

Información Importante

La Universidad de La Sabana informa que el(los) autor(es) ha(n) autorizado a usuarios internos y externos de la institución a consultar el contenido de este documento a través del Catálogo en línea de la Biblioteca y el Repositorio Institucional en la página Web de la Biblioteca, así como en las redes de información del país y del exterior con las cuales tenga convenio la Universidad de La Sabana.

Se permite la consulta a los usuarios interesados en el contenido de este documento para todos los usos que tengan finalidad académica, nunca para usos comerciales, siempre y cuando mediante la correspondiente cita bibliográfica se le de crédito al documento y a su autor.

De conformidad con lo establecido en el artículo 30 de la Ley 23 de 1982 y el artículo 11 de la Decisión Andina 351 de 1993, La Universidad de La Sabana informa que los derechos sobre los documentos son propiedad de los autores y tienen sobre su obra, entre otros, los derechos morales a que hacen referencia los mencionados artículos.

BIBLIOTECA OCTAVIO ARIZMENDI POSADA
UNIVERSIDAD DE LA SABANA
Chía - Cundinamarca

IMPACTO DE LOS PRECIOS DEL PETROLEO SOBRE EL MERCADO DE VIVIENDAS NUEVAS EN BOGOTÁ

Autor: Juan Sebastián Pineda Rodríguez

Código: 201111395

RESUMEN

La motivación principal para realizar este trabajo es identificar si existe alguna relación entre los precios del petróleo y los precios de las viviendas nuevas en Bogotá para analizar si es posible de alguna forma pronosticar la futura tendencia de estos últimos a partir de la reciente caída de los precios del petróleo. Para tal fin, se utiliza un modelo econométrico de series de tiempo multivariado, específicamente un Vector Autorregresivo que incluye variables como el Índice de Precios de Viviendas Nuevas de Bogotá, el Índice Mensual de Actividad Colombiana y la cotización del Petróleo WTI, evaluando un periodo de casi 10 años comprendido entre Diciembre de 2004 hasta Agosto de 2014. La conclusión a la que se llega es que los precios del petróleo no tienen capacidad predictiva sobre los de las viviendas nuevas en Bogotá, así que se podría rechazar cualquier teoría en la que se especule que si los precios del petróleo siguen cayendo, de ese mismo modo lo harán los de las viviendas.

1. INTRODUCCIÓN

El petróleo se ha convertido en la fuente de ingreso más importante de Colombia, a causa del auge que ha tenido en los últimos años al negociarse en los mercados internacionales a más US\$100 por barril. Este hecho permitió que las petroleras y los proveedores de las petroleras encargados de los trabajos subyacentes de su explotación se vieran muy beneficiados. Y no solo ellos, sino también el gobierno a través de las regalías. Así que se genera una conexión, en efecto, cuando un sector se encuentra en una época abundante, incrementa la inversión extranjera, y la riqueza que genera, se empieza a extender, un efecto que puede incitar al incremento de los precios de la vivienda entre otras cosas.

Pero en los últimos meses, a causa de la disminución de la demanda del petróleo causada por el incremento en la oferta de energías alternativas, esos beneficios se han visto reducidos. Así que la hipótesis de algunas personas es que, como el petróleo tiene un encadenamiento muy fuerte con muchos de los sectores de la economía, entre esos el de viviendas, los precios de estas van a empezar a caer y a regularse hasta llegar a niveles más moderados.

Sobre el tema del impacto del petróleo se han realizado varios trabajos, por ejemplo tratando de analizar como este afecta el PIB y la inflación de una economía como lo hizo Guinó (2014) para la economía española y catalana, o Cunado & Pérez (2004) para diferentes países asiáticos. Aunque estos estudios se han centrado en analizar variables muy agregadas, por ejemplo todo el PIB. Entonces, un enfoque que se le podría dar a estos trabajos podría ser, tratar de analizar componentes de la economía más específicos, tener discriminado claramente el PIB por sectores y ver cuál de ellos se ve más afectado por variaciones en los precios del petróleo.

A raíz de esto, el objetivo primario de este trabajo es inferir si se presenta alguna relación entre los precios del petróleo y los precios de las viviendas nuevas en Bogotá.

2. METODOLOGÍA

Para realizar este trabajo, se utilizaron datos de series de tiempo con una periodicidad mensual. Estos datos fueron obtenidos para el periodo comprendido entre Diciembre de 2004 hasta Agosto de 2014, así que en total se consiguió una muestra de 117 observaciones y las variables para las que se obtuvieron dichas observaciones fueron IPVNB (Índice de Precios de Viviendas Nuevas para Bogotá), WTI (Cotización del Petróleo WTI en los mercados internacionales) e IMACO (Índice Mensual de Actividad Colombiana). Los datos correspondientes al IPVNB¹ y al IMACO² se obtuvieron a partir de las bases de datos del Banco de la Republica de Colombia, mientras que las cotizaciones del petróleo WTI se obtuvieron a través de la plataforma de Bloomberg³.

Ahora, queriendo asegurar que el lector tenga una idea más clara de lo que representan cada una de las variables utilizadas en el trabajo, a continuación se hace una breve descripción de cada una de ellas:

- IPVN: De forma general, el IPVN mide la evolución mensual de los precios de la vivienda nueva en las tres principales ciudades de Colombia que son Bogotá, Medellín, Cali y también de municipios aledaños a Bogotá como Chía, Cota, Cajicá, Tabio, Tenjo, La Calera, Sopó, Guaymaral, Funza, Madrid, Mosquera, Facatativá, Soacha y Ciudad verde (aunque para este trabajo, solo se tuvo en cuenta el IPVN de Bogotá). La metodología empleada consiste en un índice de precios superlativo de Fisher con base fija en Diciembre de 2006, para el cual se utilizan los precios y áreas de todos los inmuebles nuevos disponibles para la venta en un determinado periodo. El cálculo e implementación del índice es realizado por el Banco de la República con información de La Galería Inmobiliaria.
- IMACO: El IMACO es un indicador mensual construido por el equipo técnico del Banco de la República a partir de variables sectoriales, que anticipa en cinco meses los movimientos del crecimiento anual del PIB acumulado cuatro trimestres. Además provee una herramienta para el seguimiento continuo de la coyuntura y el diseño de la política económica.⁴
- WTI: Es el precio de cierre del petróleo WTI expresado como la cantidad de Dólares Estadounidenses que se tienen que dar para obtener un barril de petróleo.

El IPVN se escogió como una forma de observar, de manera generalizada, el comportamiento del mercado de viviendas nuevas en Bogotá a través de los últimos años. Por su parte el IMACO, se escogió con tal de tener una aproximación del ingreso y también como una alternativa al PIB, ya que, este al solo publicarse de manera trimestral no era compatible con las demás variables utilizadas en el trabajo.

¹ <http://www.banrep.gov.co/es/ipvnbr>

² <http://www.banrep.gov.co/es/imaco>

³ Compañía Estadounidense que ofrece sistemas de software, bases de datos y noticias relacionadas con el entorno de los mercados financieros internacionales

⁴ Para una mayor comprensión del cálculo y la obtención del IMACO, se puede consultar *Kamil, H. Pulido J.D. & Torres J.L. (2010). El "IMACO": Un Índice Mensual Líder de la Actividad Económica en Colombia. Borradores de Economía. Núm. 609. Banco de la República de Colombia*

Después de haber elegido las variables a utilizar, al tratarse de series de tiempo multivariadas, se decidió que el modelo a utilizar debía ser un Vector Autorregresivo (VAR). Pero antes de poder utilizar el modelo con los datos recolectados, se tenía que verificar que las series fueran estacionarias, que es el supuesto fundamental que se presenta en Lütkepohl (2005) para llevar a cabo este tipo de modelo. Para esto se realizaron dos pruebas de raíz unitaria a las tres variables, la prueba de Dickey-Fuller Aumentada y la prueba de Phillips-Perron.

Los resultados del orden de integración de las series, con estas pruebas, se resumen en la siguiente tabla pero se muestran con más detalle en las tablas de los Anexos:

	IMACO	IPVNB	WTI
Dickey-Fuller A.	I(0)	I(1)	I(1)
Phillips Perron	I(1)	I(1)	I(1)

Como ninguna de las series resultó estacionaria (excepto IMACO con la prueba de Dickey-Fuller Aumentada), se recurrió a realizar transformaciones de las series originales mediante primera diferencia⁵ solo en el caso de IMACO e IPVNB. Para WTI se realizó la transformación de primera diferencia logarítmica⁶ (ya que a partir de esta transformación se puede tener una muy buena aproximación de la tasa de crecimiento de la serie en nivel) y luego se realizaron de nuevo las pruebas de raíz unitaria pero sobre las series transformadas. A partir de esto, los resultados fueron:

	IMACO1	IPVNB1	LNWTI1
Dickey-Fuller A.	I(0)	I(0)	I(0)
Phillips Perron	I(0)	I(0)	I(0)

Teniendo series estacionarias ahora sí, se procedió a determinar el número óptimo de rezagos para el VAR mediante los criterios de información: Estadístico LR secuencial modificado, Error Final de Predicción, Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn (los cuales indican el rezago óptimo en el punto en el que su valor sea el mínimo). Los resultados arrojados por este proceso son los que se muestran en la tabla siguiente:

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: IMACO1 IPVNB1 LNWTI1
 Exogenous variables: C

Sample: 2004M12 2014M08
 Included observations: 102

⁵ Teniendo una serie de tiempo Y_t , la primera diferencia de esta serie resulta de aplicar el proceso $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

⁶ Teniendo una serie de tiempo Y_t , la primera diferencia logarítmica de esta serie resulta de aplicar el proceso $\Delta \ln(Y_t) = \ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})$

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	341.2240	NA	2.64e-07	-6.631844	-6.554639	-6.600581
1	364.3826	44.50086	2.00e-07*	-6.909464*	-6.600643*	-6.784412*
2	369.4687	9.474066	2.16e-07	-6.832720	-6.292284	-6.613879
3	374.1510	8.446447	2.36e-07	-6.748059	-5.976008	-6.435429
4	381.5761	12.95759	2.44e-07	-6.717179	-5.713513	-6.310760
5	391.8740	17.36503	2.39e-07	-6.742627	-5.507346	-6.242420
6	398.9320	11.48658	2.49e-07	-6.704549	-5.237653	-6.110553
7	403.1873	6.674895	2.76e-07	-6.611515	-4.913003	-5.923729
8	412.7245	14.39931	2.75e-07	-6.622048	-4.691921	-5.840474
9	421.0891	12.13689	2.82e-07	-6.609590	-4.447847	-5.734227
10	427.6405	9.120636	3.01e-07	-6.561579	-4.168221	-5.592427
11	435.3666	10.30144	3.15e-07	-6.536600	-3.911627	-5.473659
12	451.4957	20.55666*	2.81e-07	-6.676386	-3.819798	-5.519656
13	457.6399	7.469402	3.06e-07	-6.620389	-3.532186	-5.369870
14	462.7032	5.857619	3.42e-07	-6.543200	-3.223382	-5.198893

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Ya que cuatro de los cinco criterios utilizados tuvieron su mínimo valor en el rezago 1, se optó por estimar un VAR(1), de tal forma que la ecuación fundamental sería de la forma:

$$\begin{bmatrix} IMACO1_t \\ IPVNB1_t \\ LNWTI1_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} IMACO1_{t-1} \\ IPVNB1_{t-1} \\ LNWTI1_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{t1} \\ u_{t2} \\ u_{t3} \end{bmatrix}$$

3. RESULTADOS

Al haber definido concretamente el orden del VAR, los resultados de la estimación fueron:

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 2005M02 2014M08

Included observations: 115 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	IMACO1	IPVNB1	LNWTI1
IMACO1(-1)	-0.467838 (0.08363) [-5.59387]	-6.999422 (11.3273) [-0.61792]	-1.871901 (1.19998) [-1.55994]
IPVNB1(-1)	0.000598 (0.00068) [0.87377]	0.255078 (0.09268) [2.75221]	-0.007271 (0.00982) [-0.74053]
LNWTI1(-1)	0.008345	-0.975202	0.292826

	(0.00627)	(0.84870)	(0.08991)
	[1.33181]	[-1.14906]	[3.25694]
C	-0.000742	0.565771	0.009244
	(0.00076)	(0.10342)	(0.01096)
	[-0.97176]	[5.47060]	[0.84373]
R-squared	0.226143	0.075527	0.102685
Adj. R-squared	0.205228	0.050541	0.078434
Sum sq. resids	0.003904	71.61322	0.803691
S.E. equation	0.005930	0.803221	0.085091
F-statistic	10.81246	3.022799	4.234145
Log likelihood	428.5372	-135.9429	122.2217
Akaike AIC	-7.383255	2.433790	-2.056030
Schwarz SC	-7.287779	2.529266	-1.960554
Mean dependent	-0.000161	0.755652	0.005988
S.D. dependent	0.006652	0.824322	0.088638
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.63E-07	
Determinant resid covariance		1.47E-07	
Log likelihood		415.2609	
Akaike information criterion		-7.013233	
Schwarz criterion		-6.726805	

Pero para continuar con el análisis, hay que hacer pruebas de diagnóstico para asegurarse de que los resultados son válidos. La primera de estas es la de condición de estabilidad del VAR, que para este caso y según Lütkepohl (2005) sería:

$$\det(I_3 - Az) \neq 0;$$

donde I_3 es la matriz identidad, A es la matriz de coeficientes del VAR y z son los valores propios de esta.

Entonces para que se cumpla la condición, se debe tener que las raíces de z en el polinomio característico deben ser mayores a uno en valor absoluto.

Realizando esta Prueba, se ve que se cumple esta condición en la Gráfica 1, ya que el inverso de todas las raíces se encuentran dentro del círculo unitario.

El siguiente diagnóstico que se debe realizar es el de normalidad de los errores, aunque este no es tan fundamental para el análisis que se quiere llevar a cabo, ya que este solo afectaría si se pretendiera hacer inferencia estadística directamente sobre los parámetros estimados. Por lo tanto, no es muy preocupante si se presenta el caso de que no se cumpla al realizar las pruebas correspondientes:

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 2004M12 2014M08
 Included observations: 115

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.276416	1.464445	1	0.2262
2	0.468994	4.215820	1	0.0400
3	-0.512510	5.034433	1	0.0248
Joint		10.71470	3	0.0134

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.725458	2.521803	1	0.1123
2	3.249502	0.298288	1	0.5850
3	3.842369	3.400096	1	0.0652
Joint		6.220187	3	0.1014

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.986248	2	0.1363
2	4.514108	2	0.1047
3	8.434529	2	0.0147
Joint	16.93488	6	0.0095

Como se observa en la tabla, se rechaza la hipótesis conjunta de que todos los errores se distribuyen de forma normal multivariada, ya que el P-Value es de 0.0095. Pero como se mencionó anteriormente, este hecho no es tan relevante.

La última prueba de diagnóstico se hace para verificar que los errores se comporten como ruido blanco, y esto se hace mediante una prueba de autocorrelación:

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Probs from chi-square with 9 df
 Sample: 2004M12 2014M08
 Included observations: 115

Lags	LM-Stat	Prob
1	8.836650	0.4525
2	9.357162	0.4050
3	9.983400	0.3518
4	8.679792	0.4673
5	23.32815	0.0055
6	11.67929	0.2320
7	5.389696	0.7991
8	13.05328	0.1602
9	18.62601	0.0286
10	7.208909	0.6154

Ya que en casi todos los rezagos el P-Value es mucho mayor a 0.05, se puede considerar que los errores se comportan como ruido blanco porque no se rechaza la Hipótesis nula de que no hay correlación serial.

Habiendo cumplido con los diagnósticos importantes, se puede pasar a hacer la prueba de Causalidad de Granger:

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/26/15 Time: 03:56

Sample: 2004M12 2014M08

Included observations: 115

Dependent variable: IMACO1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPVNB1	0.763476	1	0.3822
LNWTI1	1.773729	1	0.1829
All	2.614595	2	0.2706

Dependent variable: IPVNB1

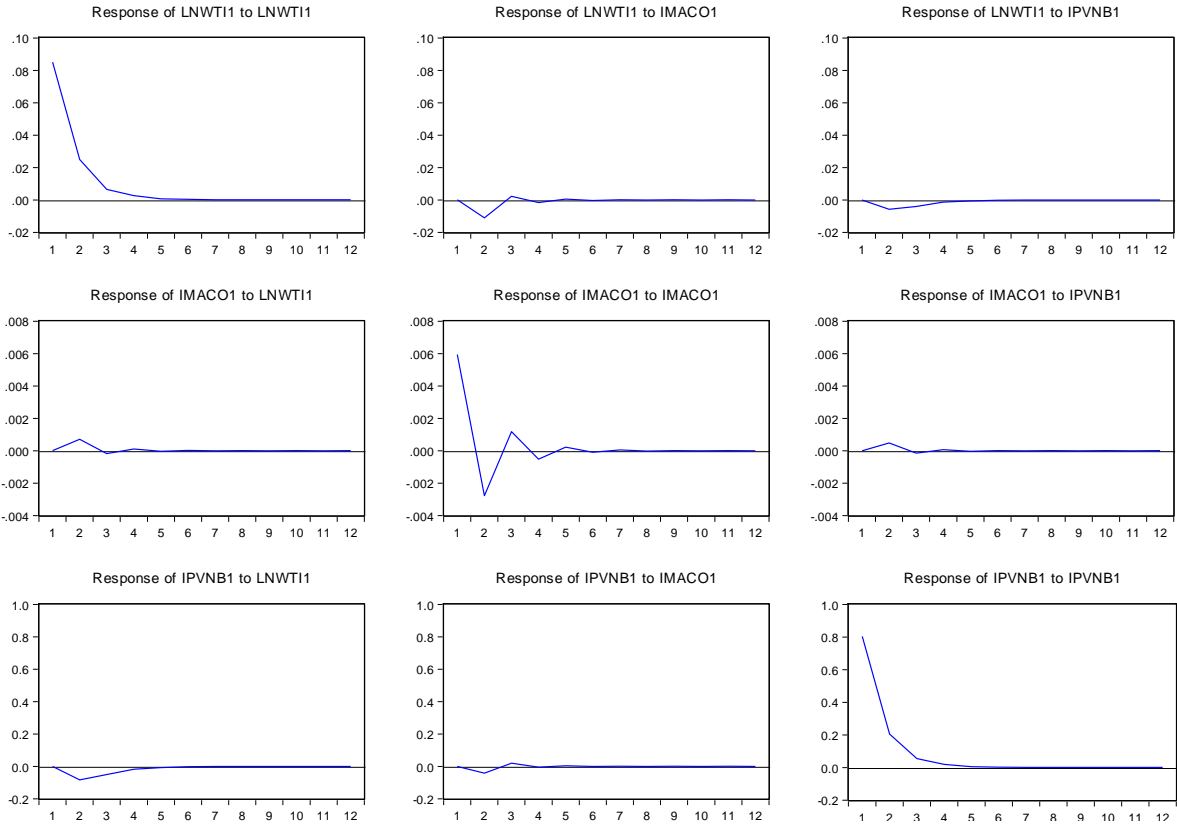
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IMACO1	0.381830	1	0.5366
LNWTI1	1.320338	1	0.2505
All	1.845590	2	0.3974

Dependent variable: LNWTI1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IMACO1	2.433410	1	0.1188
IPVNB1	0.548389	1	0.4590
All	3.081107	2	0.2143

Para esta prueba, como ninguno de los P-Values es menor a 0.05, y siendo la Hipótesis nula que no hay causalidad de Granger, se puede concluir que ninguna de las variables tiene gran capacidad predictiva sobre las otras. Algo que se puede confirmar haciendo los análisis de impulso respuesta del sistema, porque como se ve en la siguiente gráfica, la respuesta de cada una de las variables ante choques en las demás variables es prácticamente cero, y a medida que va avanzando el tiempo, estos choques se diluyen por completo:

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations



4. CONCLUSIONES

Con la parte final del análisis en la que se llevó a cabo la prueba de causalidad de Granger y el análisis de Impulso Respuesta, se logró conseguir evidencia empírica que demuestra que los precios de las viviendas en Bogotá no están ligados a los precios del petróleo. Por lo que no tiene sentido pensar que si los precios del petróleo siguen cayendo, de la misma manera lo harán los de las viviendas.

Uno de los argumentos que se daban sobre la posible moderación futura en los precios de las viviendas en Bogotá era que, hace algún tiempo, cuando el petróleo estaba por encima de los U\$100/barril, este al ser la mayor fuente de ingreso del país había empujado al consumo hasta un punto sin sentido, y uno de los sectores que había sido afectado precisamente por este fenómeno era el de las viviendas. Y que ahora, como el precio del petróleo estaba cayendo absurdamente, esto también haría que los precios de las viviendas bajaran hasta niveles menos sobrevaluados. Pero en este argumento no se está teniendo en cuenta que el precio de las viviendas no depende únicamente de un factor sino de muchos otros. Y posiblemente por eso en este trabajo se llega a la conclusión antes mencionada.

5. REFERENCIAS

Cunado, J. & Pérez de Gracia, F. (2004). Oil prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian countries, Elsevier, Vol. 45.

Guinó, A. (2014). Impacto de los Precios del Petróleo sobre la Economía Catalana y Española. Universitat Autònoma de Barcelona.

Kamil, H. Pulido J.D. & Torres J.L. (2010). El "IMACO": Un Índice Mensual Líder de la Actividad Económica en Colombia. Borradores de Economía. Núm. 609. Banco de la República de Colombia

Lütkepohl, H. (2005). New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer. Ch. 2

<http://www.elespectador.com/noticias/economia/bajara-vivienda-ha-pasado-el-petroleo-articulo-542560>

<http://www.banrep.gov.co/es/ipvnbr>

<http://www.banrep.gov.co/es/imaco>

6. ANEXOS

Nota: Todas las Pruebas Estadísticas se realizaron manteniendo un nivel de significancia del 5%.

TABLAS DE LAS PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA

IMACO

Dickey-Fuller Aumentada

Tabla 1

Null Hypothesis: IMACO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.076703	0.0313
Test critical values:		
1% level	-3.490772	
5% level	-2.887909	
10% level	-2.580908	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IMACO)
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/15 Time: 15:26
 Sample (adjusted): 2005M07 2014M08
 Included observations: 110 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMACO(-1)	-0.092736	0.030141	-3.076703	0.0027
D(IMACO(-1))	-0.568789	0.092665	-6.138096	0.0000
D(IMACO(-2))	-0.085270	0.103930	-0.820458	0.4139
D(IMACO(-3))	0.214549	0.100989	2.124479	0.0360
D(IMACO(-4))	0.342268	0.102630	3.334959	0.0012
D(IMACO(-5))	0.477342	0.105885	4.508126	0.0000
D(IMACO(-6))	0.338356	0.093966	3.600850	0.0005
C	0.003885	0.001374	2.827084	0.0057
R-squared	0.405595	Mean dependent var		-0.000157
Adjusted R-squared	0.364803	S.D. dependent var		0.006732
S.E. of regression	0.005365	Akaike info criterion		-7.547874
Sum squared resid	0.002936	Schwarz criterion		-7.351476
Log likelihood	423.1331	Hannan-Quinn criter.		-7.468214
F-statistic	9.942884	Durbin-Watson stat		2.035894
Prob(F-statistic)	0.000000			

En esta prueba, hay un componente de Intercepto significativo ya que el P-Value para la

Hipótesis nula de que el Intercepto no es significativo es 0.0057, o sea que se rechaza que no sea significativo. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es de 0.0313, se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria.

Phillips-Perron

Tabla 2

Null Hypothesis: IMACO has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.786611	0.3733
Test critical values:		
1% level	-2.585050	
5% level	-1.943612	
10% level	-1.614897	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	4.36E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.23E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(IMACO)
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/15 Time: 15:28
 Sample (adjusted): 2005M01 2014M08
 Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMACO(-1)	-0.012619	0.013414	-0.940748	0.3488
R-squared	0.007413	Mean dependent var		-9.96E-05
Adjusted R-squared	0.007413	S.D. dependent var		0.006656
S.E. of regression	0.006632	Akaike info criterion		-7.185360
Sum squared resid	0.005057	Schwarz criterion		-7.161622
Log likelihood	417.7509	Hannan-Quinn criter.		-7.175724
Durbin-Watson stat	2.877932			

En esta prueba, no hay componentes de Tendencia ni Intercepto significativos. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es de 0.3733, no se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria.

IMACO1

Dickey-Fuller Aumentada

Tabla 3

Null Hypothesis: IMACO1 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.49126	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.585226	
5% level	-1.943637	
10% level	-1.614882	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMACO1)
Method: Least Squares
Date: 05/25/15 Time: 15:30
Sample (adjusted): 2005M02 2014M08
Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMACO1(-1)	-1.453747	0.083113	-17.49126	0.0000
R-squared	0.728534	Mean dependent var		-2.71E-05
Adjusted R-squared	0.728534	S.D. dependent var		0.011371
S.E. of regression	0.005925	Akaike info criterion		-7.410731
Sum squared resid	0.004002	Schwarz criterion		-7.386862
Log likelihood	427.1170	Hannan-Quinn criter.		-7.401042
Durbin-Watson stat	2.019612			

En esta prueba, no hay componentes de Tendencia ni Intercepto significativos. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es muy cercano a cero, se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria.

Phillips-Perron

Tabla 4

Null Hypothesis: IMACO1 has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-16.16059	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.585226	
5% level	-1.943637	
10% level	-1.614882	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	3.48E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	5.37E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(IMACO1)
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/15 Time: 15:31
 Sample (adjusted): 2005M02 2014M08
 Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMACO1(-1)	-1.453747	0.083113	-17.49126	0.0000
R-squared	0.728534	Mean dependent var		-2.71E-05
Adjusted R-squared	0.728534	S.D. dependent var		0.011371
S.E. of regression	0.005925	Akaike info criterion		-7.410731
Sum squared resid	0.004002	Schwarz criterion		-7.386862
Log likelihood	427.1170	Hannan-Quinn criter.		-7.401042
Durbin-Watson stat	2.019612			

En esta prueba, no hay componentes de Tendencia ni Intercepto significativos. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es muy cercano a cero, se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria, tal como sucedió en el caso anterior.

IPVNB

Dickey-Fuller Aumentada

Tabla 5

Null Hypothesis: IPVNB has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	5.388720	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.585226	
5% level	-1.943637	
10% level	-1.614882	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPVNB)
Method: Least Squares
Date: 05/25/15 Time: 15:38
Sample (adjusted): 2005M02 2014M08
Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPVNB(-1)	0.004432	0.000822	5.388720	0.0000
D(IPVNB(-1))	0.245839	0.093696	2.623785	0.0099
R-squared	0.054088	Mean dependent var		0.755652
Adjusted R-squared	0.045718	S.D. dependent var		0.824322
S.E. of regression	0.805259	Akaike info criterion		2.421932
Sum squared resid	73.27393	Schwarz criterion		2.469670
Log likelihood	-137.2611	Hannan-Quinn criter.		2.441309
Durbin-Watson stat	1.930950			

En esta prueba, no hay componentes de Tendencia ni Intercepto significativos y como el P-Value es de 1.0000 significa que no hay ni un solo nivel de significancia al que se pueda rechazar la Hipótesis nula de que la serie tiene raíz unitaria.

Phillips-Perron

Tabla 6

Null Hypothesis: IPVNB has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	7.730886	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.585050	
5% level	-1.943612	
10% level	-1.614897	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.670514
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.087346

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(IPVNB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/15 Time: 15:39
 Sample (adjusted): 2005M01 2014M08
 Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPVNB(-1)	0.005942	0.000602	9.866474	0.0000
R-squared	-0.004037	Mean dependent var		0.755172
Adjusted R-squared	-0.004037	S.D. dependent var		0.820747
S.E. of regression	0.822402	Akaike info criterion		2.455408
Sum squared resid	77.77965	Schwarz criterion		2.479146
Log likelihood	-141.4137	Hannan-Quinn criter.		2.465044
Durbin-Watson stat	1.491784			

En esta prueba, no hay componentes de Tendencia ni Intercepto significativos y como el P-Value es de 1.0000 significa que no hay ni un solo nivel de significancia al que se pueda rechazar la Hipótesis nula de que la serie tiene raíz unitaria, al igual que en el caso anterior.

IPVNB1

Dickey-Fuller Aumentada

Tabla 7

Null Hypothesis: IPVNB1 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.123692	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.488063	
5% level	-2.886732	
10% level	-2.580281	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IPVNB1)
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/15 Time: 15:42
 Sample (adjusted): 2005M02 2014M08
 Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPVNB1(-1)	-0.751285	0.092481	-8.123692	0.0000
C	0.564683	0.103173	5.473140	0.0000
R-squared	0.368695	Mean dependent var		-0.012174
Adjusted R-squared	0.363108	S.D. dependent var		1.005786
S.E. of regression	0.802672	Akaike info criterion		2.415497
Sum squared resid	72.80393	Schwarz criterion		2.463235
Log likelihood	-136.8911	Hannan-Quinn criter.		2.434874
F-statistic	65.99438	Durbin-Watson stat		1.940162
Prob(F-statistic)	0.000000			

En esta prueba, hay un componente de Intercepto significativo ya que el P-Value para la Hipótesis nula de que el Intercepto no es significativo es muy cercano a cero, o sea que se rechaza que no sea significativo. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es muy cercano a cero también, se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria.

Phillips-Perron

Tabla 8

Null Hypothesis: IPVNB1 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.102513	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.488063	
5% level	-2.886732	
10% level	-2.580281	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.633078
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.621922

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(IPVNB1)
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/15 Time: 15:42
 Sample (adjusted): 2005M02 2014M08
 Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPVNB1(-1)	-0.751285	0.092481	-8.123692	0.0000
C	0.564683	0.103173	5.473140	0.0000
R-squared	0.368695	Mean dependent var		-0.012174
Adjusted R-squared	0.363108	S.D. dependent var		1.005786
S.E. of regression	0.802672	Akaike info criterion		2.415497
Sum squared resid	72.80393	Schwarz criterion		2.463235
Log likelihood	-136.8911	Hannan-Quinn criter.		2.434874
F-statistic	65.99438	Durbin-Watson stat		1.940162
Prob(F-statistic)	0.000000			

En esta prueba, hay un componente de Intercepto significativo ya que el P-Value para la Hipótesis nula de que el Intercepto no es significativo es muy cercano a cero, o sea que se rechaza que no sea significativo. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es muy cercano a cero también, se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria, al igual que en la prueba anterior.

WTI

Dickey-Fuller Aumentada

Tabla 9

Null Hypothesis: WTI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.881418	0.0506
Test critical values:		
1% level	-3.488063	
5% level	-2.886732	
10% level	-2.580281	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(WTI)
Method: Least Squares
Date: 05/25/15 Time: 16:00
Sample (adjusted): 2005M02 2014M08
Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WTI(-1)	-0.094651	0.032849	-2.881418	0.0047
D(WTI(-1))	0.288157	0.089131	3.232938	0.0016
C	8.073905	2.773775	2.910800	0.0044
R-squared	0.127590	Mean dependent var		0.415304
Adjusted R-squared	0.112011	S.D. dependent var		7.249351
S.E. of regression	6.831293	Akaike info criterion		6.706646
Sum squared resid	5226.655	Schwarz criterion		6.778253
Log likelihood	-382.6321	Hannan-Quinn criter.		6.735711
F-statistic	8.189989	Durbin-Watson stat		2.057903
Prob(F-statistic)	0.000479			

En esta prueba, hay un componente de Intercepto significativo ya que el P-Value para la Hipótesis nula de que el Intercepto no es significativo es 0.0044, o sea que se rechaza que no sea significativo. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es 0.0506, no se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria.

Phillips-Perron

Tabla 10

Null Hypothesis: WTI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.838170	0.0561
Test critical values:		
1% level	-3.487550	
5% level	-2.886509	
10% level	-2.580163	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	49.27518
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	80.51279

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(WTI)
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/15 Time: 16:00
 Sample (adjusted): 2005M01 2014M08
 Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WTI(-1)	-0.080179	0.033125	-2.420497	0.0171
C	7.029563	2.795572	2.514535	0.0133
R-squared	0.048881	Mean dependent var		0.452672
Adjusted R-squared	0.040538	S.D. dependent var		7.228976
S.E. of regression	7.080936	Akaike info criterion		6.769780
Sum squared resid	5715.921	Schwarz criterion		6.817256
Log likelihood	-390.6473	Hannan-Quinn criter.		6.789053
F-statistic	5.858808	Durbin-Watson stat		1.452519
Prob(F-statistic)	0.017078			

En esta prueba, hay un componente de Intercepto significativo ya que el P-Value para la Hipótesis nula de que el Intercepto no es significativo es 0.0133, o sea que se rechaza que no sea significativo. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es 0.0561, no se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria.

LNWT11

Dickey-Fuller Aumentada

Tabla 11

Null Hypothesis: LNWT11 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.047069	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.585226	
5% level	-1.943637	
10% level	-1.614882	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNWT11)
Method: Least Squares
Date: 05/25/15 Time: 16:05
Sample (adjusted): 2005M02 2014M08
Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNWT11(-1)	-0.718840	0.089329	-8.047069	0.0000
R-squared	0.362188	Mean dependent var		-0.001100
Adjusted R-squared	0.362188	S.D. dependent var		0.106703
S.E. of regression	0.085216	Akaike info criterion		-2.078591
Sum squared resid	0.827847	Schwarz criterion		-2.054722
Log likelihood	120.5190	Hannan-Quinn criter.		-2.068903
Durbin-Watson stat	2.030586			

En esta prueba, no hay componentes de Tendencia ni Intercepto significativos. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es muy cercano a cero, se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria.

Phillips-Perron

Tabla 12

Null Hypothesis: LNWTI1 has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.081679	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.585226	
5% level	-1.943637	
10% level	-1.614882	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.007199
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.007424

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNWTI1)
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/15 Time: 16:10
 Sample (adjusted): 2005M02 2014M08
 Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNWTI1(-1)	-0.718840	0.089329	-8.047069	0.0000
R-squared	0.362188	Mean dependent var		-0.001100
Adjusted R-squared	0.362188	S.D. dependent var		0.106703
S.E. of regression	0.085216	Akaike info criterion		-2.078591
Sum squared resid	0.827847	Schwarz criterion		-2.054722
Log likelihood	120.5190	Hannan-Quinn criter.		-2.068903
Durbin-Watson stat	2.030586			

En esta prueba, no hay componentes de Tendencia ni Intercepto significativos. Sabiendo eso, ya se puede leer la prueba y como el P-Value es muy cercano a cero, se rechaza la Hipótesis nula de que hay raíz unitaria, al igual que en el caso anterior

CONDICION DE ESTABILIDAD DEL VAR(1)

Gráfica 1

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

