótesis nula de que la varianza de un periodo compuesto por q sub-periodos, es igual a q veces la varianza de los sub-periodos, es decir a modo de ejemplo, la varianza semanal dividida por 5 veces la varianza diaria, debería tender a uno. Esta prueba se usa tanto para series homocedásticas como para heterocedásticas descritas por las ecuaciones (3) y (4) respectivamente. Cuando

Asumiendo Varianza homocedástica:

$$\psi(q) = [VR(q) - 1] / \sqrt{\phi(q)} \sim N(0,1) \quad (3)$$

Asumiendo Varianza heterocedástica:

$$\psi^*(q) = \sqrt{nq} (VR(q) - 1) / \sqrt{\theta(q)} \sim N(0,1) \quad (4)$$

Donde,

$$\phi(q) = (2 * (2q - 1)(q - 1)) / (3q(nq)) \quad (5)$$

$$\theta(q) = 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \delta_k \quad (6)$$

$$\delta_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^n (p_j - p_{j-1} - \mu)^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \mu)^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \mu)^2\right]^2} \quad (7)$$

$$VR(q) = \frac{\sigma_c^2}{\sigma_a^2} \quad (8)$$

Octubre 3, 4 y 5 de 2012
Ciudad Universitaria,
México, D.F.

$$\sigma_c^2 = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (p_t - p_{k-q} - q\mu)^2 \quad (9)$$

$$\sigma_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_t - p_{k-1} - \mu)^2 \quad (10)$$

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right) \quad (11)$$

Para las anteriores ecuaciones, nq es el total de las observaciones y μ es la media de las rentabilidades.

Prueba Dickey-Fuller Aumentado. Diseñada para evaluar la autocorrelación de manera drástica, valores alrededor de 1, en el término de error ε_t , para las tres formas de caminata aleatoria: con constante y tendencia, con constante y sin tendencia y sin constante ni tendencia. Este test estima la siguiente regresión:

$$\nabla y = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

$$\delta = (\rho - 1) \quad (13)$$

<http://congreso.investigacion.fca.unam.mx>

informacion@fca.unam.mx

Teléfonos

52 (55) 5622.84.90

52 (55) 5622.84.80

Fax

52 (55) 5616.03.08



Donde la $H_0: \delta = 0$ y $H_a: \delta \neq 0$, indicando la hipótesis nula la existencia de raíz unitaria en la serie; se rechaza H_0 para autocorrelaciones (ρ) diferentes a uno.

RESULTADOS

En la tabla 2, se presentan los 4 primeros momentos y el estadístico JarqueBera (JB) de las diferentes series financieras bajo estudio, con el fin de realizar un análisis preliminar de sus distribuciones.

Tabla 2. Estadísticas Básicas

Activo	Media	Median	Máx.	Mín.	DesvStd	SW	K	Jarque Bera	P
IGBC	0.00103	0.00103	0.147	-0.11	0.014	-0.35	12.1	15,540	0.0
ECOPETROL	0.00140	0.00000	0.379	-0.09	0.020	5.70	107.3	535,393	0.0
PACIFIC RUB.	0.00051	0.00112	0.084	-0.08	0.023	-0.06	1.40	50	0.0
PRFBANCOL.	0.00124	0.00000	0.109	-0.09	0.019	0.06	3.4	1,146	0.0
GRUPO SURA	0.00134	0.00064	0.198	-0.21	0.021	-0.41	12.2	15,758	0.0
CEMARGOS	0.00105	0.00000	0.169	-0.17	0.019	0.04	10.8	12,282	0.0
ISAGEN	0.00039	0.00000	0.094	-0.08	0.014	0.85	8.0	3,129	0.0
BANCOLOMBIA	0.00137	0.00000	0.191	-0.20	0.019	-0.04	11.9	14,904	0.0
ETB	0.00008	0.00000	0.170	0.32	0.025	-0.49	18.4	28,665	0.0

En la tabla se presenta el valor de la media, mediana, máximo, mínimo, desviación estándar, coeficiente de asimetría, curtosis, estadístico Jarque Bera y su P_valor para cada uno de los activos bajo estudio.

De las estadísticas presentadas en la Tabla 2., se puede extraer que medias y medianas son diferentes entre sí y positivas, en tanto que sesgo y curtosis reflejan distribuciones asimétricas y leptocurtosis, respectivamente. Por último el P_valor del estadístico Jarque-Bera, rechaza la hipótesis de distribución normal para cada una de las series, lo cual se ratifica con el comportamiento de los cuatro primeros momentos y los valores máximos y mínimos de los retornos que denotan distribuciones con grandes colas. Se destaca el activo Ecopetrol por presentar la mayor asimetría (5.7) y leptocurtosis (109.8), así como también el máximo retorno (37.9%) de los activos bajo análisis.

Pruebas de Bartlett y Q_{IB} de Ljung-Box.

Las estimaciones de los test de Q_{IB} y Bartlett, mediante las cuales se busca probar la autocorrelación conjunta e individual de las series bajo estudio, son presentadas en la Tabla 3., tomando diez como el número de rezagos a estudiar, atendiendo dos criterios: en primera



instancia lo sugerido por (Tsay, 2005)²; y en segundo lugar, dos semanas es un horizonte de tiempo razonable para tomar decisiones de inversión de corto plazo.

Tabla 3. Pruebas de Bartlett y Ljung-Box

IGBC				ECOPETROL			
	m	ρ	P_{OLB}		m	ρ	P_{OLB}
2/01/2002-1/06/2012 (N° de Datos: 2544) Límites de Confianza Bartlett ± 0.038	1	0.15	0.0%	26/11/2007-01/06/2012 (N° de Datos: 1104) Límites de Confianza Bartlett ± 0.059	1	-0.01	68%
	2	0.02	0.0%		2	-0.02	65%
	3	-0.02	0.0%		3	-0.04	51%
	4	-0.01	0.0%		4	-0.05	27%
	5	-0.02	0.0%		5	0.03	27%
	6	-0.08	0.0%		6	-0.02	33%
	7	0.02	0.0%		7	0.03	32%
	8	0.02	0.0%		8	0.01	40%
	9	0.08	0.0%		9	0.03	38%
	10	0.05	0.0%		10	-0.03	39%
PACIFIC RUBIALES				PRF. BANCOLOMBIA			
	m	ρ	P_{OLB}		m	ρ	P_{OLB}
23/12/2009-1/06/2012 (N° de Datos: 602) Límites de Confianza Bartlett ± 0.080	1	0.12	0.3%	29/11/2002-01/06/2012 (N° de Datos: 2716) Límites de Confianza Bartlett ± 0.038	1	0.05	1.2%
	2	0.06	0.4%		2	0.02	2.0%
	3	-0.02	1.0%		3	0.02	3.1%
	4	-0.03	1.7%		4	-0.01	5.3%
	5	-0.02	3.2%		5	0.00	9.5%
	6	-0.03	4.5%		6	-0.03	7.3%
	7	-0.05	4.5%		7	0.07	0.2%
	8	0.00	7.3%		8	0.02	0.3%
	9	-0.03	8.8%		9	0.00	0.5%
	10	-0.01	12.7%		10	0.02	0.6%
GRUPO SURA				CEMARGOS			
	m	ρ	P_{OLB}		m	ρ	P_{OLB}
9/10/2002-01/06/2012 (N° de Datos: 2544) Límites de Confianza Bartlett ± 0.039	1	0.14	0.0%	09/01/2002-01/06/2012 (N° de Datos: 2544) Límites de Confianza Bartlett ± 0.039	1	0.07	0.1%
	2	0.01	0.0%		2	0.02	0.1%
	3	-0.02	0.0%		3	-0.01	0.3%
	4	-0.01	0.0%		4	-0.02	0.6%
	5	-0.03	0.0%		5	-0.03	0.5%
	6	-0.05	0.0%		6	-0.07	0.0%
	7	0.05	0.0%		7	0.01	0.0%
	8	0.03	0.0%		8	-0.01	0.0%
	9	0.10	0.0%		9	0.09	0.0%
	10	0.04	0.0%		10	0.03	0.0%
ISAGEN				BANCOLOMBIA			
	m	ρ	P_{OLB}		m	ρ	P_{OLB}
17/10/2007-01/06/2012 (N° de Datos: 1130) Límites de Confianza Bartlett ± 0.058	1	-0.04	13.6%	02/01/2002-01/06/2012 (N° de Datos: 2544) Límites de Confianza Bartlett ± 0.039	1	0.05	1.1%
	2	0.02	26.2%		2	0.02	3.0%
	3	0.03	25.4%		3	-0.02	5.4%
	4	-0.03	25.0%		4	0.01	9.8%
	5	-0.04	19.5%		5	0.01	15.8%
	6	-0.07	3.4%		6	-0.03	9.8%
	7	0.03	3.9%		7	-0.01	14.3%
	8	-0.01	6.1%		8	0.01	19.0%
	9	0.05	3.7%		9	0.05	3.3%
	10	-0.04	3.5%		10	0.02	4.1%
ETB							
	m	ρ	P_{OLB}		m	ρ	P_{OLB}
10/02/2004-01/06/2012 (N° de Datos: 2136) Límites de Confianza Bartlett ± 0.042	1	0.06	0.6%				
	2	0.05	0.2%				
	3	-0.04	0.1%				
	4	0.00	0.2%				
	5	-0.02	0.4%				
	6	0.00	0.9%				
	7	0.03	0.8%				

http://congreso.investigacion.fca.unam.mx
informacongreso@fca.unam.mx

Teléfono: ²Tsay Sugiere tomar un tamaño de rezagos igual a Ln(N).

52 (55) 5622.84.90

52 (55) 5622.84.80

Fax 52 (55) 5616.03.08

División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM
Circuito Exterior s/n, Ciudad Universitaria, México, D.F., C.P. 04510

BANCOLOMBIA	-47.69	-1.94	0.0	-47.91	-	0.0	-48.00	-	0.0
ETB	-42.43	-1.94	0.0	-42.42	2.86	0.0	-42.43	3.41	0.0
					-			-	
					2.86			3.41	

En la tabla se presentan el estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF), el valor crítico al 5% y el P_valor para cada una de las formas de caminata aleatoria: sin constante ni tendencia (NDNT), con constante pero sin tendencia (DNT) y con constante y tendencia (DT), todo lo anterior para cada uno de los activos.

Prueba del Cociente de Varianza.

De acuerdo con los resultados de test de Cociente de Varianza [VR(q)] presentados en la Tabla 5., se observa que para todos los activos (excepto Isagen), se rechaza la hipótesis nula de caminata aleatoria, cuando se compara la varianza diaria con la de cada dos días, es decir cuando q=2. Además, excepto para Isagen, a medida que crece q, el Ratio de Varianza aumenta, en tanto que sus estadísticos estandarizados (Z_1 y Z_2) tienden a disminuir, lo cual hace cada vez más débil el rechazo de la hipótesis nula a medida que se aumenta q.

Tabla 5. Prueba de Cociente de Varianza



Octubre 3, 4 y 5 de 2012
Ciudad Universitaria
México, D.F.

**PACIFIC
RUBIALES**

Acción	Z Estadístico	q			
		q=2	q=5	q=10	q=20
IGBC	VR(q)	1.16	1.24	1.20	1.35
	Z_1	8.15**	5.76**	3.16**	3.64**
	Z_2	3.33**	2.35**	1.29	1.49
ECOPETROL	VR (q)	0.84	0.70	0.66	0.71
	Z_1	5.47**	4.66**	3.48**	2.03*
	Z_2	4.17**	3.59**	2.74**	1.63
PACIFIC RUBIALES	VR(q)	1.09	1.22	1.14	1.08
	Z_1	2.17*	2.55**	1.08	0.41
	Z_2	1.81*	2.12*	0.90	0.34
PRF. BANCOL.	VR(q)	1.06	1.11	1.15	1.20
	Z_1	3.01**	2.57**	2.21*	2.03*
	Z_2	1.90*	1.62	1.40	1.28
GRUPO SURA	VR(q)	1.16	1.22	1.21	1.43
	Z_1	8.11**	5.22**	3.22**	4.52**
	Z_2	3.71**	2.39**	1.47	2.07*
CEMARGOS	VR(q)	1.08	1.13	1.04	1.10
	Z_1	4.40**	3.08**	0.62	1.07
	Z_2	1.65*	1.16	0.23	0.40
ISAGEN	VR(q)	0.98	0.96	0.85	0.78
	Z_1	0.81	0.62	1.50	1.51
	Z_2	0.44	0.33	0.81	0.81
BANCOLOMBIA	VR(q)	1.08	1.14	1.18	1.23

<http://congreso.investiga.fca.unam.mx>

informacongreso@fca.unam.mx

Teléfono

52 (55) 5622.84.90

52 (55) 5622.84.80

Fax

52 (55) 5616.03.08

ANFECA
Asociación Nacional de Facultades y
Escuelas de Contaduría y Administración

División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM
Circuito Exterior s/n, Ciudad Universitaria, México, D.F., C.P. 04510

	Z_1	4.19**	3.34**	2.74**	2.38**
	Z_2	2.61**	2.08*	1.71*	1.49
ETB	VR(q)	1.07	1.10	1.10	1.13
	Z_1	3.18**	2.22*	1.41	1.21
	Z_2	1.87*	1.31	0.83	0.71

*En la tabla se presentan cada uno de los títulos con su respectivo Cociente de Varianza [VR(q)], los estadísticos homocedástico y heterocedástico [Z_1 - Z_2] para cada de los horizontes de análisis de la varianza(q). La H_0 a probar esta dada por $VR(q)=1$, con niveles de significancia del **1% y *5%.*

En la anterior tabla cuando $q=2$, el mayor o menor valor a uno del ratio de varianza [VR(q)], corresponde a la autocorrelación de primer orden del activo, es así como por ejemplo en el caso del IGBC el $VR(2) = 1,16$, es decir su autocorrelación de primer orden es del 16%, que se aproxima al valor estimado en la Tabla 3. Se puede ver que lo mismo sucede para las demás series. Nótese además que las autocorrelaciones son positivas para buena parte de los activos, excepto para Ecopetrol e Isagen.

CONCLUSIONES

Del análisis de los estadísticos básicos se encuentra que los activos financieros bajo estudio presentan distribuciones leptocurticas y asimétricas con grandes colas reflejadas por sus retornos máximos y mínimos, lo cual da indicios de distribuciones no normales que se verifica con el test Jarque Bera, que rechaza la hipótesis de normalidad de los retornos para todas las acciones.

Las pruebas de cociente de varianza, Q_{LB} y Bartlett identifican que para los diferentes activos las mayores autocorrelaciones se presentan en el primer rezago, verificándose así un comportamiento autoregresivo de primer orden AR(1).

En cuando a el análisis de la autocorrelación mediante la prueba de Dickey - Fuller Aumentada se rechaza la hipótesis debido a que ésta prueba es exigente en el sentido de verificar correlaciones seriales cercanas a uno, que para el caso de los activos analizados la mayor autocorrelación se presenta en el primer rezago para el IGBC con un valor de 15%.

Se destaca que en las pruebas de autocorrelación individual y conjunta, el activo Ecopetrol presenta autocorrelaciones no significativas, lo cual podría hacer pensar que estas series se comportan como una caminata aleatoria, sin embargo mediante el cociente de varianza se demuestra lo contrario.

En General, de los activos bajo estudio, Isagen presenta los mejores resultados en cuanto a comportamiento aleatorio se refiere, en tanto que IGBC, Ecopetrol, Grupo Sura y Bancolombia son los títulos que menos se identifican con la caminata aleatoria.



REFERENCIAS

- Agudelo Rueda, D. A., & Uribe Estrada, J. H. (2009). ¿Realidad o Sofisma? Poniendo a Prueba el Análisis Técnico en las Acciones Colombianas. *Cuad. Adm.*, 189-217.
- Alam, M. (2009). Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *Journal of Business and Management*, 43-51.
- Bachelier, L. (1900). *Theory of Speculation: The Origins of Modern Finance*. Princeton University Press.
- Bartlett, G. (1946). On the Theoretical Specification and Sampling Properties of Autocorrelated Time-Series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 27-41.
- Campbell, J., Lo, A., & MacKinlay, C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey: Princeton University Press.
- Darrat, A. F., & Zhong, M. (2000). On Testing the Random-Walk Hypothesis: A Model-Comparison Approach. *The Financial Review* 35, 105-124.
- Delfiner, M. (2002). *Comportamiento de los Precios de las Acciones en el Mercado Bursátil Argentino (Un Estudio Comparativo)*.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Fama, E. (1965). Time Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, 34-105.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, Vol 25 No 2.
- Fama, E., & French, K. (1988). Permanent and Temporary Components of Stocks Prices. *Journal of Political Economy*, 96, 251-276.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 297-303.
- Lo, A., & MacKinlay, C. (1988). Stock Market Prices do not Follow Random Walk- Evidence from a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, 41-66.
- Ojah, K., & Karemera, D. (1999). Random Walks and Market Efficiency test of Latin American Emerging Equity Markets: a Revisit. *The Financial Review*, Vol 34.

Octubre 3, 4 y 5 de 2012
Ciudad Universitaria
México, D.F.

<http://congreso.investigacion@fca.unam.mx>
informacongreso@fca.unam.mx

Teléfonos

52 (55) 5622.84.90
52 (55) 5622.84.80

Fax 52 (55) 5616.03.08

División de Investigación. Facultad de Contaduría y Administración, UNAM
Circuito Exterior s/n, Ciudad Universitaria, México, D.F., C.P. 04510

Risager, O. (1998). Random Walk or mean reversion: The danish stock market since World War I. *Institute of Economics, Copenhagen Business School*.

Tsay, R. (2005). Analysis Of Financial Times Series, second Edition,, Editorial: “”, . JOHN WILEY & SONS, INC.

Uribe Gil, J. M., & Ulloa Villegas, I. M. (2011). Revisando la Hipótesis de los Mercados Eficientes: Nuevos Datos, Nuevas Crisis y Nuevas Estimaciones. *Cuadernos de Economía, Vol. 30*, 127-154.

Urrutia, J. (1995). Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets. *Journal of Financial Research 18*, 299-309.

www.bvc.com.co. (s.f.). Recuperado el 18 de Mayo de 2012, de Bolsa de Valores de Colombia: <http://www.bvc.com.co/pps/tibco/portalbvc>



Octubre 3, 4 y 5 de 2012
Ciudad Universitaria
México, D.F.

XVII CONGRESO INTERNACIONAL DE CONTADURÍA ADMINISTRACIÓN E INFORMÁTICA

Diseno: FEA, Maritza Alvarez Pineda / Fotografía: Raulo Lopez Chavez

<http://congreso.investiga.fca.unam.mx>
informacongreso@fca.unam.mx

Teléfonos

52 (55) 5622.84.90
52 (55) 5622.84.80

Fax 52 (55) 5616.03.08



ANFECA
Asociación Nacional de Facultades y
Escuelas de Contaduría y Administración

División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM
Circuito Exterior s/n, Ciudad Universitaria, México, D.F., C.P. 04510