

ANÁLISIS DE LA RELACIÓN ENTRE EL PRECIO DE LA ACCIÓN DE ECOPETROL Y LOS PRECIOS INTERNACIONALES DEL PETRÓLEO¹

Daniel Fernando Bocanegra

Facultad de Economía
Universidad del Rosario

Director: Jesús Otero

Abstract

This paper analyzes through the Johansen cointegration methodology, the long-term relation between the stock price of Ecopetrol, listed on the Colombian Stock Exchange, and the WTI and Brent crude oil prices. The model results indicate that although the long-term relation between each of the reference oil brands and the stock price does not exist, there is evidence for a short-term relation between the Brent crude price and the price of Ecopetrol stock, as evidenced by the Granger causality test. This result can be useful for the policy maker and the shareholders.

Resumen

Este documento analiza mediante la metodología de cointegración de Johansen, la relación de largo plazo entre el precio de la acción de Ecopetrol en la Bolsa de Valores de Colombia y los precios del petróleo WTI y Brent. Los resultados del modelo indican que aunque no existe una relación de largo plazo entre cada uno de los precios de referencia y la acción, hay evidencia de una relación en el corto plazo entre el precio del crudo Brent y la acción, demostrada por una prueba de causalidad de Granger. Este resultado puede ser útil para el Gobierno y otros accionistas.

¹ Mis agradecimientos a Jesús Otero por su apoyo y comentarios durante la elaboración de este Trabajo de Grado, y a Mónica Vargas por su asistencia en el proyecto. Los errores y omisiones son responsabilidad del autor.

1. Introducción

Este trabajo quiere dar a conocer desde una metodología econométrica de series de tiempo, la relación en el tiempo entre los precios internacionales del petróleo y el precio de la acción de Ecopetrol.

El análisis mediante cointegración, tiene múltiples aplicaciones en distintas áreas de la Ciencia Económica como en Finanzas. La razón de encontrar una relación en el tiempo entre el precio de dos o más activos mediante un enfoque cuantitativo, es determinar su equilibrio o identificar las decisiones de inversión en el largo plazo, haciendo uso del poder predictivo de los modelos de series de tiempo.

La metodología de cointegración también puede ser útil en el campo de la política económica, dado que el Gobierno y otras instituciones pueden tomar políticas con anterioridad, al conocer la relación de largo plazo entre sus variables de interés. Dado el carácter de economía mixta que tiene la empresa Ecopetrol, el análisis puede servir tanto para el Gobierno, en la elaboración de la política económica, como para inversionistas privados, en el manejo de sus portafolios de inversión.

El resto del documento se desarrolla en cuatro secciones. En la sección 2 se analiza Ecopetrol y su relación con los precios internacionales del petróleo. La sección 3 comprende el análisis empírico de las series de tiempo, incluyendo sus propiedades estadísticas, el análisis gráfico, las pruebas de raíz unitaria y los análisis mediante cointegración y causalidad de Granger. En la sección 4 se concluye.

2. Ecopetrol y los precios internacionales del petróleo

La entrada de Ecopetrol como compañía emisora en la Bolsa de Valores de Colombia, constituyó un hito en el mercado de capitales colombiano, dada la alta demanda de acciones antes no observada en el país. Dicha emisión en 2007 trajo consigo una mayor dinamización del mercado accionario y un creciente interés de nuevos inversionistas sobre el comportamiento de la Bolsa y de su interrelación con los mercados internacionales de acciones y de bienes básicos.

Ecopetrol es la empresa más grande del país y ocupa el doceavo lugar entre las empresas petroleras más grandes del mundo, de acuerdo a la firma consultora *PFC Energy* (2011). Sus actividades, que incluyen la exploración, producción, transporte y comercialización de hidrocarburos, constituyen una alta fuente de ingresos para la Nación en forma de exportaciones, impuestos y regalías, salarios y la valorización de sus acciones. Actualmente el accionista mayoritario de la compañía es el Estado

Colombiano, con una participación del 88.49%, seguido de las personas naturales (6.91%), los Fondos de Pensiones (3.16%) y de los participantes del programa de los American Depositary Receipts - ADR (1.5%), inscritos en las Bolsas de Nueva York y Toronto (Asesores en Valores, 2011, pp.4).

De acuerdo a Correval, (2011, pp.2) actualmente la producción de Ecopetrol se constituye en un 47% de crudo pesado, 42% de crudo mediano y 11% de crudo liviano. Como principales crudos pesados en Colombia, se pueden encontrar los provenientes de Castilla, Nare y Rubiales. Entre los crudos medianos, se encuentran Caño Limón y Vasconia, mientras que entre los crudos ligeros, los de Cusiana y Gibraltar (Figueroa, 2006, pp.90). En Colombia todos los crudos se encuentran indexados al *Western Texas Intermediate* (WTI), a excepción del Castilla y Vasconia, cuyos precios se cotizan al barril de Brent.

De esta forma, se puede considerar que las actividades, los flujos de capital y el valor de Ecopetrol, se encuentran afectados por las cotizaciones internacionales *spot* del petróleo en sus referencias WTI y Brent, dadas a conocer en los mercados de Cushing, Oklahoma y en Londres, respectivamente.

Según la Institución Americana del Petróleo (API), ambos crudos son considerados ligeros, dado que presentan temperaturas API mayores a 35 grados Celsius: WTI=40°, Brent=38° (Bloomberg, 2011). Por tal razón se considera en el mercado que el crudo Brent es más pesado que el crudo WTI. Ambos crudos son considerados de calidad dulce, dado que tienen un contenido de sulfuro menor al 0.5%.

A pesar de que los crudos pesados son de menor calidad que los crudos ligeros y poseen un mayor costo de operación, el potencial de los crudos pesados, determinado por los precios actuales del crudo Brent, hacen viable económicamente, el desarrollo de la explotación de los crudos pesados en Colombia.

Según la Agencia Nacional de Hidrocarburos (2007), la producción de crudos pesados en Colombia ha ganado terreno debido a las nuevas exploraciones, inclusiones de nuevas técnicas de sísmica en 3-D y por los altos precios del crudo pesado en los mercados internacionales. Para aumentar la productividad de varios campos de exploración de crudo pesado, Ecopetrol ha realizado explotaciones conjuntas con empresas como *Pacific Rubiales*, *Oxy*, *Schlumberger*, *BP* y *Petrobrás* (Ecopetrol, 2007, pp.87).

La razón por la cual se ha escogido el precio spot del WTI y del Brent y no el precio futuro, es que teóricamente el precio spot refleja las condiciones más recientes de la oferta y la demanda de estas materias primas en los mercados. Cabe anotar que los precios futuros del WTI para entregas futuras, fijado en la Bolsa Mercantil de Nueva York (NYMEX) y del Brent, fijados en *Intercontinental Exchange* (ICE), dependen en gran parte de los precios spot que serán objeto de estudio. Los precios de los contratos a futuro de petróleo, más que reflejar las situaciones de oferta y demanda, están influenciados por las expectativas y la especulación.

Wlzlowski et al. (2010, pp.3337), realizan un estudio mediante pruebas de causalidad de Granger de 32 series de precios de petróleo, para determinar cuáles tipos de petróleo marcan una tendencia en el mercado y los que la siguen. Encontraron para el periodo 1997 – 2006, que efectivamente el crudo WTI y el Brent fueron las dos referencias más importantes, tras analizar las pruebas de causalidad. En todas las pruebas realizadas, el crudo WTI causó a las demás referencias, mientras que este fue causado por otras referencias sólo en el 13% de las pruebas. De forma similar, el Brent fue marcador en el 97% de las pruebas realizadas y fue causado por otras referencias en el 26% de los casos (2010, pp.3343). El estudio realizado confirma a las referencias WTI y Brent como las más importantes a nivel internacional.

3. Análisis Empírico

3.1. Datos

Teniendo como base la cotización diaria a partir de 2007 hasta 2011, completando 1000 observaciones del logaritmo del precio de la acción de Ecopetrol (LNECOPETL), del logaritmo del precio del barril WTI (LNWTI) y del Brent (LNBRENT), se aplica la metodología de Cointegración, desarrollada en la década de los ochenta por Clive Granger (1981) y Robert Engle (1987). Soren Johansen y Katarina Juselius, (1990) realizaron posteriores contribuciones al aplicar la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR) en el análisis de cointegración.

3.2. Propiedades estadísticas de las series de precios

La cointegración puede ser caracterizada cuando una combinación lineal de variables integradas de orden 1, $I(1)$, resulta en una variable integrada de orden 0, $I(0)$, indicando que las variables en

cuestión mantienen una relación estable o estacionaria de largo plazo. De esta forma, si las variables LNWTI, LNBRENT y LNECOPETROL se encuentran cointegradas, existirá un equilibrio estadístico entre estas que puede ser interpretado como una relación económica en el largo plazo entre las variables.

La integración de orden $I(1)$, indica el número de veces que una serie de tiempo debe ser diferenciada para que esta sea estacionaria (Álvarez et al., 2010, pp.326). Luego una serie $I(1)$ es no estacionaria, es decir que no tiene equilibrio estadístico al comportarse como un paseo aleatorio (tiene raíz unitaria). En la literatura se puede distinguir entre dos tipos de estacionariedad: Fuerte y débil. La primera consiste en que la función de distribución del proceso estocástico no cambia en el tiempo. Según Enders (1995, pp.212) la estacionariedad débil, o en segundos momentos, ocurre cuando el proceso cumple con las siguientes propiedades:

1. *Tiene reversión a la media, es decir que la serie fluctúa alrededor de la media de largo plazo:*

$$E[X_t] = \mu_t = \mu \text{ siendo } \mu \text{ constante para todo } t.$$

2. *Tiene una varianza finita que es constante en el tiempo:*

$$V[X_t] = E[(X_t - \mu_t)^2] = \sigma^2 \text{ para todo } t.$$

3. *Es estacionario en covarianza, es decir:*

$$Cov[X_t, X_s] = E[(X_t - \mu_t)(X_s - \mu_s)] = \gamma(|s - t|)$$

Esto es, una función de la distancia en el tiempo entre dos variables aleatorias y no depende del punto actual en t .

3.2.1. Análisis Gráfico

Observando el comportamiento del logaritmo del precio de la acción de Ecopetrol (*Figura 1*), se puede evidenciar una tendencia creciente en el precio de este activo. Por otra parte las dos primeras propiedades enunciadas anteriormente no se cumplirían para la serie de Ecopetrol, dado que no hay una reversión a la media y su variación no es finita. El comportamiento de los crudos WTI (*Figura 2*) y Brent (*Figura 3*) son similares, debido a que puede existir una reversión a una media de largo plazo. Sin embargo su variabilidad no es constante.

En julio de 2008 el precio del barril WTI alcanzó un precio record de \$140,97 USD, debido a la creciente demanda de combustible de China e India y a la limitación de la oferta por parte de países productores como Nigeria, en el cual la insurgencia atacó la infraestructura petrolera. El barril de Brent llegó a cotizar \$146,08 USD en julio. La variación negativa en los precios de referencia fue tal, que en enero de 2009, el barril de WTI costaba \$35,4 USD mientras que el de Brent llegó en febrero de ese año a \$39,55. Este retroceso en los precios del petróleo, se debió al bajo crecimiento económico mundial, en el cual los países consumidores se vieron obligados a reducir su demanda.

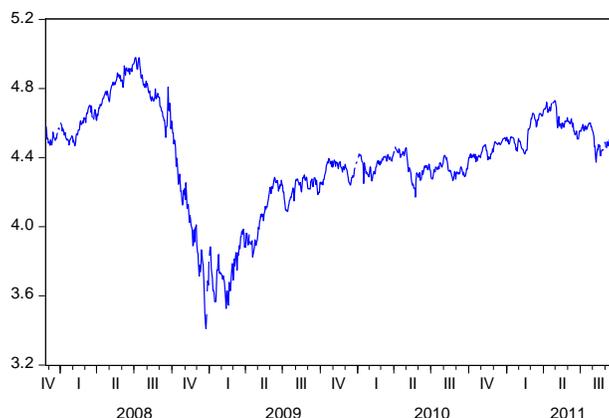
Durante los últimos meses del 2008, la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP), tomó la decisión de reducir la producción hasta de 1.5 millones de barriles por día. En el corto plazo estas medidas fueron insuficientes para detener la caída en los precios.

Figura 1: Logaritmo del precio de la acción de Ecopetrol en la BVC (11/26/2007 – 10/11/2011)



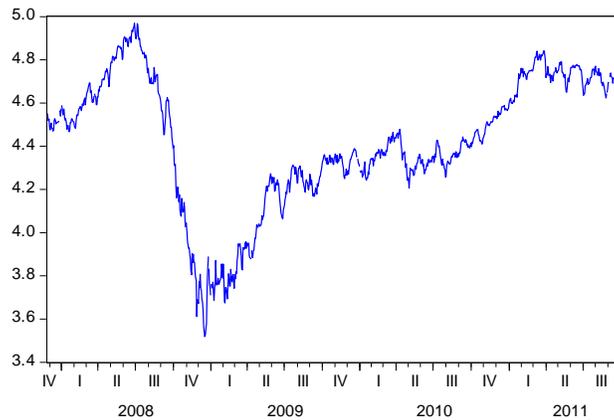
Fuente: Bolsa de Valores de Colombia.

Figura 2: Logaritmo del precio spot del crudo WTI (11/26/2007 – 10/11/2011)



Fuente: U.S. Energy Information Administration

Figura 3: Logaritmo del precio spot del crudo Brent (11/26/2007 – 10/11/2011)



Fuente: U.S. Energy Information Administration

El análisis gráfico es una herramienta útil para determinar cuál es la tendencia en el precio de los activos sujetos a estudio. Sin embargo es imprecisa para determinar la estacionariedad de los procesos. Con el fin de determinar si las series LNECOPETL, LNWTI y LNBRENT son estacionarias y para establecer si es posible aplicar la metodología de cointegración en este trabajo, se procede a realizar la prueba del correlograma y la prueba de Dickey y Fuller aumentada, conocida como ADF.

3.2.2. Análisis mediante correlograma

Mediante el correlograma en niveles de las series (ver *Anexo 1*), se procede a realizar esta prueba que se basa en los coeficientes de autocorrelación (AC) y de autocorrelación parcial (PAC). La autocorrelación de la serie y en el rezago p es estimada por:

$$\tau_p = \frac{\sum_{t=p+1}^T (y_t - \hat{y})(y_{t-p} - \hat{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y})^2} \quad (1)$$

Donde \bar{y} es la media de y . La autocorrelación parcial en el rezago p , es estimada en el paquete econométrico de la siguiente manera:

$$\phi_p = \frac{\tau_1 - \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{p-1,j} \tau_{p-j}}{1 - \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{p-1,j} \tau_{p-j}} \quad \text{para los } p > 1 \quad \text{siendo } \phi_1 = \tau_1. \quad (2)$$

Esta ecuación representa la correlación entre el momento y_t y el y_{t-p} , descontando cualquier efecto existente entre el momento t y $t-p-1$ (Taborda 2010, pp.160).

Como puede observarse en todas las series, los coeficientes de τ_p disminuyen a medida que aumenta el número de rezagos. En el correlograma de LNECOPETL, los coeficientes de autocorrelación son muy altos desde el primer rezago, $AC= 0.996$ pero disminuyen en el rezago 36 a $AC=0.845$, lo cual presenta el comportamiento típico de una serie no estacionaria, como ocurre también para LNWTI y LNBRENT. La autocorrelación es significativa al 5% para las tres series, debido a que en todos los rezagos se encuentra fuera de la banda representada por las líneas punteadas verticales. De esta forma, podría decirse que las tres series son no estacionarias.

En cuanto a la autocorrelación parcial, en las tres series se observa que luego del primer rezago esta permanece acotada en la banda que representa el intervalo de confianza del 5%. De acuerdo a Ariza (2011), el autocorrelograma parcial de un proceso autorregresivo² de orden p o $AR(p)$, se apaga luego del rezago p . En las tres series estudiadas el PAC se apaga luego del rezago 1, dejándolo como el único significativo. Este criterio indica que los tres procesos son autorregresivos de primer orden.

3.2.3. Pruebas de Raíz Unitaria

Una vez efectuado el análisis gráfico de las series, se procede a realizar las pruebas desarrolladas por David Dickey y Wayne Fuller (1979), las cuales consisten en modelar la serie de tiempo de forma autorregresiva con p rezagos³:

² Un proceso autorregresivo de orden p , se define como: $x_t = \delta + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 x_{t-2} + \dots + \theta_p x_{t-p} + e_t$ siendo el último término un proceso puramente aleatorio con media cero y varianza constante.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \theta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \theta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + e_t \quad (3)$$

En presencia de tendencia determinística, la generalización de la anterior ecuación, será la empleada en el test de Dickey Fuller Aumentado (ADF):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \theta_k \Delta y_{t-p} + e_t \quad (4)$$

Donde α es el intercepto, β una constante, t la tendencia y e_t el termino de error. De la anterior ecuación, se puede saber que existen p rezagos en la serie de la variable y_t , la cual depende de sus propios valores anteriores en t . El test comprende la hipótesis nula $\rho = 1$, cuando la serie es no estacionaria y el proceso es una caminata aleatoria. La hipótesis alterna consiste en que la serie tiene tendencia estacionaria, es decir cuando $\rho < 1$.

En base a simulaciones de Monte Carlo, MacKinnon (1996) estimó los valores críticos para el coeficiente y_{t-1} . El test de Dickey-Fuller puede realizarse de tres formas: Con intercepto y con tendencia, con intercepto sin tendencia y sin intercepto ni tendencia.

Mediante EViews, se procede a realizar la prueba de raíz unitaria para las series LNECOPETL, LNWTI y LNBRENT con el test ADF (*Cuadros 1-3*). En las opciones del programa para el test, se especifica que la prueba se haga en niveles, es decir sin diferenciar. En la estimación por mínimos cuadrados, se incluye el intercepto y la tendencia para determinar si son relevantes en el modelo⁴ y se especifica que el programa haga una selección automática de los p rezagos, cuyo valor máximo es de 21, mediante el criterio de Hannan y Quinn (HQIC):

$$HQIC = -2(l / N) + 2p \log(\log(N)) / N \quad (5)$$

Donde l es el valor de la función de log-verosimilitud, con p parámetros estimados usando N observaciones.

⁴ Si en este modelo general, el intercepto y/o la tendencia no son significativos, son excluidos y se vuelve a realizar el test ADF hasta obtener el mejor modelo.

Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria ADF para LNECOPETL (Intercepto y tendencia).

		t-Estadístico	Prob.*	
t-Estadístico del test ADF		-2,119	0,533	
Valores críticos:	1%	-3,967		
	5%	-3,414		
	10%	-3,129		
Ecuación del test ADF				
Variable dependiente: D(LNECOPETL)				
Observaciones incluidas: 999				
Variable	Coef.	Error Est.	t-Estadístico	Prob.
LNECOPETL(-1)	-0,008	0,004	-2,119	0,034
C	0,067	0,031	2,135	0,033
t	0,000	0,000	1,898	0,058
R-Cuadrado	0,004			
R-Cuadrado ajustado	0,002	Media		0,001
D.E. de la regresión	0,016	D.E.		0,017
SRC	0,278	Akaike		-5,342
Log-verosimilitud	2671,477	Schwarz		-5,328
F-estadístico	2,254	H.Q.		-5,337
Prob(F-estadístico)	0,105	D.W.		2,012

Cuadro 2. Prueba de raíz unitaria ADF para LNWTI (Sin intercepto, sin tendencia).

		t-Estadístico	Prob.*	
t-Estadístico del test ADF		-0,155	0,630	
Valores críticos:	1%	-2,567		
	5%	-1,941		
	10%	-1,616		
Ecuación del test ADF				
Variable dependiente: D(LNWTI)				
Observaciones incluidas: 999				
Variable	Coef.	Error Est.	t-Estadístico	Prob.
LNWTI(-1)	0,000	0,000	-0,155	0,876
D(LNWTI(-1))	0,002	0,032	0,063	0,949
D(LNWTI(-2))	-0,046	0,032	-1,471	0,141
D(LNWTI(-3))	0,080	0,032	2,557	0,010
D(LNWTI(-4))	0,037	0,032	1,172	0,241
D(LNWTI(-5))	-0,087	0,032	-2,761	0,005
D(LNWTI(-6))	-0,040	0,032	-1,285	0,198
D(LNWTI(-7))	-0,111	0,032	-3,529	0,000
R-Cuadrado	0,030	Media		0,000
R-Cuadrado ajustado	0,023	D,E,		0,030
D.E. de la regresión	0,029	Akaike		-4,184
SRC	0,871	Schwarz		-4,144
Log-verosimilitud	2083,362	H,Q,		-4,169
D.W.	2,002			

Cuadro 3. Prueba de raíz unitaria ADF para LNBRENT (Sin intercepto, sin tendencia).

		t-Estadístico	Prob.*	
t-Estadístico del test ADF		0,117	0,719	
Valores criticos:				
1%		-2,567		
5%		-1,941		
10%		-1,616		
Ecuación del test ADF				
Variable dependiente: D(LNBRENT)				
Observaciones incluidas: 999				
Variable	Coef.	Error Est.	t-Estadístico	Prob.
LNBRENT(-1)	0,000	0,00	0,12	0,906
R-Cuadrado	0,000	Media		0,000
R-Cuadrado ajustado	0,000	D,E,		0,026
D.E. de la regresión	0,026	Akaike		-4,457
SRC	0,676	Schwarz		-4,452
Log-verosimilitud	2227,349	H,Q,		-4,455
D.W.	1,974			

Notas: SRC= Suma de los Residuos al Cuadrado, D.E.=Desviación estándar, D.W.= Estadístico de Durbin-Watson, H.Q.=Estadístico de Hannan-Quinn. Los p-valores son calculados a una cola, mediante simulaciones de Montecarlo (MacKinnon, 1996).

Cuadro 4. Resumen de las pruebas de raíz unitaria ADF.

Serie	Modelo	p: (AIC)	t est. ADF	t *	Conclusión	p: (SIC)	t est. ADF	t *	Conclusión
LNCOPTL	C	1	-0,952	-2,864	N.E.	1	-0,952	-2,864	N.E.
LNCOPTL	C+T	1	-2,119	-3,414	N.E.	1	-2,119	-3,414	N.E.
LNWTI	C	7	-1,401	-2,864	N.E.	1	-1,701	-2,864	N.E.
LNWTI	C+T	7	-1,413	-3,414	N.E.	1	-1,717	-3,414	N.E.
LNBRENT	C	14	-1,369	-2,864	N.E.	1	-1,194	-2,864	N.E.
LNBRENT	C+T	14	-1,600	-3,414	N.E.	1	-1,463	-3,414	N.E.

Nota: N.E. = No Estacionaria.

Al realizar la prueba de hipótesis, se tienen en cuenta los siguientes criterios:

Si el t - statistic $ADF \leq vr.criticoADF$, entonces se rechaza la hipótesis nula. Luego la serie es estacionaria.

Si el t - statistic $ADF > vr.criticoADF$, entonces no se rechaza la hipótesis nula. Luego la serie es no estacionaria y tiene raíz unitaria.

De acuerdo a los resultados presentados en los cuadros anteriores, a un nivel de significancia del 5%, no se rechaza la hipótesis nula, por lo cual las series LNECOPETL, LNWTI, LNBRENT, son no estacionarias. Este resultado coincide con la prueba de correlograma realizada anteriormente. Una forma sencilla para comprobar que las series tienen raíz unitaria o que son $I(1)$, es la realización del test ADF para cada serie diferenciadas una vez (ver *Anexo 2*).

Los resultados presentados en el *Anexo 2*, muestran el test ADF para la serie LNECOPETL una vez diferenciada. En este caso, el t-estadístico de la prueba ADF es menor a los valores críticos del test al 5%, por lo cual se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad y se concluye que la serie es estacionaria. Dado que fue necesario diferenciar la serie LNECOPETL una vez para que fuera estacionaria, se puede concluir que la serie es integrada de orden $I(1)$. Este mismo resultado aplica para las series LNWTI y LNBRENT.

El *cuadro 4* resume el test ADF, aplicado a los modelos con intercepto (C) o con intercepto y tendencia ($C+T$) para cada serie. Se ha calculado el número máximo de rezagos p , mediante los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (SIC).

El criterio de información de Akaike consiste en minimizar la función:

$$AIC = \frac{-2l}{N} + \frac{2p}{N} \quad (6)$$

Donde p es el número de rezagos, N es el número de observaciones y l es la función de log verosimilitud (Maddala 2001, pp.488). El criterio de información de Schwarz consiste en minimizar la función:

$$SIC = -2 \frac{l}{N} + \frac{p \log(N)}{N} \quad (7)$$

Observando el *cuadro 4*, se llega a la conclusión que en cada una de las tres series, el número máximo de rezagos p es 1. Debe considerarse que el criterio de información de Akaike ha sobreestimado el número de rezagos en a las series LNWTI y LNBRENT, sin embargo Lütkepohl (1993), advierte que el AIC tiene a sobreestimar el orden p , según va creciendo N . Con estos resultados del test ADF aplicado a las series de estudio, se demuestra que es posible realizar la prueba de cointegración, dado que LNECOPETL, LNWTI Y LNBRENT son integradas del mismo orden y con el mismo número de rezagos. Las pruebas de cointegración permitirán determinar si existe una relación de largo plazo entre las series. Posteriormente se aplicaran pruebas de causalidad de Engel y Granger para establecer si existen relaciones en el corto plazo entre las variables.

3.3. Análisis de Cointegración.

El método de cointegración fue inicialmente desarrollado por Engle y Granger (1987), al aplicar técnicas de análisis de series estocásticas no estacionarias a series no estacionarias. Este método surge como una solución a problemas de regresión espúrea señalados por Granger y Newbold (1974), como el de encontrar una relación falsa entre dos o más variables con tendencia.

Antes de desarrollarse el concepto de integración, autores como Box y Jenkins (1976) recomendaron que era necesario diferenciar las series de tiempo para estudiar sus propiedades dinámicas. De acuerdo a Ariza (2011, pp.82), la práctica de diferenciar la serie hasta que fuera no estacionaria, traía otro tipo de problemas como la no significancia de los coeficientes estimados, cuando en realidad existía una relación entre las series. Por otra parte, al estimar en diferencias se pierde la información de largo plazo contenida en las series, debido a que el proceso de diferenciar funciona como un “filtro”. Luego de tener en cuenta estos problemas, Johansen (1988) presentó un desarrollo en la técnica de estimación de los vectores cointegración.

La aproximación de Johansen parte de la estimación mediante la técnica de máxima verosimilitud, de la representación Vector Error-Corrección (VEC) del sistema de ecuaciones multivariado, el cual es una modificación de la representación por Vectores Autorregresivos (VAR). Un modelo VAR de orden p , es de la forma:

$$Y_t = \delta + \Phi D_t + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t \quad (8)$$

Donde Y_t es el proceso estocástico k-dimensional, δ es el vector de constantes, D_t el termino determinístico, A_i con $i=1, \dots, p$, las matrices k-dimensionales y U_t el vector de residuos k-dimensional en t , con distribución ruido blanco. Siguiendo a Kirchgassner (2008, pp.219), la representación VEC de la ecuación (8) queda de la forma:

$$\Delta Y_t = -\Pi Y_{t-1} + D_t + \sum_{j=1}^{p-1} A^*_j \Delta Y_{t-j} + U_t \quad (9)$$

Con $\Pi = A(1) = I - \sum_{j=1}^p A_j$ y $A^*_j = -\sum_{i=j+1}^p A_i$, $j=1, 2, \dots, p-1$. Adicionalmente la matriz Π está restringida de tal forma que $\Pi = \Gamma B'$. La matriz Γ contiene coeficientes que miden las contribuciones de las r relaciones de largo plazo entre las ecuaciones del sistema. La matriz B contiene r vectores de cointegración linealmente independientes. En general, la matriz Π representa las relaciones de largo plazo entre las variables. En esta representación VEC, si todos los componentes de Y_t son variables $I(1)$, entonces cada componente de ΔY_t es estacionario y cada componente de ΔY_{t-1} es integrado de orden uno.

Al estimar la ecuación (9), por el método de máxima verosimilitud se obtiene:

$$\Delta Y_t + \Gamma B' Y_{t-1} = A^*_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + A^*_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + U_t \quad (10)$$

Si se hace una regresión de ΔY_t y ΔY_{t-1} en las diferencias rezagadas, se obtienen los residuales R_{0t} y R_{1t} , de tal forma que:

$$R_{0t} = -\Gamma B' R_{1t} + \hat{U}_t \quad (11)$$

Donde R_0 es un vector de procesos estacionarios y R_1 un vector de procesos no estacionarios. Según Ariza (2011, pp.138), el objetivo del método de cointegración de Johansen, es encontrar las

combinaciones lineales $B'R_{1,t}$ que tengan las correlaciones más altas con R_0 . Al estimar por mínimos cuadrados ordinarios la ecuación (11), se obtienen los valores óptimos de Γ y de la matriz de varianzas y covarianzas, expresada como Σ :

$$\hat{\Gamma}(B) = -S_{01}B(B'S_{11}B)^{-1} \quad (12)$$

$$\hat{\Sigma}(B) = S_{00} - S_{01}B(B'S_{11}B)^{-1}B'S_{10} \quad (13)$$

Con $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{i,t}R_{j,t}$ para todo $i, j = 0, 1$.

Johansen (1995, pp.91f) demostró que al resolver el problema de valores propios, descrito en la ecuación (13), se obtienen los valores óptimos de B :

$$|\lambda S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}| = 0 \quad (14)$$

Donde los valores propios λ_i y vectores propios v_i se cumple la propiedad:

$$\lambda_i S_{11} v_i = S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} v_i \quad (15)$$

Normalizando la anterior ecuación, se obtiene:

$$\begin{bmatrix} v'_i \\ \vdots \\ v'_k \end{bmatrix} S_{11} [v_1 \dots v_k] = I_k \quad (16)$$

Siendo I_k la matriz identidad, este proceso conlleva a una solución única. Al ordenar los valores propios se obtiene que $1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_k \geq 0$, donde los $\hat{\lambda}_i$ son los eigenvalores estimados. De acuerdo a Kirchgassner (2008, pp.223), para k variables integradas de orden uno, con rango de integración r , se pueden encontrar r valores propios positivos. Una vez encontrados los vectores propios de cointegración o eigenvectores, se puede estimar la matriz $\hat{B}' = [\hat{v}_1 \dots \hat{v}_k]$. Para encontrar r , se encuentra disponible la prueba de la traza y del máximo eigenvalor (Enders, 1995 pp.398), las cuales fueron calculadas en el programa econométrico.

La prueba de cointegración se realiza entonces, primero entre el precio de la acción de Ecopetrol y el precio del barril WTI, y luego entre el precio de la acción de Ecopetrol y el precio del barril Brent. Debido a que investigadores como Wlazlowski et al. (2010), demostraron la existencia de cointegración entre 32 precios de referencia, debe demostrarse ahora si existe una relación de largo plazo entre cada uno de los precios de los crudos y la acción de Ecopetrol, para lo cual es necesario realizar dos pruebas de cointegración independientes.

Con este fin se realizan dos modelos VAR, en los cuales se establece el orden p de los modelos. Para este propósito se emplean los criterios de información AIC, SIC y HQIC, descritos anteriormente. Los cuadros 5 y 6 presentan los resultados, luego de seleccionar un intervalo de 1 a 8 rezagos en los modelos.

Cuadro 5. Selección del rezago (p) del VAR Ecopetrol – WTI

Rezago	AIC	SIC	HQIC
0	0,286	0,296	0,290
1	-9,652	-9,621*	-9,640*
2	-9,650	-9,601	-9,631
3	-9,645	-9,576	-9,619
4	-9,648	-9,559	-9,614
5	-9,642	-9,533	-9,601
6	-9,647	-9,518	-9,598
7	-9,644	-9,496	-9,588
8	-9,653*	-9,486	-9,590

Cuadro 6. Selección del rezago (p) del VAR Ecopetrol – Brent

Rezago	AIC	SIC	HQIC
0	0,203	0,213	0,207
1	-9,818	-9,788*	-9,806*
2	-9,815	-9,766	-9,796
3	-9,809	-9,740	-9,783
4	-9,803	-9,714	-9,769
5	-9,795	-9,686	-9,754
6	-9,796	-9,667	-9,747
7	-9,825*	-9,677	-9,769
8	-9,820	-9,652	-9,756

De acuerdo a los criterios de Schwarz y Hannan y Quinn, el rezago máximo en ambos modelos VAR es 1. Como se había especificado anteriormente, el criterio de Akaike sobreestima el p del modelo, dado que el número de observaciones es bastante alto (986 luego de ajustes). Para evitar problemas de consistencia en el modelo, se hace una prueba de correlación serial en los residuales (ver *Anexo 3*) mediante el test de multiplicador de Lagrange (*LM-test*), desarrollado por Godfrey (1978) y Breusch (1979). La prueba consiste en la hipótesis nula de no autocorrelación en una regresión auxiliar.

Según Álvarez (2010, pp.24), si el LM-estadístico calculado supera al valor crítico calculado por la distribución χ^2 con $n - p - 1$ grados de libertad al 5% de nivel de significancia, entonces se rechaza la hipótesis nula y entonces el modelo estará mal especificado. En este caso, dado que el valor de la distribución χ^2 con 4 grados de libertad (14,86 al 5% de significancia), es siempre mayor que el LM-estadístico en todos los rezagos calculados para los dos modelos, no se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación serial, por lo cual se puede decir que ambos modelos está bien especificados. Conociendo el orden de los modelos VAR calculados (ver *Anexo 4*) y comprobando que no hay autocorrelación serial en ellos, se procede a realizar las dos pruebas de cointegración.

El *cuadro 7* muestra las pruebas de traza y de máximo eigenvalor para estimar el número de vectores de cointegración entre LNECOPETL y LNWTI. Para modelar la posible tendencia (t), en la variable dependiente, se ha escogido el modelo en el cual la variable dependiente no tiene tendencia determinística y la ecuación de cointegración (E.C.) tiene intercepto (δ). De acuerdo a Johansen (1995) este modelo es de la forma:

$$\Gamma B' Y^*_{t-1} - \delta - dt = \Gamma (B' Y_{t-1} + \delta) \quad (17)$$

Cuadro 7. Prueba de cointegración de Johansen entre Ecopetrol y WTI.

Prueba de la traza

Hipótesis de E.C.	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor Crítico 0,05	P-valores*
$r = 0$	0,004	6,378	20,262	0,933
$r \leq 1$	0,003	2,644	9,165	0,649

Prueba del máximo eigenvalor

Hipótesis de E.C.	Eigenvalor	Estadístico del M.E	Valor Crítico 0,050	P-valores*
$r = 0$	0,004	3,733	15,892	0,970
$r \leq 1$	0,003	2,644	9,165	0,649

Notas: M.E.=Máximo eigenvalor. P-valores* de MacKinnon- Haug Michelis (1999).

Cuadro 8. Prueba de cointegración de Johansen entre Ecopetrol y Brent.

Prueba de la traza

Hipótesis de E.C.	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor Crítico 0,05	P-valores*
$r = 0$	0,005	6,663	20,262	0,917
$r \leq 1$	0,002	1,774	9,165	0,822

Prueba del máximo eigenvalor

Hipótesis de E.C.	Eigenvalor	Estadístico del M,E	Valor Crítico 0,050	P-valores*
$r = 0$	0,005	4,889	15,892	0,898
$r \leq 1$	0,002	1,774	9,165	0,822

Notas: M.E.=Máximo eigenvalor. P-valores* de MacKinnon- Haug Michelis (1999).

En la prueba de la traza y del máximo eigenvalor del *cuadro 7*, se indican las hipótesis sobre el número de ecuaciones o relaciones de cointegración, de tal forma que $r = 0$ si no hay ecuaciones y $r \leq 1$ si existe al menos una (Kirchgassner, 2008, pp.223). Ambas pruebas muestran el rango ordenado de los eigenvalores de la matriz Π . El estadístico de la traza se define como:

$$Tr(r) = -N \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (18)$$

Donde $\hat{\lambda}$ son los eigenvalores estimados. La hipótesis nula de esta prueba es que *existen un máximo* de r valores propios positivos, mientras que la alterna considera que existen más de r eigenvalores. La prueba del máximo eigenvalor tiene como hipótesis nula que *existen exactamente* r eigenvalores positivos, contra la hipótesis alterna de que hay exactamente $r + 1$ valores propios positivos. El test tiene el siguiente estadístico:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -N \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (19)$$

En la prueba de cointegración entre LNECOPETL y LNWTI, los tests de la traza y del máximo eigenvalor comienzan con la hipótesis nula de que no existen relaciones de cointegración. En ambas pruebas, esta hipótesis no se rechaza al 5%, es decir que efectivamente $r = 0$. Los p-valores de esta prueba fueron calculados por MacKinnon- Haug Michelis (1999), mediante simulaciones de Montecarlo. Debido que los estadísticos de la traza y del máximo eigenvalor son menores a los valores críticos al 5% en los casos $r = 0$ y $r \leq 1$, se concluye que no existen relaciones de cointegración entre el logaritmo del precio de la acción de Ecopetrol y entre el logaritmo del precio del barril WTI, en otras palabras, que no existe una relación de largo plazo entre estos activos.

Los resultados de las pruebas de traza y del máximo eigenvalor para la prueba de cointegración entre LNECOPETL y LNBRENT (*Cuadro 8*), son similares a los encontrados anteriormente. Mediante el mismo análisis se llega a la conclusión de que no hay relaciones o vectores de cointegración entre estas dos variables, por lo que se descarta que el logaritmo del precio de la acción de Ecopetrol y el del precio del crudo Brent, tengan una relación de largo plazo.

3.4. Modelo de causalidad de Granger

Aunque en la sección anterior no se encuentra una relación de largo plazo entre las variables, en esta se analizará la dinámica de corto plazo entre las variables de estudio, mediante la prueba de causalidad propuesta por Granger (1969). Este modelo basado en los residuos, tiene la hipótesis nula de que los rezagos de un proceso z_t , no inciden en el valor presente de otro proceso y_t . Esta prueba de causalidad bilateral, determina si una variable endógena puede ser tratada como exógena, calculando la significancia conjunta de las variables endógenas rezagadas del VAR, mediante un test de Wald distribuido bajo la χ^2 . De acuerdo a (Kirchgassner, 2008, pp.103). Se hace una estimación mediante M.C.O. de las ecuaciones:

$$\begin{aligned} y_t &= \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_l y_{t-l} + \alpha_1 z_{t-1} + \dots + \alpha_l z_{t-l} + e_t \\ z_t &= \delta_0 + \delta_1 z_{t-1} + \dots + \delta_l z_{t-l} + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + u_t \end{aligned} \quad (20)$$

Al igual que en la prueba de cointegración realizada, la prueba de causalidad será realizada en base a dos modelos VAR independientes. Con el fin de incluir un mayor número de rezagos en los modelos, se emplea el criterio de Akaike (*Cuadros 5 y 6*) para establecer el orden p en cada modelo. Gujarati (2003, pp.673) advierte que antes de proceder a realizar la prueba de causalidad, las series deben ser estacionarias y los errores no deben estar correlacionados. Dado que ya se demostró que las series son no estacionarias y no hay correlación en los errores (ver *Anexo 3*), se toman diferencias una vez en cada serie, creándose las nuevas variables DECOPE, DWTI, DBRENT.

El *cuadro 9* muestra la prueba de causalidad de Granger entre los rezagos del logaritmo del precio de la acción de Ecopetrol y del logaritmo del precio del barril WTI. En esta prueba no se rechaza la hipótesis nula, de no causalidad, a un nivel de significancia del 5%, por lo cual se establece que DWTI *no causa en sentido de Granger* a DECOPE. Desde el punto de vista económico este resultado no es el esperado, dado que una gran parte de la producción de barriles de Ecopetrol es valorada con el precio de referencia WTI.

Cuadro 9. Prueba causalidad de Granger entre Ecopetrol y WTI

Variable dependiente:DECOPE			
Excluida	Chi-2	G.L.	Prob
DWTI	10,453	8	0,235
Todas	10,453	8	0,235

Variable dependiente:DWTI			
Excluida	Chi-2	G.L.	Prob
DECOPE	8,805	8	0,359
Todas	8,805	8	0,359

Cuadro 10. Prueba causalidad de Granger entre Ecopetrol y Brent.

Variable dependiente:DECOPE			
Excluida	Chi-2	G.L.	Prob
DBRENT	20,152	7	0,005
Todas	20,152	7	0,005

Variable dependiente:DBRENT			
Excluida	Chi-2	G.L.	Prob
DECOPE	12,038	7	0,099
Todas	12,038	7	0,099

Tomando a DWTI como la variable dependiente se obtiene el mismo resultado, de tal forma que DECOPE no causa en sentido de Granger a DWTI, lo cual tiene sentido debido a que Ecopetrol no cuenta con el suficiente poder de mercado para tener influencia sobre un precio internacional de referencia como lo es el WTI. Los resultados obtenidos sobre la causalidad entre DWTI y DECOPE no cambian si se aumenta el número de rezagos.

El *cuadro 10* muestra que al 5% de nivel de significancia, la variable DBRENT causa en sentido de Granger a DECOPET. De esta forma, en el corto plazo los rezagos del precio del barril de Brent, explican el precio de la acción de Ecopetrol en t . Este resultado puede ser coherente, debido a que Ecopetrol es productor de crudos valorados bajo esta referencia (Castilla y Vasconia), por lo cual una variación en el precio de esta materia prima puede ser descontada rápidamente por los agentes en el mercado.

Por otra parte, si se establece DBRENT como variable dependiente, se observa que DECOPE no causa en sentido de Granger a DBRENT a un 5% de nivel de significancia. Esto se debe a que Ecopetrol no cuenta con el suficiente poder de mercado para afectar el precio o la producción internacional del crudo Brent.

4. Conclusiones

Durante los últimos años ha surgido expectativa entre los inversionistas y Gobierno, sobre el comportamiento de la acción de Ecopetrol en el mercado de valores colombiano, dado su gran impacto en portafolios de inversiones, la política económica y en las finanzas públicas. Se ha generado el interés entre los agentes, de estudiar la posible interrelación entre el comportamiento de la acción y los precios internacionales del crudo, sujeto a volatilidades en los mercados internacionales, debido a la inestabilidad política en Oriente Medio, a las presiones de demanda por países como EE.UU., China e India y por restricciones de la oferta de los países productores.

En este trabajo se ha realizado una aplicación de distintas metodologías de series de tiempo para determinar la relación en el largo plazo entre la acción de Ecopetrol y los precios de referencia WTI y Brent, los cuales según la evidencia empírica, son los precios que más responden a las condiciones del mercado internacional.

De acuerdo al enfoque de cointegración de Johansen aplicado, los resultados muestran que no hay una relación de largo plazo entre cada uno de los precios de referencia y el de la acción. Para este propósito se comprobó la no estacionalidad y el orden de integración $I(1)$ de las series, una propiedad de la mayoría de series financieras. Se realizaron modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) para efectuar las pruebas de cointegración. Adicionalmente se aplicó la prueba de causalidad de Granger entre cada precio de referencia y el precio de la acción, para determinar una relación de corto plazo. Los resultados indican que el precio de la variable Brent causa en sentido de Granger al precio de la acción de Ecopetrol.

Dado que no existe dicha relación de largo plazo entre el precio de los activos y solo se establece una relación de causalidad del precio del crudo Brent hacia la acción de Ecopetrol, es posible que el comportamiento de la acción se explique a temas concernientes del estudio de la empresa, como lo es la producción, las reservas, la liquidez y la calificación crediticia, además de eventos especulativos.

El enfoque de cointegración de Johansen constituye una herramienta clave en el análisis de las relaciones de equilibrio en el largo plazo, de orden macroeconómico y financiero. El constante desarrollo de tecnologías computacionales y el acceso a un número mayor de datos como lo es el trading de alta frecuencia, permitirían avances en esta metodología econométrica.

Referencia

1. Asesores en Valores (2011). *Resultados Financieros Ecopetrol Cuarto Trimestre 2011*. Disponible en: https://www.asesoresenvalores.com/sites/default/files/contgeneral/Ficha%20T%C3%A9cnica%20Ecopetrol%204T%202011_0.pdf
2. Agencia Nacional de Hidrocarburos (2007). *Colombia Sedimentary Basins: Nomenclature, Boundaries and Petroleum Geology, a New Proposal*. Editorial AHN and B&M: Bogotá D.C.
3. Álvarez, R., Calvo, J., Torrado, C., Mondragón, J. (2010). “*Fundamentos de Econometría Intermedia: Teoría y Aplicaciones*”. *Apuntes de Clase CEDE*. Ed. Universidad de los Andes: Bogotá D.C.
4. Ariza, C. (2011). *Econometría Intermedia: Notas de clase*. Universidad del Rosario: Bogotá D.C.
5. Bloomberg (2011). *Cushing Crude Oil Spot Prices*. Disponible en: <http://www.bloomberg.com/quote/USCRWTIC%3AIND>
6. Box, G. and Jenkins, G. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day: San Francisco.
7. Breusch, T. (1979). "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models", *Australian Economic Papers*, 17: 334–355.
8. CME Group – *Chicago Merchantile Exchange* (2011). Disponible en: <http://www.cmegroup.com/>
9. Correval (2011). *Ecopetrol: Resultados 2011-II*. Disponible en: <http://www.correval.com/InvEcon/index.php/informes-economicos/historico/renta-variable/3142-ecopetrolresultados2011ii>
10. Dickey, D., Fuller, A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74:427–431.
11. Ecopetrol (2007). *Prospecto de Información Constitutivo del Programa de Emisión y Colocación de Acciones de Ecopetrol*. Ecopetrol: Bogotá D.C.
12. Ecopetrol (2011). *Proveedores- Producción: Crudos Pesados*. Disponible en: <http://www.ecopetrol.com.co/contenido.aspx?conID=36400&catID=45>
13. Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons Inc.: New York.
14. Engle, R., Granger, C. (1987). “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55 (2): 251-76.
15. Figueroa, E. (2006). *El Comportamiento Económico del Mercado del Petróleo*. Ediciones Diaz de Santos: Madrid.
16. Godfrey, L. (1978). "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, 46: 1293–1302.
17. Granger, J. (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37 (3): 424–438.
18. Granger, C., Newbold, P. (1974). “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.

19. Granger, C., Newbold, P. (1981). "Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, 16: 121 – 130.
20. Gujarati, D. (2003). *Econometría*. McGraw Hill–Irwin: Mexico D.F.
21. Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: pp. 231 – 254.
22. Johansen, S., Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: pp. 169 – 210.
23. Johansen, S. (1995). "The role of ancillarity in inference for non-stationary variables", *Economic Journal* 105: 302—320.
24. Kirchgassner, G., Wolters, J. (2008). *Introduction to Modern Time Series Analysis*. Springer: New York.
25. Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series*. Springer-Verlag: Berlin and New York
26. MacKinnon, J. (1996). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11: 601-618.
27. MacKinnon, J., Haug, A., Michelis, L. (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14 (5):563-577.
28. Maddala, G.S. (2001). *Introduction to Econometrics*. John Wiley and Sons: New York.
29. PFC Energy (2011). *PFC Energy 50*. Disponible en: <http://www.pfcenergy.com/PFC-Energy-50/PFC-Energy-50>
30. Taborda, R. (2010). *Econometría Intermedia: Notas de clase*. Universidad del Rosario: Bogotá D.C.
31. U.S. Energy Information Administration. (2011). *Petroleum and other Liquids: Spot prices*. Disponible en <http://www.eia.gov/petroleum/data.cfm#prices>
32. Wlצלowski, S., Hagströmer, B., Giulietti, M. (2010). "Causality in crude oil prices", *Applied Economics*, 43(24): 3337-3347.

Apéndice

Anexo 1.

Correlograma LNECOPETL

Sample: 11/26/2007 10/11/2011
Included observations: 1000

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.996	0.996	995.26	0.000
		2	0.992	-0.001	1983.8	0.000
		3	0.989	0.020	2966.0	0.000
		4	0.985	0.022	3942.2	0.000
		5	0.981	-0.031	4912.0	0.000
		6	0.977	-0.015	5875.1	0.000
		7	0.974	0.025	6832.0	0.000
		8	0.970	-0.002	7782.8	0.000
		9	0.966	-0.036	8726.9	0.000
		10	0.963	0.014	9664.6	0.000
		11	0.959	-0.022	10596.0	0.000
		12	0.955	-0.006	11520.0	0.000
		13	0.950	-0.029	12437.0	0.000
		14	0.946	-0.022	13347.0	0.000
		15	0.941	-0.047	14248.0	0.000
		16	0.937	-0.011	15142.0	0.000
		17	0.932	-0.029	16027.0	0.000
		18	0.927	0.030	16904.0	0.000
		19	0.923	0.009	17774.0	0.000
		20	0.918	-0.024	18635.0	0.000
		21	0.913	0.017	19489.0	0.000
		22	0.909	0.001	20335.0	0.000
		23	0.904	0.003	21174.0	0.000
		24	0.900	-0.005	22005.0	0.000
		25	0.895	0.005	22828.0	0.000
		26	0.890	-0.012	23644.0	0.000
		27	0.886	-0.019	24452.0	0.000
		28	0.881	0.017	25252.0	0.000
		29	0.876	-0.003	26045.0	0.000
		30	0.872	-0.001	26830.0	0.000
		31	0.867	0.050	27608.0	0.000
		32	0.863	-0.027	28379.0	0.000
		33	0.859	-0.009	29143.0	0.000
		34	0.854	-0.011	29899.0	0.000
		35	0.849	-0.005	30648.0	0.000
		36	0.845	0.005	31390.0	0.000

Correlograma LNWTI

Sample: 11/26/2007 10/11/2011
Included observations: 1000

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.994	0.994	991.74	0.000
		2	0.989	-0.002	1973.3	0.000
		3	0.984	0.050	2945.8	0.000
		4	0.978	-0.078	3907.8	0.000
		5	0.972	-0.023	4858.6	0.000
		6	0.967	0.076	5800.4	0.000
		7	0.962	0.038	6733.8	0.000
		8	0.958	0.105	7661.1	0.000
		9	0.955	0.010	8582.5	0.000
		10	0.951	0.020	9498.7	0.000
		11	0.948	-0.017	10409.0	0.000
		12	0.945	-0.013	11314.0	0.000
		13	0.941	-0.048	12213.0	0.000
		14	0.936	-0.064	13102.0	0.000
		15	0.931	-0.016	13983.0	0.000
		16	0.925	-0.010	14855.0	0.000
		17	0.920	-0.026	15717.0	0.000
		18	0.914	0.031	16570.0	0.000
		19	0.909	0.005	17415.0	0.000
		20	0.904	-0.075	18250.0	0.000
		21	0.898	-0.068	19074.0	0.000
		22	0.892	0.020	19890.0	0.000
		23	0.886	-0.011	20696.0	0.000
		24	0.881	0.039	21492.0	0.000
		25	0.875	-0.016	22280.0	0.000
		26	0.870	-0.021	23058.0	0.000
		27	0.864	-0.028	23826.0	0.000
		28	0.857	-0.074	24583.0	0.000
		29	0.851	0.037	25330.0	0.000
		30	0.844	-0.047	26066.0	0.000
		31	0.837	-0.009	26791.0	0.000
		32	0.831	0.009	27505.0	0.000
		33	0.824	-0.001	28209.0	0.000
		34	0.817	0.025	28902.0	0.000
		35	0.811	-0.001	29585.0	0.000
		36	0.805	-0.013	30259.0	0.000

Correlograma LNBRENT

Sample: 11/26/2007 10/11/2011
Included observations: 1000

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.996	0.996	994.74	0.000
		2	0.992	-0.010	1982.1	0.000
		3	0.988	0.002	2962.2	0.000
		4	0.983	-0.017	3934.8	0.000
		5	0.979	0.003	4900.0	0.000
		6	0.975	-0.028	5857.4	0.000
		7	0.971	0.109	6808.9	0.000
		8	0.967	-0.012	7754.2	0.000
		9	0.964	0.029	8693.9	0.000
		10	0.961	-0.007	9628.0	0.000
		11	0.957	-0.022	10556.0	0.000
		12	0.954	0.034	11479.0	0.000
		13	0.950	-0.058	12395.0	0.000
		14	0.946	-0.059	13305.0	0.000
		15	0.941	-0.098	14205.0	0.000
		16	0.936	0.001	15097.0	0.000
		17	0.931	0.033	15981.0	0.000
		18	0.926	0.011	16856.0	0.000
		19	0.922	0.008	17724.0	0.000
		20	0.917	-0.030	18584.0	0.000
		21	0.913	-0.010	19437.0	0.000
		22	0.908	0.002	20282.0	0.000
		23	0.903	-0.015	21118.0	0.000
		24	0.899	-0.017	21947.0	0.000
		25	0.894	-0.033	22768.0	0.000
		26	0.888	-0.014	23580.0	0.000
		27	0.883	-0.025	24383.0	0.000
		28	0.877	-0.034	25176.0	0.000
		29	0.872	0.033	25960.0	0.000
		30	0.865	-0.075	26733.0	0.000
		31	0.860	0.002	27498.0	0.000
		32	0.853	-0.032	28252.0	0.000
		33	0.847	-0.019	28995.0	0.000
		34	0.841	0.025	29730.0	0.000
		35	0.835	-0.041	30453.0	0.000
		36	0.829	0.012	31168.0	0.000

Anexo 2.

Prueba de raíz unitaria ADF, para LNECOPETL diferenciada una vez

		t-Estadístico	Prob.*	
t-Estadístico del test ADF		-3,185	0,000	
Valores críticos:	1%	-2,567		
	5%	-1,941		
	10%	-1,616		
Ecuación del test ADF				
Variable dependiente: D(LNECOPETL)				
Observaciones incluidas: 999				
Variable	Coef.	Error Est.	t-Estadístico	Prob.
D(LNECOPETL(-1))	-1,009	0,031	-3,185	0,000
R-Cuadrado	0,504	Media		0,000
R-Cuadrado ajustado	0,504	D.E.		0,023
D.E. de la regresión	0,016	Akaike		-5,339
SRC	0,279	Schwarz		-5,334
Log-verosimilitud	2.665	H.Q.		-5,337
D.W.	2,00			

Prueba de raíz unitaria ADF, para LNWTI diferenciada una vez

		t-Estadístico	Prob.	
t-Estadístico del test ADF		-14,000	0.000	
Valores críticos:	1%	-2,567		
	5%	-1,941		
	10%	-1,616		
Ecuación del test ADF				
Variable dependiente: D(LNWTI)				
Observaciones incluidas: 999				
Variable	Coef.	Error Est.	t-Estadístico	Prob.
D(LNWTI(-1))	-1,167	0,083	-1,401	0,000
D(LNWTI(-1),2)	0,169	0,076	2,208	0,028
D(LNWTI(-2),2)	0,122	0,069	1,759	0,079
D(LNWTI(-3),2)	0,203	0,063	3,225	0,001
D(LNWTI(-4),2)	0,240	0,055	4,345	0,000
D(LNWTI(-5),2)	0,153	0,045	3,417	0,001
D(LNWTI(-6),2)	0,112	0,032	3,531	0,000
R-Cuadrado	0,512	Media		0,000
R-Cuadrado ajustado	0,509	D.E.		0,042
D.E. de la regresión	0,030	Akaike		-4,186
SRC	0,871	Schwarz		-4,152
Log-verosimilitud	2083,350	H.Q.		-4,173
D.W.	2,003			

Prueba de raíz unitaria ADF, para LNBRENT diferenciada una vez

		t-Estadístico	Prob.*	
t-Estadístico del test ADF		-3,119	0,000	
Valores críticos:	1%	-2,567		
	5%	-1,941		
	10%	-1,616		
Ecuación del test ADF				
Variable dependiente: D(LNBRENT)				
Observaciones incluidas: 999				
Variable	Coef.	Error Est.	t-Estadístico	Prob.
D(LNBRENT(-1))	-0,987	0,032	-3,119	0,000
R-Cuadrado	0,494	Media		0,000
R-Cuadrado ajustado	0,494	D.E.		0,037
D.E. de la regresión	0,026	Akaike		-4,457
SRC	0,676	Schwarz		-4,452
Log-verosimilitud	2224,919	H.Q.		-4,455
D.W.	2,000			

Anexo 3. Test del multiplicador de Lagrange

a. WTI- Ecopetrol

Rezagos	LM-Stat	Prob.
1	1,986	0,738
2	4,913	0,296
3	3,387	0,495
4	2,058	0,725
5	7,479	0,113
6	2,805	0,591
7	1,770	0,778
8	2,441	0,655
9	4,035	0,401
10	3,107	0,540
11	3,774	0,437
12	4,522	0,340

b. Brent - Ecopetrol

Rezagos	LM-Stat	Prob.
1	2,592	0,628
2	1,413	0,842
3	4,916	0,296
4	3,308	0,508
5	8,739	0,068
6	3,086	0,544
7	2,319	0,677
8	1,705	0,790
9	7,767	0,101
10	6,996	0,136
11	2,447	0,654
12	7,728	0,102

Nota: Pruebas con la distribución χ^2 con 4 grados de libertad.

Anexo 4. Modelos VAR (1) para la prueba de cointegración

a. Ecopetrol – WTI.

	LNWTI	LNECOPETL
LNWTI(-1)	0,993 (0.003) [281.210]	0,000 (0.001) [-0.316]
LNECOPETL(-1)	0.003 (0.004) [0.742]	0.998 (0.002) [439.823]
C	0.004 (0.030) [0.153]	0.017 (0.016) [1.019]
R cuadrado	0,989	0,996
R cuadrado ajustado	0,989	0,996
SRC	0,898	0,279
D.E. de la ecuacion	0,030	0,017
F-estadístico	45959,450	112146,200
Log verosimilitud	2085,980	2669,724
Akaike AIC	-4,170	-5,339
Schwarz SIC	-4,155	-5,324
Media var. Depen.	4,386	7,926
D.E. dependent	0,290	0,252

b. Ecopetrol – Brent

	LNBRENT	LNECOPETL
LNECOPETL(-1)	0,006 (0.003) [1.711]	0,997 (0.002) [397.107]
LNBRENT(-1)	0,993 (0.003) [312.200]	0,000 (0.002) [0.469]
C	-0,025 (0.026) [-0.978]	0,017 (0.016) [1.033]
R cuadrado	0,993	0,996
R cuadrado ajustado	0,993	0,996
SRC	0,674	0,279
D.E. de la ecuacion	0,026	0,017
F-estadístico	69650,450	112159,700
Log verosimilitud	2229,542	2669,784
Akaike AIC	-4,458	-5,339
Schwarz SIC	-4,443	-5,324
Media var. Depen.	4,419	7,926
D.E. dependent	0,308	0,252

Nota: SRC=Suma de los residuos al cuadrado, D.E.=Desviación estándar.