

# UN MODELO DE PREDICCIONES DIARIAS PARA CONTRATOS DE FUTUROS DEL AZÚCAR

JULIO C. ALONSO  
ANDRÉS M. ARCILA\*

## RESUMEN

El objetivo de este trabajo es estimar el mejor modelo que permita pronosticar los precios internacionales del azúcar en los mercados de Nueva York y Londres. Para ello, se busca alguna relación de largo plazo entre la cotización diaria del WTI y los precios del azúcar en esos dos mercados. Se concluye que no existe cointegración entre estas series, lo que indica la no existencia de dicha relación en el largo plazo. Para identificar la relación en el corto plazo se estimó un VAR diferenciando las series. Se encontró que un modelo ARIMA univariado es el mejor para predecir el precio internacional del azúcar.

**Palabras claves:** Relación de largo plazo, cointegración, ventanas recursivas, azúcar, bienes primarios, intercambio estacional, pronóstico.

**Clasificaciones JEL:** C22, Q14

---

\* Los autores son, respectivamente, Director del Centro de Investigaciones en Economía y Finanzas (CIENFI) y estudiante de la Maestría en Economía, Universidad Icesi, Cali. Correos electrónicos: jcalonso@icesi.edu.co y amarcila@icesi.edu.co. Fecha de recepción: julio 25 de 2012 ; fecha de aceptación: octubre 16 de 2012.

## ABSTRACT

### *A Model of Daily Predictions for Sugar Futures Contracts*

Using monthly data we estimate the best linear model to predict international sugar prices in the New York and London markets. Although we try to use the WTI price and the relationship between the two prices, we found no cointegration between daily WTI prices and sugar prices. To identify the short-run relationship between the three series, a VAR model was estimated for the first difference of the series. Our results show that a univariate ARIMA model predicts best the sugar prices in New York and London.

**Key Words:** Long term relationship, cointegration, recursive windows, sugar, commodities, seasonal trading, forecasting.

**Clasificaciones JEL:** C22, Q14

## I. INTRODUCCIÓN

A nivel internacional existen dos grandes mercados del azúcar, Londres y Nueva York. En el primero se transa el azúcar refinado, regido por el contrato No. 5, y en el segundo se comercia el azúcar crudo, regido por el contrato No. 11. Por otro lado, el WTI (West Texas Intermediate) es un promedio, en cuanto a calidad, del petróleo producido en los campos occidentales del estado de Texas, en los Estados Unidos. Se emplea como precio de referencia para fijar el precio de los otros tipos de petróleo crudo.

La relación entre estas dos series de precios ha sido poco estudiada. En los últimos años, con el aumento de la utilización de los biocombustibles, los insumos que se emplean para la producción de azúcar también han sido aprovechados para la producción de aquellos (Barnard, 1983; Brown, 1980). De esta forma, el auge en la producción de biocombustibles podría derivar en una disminución en la producción de azúcar debido al desplazamiento de los insumos comunes a estos de un bien a otro. Por lo tanto, es muy probable que estas series tengan alguna relación de largo plazo.

El objetivo principal de este trabajo es estimar un modelo de series de tiempo lineales que permita predecir el comportamiento de los precios internacionales del

azúcar en los mercados de Londres y Nueva York , a partir de la posible relación entre estos precios y el WTI. Para ello se debe identificar alguna relación de largo plazo entre las series de precios del azúcar y la del WTI a fin de captar choques externos que puedan afectar a los primeros. Para esto se utilizan las pruebas de cointegración de Johansen, pero no de forma convencional, pues se estiman a través de ventanas recursivas y móviles. Finalmente, después de hallar alguna relación de cointegración se intentará capturar estos efectos a través de un modelo VAR que permite evaluar la causalidad entre las series de precios, capturar la dinámica entre las variables y encontrar los mecanismos de ajuste de cada una de ellas frente a desequilibrios de corto plazo. Dado que no se encontró dicha relación de cointegración se estimaron modelos ARIMA a través de ventanas recursivas y móviles que permiten establecer el mejor pronóstico de las series.

La siguiente sección presenta una revisión de la literatura previa. La tercera sección examina las características de las series de precios del azúcar y del WTI. En la cuarta se estudia la existencia de una relación de largo y de corto plazo entre la cotización del WTI y cada uno de los precios del azúcar. En la quinta sección se desarrolla un modelo univariado para pronosticar el precio del azúcar. Finalmente, se presentan unas breves conclusiones.

## II. ESTUDIOS ANTERIORES

Existe una amplia literatura que utiliza modelos de series de tiempo para encontrar los mejores modelos de pronósticos. En el caso de los bienes primarios (*commodities*), en especial para el precio del crudo WTI y Brent, numerosos autores han hecho investigaciones para predecir su comportamiento. No obstante, para los precios del azúcar la bibliografía es escasa. Para el caso del petróleo, He, Lai y Yen (2011) proponen un modelo de análisis de componentes morfológicos (MCA, por sus siglas en inglés) híbrido para predecir la evolución del riesgo y el precio del crudo WTI y el Brent, y encuentran que los errores de pronósticos son bastante aceptables para éste método.

Por otra parte, Hog y Tsiaras (2011), empleando datos diarios de las cotizaciones del crudo WTI y Brent para el período 1994-2006, estimaron un modelo ARCH haciendo uso de información futura contenida en los contratos de derivados de éstos para estimar modelos de pronósticos. Los autores encontraron que esta forma de estimar los ARCH mejora los estimadores de bondad de ajuste y de pronóstico.

También, Meade (2010) estima un modelo de pronóstico para la cotización del WTI y del Brent, comparando modelos ARMA-GARCH, y encuentra que el modelo que mejor se comporta para predecir estas series es una combinación entre dos procesos de innovación gaussiano con GARCH.

Para el mercado de bienes primarios como un todo, Golec, Murat, Tokat y Turksen (2012) examinaron la relación de largo plazo entre índice de la bolsa de Shanghai y el índice de *commodities* CRB. Estos autores estimaron modelos de corrección de errores para dos periodos, antes y después de la crisis de 2007. En el primer conjunto de datos encuentran que existe una relación bidireccional entre los dos índices; para el segundo no existe relación de causalidad entre ellos. Luego estimaron modelos FSM (*Fuzzy System Modelling*) para mejorar el comportamiento de los errores de medición, y encontraron que el comportamiento del pronóstico, dentro y fuera de la muestra, es mejor que los métodos tradicionales.

Zhang et al (2010) estudian la relación de largo plazo entre los precios del petróleo, la gasolina y el etanol, y su relación con los precios del maíz, la soya, el trigo, el azúcar y el arroz. Para tal fin emplean una muestra mensual para el período comprendido entre marzo de 1989 y julio de 2008. Los resultados indican que no existe relación directa de largo plazo entre los combustibles y los precios de los productos agrícolas, pero sí una relación de corto plazo: los precios del azúcar influyen en todos los precios de los *commodities* agrícolas, excepto el arroz. Es decir, según Zhang et. al, el aumento de los precios del azúcar parece ser la causa principal de la inflación de los precios de otros productos básicos agrícolas; sin embargo, este efecto es transitorio. Los resultados también indican que un incremento en la producción de etanol puede generar en el corto plazo incrementos en los precios de los *commodities* agrícolas.

En cuanto al mercado del azúcar Ribeiro y Oliveira (2011) emplean un método híbrido, utilizando redes neuronales artificiales y métodos estocásticos para predecir el precio del azúcar. Al igual que el enfoque de este documento, toman en consideración la disyuntiva entre la producción de biocombustibles y la producción de azúcar para realizar el pronóstico. Encuentran que los indicadores de bondad de ajuste del pronóstico mejoran bajo esta aproximación.

Alonso y Arcila (2012) investigaron el comportamiento estacional del mercado internacional del azúcar. Hallaron que tanto la serie de precios del azúcar No. 5 como la No.11 presentan un patrón estacional determinístico y, además, encuentran raíces estacionales, de tal manera que choques inesperados en los dos mercados genera cambios permanentes en el comportamiento estacional de las series.

También estiman modelos SARIMA para predecir el comportamiento de éstas. Este hallazgo de raíces unitarias estacionales les permitió mejorar el pronóstico de las series de precios mensuales del azúcar. El hallazgo de raíces unitarias estacionales no es de utilidad en el presente contexto, en el que se emplea una muestra diaria en que la estacionalidad se desvanece.

### III. CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES DE LOS PRECIOS DEL AZUCAR

Tal como se indicó antes, en el mundo existen dos grandes mercados del azúcar: el mercado de Nueva York, donde se transa el azúcar no refinada, y el mercado en Londres, donde se comercia el azúcar refinada de remolacha o caña de azúcar. Según la agencia Reuters, en Nueva York se comercian anualmente más de 230,000 contratos y en Londres, aproximadamente 5,000,000. Ahora bien, en términos de producción, para 2010, según datos de la ISO (International Sugar Organization), se produjeron 156,670,667 toneladas métricas de valor crudo (tmvc). Brasil es el mayor productor (39,450,539 tmvc, que representan el 25.2% de la producción mundial), seguido por India (21,150,846 tmvc, equivalentes a 13.5%). Los diez principales productores de azúcar generan el 75% de la producción mundial, 118.909.4787 tmvc.

Según la ISO, en 2010 las exportaciones mundiales de azúcar ascendieron a 55,547,465 tmvc. El principal exportador es Brasil, con 28,603,662 tmvc (51.49% del total), seguido de Tailandia, con 4.721.858 tmvc (8.5%). Los diez primeros exportadores generaron el 83.64% de las ventas mundiales de azúcar.

Para encontrar los modelos de pronósticos para las series de precios internacionales del azúcar, se tienen datos diarios del contrato No. 5 y No. 11<sup>1</sup> y de la cotización del WTI desde enero de 2001 hasta octubre de 2011. En total se dispone 2658 observaciones. Las fuentes son ASOCAÑA y Bloomberg, respectivamente. Las primeras están dadas en dólares por tonelada; la serie del WTI, en dólares por barril. El Gráfico 1 muestra el comportamiento de las tres series de precios.

Las series han tenido un crecimiento sostenido en el tiempo. Una simple inspección permite intuir que entre las series de precios del azúcar y del WTI existe alguna relación.

---

<sup>1</sup> Los contratos No. 5 y No. 11 son contratos de futuros de azúcar refinado y no refinado respectivamente. El primero se negocia en Londres y el segundo en Nueva York.

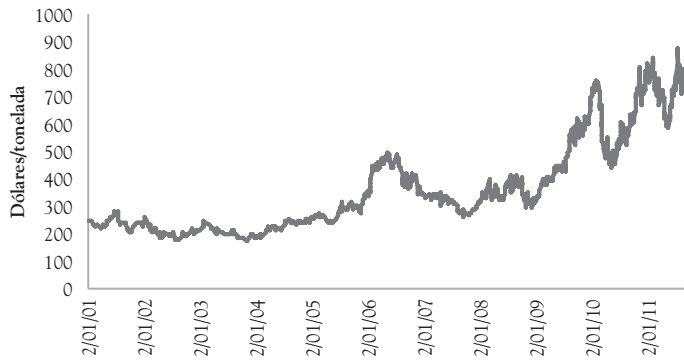
# GRÁFICO 1

Contratos de azúcar No. 11, No. 5 y WTI

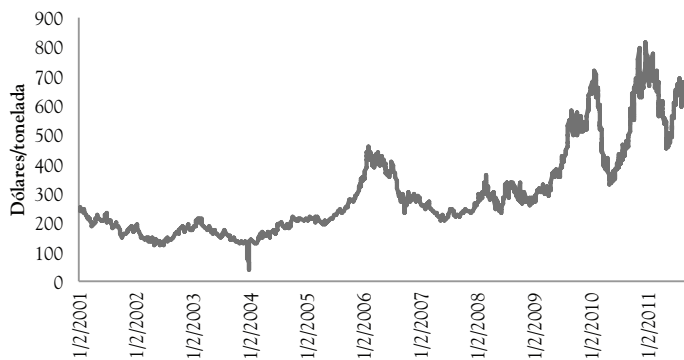
Contrato No. 11



Contrato No. 5



Cotización del WTI



Fuentes: Asocaña y Bloomberg.

**CUADRO 1**  
*Estadísticas descriptivas de las series de precios*

Serie	Mínimo	Máximo	Media	Mediana	Error Estándar	Varianza
Contrato No. 5	173.5	876.3	362.6113	310.6	169.121	28601.91
Contrato No. 11	36.5	815.5	302.5041	245.3	157.425	24782.46
WTI	17.5	145.3	59.1048	59.5	27.174	738.39

Fuente: Elaboración propia

En el Cuadro 1 se muestran las estadísticas descriptivas de los precios de los contratos Nos. 5 y 11 del azúcar y de la cotización del WTI.

Ahora bien, primero se debe determinar si las series siguen un proceso de raíz unitaria.<sup>2</sup> Para esto se efectuaron cuatro diferentes pruebas de raíces unitarias: Phillips-Perron (PP), Dickey Fuller aumentada (ADF), KPSS y la prueba no paramétrica de Breitung, (2002). Todas estas pruebas permiten concluir que las series de precios, tanto para el azúcar como para WTI, son I(1).<sup>3</sup> El Cuadro 2 muestra los resultados para la serie en su nivel y para la serie en diferencias.<sup>4</sup> En resumen, los resultados de las pruebas de raíces unitarias implican que todas las series son integrados de orden uno.

#### **IV. RELACIÓN DE CORTO Y LARGO PLAZO ENTRE EL WTI Y EL PRECIO DEL AZÚCAR**

Para encontrar la relación de largo plazo entre el precio del WTI y cada una de las series de precios del azúcar se emplea la prueba de cointegración de Johansen (1988). La prueba de Johansen parte del Teorema de Representación de Granger,

<sup>2</sup> Para hallar una relación de largo plazo entre las variables, primero se debe encontrar el nivel de integración de cada serie. Si las series son integradas del mismo orden (d), entonces habrá cointegración si existe una combinación lineal entre ellas que sea integrada de orden menor (d-1).

<sup>3</sup> Una serie es integrada de orden d si debe diferenciarse d veces para volverla estacionaria y regularmente se denomina I(d).

<sup>4</sup> También se efectuaron las pruebas para las series en logaritmos y la conclusión es la misma, son I(1).

CUADRO 2  
Prueba de raíces unitarias<sup>5</sup>

Niveles					Primeras diferencias			
	PP	ADF	KPSS	Breitung	PP	ADF	KPSS	Breitung
wTI	-2,4313	-2,698	0,4148	0,004179528	-54,0521***	-53,885***	0,0425	1,50E-05***
P11	-2,7842	-2,698	0,8798	0,008776754	-53,3018***	-53,033***	0,0251	9,10E-06***
P5	-2,6137	-2,698	1,0421	0,01044065	-53,424***	-53,457***	0,0237	8,58E-06***

**Nota:** Las pruebas pp, adf y Breitung corresponden a sus respectivos estadísticos de la prueba de estacionariedad de Phillips-Perron, Dickey-Fuller y Breitung.

KPSS: Corresponde al estadístico de la prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin.

\*\* Rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria al 5%

\*\*\* Rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria al 1%

(+) Rechaza la hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia a un nivel de significancia del 10%

**Fuente:** Elaboración propia.

que implica que si las variables contenidas en el vector  $y_t$  están cointegradas (poseen una relación de largo plazo), entonces existirá un correspondiente Modelo de Corrección de Errores Vectorial (Vector Error Correction Model, *VECM*). Es decir si las series en el vector  $y_t$  están cointegradas, entonces  $y_t$  se puede expresar como:

$$\Delta y_t = \Pi_0 + \alpha z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (1)$$

donde,

$\Delta y_{t(M \times 1)} = y_{t(M \times 1)} - y_{t-1(M \times 1)}$ ,  $\Pi_{0(M \times 1)}$  son vectores columna de constantes,

$v_{t(M \times 1)}$  es un vector de variables aleatorias idénticamente independiente distribuidas con media cero y matriz de varianzas y covarianzas,

<sup>5</sup> Los rezagos para la prueba pp en todas las series fueron 9. Para la KPSS fueron 27. Para la prueba ADF los rezagos para las series fueron wTI: 1,2,4,5,12; P5: 5,9,1,11 y P11: 1,2,6,11.



$\Sigma$ ,  $z_{t-1(t \times 1)} = \beta^T y_{t-1}$  es un vector columna de desequilibrios de largo plazo ( $\beta$  corresponde al vector de cointegración),

$\alpha_{(M \times r)}$  es la matriz de ajustes a desequilibrios de largo plazo y

$\Gamma_{i(M \times M)}$  son matrices de coeficientes que recogen la dinámica de corto plazo del sistema.

Johansen anota que (1) puede reescribirse de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \Pi_0 + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (2)$$

donde  $\Pi = \alpha \beta^T$ .

Johansen (1988) demostró que el número de vectores de cointegración para el vector  $y_t$  corresponde al rango de la matriz  $\Pi$  en el anterior VECM.

Así, Johansen sugirió estimar (2) por el método de Máxima Verosimilitud. Y, suponiendo que  $v_t \sim N_M(0, \Sigma)$ , Johansen diseñó dos pruebas que permiten estimar (determinar) el rango de la matriz  $\Pi$ : el estadístico Lambda-Max ( $\lambda_{MAX}$ ) y el estadístico Lambda-Traza ( $\lambda_{Trace}$ ). Para ambos estadísticos, Johansen calculó los valores críticos que permiten tomar la decisión final.

En nuestro caso, para determinar la existencia de una relación de largo plazo durante todo el período estudiado, se estimaron ambos estadísticos de las pruebas de cointegración de Johansen para ventanas recursivas y móviles.<sup>6</sup> Para cada ventana y estadístico se calculó el estadístico de prueba hasta agotar las ventanas. El Gráfico 2 muestra el comportamiento de éste estadístico para las diferentes ventanas y las series expresadas en sus niveles.<sup>7</sup>

Dado que el estadístico de prueba de la prueba de cointegración de Johansen para cada una de las versiones no siempre estuvo por encima del nivel crítico, se deduce que no existe una relación de largo plazo entre la serie de precios del WTI y las del azúcar.<sup>8</sup>

Por otro lado, el hecho de que no exista cointegración (es decir, relación de largo plazo) no implica que las variables no tienen alguna relación en el corto plazo. En este orden de ideas, estimar un modelo VAR para las primeras diferencias de las

<sup>6</sup> Una ventana recursiva consiste en tomar una muestra inicial de los datos y en cada iteración irle agregando un dato o ventana adicional; es decir, ir agrandando la ventana. Una ventana móvil consiste en ir moviendo la ventana hasta el final de los datos pero manteniendo el tamaño de ésta.

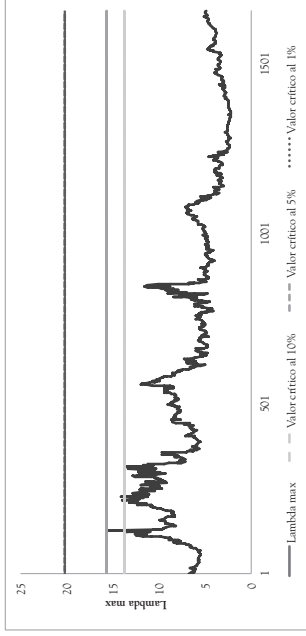
<sup>7</sup> En los Anexos se presentan las gráficas para las series en logaritmos.

<sup>8</sup> En logaritmos también se tiene la misma conclusión.

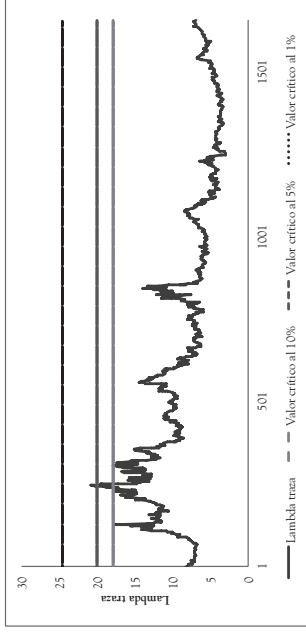
## GRÁFICO 2

### Prueba de cointegración de Johansen

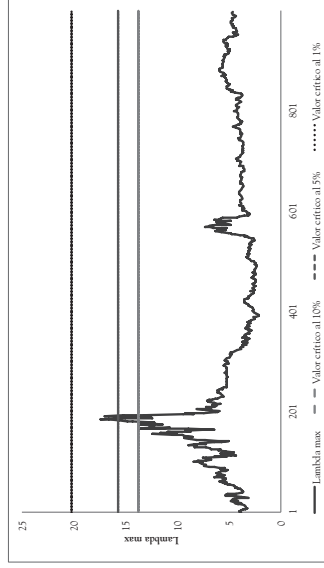
Ventana móvil: Prueba de cointegración  
lambda max de Johansen para  $w\pi$  y  $P5$



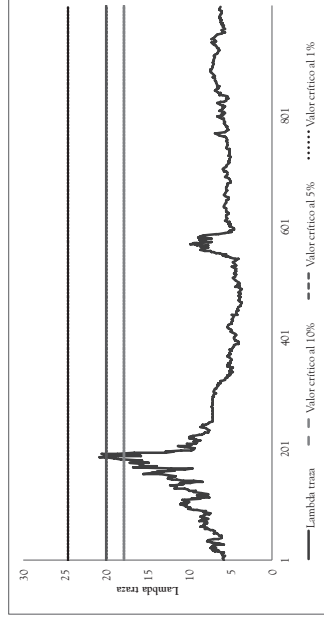
Ventana móvil: Prueba de cointegración  
lambda traza de Johansen para  $w\pi$  y  $P5$



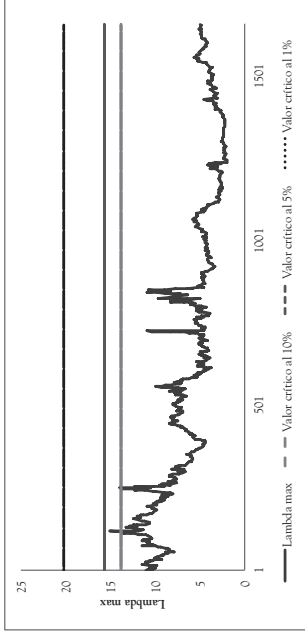
Muestra recursiva: Prueba de cointegración  
lambda max de Johansen para  $w\pi$  y  $P5$



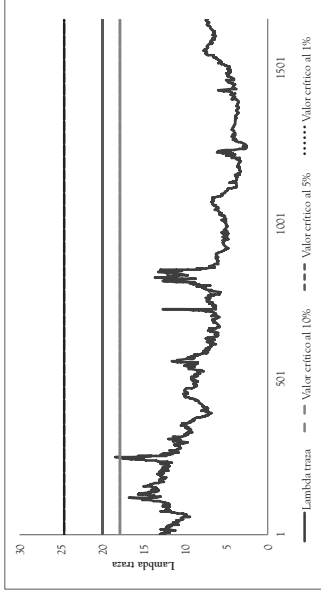
Muestra recursiva: Prueba de cointegración  
lambda traza de Johansen para  $w\pi$  y  $P5$



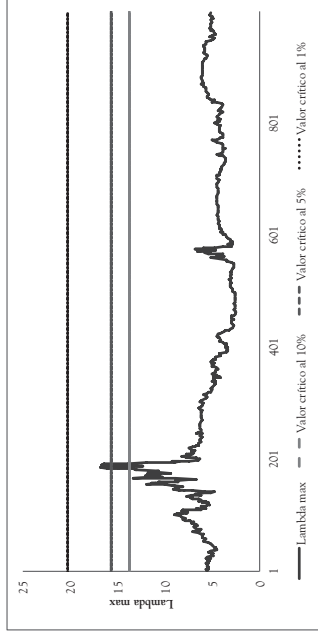
Ventana móvil: Prueba de cointegración  
lambda max de Johansen para  $w_{PI}$  y  $PII$



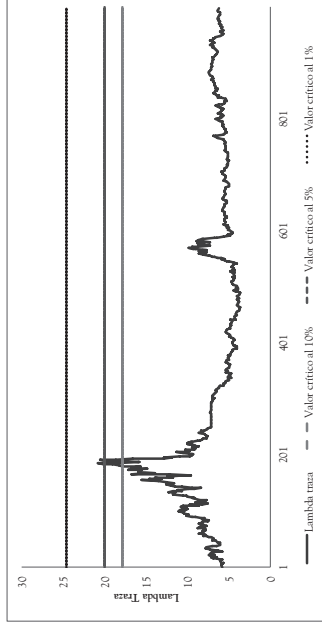
Ventana móvil: Prueba de cointegración  
lambda traza de Johansen para  $w_{PI}$  y  $PII$



Muestra recursiva: Prueba de cointegración  
lambda max de Johansen para  $w_{PI}$  y  $PII$



Muestra recursiva: Prueba de cointegración  
lambda traza de Johansen para  $w_{PI}$  y  $PII$



Fuente: Elaboración propia.

series permite establecer el comportamiento de corto plazo de las series.<sup>9</sup> Finalmente, la prueba de causalidad de Granger y las funciones de impulso respuesta calculadas a partir del modelo VAR de las primeras diferencias de las series permiten determinar el patrón de ajuste entre estas.

Para el precio No. 11 y el precio del WTI el modelo VAR libre de autocorrelación implicó diez rezagos, mientras que para el precio No. 5 y el precio del WTI el número de rezagos adecuado fue de nueve. El Cuadro 3 muestra el estadístico F de la prueba de causalidad de Granger.

Para ningún par de series es posible rechazar la hipótesis nula de no relación de causalidad. Por lo tanto, se puede afirmar que no existe relación causal entre estas.<sup>10</sup> En otras palabras, nuestros resultados implican que ni en el largo plazo, ni en el corto plazo existe una relación entre el precio del WTI y cada una de las series de azúcar que permita construir un modelo de proyecciones. En la siguiente sección se presenta un modelo univariado para cada uno de los precios del azúcar.

CUADRO 3  
*Prueba de causalidad de Granger*

Variable Explicada	Variable que Causa	Prueba de Causalidad de Granger
Log(P5)	Log(WTI)	0,9389
Log(WTI)	Log(P5)	1,3034
Log(P11)	Log(WTI)	1,442
Log(WTI)	Log(P11)	0,954

**Nota:**

\*Rechaza la hipótesis nula de no relación de causalidad al 10%

\*\* Rechaza la hipótesis nula de no relación de causalidad al 5%

\*\*\* Rechaza la hipótesis nula de no relación de causalidad al 1%

**Fuente:** Elaboración propia.

<sup>9</sup> El VAR óptimo fue seleccionado empleando los criterios de información bayesianos de Schwarz, de Hannan-Quinn y de Akaike. Luego de seleccionar el número de rezagos que minimiza cada uno de esos criterios de información, se verifica que estén libre de autocorrelación y de heterocedasticidad.

<sup>10</sup> También se estimaron las funciones de impulso respuesta y se llegó a la misma conclusión.

## V. MODELO UNIVARIADO PARA PRONOSTICAR EL PRECIO DEL AZÚCAR

Como no existe cointegración entre las series, el método univariado resulta el mejor para realizar las estimaciones de los pronósticos. Por esta razón, se estima un modelo ARIMA para las series de precios del azúcar. El Cuadro 4 muestra los mejores modelos ARIMA para los precios del azúcar. Estos modelos fueron seleccionados empleando los criterios de información bayesianos de Schwarz, de Hanna-Quinn y de Akaike. Luego de seleccionar el número de rezagos que minimiza cada uno de esos criterios de información, se verifica que estén libre de autocorrelación y de heterocedasticidad.

CUADRO 4

*Mejor modelo ARIMA para cada serie de precio del azúcar*

Serie	Mejor Modelo ARIMA
P11	ARIMA (0,1,5) con media cero
P5	ARIMA (0,1,2) con media cero

Fuente: Elaboración propia.

Para estimar los indicadores de bondad de ajuste del pronóstico, se utilizaron ventanas recursivas y móviles al igual que en la prueba de cointegración de Johansen. Para las ventanas, tanto recursivas como móviles, se inició con los primeros 1000 datos y se estimó el pronóstico del próximo periodo. Para el método recursivo, se amplió la ventana a 1001 datos y se pronosticó el siguiente periodo. Luego se amplió la ventana a 1002 datos y se pronosticó el siguiente periodo y así sucesivamente hasta llegar al pronóstico de la observación 2658. Para el método de ventanas móviles, se procedió de la misma forma, solo que la ventana se mantenía siempre en 1000 datos, pero ésta se iba moviendo hasta llegar al dato 2658. El Cuadro 5 muestra los indicadores de bondad de pronóstico, MAE, MAPE y RMSE para cada una de las estimaciones.

Los resultados son ambiguos para seleccionar el mejor método. Para el precio del azúcar en Londres, el mejor método es el de ventanas móviles. En cambio, para el precio en Nueva York, el mejor es el método recursivo.

**CUADRO 5**  
*Indicadores de bondad de ajuste del pronóstico*

Método	P5		P11	
	Recursivo	Móvil	Recursivo	Móvil
MAE	0.349064	0.268035	0.516197	0.591781
MAPE	0.068607	0.052996	0.130132	0.144067
RMSE	0.652891	0.522095	0.807071	1.023619

Fuente: Elaboración propia.

## VI. COMENTARIOS FINALES

El objetivo principal de este trabajo fue estimar los mejores modelos de pronóstico para las series de precios del mercado internacional del azúcar. Al efectuar la prueba de cointegración de Johansen a través de métodos recursivos, se encontró que no existe relación de largo plazo entre la serie de precios del petróleo WTI y los precios internacionales del azúcar. Por este motivo se intentó hallar la relación de corto plazo entre ellas, pero no se encontró cointegración. Luego se estimó un modelo VAR en diferencias. Para identificar una posible relación causal de corto plazo entre el precio del WTI y cada uno de los precios del azúcar, se empleó la prueba de causalidad de Granger y las funciones de impulso-respuesta. Ambas aproximaciones permiten concluir que no existe relaciones causales entre las series.

Estos resultados implican que el precio del WTI no ayuda a modelar el comportamiento de cada uno de los precios. Finalmente se estimaron modelos ARIMA para cada uno de los precios y se comparó el comportamiento fuera de muestra de emplear ventanas móviles o recursivas para pronosticar cada uno de los precios. Empleando métricas como el MAE, MAPE y RMSE se encuentra que la mejor aproximación para pronosticar fuera de muestra el precio diario del azúcar en los dos mercados estudiados no es la misma. Es decir, para el precio del azúcar en Londres el método con mejor comportamiento para pronosticar el siguiente día es el de emplear una ventana móvil. Para el caso del precio del azúcar en Nueva York, el mejor método es emplear ventanas recursivas.

Nuestros resultados proveen un método para pronosticar el comportamiento del precio del azúcar para el siguiente día en los dos mercados más importantes de este producto básico. Futuras investigaciones podrán mejorar nuestros resultados investigando posibles comportamientos no lineales o relaciones con otros commodities.

## REFERENCIAS

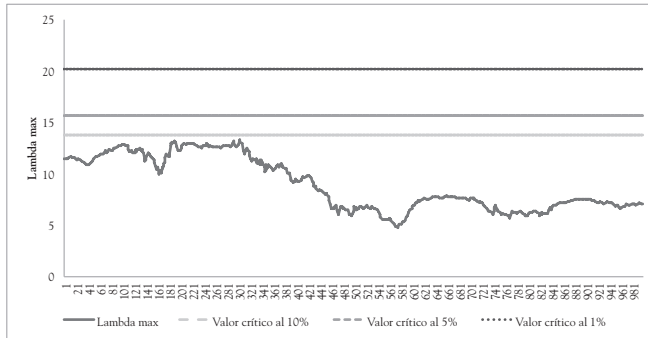
- Alonso, J. C., y A. M. Arcila (2012), «Comportamiento estacional en el mercado del azúcar», Universidad Icesi, mimeo
- Barnard, J., (1983), «Gasohol/ethanol: A Review of National and Regional Policy and Feasibility Issues», *Regional Science Perspectives*, 13.
- Breitung, J. (2002), «Nonparametric Test for Unit Roots and Cointegration», *Journal of Econometrics*, Vol. 108.
- Brown, L., (1980), «Food or Fuel: New Competition for the World's Croplands», *Worldwatch Paper 35*, March.
- Golec, A., A. Murat, E. Tokat, and I. B. Turksen (2012), «Forecasting Model of Shanghai and CRB Commodity Indexes», *Expert Systems with Applications*, 39(10).
- He, K., K. Lai and J. Yen (2011), «Value-at-Risk Estimation of Crude Oil Price Using an MCA Based Transient Risk Modeling Approach», *Energy Economics*, 33(5).
- Hog, E., and L. Tsiaras (2011), «Density Forecasts of Crude Oil Prices Using Option-Implied and Arch-Type Models», *Journal of Futures Markets*, 31(8).
- Meade, N. (2010), «Oil Prices: Brownian Motion or Mean Reversion? A Study Using a One Year Ahead Density Forecast Criterion», *Energy Economics*, 32(6).
- Ribeiro, C. O., and S. M. Oliveira (2011), «A Hybrid Commodity Price-Forecasting Model Applied to the Sugar-Alcohol Sector». *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 55(2).
- Zhang, Z., L. Lohr, C. Escalante and M. Wetzstein (2010), «Food Versus Fuel: What Do Prices Tell Us?», *Energy Policy*, Vol. 38, No. 1.

# ANEXOS

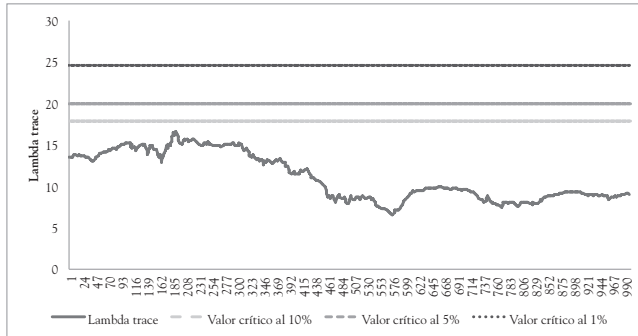
## ANEXO 1

### Prueba de cointegración de Johansen para las series en logaritmos

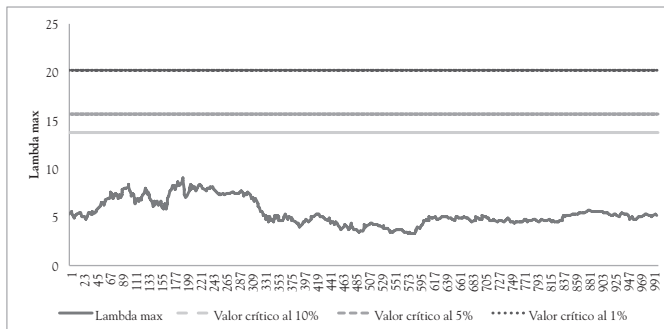
Muestra Recursiva: Prueba de cointegración  
lambda max de Johansen para log(WTI) y log(P11)



Muestra Recursiva: Prueba de cointegración  
lambda trace de Johansen para log(WTI) y log(P11)

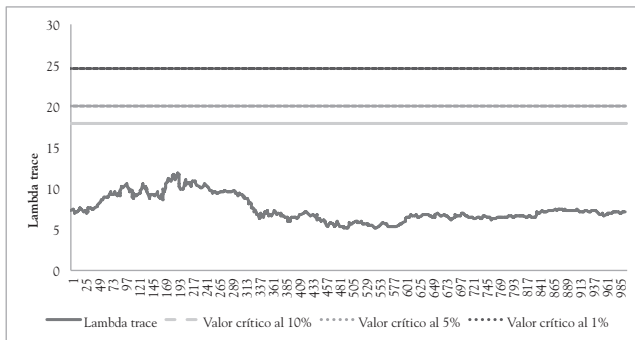


Muestra Recursiva: Prueba de cointegración  
lambda max de Johansen para log(WTI) y log(P5)

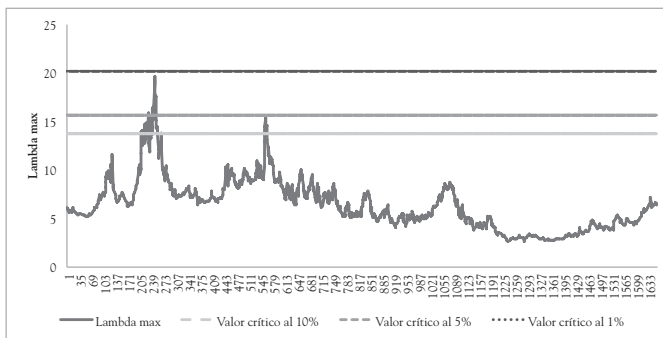




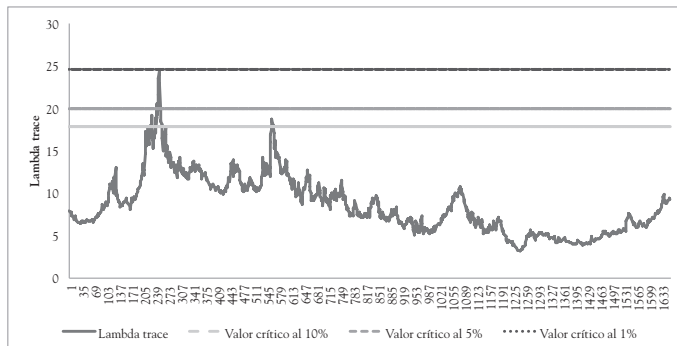
Muestra Recursiva: Prueba de cointegración  
lambda trace de Johansen para  $\log(wTI)$  y  $\log(P5)$



Ventana Móvil: Prueba de cointegración  
lambda max de Johansen para  $\log(wTI)$  y  $\log(P5)$



Ventana Móvil: Prueba de cointegración  
lambda trace de Johansen para  $\log(wTI)$  y  $\log(P5)$

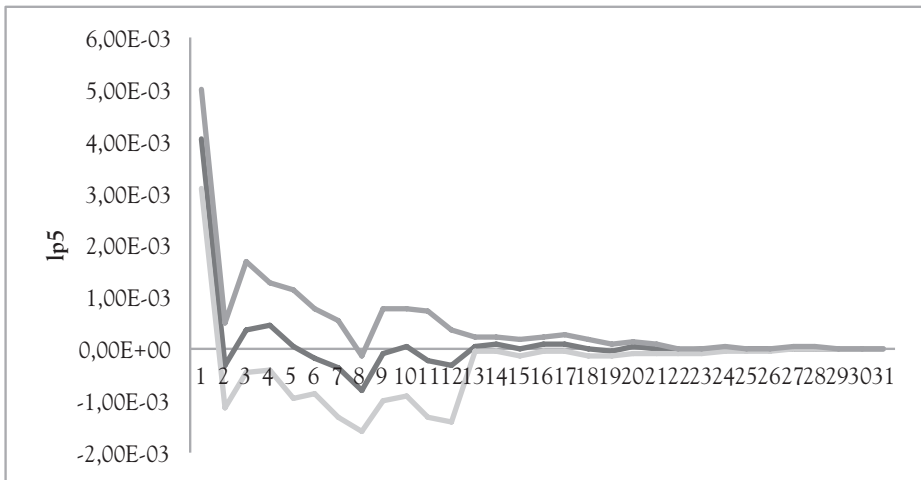


Fuente: Elaboración propia.

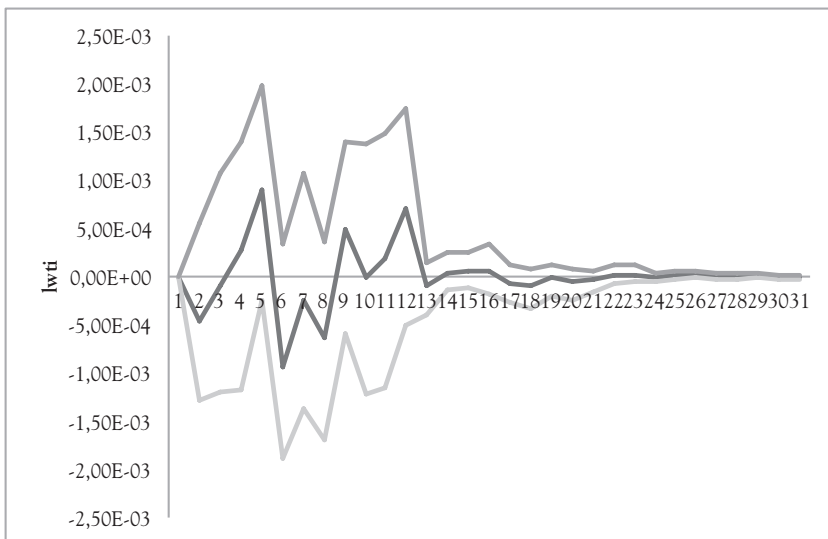
## ANEXO 2

### Funciones impulso-respuesta

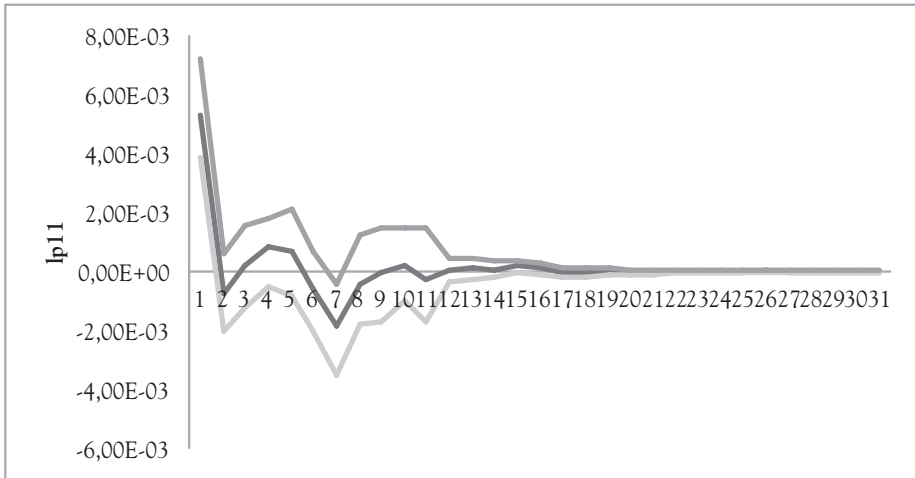
Orthogonal Impulse Response from lwti



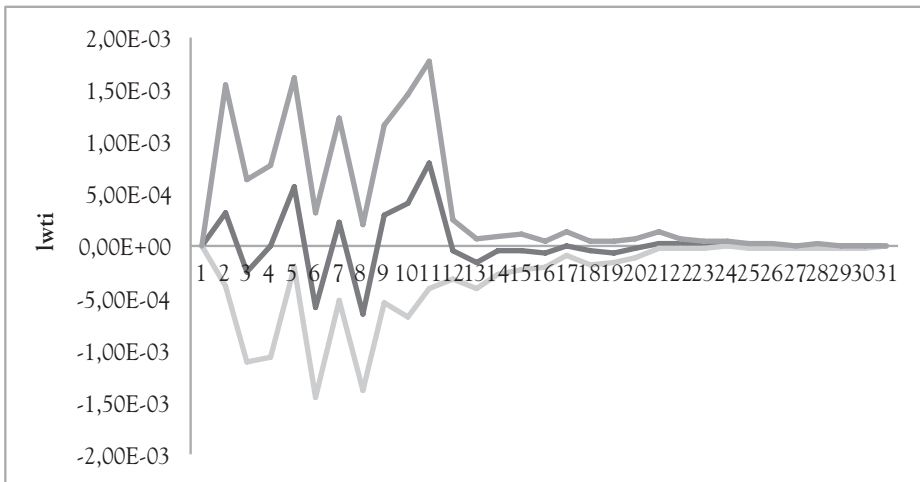
Orthogonal Impulse Response from lp5



Orthogonal Impulse Response from lwti



Orthogonal Impulse Response from lp11



Fuente: Elaboración propia.