

Análisis econométrico del sector petrolero colombiano desde la perspectiva de la hipótesis de eficiencia de mercado

Econometric analysis of the Colombian oil sector from the perspective of the market efficiency hypothesis

Catalina LONDOÑO Pérez [1](#); Mónica Andrea ARANGO Arango [2](#); Juan David HERNÁNDEZ Betancur [3](#)

Recibido: 29/08/16 • Aprobado: 25/09/2016

Contenido

[Introducción](#)

[1. Marco teórico](#)

[2. Metodología](#)

[3. Resultados](#)

[4. Conclusiones](#)

[Bibliografía](#)

RESUMEN:

Este trabajo realiza un estudio sobre la teoría de eficiencia de mercado en su forma semi-fuerte y débil, para las compañías petroleras que cotizan en la bolsa de valores de Colombia, teniendo en cuenta el efecto del WTI en éstos. El artículo muestra que sólo la rentabilidad de Ecopetrol puede ser considerada como paso aleatorio a través de una transformación si se usa el WTI en el modelo, pero en los demás activos no hay eficiencia del mercado en su forma débil. Se encontraron modelos estables en valores media y varianza para activos y modelos adicionales, incluyendo el rendimiento del WTI como una variable dentro de los modelos de acciones, mostrando signos de eficiencia del mercado en su forma semi fuerte. Por lo tanto no es posible demostrar la eficacia de todas las acciones, para efectos de este artículo se concluye que el mercado colombiano presenta anomalías.

Palabras clave: Modelo de ARMA-GARCH, precios, eficiencia del mercado de activos.

ABSTRACT:

A study on the Market Efficiency Theory in its weak and semi-strong form, for oil companies listed on the Colombia Stock Exchange is done, considering the effect of WTI in these. The article shows that only profitability series of Ecopetrol can be considered as random walk through a further transformation using the WTI in the model, but in the other assets there is no Market Efficiency in its weak form. Stable models in mean and variance for assets and additional models including the performance of WTI as a variable within models of actions were found, showing signs of market efficiency in its semi-strong form. Since then it is not possible to demonstrate efficiency for all actions, for purposes of this paper concludes that the Colombian market presents anomalies.

Keywords: ARMA-GARCH Model, Asset Pricing, Market Efficiency.

Introdução

El petróleo es uno de los commodities que más negociaciones registra en las principales bolsas del mundo. También, su dependencia de variables con alta incertidumbre como son el clima y el crecimiento de la economía implican una alta volatilidad en su precio, lo que incentiva el análisis en diferentes espacios (Arango, 2016) La información bursátil de los últimos 10 años (2004 -2014) muestra un alto y acelerado crecimiento tanto en los volúmenes negociados como en las rentabilidades obtenidas en acciones de empresas petroleras. Así mismo, es considerado uno de los principales sectores de la economía energética en Colombia; los ingresos del sector petrolero permiten la financiación en dos frentes claves: el externo y el fiscal, representando entre el 5% y el 6% del PIB en 2014 (Fedesarrollo, 2015). La participación de la renta derivada del petróleo en los ingresos del gobierno pasó del 10% en 2001 al 23% en 2013, convirtiéndose en una de las fuentes sectoriales de ingresos públicos más relevantes.

Entre 2002 y 2014, la cotización internacional WTI creció anualmente a una tasa promedio de 14.4%, pasando de USD\$20 por barril en enero de 2002 a USD\$105 por barril en junio de 2014. A partir del Junio de 2014 se presenta la caída histórica de los precios del petróleo aprox. un 60%, según Chavéz (Chavez Fierro, 2015) debido a 8 razones

principales:

1. Rápido aumento en la producción de crudo particularmente en Estados Unidos, derivado de la implementación de técnicas no convencionales para la extracción como el fracking.
2. Desaceleración de la economía mundial, especialmente en China.
3. No afectación de las reservas de petróleo por las crisis políticas en los países árabes.
4. Los altos precios del crudo en épocas anteriores motivaron descubrimientos en aguas profundas del mar en Brasil y en mar de África Occidental, incrementando la producción.
5. Disminución de la demanda en los países industrializados, particularmente en Europa, debido al mayor enfoque en la eficiencia energética (energías renovables)
6. Rivalidad geopolítica contra Rusia, Irán y Venezuela.
7. El fortalecimiento del dólar ocasiona que sea más caro para los consumidores de petróleo adquirir barriles de crudo, pues se tiene que hacer la transacción en dólares y no en sus respectivas monedas locales, esto hace que alcance para menos barriles de crudo.
8. Pacto nuclear entre Irán y el G6, que le permite a Irán exportar 500,000 barriles a Europa.

Como parte de la validación del estado del arte, se encontraron trabajos anteriores acerca de este tema a nivel internacional, relacionados con la eficiencia de mercado en varios sectores, incluyendo el sector energético, los más destacados son los trabajos de Agudelo (Agudelo & Gutiérrez, 2011) que trata de validar la hipótesis de eficiencia Semifuerte en los seis principales mercados accionarios de Latinoamérica; y el trabajo de Narayan (Narayan, Liu, & Westerlund, 2016) que prueba la teoría de eficiencia de mercado en su forma débil utilizando la teoría de caminata aleatoria. A nivel local se encontraron también textos relacionados con eficiencia de mercado pero no enfocados específicamente en este mercado, los más relevantes son el trabajo de Duarte (Duarte Duarte, Mascareñas Pérez-Iñigo, & Sierra Suárez, 2014) que prueba la hipótesis de eficiencia de mercado en su forma débil sobre el IGBC y en las acciones más representativas del mercado Colombiano y el trabajo de (Carlos, Gutiérrez, & Guti, 2010) que muestra evidencia para rechazar la Hipótesis de Mercado Eficiente a través de la anomalía efecto día.

El presente estudio analiza si en el mercado accionario colombiano del sector petrolero es posible evidenciar la teoría de eficiencia de mercados en sus formas débil y semifuerte o si nos encontramos frente a un mercado especulativo, tratando de observar si los precios de las estas acciones siguen una caminata aleatoria a nivel débil, o por el contrario es posible que se presenten anomalías que reflejan los efectos de la especulación.

Este artículo busca aportar mayor información empírica sobre la eficiencia de mercado, analizando Modelos Autorregresivos Integrados de Media Móvil (ARIMA) y Modelos de Heterocedasticidad Condicionada Autorregresiva Generalizada (GARCH) con el fin de realizar el análisis econométrico, dado que las investigaciones en finanzas se caracterizan por construir modelos teóricos que luego se validan por pruebas estadísticas, econométricas o aplicaciones de cálculo estocástico con datos empíricos (Arango, 2014)

1. Marco teórico

1.1 Hipótesis de Mercados Eficientes.

En su trabajo, "The Behavior of Stock-Market Prices" (Fama, 1965b), Fama trata de resolver la pregunta: ¿Hasta qué punto pueden los antecedentes de precios de una acción ser utilizados para hacer predicciones sobre el precio futuro de las acciones? En términos estadísticos, la teoría de caminata aleatoria explica que los cambios de precio son independientes, idénticamente distribuidos como variables aleatorias. Fama explica y prueba las dos hipótesis fundamentales de la teoría de caminata aleatoria en los precios: a) Los cambios sucesivos en los precios son independientes y b) Dichos cambios se ajustan a alguna distribución de probabilidad. El autor concluye que los supuestos de independencia en el modelo de caminata aleatoria son adecuados para describir la realidad, así un mercado es eficiente cuando, dada la información disponible, los precios reales en todos los puntos en el tiempo representan una buena estimación de los valores intrínsecos de dichas acciones.

En otro de sus trabajos "Random Walks in Stock – Market Prices" (Fama, 1965a) Fama explica que la Teoría de caminata aleatoria que se utiliza para describir y predecir el comportamiento de precios de acciones, pone en duda otros modelos económicos y estadísticos para este mismo fin. Fama concluye que la teoría de caminata aleatoria en los precios presenta importantes desafíos, tanto para los analistas técnicos como fundamentales.

En su trabajo "Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work" (Fama, 1970) Fama explica que el mercado ideal es aquel en el cual los precios proveen señales precisas para la asignación de los recursos. Se consideran tres subconjuntos o categorías dependiendo de la naturaleza de la información: Forma Débil la cual considera que la eficiencia se da sólo por los precios históricos, Forma Semifuerte que considera que la eficiencia de los precios está ajustada además a otro tipo de información obvia que se encuentra publicada y disponible (por ejemplo: anuncios de ganancias, splits de acciones). Finalmente, la Forma Fuerte considera que los inversionistas tienen acceso monopolístico a cualquier información relevante en el precio del activo (Información Privada).

Fama, en su trabajo "Market Efficient, Long-Term Returns, and Behavioral Finance" (Fama, 1997) explica que la Teoría de Eficiencia del Mercado ha podido superar la anomalía de retornos de largo plazo. Consistente con la

Hipótesis de Mercados Emergentes que explica que las anomalías son resultados de las "oportunidades", la aparente "sobre-reacción" a la información es más común que la "sub-reacción". Fama concluye que la Teoría de Mercados Eficientes no debe abandonarse a pesar de la cantidad de anomalías de retornos de largo plazo que se documentan, pues estas son frágiles y tienden a desaparecer cuando se implementan cambios razonables en la forma en la que son medidas.

1.2 Anomalías de Mercado

Existen autores que no comparten la opinión de Fama sobre la Eficiencia de Mercado, muchos se basan en las teorías de anomalías del mercado, a continuación citamos algunos:

William Schwert (Schwert, 2003) expone que las anomalías explican o la ineficiencia del mercado (oportunidades de ganancia) o insuficiencias en los modelos de valoración de activos. Este trabajo expone que las diferentes anomalías parecen ir disminuyendo su impacto a medida que son explicadas y publicadas, e incluso las estrategias implementadas para aprovecharlas como oportunidades para ganancias superiores las hacen desaparecer: efecto tamaño, efecto valor, efecto fin de semana, efecto rentabilidad por dividendo.

El trabajo del Banco de la República (Carlos et al., 2010), muestra evidencia para rechazar la Hipótesis de Mercado Eficiente en el caso colombiano a través de la anomalía efecto día, utilizando dos aproximaciones: Bajo el supuesto de normalidad, estima un modelo lineal que muestra un efecto significativo del día de la semana sobre el retorno; flexibiliza el supuesto de normalidad aplicando pruebas no paramétricas, permitiendo concluir que el mercado accionario colombiano no es eficiente en el sentido débil, pues muestra ciertas tendencias en las distribuciones del retorno en el caso del efecto día.

1.3 Caminata Aleatoria

La validación de la Hipótesis de Eficiencia de Mercado en su forma débil usualmente es basada en la idea que el precio actual de un activo es la mejor herramienta para pronosticar su precio en el futuro, y por lo tanto el retorno esperado de ese activo es cero (Narayan et al., 2016). Esto implica un modelo de caminata aleatoria donde los incrementos son idénticamente e independiente distribuidos. Cuando los errores de predicción del modelo son Heterocedásticos, un modelo martingala es ideal con los precios de un activo. Más adelante se presentarán modelos ARIMA y GARCH para series estacionarias en media cuya covarianza no depende del tiempo.

1.4 Causalidad de Granger

Con el fin de evaluar la influencia del precio del petróleo (medido como el precio del WTI que es el precio de referencia para Colombia) sobre el precio de las acciones, se realizaron análisis causales, para ello se empleó como herramienta el test de Causalidad de Granger.

2. Metodología

Con el fin de validar caminata aleatoria y comprobar eficiencia de mercado se realizó un análisis econométrico con las series de los precios de cierre y rentabilidad logarítmica de las acciones de empresas petroleras que cotizan en la BVC: Canacol, Pacific Rubiales y Ecopetrol. La información diaria de los precios de cierre de las acciones fue consultada a través de la página del Grupo Aval, tomando desde Enero de 2008 (o desde su fecha de emisión) hasta Julio de 2015. Se tomó además la información de la cotización del WTI (precio del petróleo referencia para Colombia) para el mismo periodo, esta serie también se analizó en términos de precio (en pesos) y rentabilidad logarítmica. Históricamente, los resultados teóricos a nivel financiero se han obtenido bajo la hipótesis de normalidad, pues los precios de un activo no pueden ser normales porque son positivos, se calcula el rendimiento de la acción que si puede tomar valores positivos y negativos, además, calcular la rentabilidad logarítmica de la acción (como Lognormal) hace más sencillo asumir el supuesto de normalidad, aunque la información tomada es de alta frecuencia. Para las series de precios y para las series de rentabilidad lognormal, se realizaron los siguientes análisis:

- **Análisis de Gráfico de Líneas:** Este análisis permite validar de manera visual si la serie analizada muestra tendencia e inferir sobre su estacionalidad.
- **Estadísticos básicos:** Se presentan los resultados de los estadísticos básicos de Eviews: Media, Mediana, máximo y mínimo, Desviación Estándar, Asimetría, Curtosis y Jarque-Bera.
- **Pruebas de Raíz Unitaria:** Con el fin de poder utilizar modelos ARIMA y GARCH es necesario probar que las series de tiempo que se van a utilizar son estacionarias en media y en varianza. Con el fin de validar la estacionalidad de las series, se realizaron las siguientes pruebas de Raíz Unitaria, cada una incluyendo en las ecuaciones de cada test Intercepto, tendencia e intercepto o ninguno; se corrieron desde 1 a 7 rezagos.
- **Argumento de Dickey-Fuller (ADF Test).** Las hipótesis de este Test son:

$$H_0 : \gamma = 0 \text{ y } H_1 : \gamma < 0. \quad \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \xi_t$$

- **Test Phillips-Perron (PP Test):** Este Test propone un método alternativo (no paramétrico) de control para correlación serial cuando se realizan estas pruebas.
- **Test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS Test):** Este test difiere de los dos anteriores dado que asume

estacionariedad de la serie en su hipótesis nula.

- **Correlograma:** El correlograma muestra las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial con un número específico de rezagos. Este ayuda a aceptar el supuesto de estacionariedad de la serie validando que todas las barras de ambos gráficos (autocorrelación y autocorrelación parcial) sean cercanas a los límites.
- **Modelo ARIMA:** Para análisis de media. El modelo ARIMA en Eviews es una generalización del modelo AR que utiliza 3 herramientas para modelar la correlación serial de errores: autorregresiva o término AR, término integración de orden y término de media móvil o MA. Modelos autorregresivo y de media móvil combinados ARMA (p,q) tienen la forma:

$$ARMA(p,q); \quad X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \xi_t - \theta_1 \xi_{t-1} - \dots - \theta_q \xi_{t-q} \quad (1)$$

- **Modelo ARCH – GARCH:** Para análisis de volatilidad. Se utiliza el modelo GARCH (1:1), este se refiere a la presencia de un término GARCH autorregresivo de primer orden y un término ARCH de media móvil también de primer orden. El modelo GARCH (1:1) se representa por:

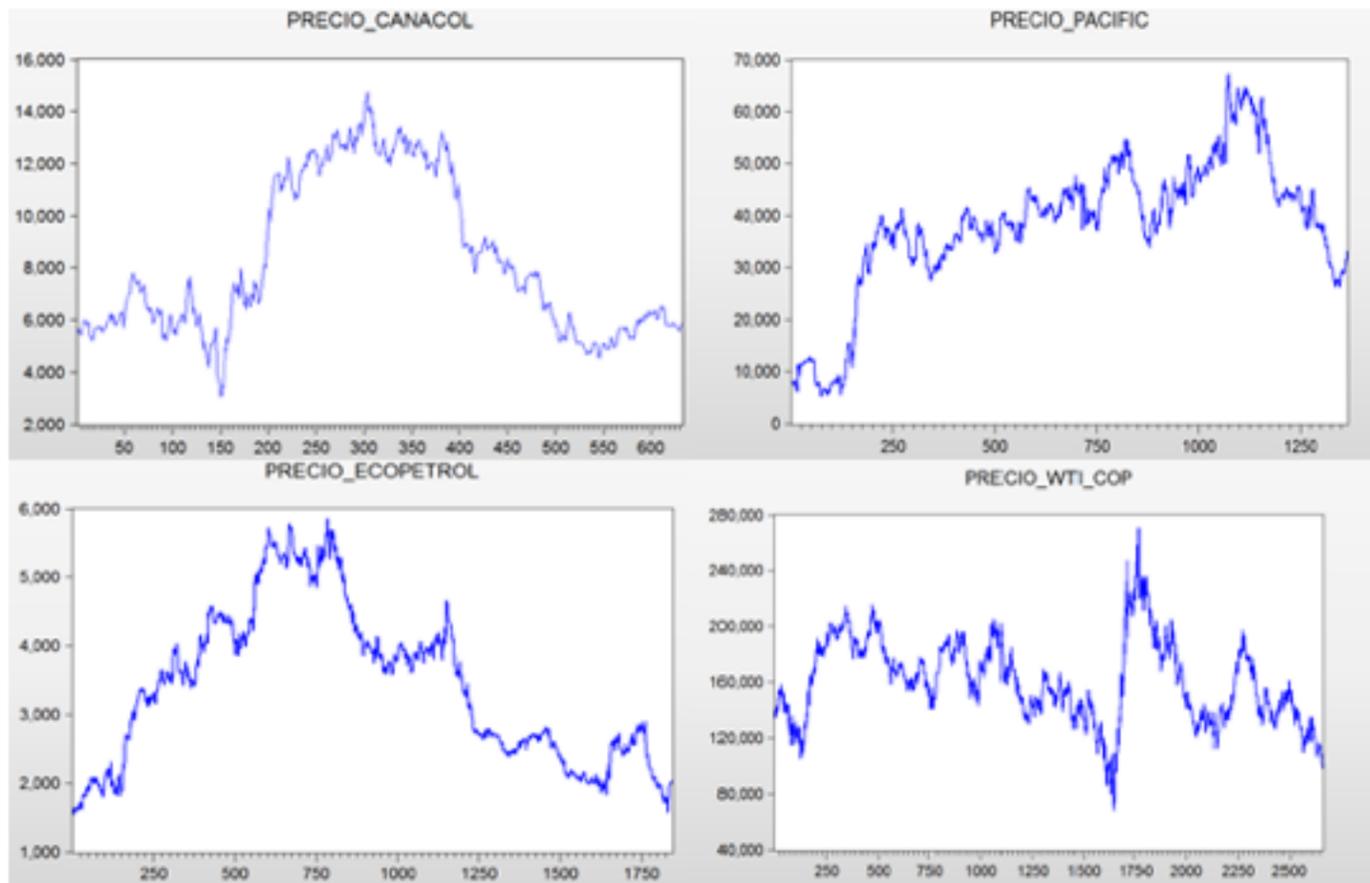
$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \xi_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

3. Resultados

3.1. Análisis de los Gráficos de líneas.

El gráfico #1 muestra el gráfico de líneas de las series de precios de los cuatro activos, se evidencia que las series tienen tendencia por lo que podemos inferir que son no estacionarias.

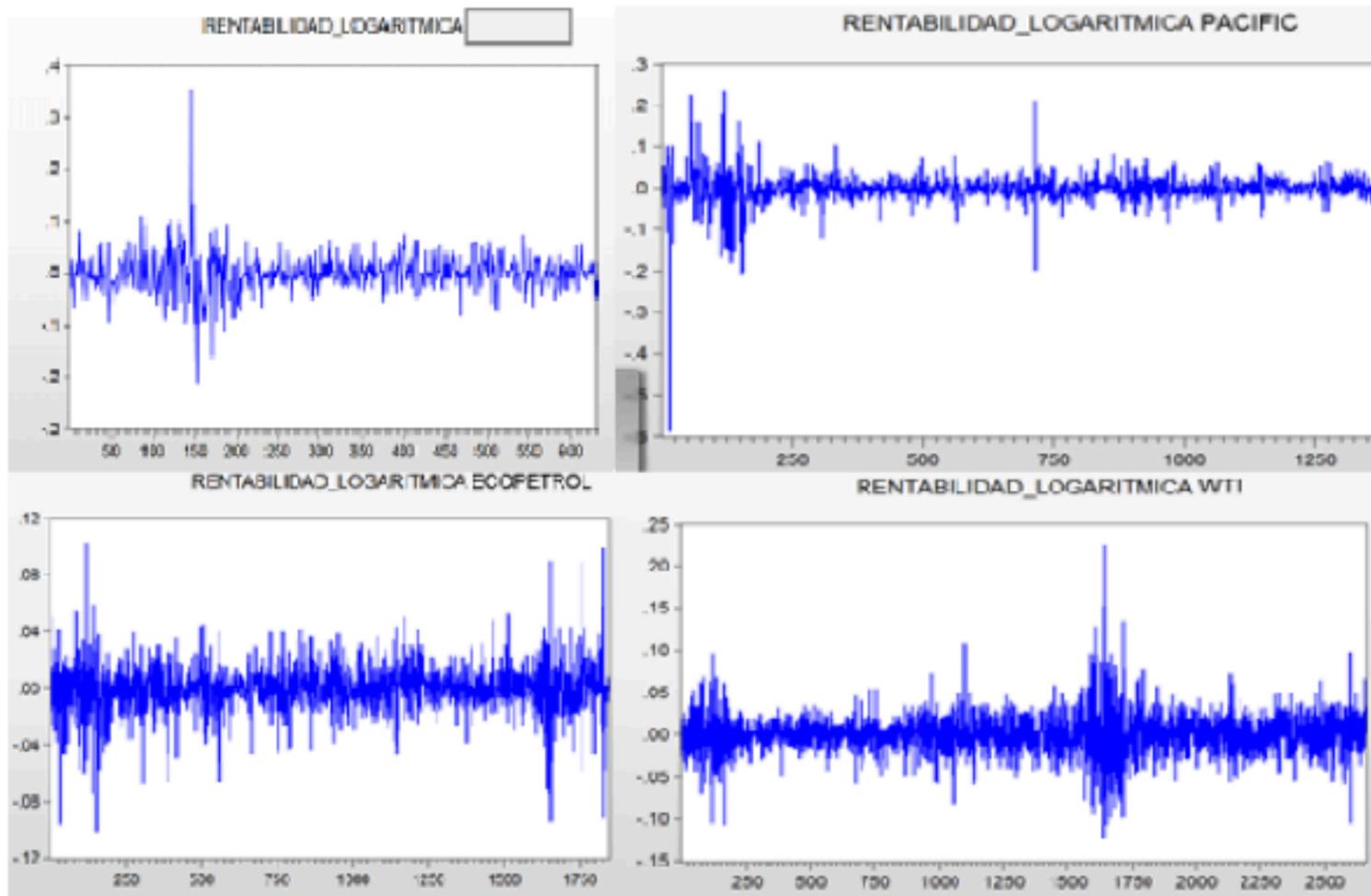
Gráfico 1. Gráficos de Líneas. Series de Precios de los 4 activos.



Fuente: Elaboración propia.

El gráfico #2 muestra el gráfico de líneas de las series de rentabilidad logarítmica de los 4 activos, se evidencia que no muestran tendencia, ésta es una de las razones por las que se realiza la transformación logarítmica para las series.

Gráfico 2. Gráficos de Líneas. Series de Rentabilidad Logarítmica de los 4 activos



Fuente: Elaboración propia.

3.2. Análisis de estadísticos básicos

Se presentan las tablas que resumen los estadísticos más importantes, que permiten analizar la distribución de los rendimientos de las tres acciones a consideración, y del WTI.

Tabla 1. Estadísticos Básicos Series Canacol y Pacific.

	Serie de Precios Canacol	Serie de Rentabilidad Log Canacol	Serie de Precios Pacific	Serie de Rentabilidad Log Pacific
Media	8,250.1754	(0.000111)	38,168.97	(0.001058)
Mediana	7,155	0	39,460	(0.000310)
Máximo	14,740	0.355669	67,260	0.235906
Mínimo	3,040	(0.213768)	5,190	(0.5899563)
Desviación Estándar	3,989.508	0.03786	13,139.48	0.037746
Asimetría	0.539223	0.849339	-0.753365	(2.656151)
Curtosis	1.756003	15.458490	3.679951	53.14687
Jarque - Bera	70.36465	5,572.082	155.3010	144,417.2
Probabilidad Jarque - Bera	0	0	0	0

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2. Estadísticos Básicos Series Ecopetrol y WTI

	Serie de Precios Ecopetrol	Serie de Rentabilidad Log Ecopetrol	Serie de Precios WTI	Serie de Rentabilidad Log WTI
--	-----------------------------------	--	-----------------------------	--------------------------------------

Media	3,414.58	(0.000122)	160,585.4	0.000118
Mediana	3,450	0	159,105.2	0.00000767
Máximo	5,850	0.102713	270,019.6	0.225854
Mínimo	1,545	(0.101096)	68,155.30	(0.123215)
Desviación Estándar	1,124.93	0.01726	29,565.83	0.023430
Asimetría	0.302913	(0.333749)	0.153170	0.394567
Curtosis	2.000140	8.073163	2.912148	9.900478
Jarque – Bera	105.0116	2,010.601	11.26499	5,348.536
Probabilidad Jarque – Bera	0	0	0.003580	0

Fuente: Elaboración propia.

3.3. Pruebas de raíz unitaria

A continuación se presentan los resultados de pruebas de raíz unitaria realizadas para las series de Rentabilidad Logarítmica, confirmando la conclusión de estacionalidad.

3.3.1 Canacol

Con un nivel de significancia $\alpha=0.05$, las pruebas de Dickey-Fuller de la serie de precios muestran valor $p > \alpha$ ($0.6872 > 0.05$), por lo que no rechazamos la hipótesis nula $H_0: \theta=0$, lo cual significa que la serie tiene raíz unitaria y es no estacionaria. Para la serie de rentabilidad logarítmica $p < \alpha$ ($0 < 0.05$), por lo tanto esta serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria.

Tabla 3. Resultados Pruebas de Raíz Unitaria Serie de Rentab. Logarítmica Canacol

Prueba	R	ADF		PP		KPSS
		t-Statistic	Prob	Adj. t-Stat	Prob	LM Stat
Con Intercepto	1	-15.3806	0	-22.60572	0	0.222313
	2	-12.36346	0	-22.66705	0	0.204418
	3	-12.76387	0	-22.75945	0	0.190955
	4	-11.94004	0	-22.74062	0	0.190494
	5	-10.24678	0	-22.70286	0	0.193203
	6	-9.673062	0	-22.68899	0	0.194392
	7	-10.20039	0	-22.66616	0	0.197092

Con Tendencia e Intercepto	1	-15.40634	0	-22.62484	0	0.072862
	2	-12.39293	0	-22.68487	0	0.067098
	3	-12.80775	0	-22.77491	0	0.062764
	4	-11.97696	0	-22.75404	0	0.062718
	5	-10.28051	0	-22.71452	0	0.063725
	6	-9.714726	0	-22.69873	0	0.064227
	7	-10.25913	0	-22.67433	0	0.065235
Ninguno	1	-15.39276	0	-22.62373	0	
	2	-12.3732	0	-22.68462	0	
	3	-12.7739	0	-22.77652	0	
	4	-11.94967	0	-22.75778	0	
	5	-10.25512	0	-22.72023	0	
	6	-9.680919	0	-22.70643	0	
	7	-10.20867	0	-22.68374	0	

Fuente: Elaboración propia.

Luego de validar los resultados de las pruebas de raíz unitaria y con el fin de realizar un análisis adicional para identificar si la serie de rentabilidad se comporta como Caminata Aleatoria, se realiza una validación adicional para el AR(1) de la serie.

Tabla 4. Resultados Modelo AR(1), Canacol

Variable	Coficiente/Resultado	Valor P
ϕ_1	0.102555	0.0099
Durbin-Watson stat	2.014297	
Akaike info criterion	-3.717989	
Schwarz criterion	-3.710932	

Fuente: Elaboración propia.

Este modelo muestra valor p del coeficiente para AR(1) significativo, pero el resultado del coeficiente no es cero, con una probabilidad que lo hace significativo ($0.0099 < 0.05$), por lo tanto la serie no se comporta como caminata aleatoria y la Hipótesis de Eficiencia de Mercado en su forma débil no se puede probar con la rentabilidad de esta acción.

3.3.2 Pacific Rubiales

Con un nivel de significancia $\alpha=0.05$, las pruebas de Dickey-Fuller de la serie de precios muestran valor $p > \alpha$ ($0.1603 > 0.05$), por lo tanto no rechazamos la hipótesis nula $H_0: \theta=0$, lo cual significa que la serie tiene raíz unitaria y es no estacionarias. Para la serie de rentabilidad logarítmica $p < \alpha$ ($0 < 0.05$), por lo tanto esta serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria.

Tabla 5. Resultados Pruebas de Raíz Unitaria Serie de Rent. Logarít. Pacific Rubiales

Prueba	R	ADF		PP		KPSS
		t-Statistic	Prob	Adj. t-Stat	Prob	LM Stat
Con Intercepto	1	-24.97581	0	-33.59343	0	0.353825
	2	-21.26896	0	-33.5896	0	0.343758
	3	-18.70907	0	-33.56684	0	0.343363
	4	-17.59512	0	-33.54625	0	0.345734
	5	-15.33674	0	-33.50946	0	0.353496
	6	-13.51957	0	-33.49431	0	0.357123
	7	-12.84708	0	-33.49603	0	0.355733
Con Tendencia e Intercepto	1	-25.05526	0	-33.65999	0	0.038502
	2	-21.36341	0	-33.65411	0	0.037493
	3	-18.82498	0	-33.62917	0	0.037541
	4	-17.7227	0	-33.6065	0	0.037899
	5	-15.46711	0	-33.56945	0	0.038963
	6	-13.65822	0	-33.55357	0	0.039373
	7	-13.00165	0	-33.55301	0	0.039323
Ninguno	1	-24.95868	0	-33.58219	0	
	2	-21.2467	0	-33.57893	0	
	3	-18.68017	0	-33.55684	0	
	4	-17.56324	0	-33.5369	0	
	5	-15.30328	0	-33.50032	0	
	6	-13.48292	0	-33.48547	0	
	7	-12.80615	0	-33.48786	0	

Fuente: Elaboración propia.

Luego de validar los resultados de las anteriores y con el fin identificar si la serie se comporta como Caminata Aleatoria, se realiza una validación adicional para el AR(1).

Tabla 6. Resultados Modelo AR(1), Pacific Rubiales

Variable	Coefficiente/Resultado	Valor P
ϕ_1	0.093378	0.0006

Durbin-Watson stat	1.997127	
Akaike info criterion	-3.722634	
Schwarz criterion	-3.718804	

Fuente: Elaboración propia.

Para el caso Pacific Rubiales, se presentan resultados similares a los de Canacol mostrados en la tabla #4.

3.3.3 Ecopetrol

Con un nivel de significancia $\alpha=0.05$, las pruebas de Dickey-Fuller de la serie de precios muestran valor $p > \alpha$ ($0.6331 > 0.05$), por lo tanto no rechazamos la hipótesis nula $H_0: \rho=0$, lo cual significa que la serie tiene raíz unitaria y es no estacionarias. Para la serie de rentabilidad logarítmica $p < \alpha$ ($0 < 0.05$), por lo tanto esta serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria.

Tabla 7. Resultados Pruebas de Raíz Unitaria Serie de Rent. Logarítmica Ecopetrol

Prueba	R	ADF		PP		KPSS
		t-Statistic	Prob	Adj. t-Stat	Prob	LM Stat
Con Intercepto	1	-29.62813	0	-41.61986	0	0.83762
	2	-24.39889	0	-41.624	0	0.825001
	3	-21.86344	0	-41.62643	0	0.818989
	4	-19.79308	0	-41.61944	0	0.824958
	5	-18.93337	0	-41.61216	0	0.834306
	6	-16.21377	0	-41.60305	0	0.854053
	7	-14.68772	0	-41.60229	0	0.856426
Con Tendencia e Intercepto	1	-28.78853	0	-41.76704	0	0.110758
	2	-24.59365	0	-41.76927	0	0.109494
	3	-22.08915	0	-41.76938	0	0.109114
	4	-20.03249	0	-41.76196	0	0.110366
	5	-19.19873	0	-41.75564	0	0.112101
	6	-16.47964	0	-41.75196	0	0.115303
	7	-14.95207	0	-41.75257	0	0.116121
Ninguno	1	-29.63441	0	-41.62956	0	
	2	-24.40255	0	-41.63369	0	
	3	-21.86585	0	-41.63612	0	
	4	-19.79528	0	-41.62921	0	

5	-18.9356	0	-41.622	0
6	-16.21499	0	-41.61299	0
7	-14.6888	0	-41.61225	0

Fuente: Elaboración propia.

Luego de validar los resultados de las pruebas anteriores y con el fin identificar si la serie se comporta como Caminata Aleatoria, se realiza una validación adicional para el AR(1):

Tabla 8. Resultados Modelo AR(1), Ecopetrol

Variable	Coefficiente/Resultado	Valor P
ϕ_1	0.030583	0.1892
Durbin-Watson stat	2.000041	
Akaike info criterion	-5.281542	
Schwarz criterion	-5.278546	

Fuente: Elaboración propia.

El caso de la rentabilidad de Ecopetrol es diferente. Este modelo muestra el resultado del coeficiente es diferente de 0, sin embargo el valor p del coeficiente para AR(1) no es significativo, por lo que podemos rechazarlo asumiéndolo como valor 0. Para este caso podemos hacer variaciones sobre el proceso de estimación de una ecuación para la serie con el fin de validar la Hipótesis de Eficiencia de Mercado en su forma débil. Para tratar entonces de ajustar un modelo incluimos la rentabilidad del WTI dentro de la ecuación hasta 7 rezagos, depuramos las variables no significativas y obtenemos el siguiente modelo:

Tabla 9. Resultados Modelo con variaciones del WTI – Caminata Aleatoria Ecopetrol

ECOPETROL		
$R_t = 0.068 \text{Rent}_{WTI} + 0.106 \text{Rent}_{WTI}_{-1} - 0.050 \text{Rent}_{WTI}_{-4} + \varepsilon$		
$GARCH(1,1); \sigma_t^2 = 1.56e^{-5} + 0.173752\varepsilon_{t-1}^2 + 0.780560\sigma_{t-1}^2$		
Variable	Coefficiente/Resultado	Valor P
Rent_Log_WTI	0.068833	0
Rent_Log_WTI _{.1}	0.106209	0
Rent_Log_WTI _{.4}	-0.050499	0.0002
Ω	1.557E-05	0
A	0.173752	0
B	0.78056	0
Durbin-Watson stat	1.977981	
Akaike info criterion	-5.537324	
Schwarz criterion	-5.519324	

Fuente: Elaboración propia.

Este modelo es estable en media y en varianza de acuerdo a los resultados de los correlogramas y el gráfico de residuales. Esto demuestra que para el caso de Ecopetrol, la rentabilidad de hoy no depende de la rentabilidad de los periodos anteriores sino de la rentabilidad del WTI en el mismo periodo, un periodo y cuatro periodos atrás. Este comportamiento puede mostrar altos indicios de, además de eficiencia a nivel débil al demostrar que se comporta con una caminata aleatoria transformada, Eficiencia a nivel Semifuerte dada la influencia de la rentabilidad del WTI.

3.3.4 WTI

Con un nivel de significancia $\alpha=0.05$, las pruebas de Dickey-Fuller de la serie de precios muestran valor $p > \alpha$

(0.1062 > 0.05), por lo tanto no rechazamos la hipótesis nula $H_0: \rho = 0$, lo cual significa que la serie tiene raíz unitaria y es no estacionaria. Para la serie de rentabilidad logarítmica $p < \alpha$ (0.0001 < 0.05), por lo tanto esta serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria.

Tabla 10. Resultados Pruebas de Raíz Unitaria Serie de Rentabilidad Logarítmica WTI

Prueba	R	ADF		PP		KPSS
		t-Statistic	Prob	Adj. t-Stat	Prob	LM Stat
Con Intercepto	1	-38.04581	0	-55.2047	0.0001	0.096561
	2	-29.25612	0	-55.21394	0.0001	0.099372
	3	-24.91854	0	-55.17753	0.0001	0.098407
	4	-23.32532	0	-55.15079	0.0001	0.09727
	5	-21.80377	0	-55.15452	0.0001	0.098011
	6	-21.17678	0	-55.16829	0.0001	0.099139
	7	-19.65106	0	-55.20175	0.0001	0.101368
Con Tendencia e Intercepto	1	-38.05589	0	-55.21088	0	0.031764
	2	-29.2692	0	-55.22056	0	0.032699
	3	-24.93425	0	-55.18441	0	0.03239
	4	-23.34399	0	-55.15785	0	0.032025
	5	-21.8248	0	-55.16201	0	0.032278
	6	-21.20039	0	-55.1764	0	0.03266
	7	-19.67514	0	-55.21086	0	0.033405
Ninguno	1	-38.05108	0	-55.21336	0.0001	
	2	-29.25983	0	-55.22258	0.0001	
	3	-24.92147	0	-55.18606	0.0001	
	4	-23.32781	0	-55.15923	0.0001	
	5	-21.8058	0	-55.16294	0.0001	
	6	-21.1784	0	-55.17669	0.0001	
	7	-19.65203	0	-55.21015	0.0001	

Fuente: Elaboración propia.

3.4. Correlograma

Con el correlograma de la serie de rentabilidad logarítmica de cada activo se realizó el proceso de "identificación", que consiste en validar la naturaleza de la correlación entre los valores actuales de los residuos y de sus valores pasados, para tener una guía en la selección de las especificaciones p y q para el modelo ARIMA. A continuación se presentan los valores seleccionados inicialmente para las pruebas de los modelos ARIMA y GARCH.

Tabla 11. Identificación en los Correlogramas

Canacol		Pacific Rubiales		Ecopetrol		WTI	
MA	AR	MA	AR	MA	AR	MA	AR
1	1	1	1	6	6	1	1
2	2	5	5	7	7	3	3
3	3	7	7	12	12	12	7
4	4	11	11	17	17	14	12
8	8	17	17	24		27	14
9	9	18	18	26			27
12	19	29	21				
19	24	28	28				
30	25	30	29				
33	30		30				

Fuente: Elaboración propia.

3.5. Modelos ARIMA Y GARCH

Se realizaron análisis de modelos autorregresivos para media y volatilidad para las series de rentabilidad logarítmica. En total se analizaron 35 modelos estimados a través de Eviews, se escogió 1 modelo por activo luego de validar las condiciones de estabilidad: significancia de los coeficientes con valores p de las variables menores a 0.05, resultados de los coeficientes diferentes de 1 y sus valores absolutos menores que 1, resultado de la prueba de Durbin-Watson ubicados en la región de no autocorrelación y el criterio Akaike con resultados apropiados. A continuación se presentan los resultados.

Tabla 12. Resultados Modelos ARIMA y GARCH

1	0.42074	0.5168	Acepta	1	34.8839	4.15916e-09	Rechaza	1	3.75772	0.0528	Acepta
2	0.47351	0.623	Acepta	2	17.6664	2.51458e-08	Rechaza	2	2.85933	0.0577	Acepta
3	1.35382	0.256	Acepta	3	12.131	7.32150e-08	Rechaza	3	1.92367	0.1238	Acepta
4	2.78831	0.0258	Rechaza	4	9.85192	6.93137e-08	Rechaza	4	1.9506	0.0998	Acepta
5	2.10797	0.0628	Acepta	5	8.54431	5.20774e-08	Rechaza	5	1.83869	0.1024	Acepta
6	1.35501	0.1976	Acepta	6	7.04196	1.99962e-07	Rechaza	6	1.70845	0.1154	Acepta
7	1.66919	0.1137	Acepta	7	6.211002	3.29865e-07	Rechaza	7	1.97755	0.0549	Acepta
8	1.46545	0.1666	Acepta	8	5.42435	8.95495e-07	Rechaza	8	1.88179	0.0591	Acepta
9	1.43458	0.1696	Acepta	9	4.88093	1.75298e-06	Rechaza	9	1.70055	0.0841	Acepta
10	1.3555	0.1976	Acepta	10	4.46493	3.02367e-06	Rechaza	10	1.90977	0.04	Rechaza

Fuente: Elaboración propia.

Para la acción de Canacol, en el rezago #4 se evidencia que WTI si afecta el precio de la acción, en el caso de Pacific el rechazo se produce en el rezago #10. Con respecto a la acción de Ecopetrol evidentemente es afectada por el precio del petróleo WTI en todos los rezagos, respaldando los resultados encontrados en el modelo de regresión de la tabla #4 que muestra que el precio de la acción de Ecopetrol es influenciado por del petróleo (WTI).

3.7. Inclusión del WTI en los modelos y Análisis de la Anomalía de Efecto Día

Con el fin de hacer la validación sobre la influencia del petróleo WTI sobre el precio de las acciones para tratar de probar la teoría de eficiencia de mercado a nivel semifuerte, se incluyó la rentabilidad logarítmica del WTI como una variable adicional dentro de los modelos ARCH – GARCH definidos para las acciones, periodo actual (rentabilidad del WTI del periodo) y de 4 rezagos.

Tabla 14. Resultados Modelos ARIMA y GARCH incluyendo WTI

CANACOL			CANACOL		
$ARMA(4,30); R_t = 0.573Rent_Log_WTI - 0.116R_{t-4} - 0.082R_{t-30} + \varepsilon_t$			$ARMA(4,30); R_t = -0.179Rent_Log_WTI_{-3} - 0.122R_{t-4} - 0.068R_{t-30} + \varepsilon_t$		
$GARCH(1,1); \sigma_t^2 = 1.61e^{-5} + 0.074\varepsilon_{t-1}^2 + 0.914\sigma_{t-1}^2$			$GARCH(1,1); \sigma_t^2 = 1.43e^{-5} + 0.067\varepsilon_{t-1}^2 + 0.921\sigma_{t-1}^2$		
Variable	Coefficiente/Valor	Valor P	Variable	Coefficiente/Valor	Valor P
Rent_Log_WTI	0.573798486	0	Rent_Log_WTI ₃	-0.17900694	0.001496
ϕ_4	-0.116581309	0.01030831	ϕ_4	-0.12245169	0.007621
ϕ_{30}	-0.082852732	0.03993256	ϕ_{30}	-0.06808703	0.098492
ω	1.61E-05	0.06104953	ω	1.43E-05	0.050823
α	0.074364878	0	α	0.0675533	0
β	0.9146292	0	β	0.9217956	0
Durbin-Watson stat	1.73585985		Durbin-Watson stat	1.76934372	
Akaike info criterion	-4.10583151		Akaike info criterion	-4.02276062	
Schwarz criterion	-4.06191874		Schwarz criterion	-3.97867777	
PACIFIC RUBIALES			PACIFIC RUBIALES		
$ARMA(30,30); R_t = 0.121Rent_Log_WTI - 0.144R_{t-30} + \varepsilon_t - 0.08\varepsilon_{t-30}$			$ARMA(30,30); R_t = 0.283Rent_Log_WTI_{-1} - 0.182R_{t-30} + \varepsilon_t - 0.116\varepsilon_{t-30}$		
$GARCH(1,1); \sigma_t^2 = 2.35e^{-5} + 0.080\varepsilon_{t-1}^2 + 0.895\sigma_{t-1}^2$			$GARCH(1,1); \sigma_t^2 = 1.65e^{-5} + 0.084\varepsilon_{t-1}^2 + 0.9008\sigma_{t-1}^2$		
Variable	Coefficiente/Valor	Valor P	Variable	Coefficiente/Valor	Valor P
Rent_Log_WTI	0.12170107	0.00242006	Rent_Log_WTI ₁	0.28388422	0
ϕ_{30}	-0.14425595	0	ϕ_{30}	-0.18212522	0
θ_{30}	0.08559882	0.00562736	θ_{30}	0.11600017	0.00016896
ω	2.35E-05	0	ω	1.65E-05	0
α	0.08041177	0	α	0.0844905	0
β	0.8954803	0	β	0.9009877	0
Durbin-Watson stat	1.794542		Durbin-Watson stat	1.83758115	
Akaike info criterion	-4.36768133		Akaike info criterion	-4.39804331	
Schwarz criterion	-4.34429713		Schwarz criterion	-4.37464494	
ECOPETROL			ECOPETROL		
$ARMA(12,24); R_t = 0.071Rent_Log_WTI + 0.049R_{t-12} + \varepsilon_t - 0.055\varepsilon_{t-24}$			$ARMA(12,24); R_t = 0.102Rent_Log_WTI_{-1} + 0.044R_{t-12} + \varepsilon_t - 0.054\varepsilon_{t-24}$		
$GARCH(1,1); \sigma_t^2 = 1.76e^{-5} + 0.179\varepsilon_{t-1}^2 + 0.769\sigma_{t-1}^2$			$GARCH(1,1); \sigma_t^2 = 1.48e^{-5} + 0.166\varepsilon_{t-1}^2 + 0.7904\sigma_{t-1}^2$		
Variable	Coefficiente/Valor	Valor P	Variable	Coefficiente/Valor	Valor P
Rent_Log_WTI	0.071829159	0	Rent_Log_WTI ₁	0.10298433	0
ϕ_{12}	0.0490009	0.02401	ϕ_{12}	0.04410218	0.04266668
θ_{24}	0.05503047	0.00337	θ_{24}	0.05468327	0.00413122
ω	1.76E-05	0	ω	1.48E-05	0
α	0.179735568	0	α	0.1664612	0
β	0.7691313	0	β	0.790478	0
Durbin-Watson stat	1.96885327		Durbin-Watson stat	1.98535289	
Akaike info criterion	-5.50811837		Akaike info criterion	-5.52203098	
Schwarz criterion	-5.49005408		Schwarz criterion	-5.50395861	

ECOPETROL		
$ARMA(12,24); R_t = -0.047 Rent_Log_WTI_{-4} + 0.052R_{t-12} + \varepsilon_t - 0.0566\varepsilon_{t-24}$		
$GARCH(1,1); \sigma_t^2 = 1.72e^{-5} + 0.174\varepsilon_{t-1}^2 + 0.774\sigma_{t-1}^2$		
Variable	Coefficiente/Valor	Valor P
Rent_Log_WTI ₄	-0.04774809	0.00101269
ϕ_{12}	0.0520575	0.01739095
θ_{24}	0.056406812	0.00261985
ω	1.72E-05	0
α	0.174591172	0
β	0.7744951	0
Durbin-Watson stat	1.93413764	
Akaike info criterion	-5.49989331	
Schwarz criterion	-5.48179664	

Los correlogramas de residuales (media) y de residuales al cuadrado (varianza) evidencian que no se presentan autocorrelaciones significativas de los residuos y que se ubican dentro de las bandas de los correlogramas. Los gráficos de residuales también apoyan la ausencia de autocorrelación residual, así podemos concluir que los residuos son ruido blanco. Por su parte los resultados de los criterios Akaike y Schwarz dentro de los modelos ARIMA y GARCH al incluir WTI muestran mejoramiento, lo que evidencia que el comportamiento del commodity si influencia los resultados de los activos y que mejoran las estimaciones.

3.8 Análisis de Efecto Día.

Con el fin de validar la Anomalía de Efecto día para validar una vez más la no eficiencia del mercado en sus formas débil y semifuerte, se incluyeron dentro de los modelos ARCH – GARCH definidos para las acciones, las series del día de la semana correspondientes a la fecha de cada cotización. A continuación adjuntamos los resultados para cada acción.

3.8.1 Canacol

Las variables que representan martes y viernes son significativas en el modelo ARIMA para un nivel de significancia del 90% y 95%, en el modelo ARCH – GARCH son significativas al 90%, lo que muestra que estos días influncian su comportamiento.

Tabla 15. Resultados Análisis Efecto Día Canacol

Análisis de Media			Análisis de Varianza		
Variable	Coefficiente /Resultado	Valor P	Variable	Coefficiente /Resultado	Valor P
Martes	-0.00640452	0.04486949	Martes	-0.00401201	0.06910706
Viernes	0.00667491	0.03707059	Viernes	0.00478937	0.08565071
ϕ_4	-0.12071534	0.00309258	ϕ_4	-0.11963629	0.00957802
ϕ_{30}	-0.08453086	0.03648322	ϕ_{30}	-0.08158828	0.04211403
Durbin-Watson stat	1.74978227		Ω	1.4226E-05	0.03693371
Akaike info criterion	-3.70876899		A	0.07033546	0
Adjusted R-squared	0.030138404		B	0.92004669	0

			Durbin-Watson stat	1.75886193	
			Akaike info criterion	-4.02336391	
			Adjusted R-squared	0.028701239	

Fuente: Elaboración propia.

3.8.2 Pacific Rubiales:

En el caso de esta acción no se evidenció el impacto de Efecto día.

3.8.3 Ecopetrol

En el caso de Ecopetrol, fue necesario utilizar un modelo EGARCH para validar la significancia de la variable del día Lunes, tanto en el modelo ARIMA como en el modelo EGARCH se evidencia que la variable es significativa confirmando la existencia de la anomalía del efecto día (también con nivel de significancia del 90%).

Tabla 16. Resultados Análisis Efecto Día Ecopetrol

Análisis de Media			Análisis de Varianza		
Variable	Coefficiente	Valor P	Variable	Coefficiente	Valor P
Lunes	-0.00228656	0.01996868	Lunes	-0.0014400	0.07832522
ϕ_{12}	0.04938158	0.03628789	ϕ_{12}	0.04668083	0.02620976
θ_{24}	0.05450019	0.02357531	θ_{24}	0.05042333	0.00485638
Durbin-Watson stat	1.93785553		Ω	-0.7894488	0
Akaike info criterion	-5.28922264		A	0.32204809	0
Adjusted R-squared	0.00694245		B	0.00805538	0.60527328
			P	0.93413264	0
			Durbin-Watson stat	1.93900787	
			Akaike info criterion	-5.5045101	
			Adjusted R-squared	0.00641854	

Fuente: Elaboración propia.

4. Conclusiones

En este artículo se analizaron las Hipótesis de Eficiencia de Mercado en sus formas débil y semifuerte, para las acciones del sector petrolero que cotizan en la BVC (Canacol, Pacific Rubiales y Ecopetrol). Con las pruebas de raíz unitaria realizadas sobre las series de rentabilidad logarítmica de las acciones y del WTI, se demostró que Canacol, Pacific Rubiales y WTI no se comportan como Caminata Aleatoria y por lo tanto no es posible afirmar que la rentabilidad de hoy puede ser estimada con la información del día anterior, no hay evidencias de Eficiencia Débil. Sólo la serie de rentabilidad de Ecopetrol puede considerarse como Caminata Aleatoria a través de una transformación adicional utilizando el WTI dentro del modelo, esto significa que la rentabilidad de hoy no depende de la rentabilidad de los periodos anteriores de la acción sino de la rentabilidad del WTI en el mismo periodo, un periodo y cuatro periodos atrás. Además se encontró una fuerte correlación entre la rentabilidad logarítmica del precio de esta acción y la del WTI en diversos periodos, mostrando indicios de Eficiencia a nivel Semifuerte. Como no es posible validar la Eficiencia de Mercado en su forma débil para los 4 activos, no es posible afirmar eficiencia de mercado.

Posteriormente con la utilización de métodos econométricos basados en media y varianza (análisis ARIMA y GARCH)

fue posible encontrar modelos estables para los activos y modelos adicionales incluyendo la rentabilidad del WTI como variable dentro de los modelos, encontrando señales de Eficiencia de Mercado en su forma semifuerte, dado que la información pública sobre el rendimiento del WTI puede brindar información útil sobre las rentabilidades de las acciones y tratar de predecirla. Este punto se demuestra además con una validación de Causalidad de Granger. Dado que los criterios de información de Akaike y Schwarz muestran mejoramiento en los procesos autoregresivos y estos han aumentado su grado de ajuste con la inclusión del WTI dentro de dichos modelos, nos indica la dependencia de la serie con respecto a su comportamiento histórico y con el commodity al cual está asociado su proceso productivo.

Debido a que no es posible demostrar Eficiencia de Mercado en su forma débil para todas las acciones (sólo Ecopetrol), a pesar de tener evidencias de la influencia del WTI dentro de su rentabilidad (eficiencia en forma semifuerte), se infiere que es posible que el mercado colombiano presenta anomalías que pueden ser efectos de la especulación diaria o de tener un mercado aún en proceso de desarrollo. Esto es consistente además con los resultados encontrados en uno de los trabajos citados de Duarte, et. al (Duarte Duarte et al., 2014) que demuestra a través de diferentes métodos estadísticos que las series bursátiles de las acciones del mercado colombiano no siguen el patrón de una distribución normal (se ajustan más a una distribución Logística), además, deducen que para el período que evaluaron (2002-2012) el mercado colombiano carece de eficiencia débil, pues se evidencia no aleatoriedad en los principales activos financieros con excepción de Ecopetrol.

Bibliografía

Agudelo, D. A., & Gutiérrez, A. (2011). Anuncios macroeconómicos y mercados accionarios: el caso latinoamericano. *Macroeconomics and the stock market: The Case of Latin America*, 126–139.

Arango, M. A. (2014). "Racionalidad Limitada en la toma de decisiones: de la teoría de la utilidad esperada a las finanzas conductuales." *Finanzas y Modelación* (Vol. 1).

Arango, M. A. (2016). *Model risk assessment projects in thermal power generation*. *Revista Espacios* (Vol. 37).

Carlos, J., Gutiérrez, M., & Guti, M. (2010). Efecto día en el mercado accionario colombiano: una aproximación no paramétrica. *Borradores de Economía*.

Chavez Fierro, R. (2015). Razones de la caída de los precios del petróleo.

Duarte Duarte, J. B., Mascareñas Pérez-Iñigo, J. M., & Sierra Suárez, K. J. (2014). Testing the efficiency market hypothesis for the Colombian stock market. *Dyna*, 81(1), 1–10.

Fama, E. F. (1965a). Random walk in stock market prices. *Financial Analysts Journal*.

Fama, E. F. (1965b). The Behavior of Stock-Market Prices, 38(1), 34–105. Retrieved from <http://links.jstor.org/sici?sici=0021-9398%2528196501%252938%253A1%253C34%253ATBOSP%253E2.0.CO%253B2-6>

Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *THE JOURNAL OF FINANCE*.

Fama, E. F. (1997). Market efficiency, Long-Term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*.

Fedesarrollo. (2015). Informe de coyuntura económica.

Narayan, P. K., Liu, R., & Westerlund, J. (2016). A GARCH model for testing market efficiency. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 41, 121–138. <http://doi.org/10.1016/j.intfin.2015.12.008>

Schwert, G. W. (2003). Anomalies and Market Efficiency.

1. Aspirante a Maestría en Finanzas. Universidad de Medellín. Email: clondonop@gmail.com

2. Ph.D. (C) Universidad de Medellín/ Universidad Nacional de Colombia

3. MSc Finanzas. Universidad Eafit

Revista ESPACIOS. ISSN 0798 1015
Vol. 38 (Nº 07) Año 2017

[Índice]

[En caso de encontrar algún error en este website favor enviar email a webmaster]

©2017. revistaESPACIOS.com • Derechos Reservados