



## Artículo

# Empleo del comportamiento estacional para mejorar el pronóstico de un commodity: el caso del mercado internacional del azúcar



Julio César Alonso<sup>a,\*</sup> y Andrés Mauricio Arcila<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Director del Centro de Investigación en Economía y Finanzas. Director académico de la Maestría de Economía, Profesor. Departamento de Economía, Universidad Icesi, Cali, Colombia

<sup>b</sup>Profesor, Departamento de Economía, Universidad Icesi, Cali, Colombia

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

## Historial del artículo:

Recibido el 13 de noviembre de 2012

Aceptado el 29 de noviembre de 2013

## Clasificación JEL:

C50

C53

C58

## Palabras clave:

Comportamiento estacional

Mercado del azúcar

SARIMA

ARMA

Raíces unitarias

## JEL classification:

C50

C53

C58

## Keywords:

Seasonal pattern

Sugar market

SARIMA

ARMA

Unit roots

## RESUMEN

Este trabajo estudia el comportamiento estacional de los precios internacionales del azúcar transados en Nueva York y Londres. Para este caso, empleando pruebas de raíces estacionales y una muestra mensual desde enero de 1989 hasta diciembre de 2010, se encuentra la existencia de un comportamiento estacional estocástico no estacionario. Dicha conducta implica que un “verano” se puede convertir en un “invierno”, resultado que no había sido documentado previamente en estos mercados. Por otro lado, empleando dicho hallazgo, los resultados muestran que es posible construir un modelo autorregresivo de media móvil que se comporta relativamente mejor al pronosticar el precio frente a un modelo que no tiene en cuenta dicho tipo de estacionalidad.

© 2013 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España. Todos los derechos reservados.

## Using seasonal behavior to improve commodity forecasts: the case of the international sugar market

## ABSTRACT

This paper studies the behavior of seasonal patterns in the international sugar price. Using seasonal unit root test and a monthly sample from 1989 to 2010, a non-stationary stochastic seasonal pattern was observed. This pattern implies that a “summer” could become a “winter”, a result that had not been previously documented for this market. On the other hand, using these findings, our results show that is possible to create an AutoRegressive Moving Average (ARMA) model that out-performs other approaches that do not take in account this kind of seasonality when forecasting the sugar price.

© 2013 Universidad ICESI. Published by Elsevier España. All rights reserved.

## Aplicando o comportamento sazonal para melhorar o prognóstico de um commodity: o caso do mercado internacional do açúcar

## RESUMO

Este trabalho estuda o comportamento sazonal dos preços internacionais do açúcar, transacionados em Nova Iorque e Londres. Para este caso, usando provas de raízes sazonais e uma amostra mensal desde Janeiro de 1989 até Dezembro de 2010, concluiu-se a existência de um comportamento sazonal estocástico não sazonal. O referido comportamento implica que um “Verão” pode transformar-se num “Inverno”, resultado esse que não tinha sido documentado previamente para estes mercados. Por outro lado, empregando a referida descoberta, os resultados mostram que é possível construir um modelo ARMA que se comporta relativamente melhor ao prognosticar o preço, face a um modelo que não tem em conta o referido tipo de sazonalidade.

© 2013 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España. Todos os direitos reservados.

\*Autor para correspondencia.

Calle 18, N.° 122-135, Universidad Icesi, Cali, Colombia

Correo electrónico: jcalonso@icesi.edu.co (J.C. Alonso).

## 1. Introducción

El mercado internacional del azúcar es tal vez uno de los mercados de productos agrícolas básicos más distorsionados. Tanto el mercado interno del azúcar crudo como el del azúcar refinado en países desarrollados se caracterizan, por lo general, por algún tipo de protección. La protección de los mercados internos de azúcar se caracteriza por ser escenario de grandes políticas que distorsionan el comercio, por medio de pagos mínimos garantizados a los productores, controles a la producción y comercialización, los precios al por menor regulados, aranceles, cuotas de importación y subvenciones a la exportación, entre otros.

No obstante, estas grandes distorsiones en el ámbito doméstico, en el internacional existen 2 mercados de azúcar claramente diferenciados: el mercado regulado y el libre. El regulado depende de acuerdos bilaterales y cuotas establecidas. El mercado libre funciona como un mercado de excedentes en el que productores y consumidores transan azúcar sin estar cubiertos por cuotas o acuerdos administrativos. Las operaciones en este libre mercado se llevan a cabo principalmente en 2 mercados de intercambio de *commodities*: los de Nueva York y Londres. El mercado de Nueva York se especializa en transar azúcar crudo, mientras que el de Londres lo ha hecho en azúcar refinado. Ambos se caracterizan por permitir el encuentro de la oferta (excedentaria) y la demanda. Así, es de esperar que estos últimos mercados respondan a los comportamientos de productores, consumidores y especuladores.

Por otro lado, se espera que los *commodities* de origen agrícola comúnmente presenten un comportamiento estacional que depende de las diferentes épocas de cosecha de dichos productos. No obstante, en el caso del azúcar, son pocos los trabajos que documentan o discuten la existencia de una estacionalidad y el carácter de la misma.

Además, en la última década, se ha presentado un cambio estructural en el mercado que ha afectado al comportamiento del comercio exterior del azúcar (FAO/OCED, 2011). En especial, las exportaciones de azúcar se han concentrado en un pequeño número de países, mientras que el destino de las exportaciones está relativamente diversificado.

En 2010, según cifras de la International Sugar Organization, se exportaron 55.547.465 toneladas métricas en su equivalente a volumen de azúcar crudo o también conocidas como toneladas métricas de valor crudo (TMVC). Brasil concentra el 51,49% de las exportaciones, y junto con los 9 siguientes países exportadores concentra el 83,64% de las exportaciones mundiales de azúcar. La concentración de las exportaciones de azúcar en un país como Brasil que experimenta estaciones en las zonas productoras de azúcar hace pertinente estudiar posibles comportamientos estacionales en este mercado.

Este trabajo tiene como objetivo caracterizar el comportamiento estadístico de las series mensuales de los precios del azúcar crudo y refinado. En especial, se realiza un diagnóstico del comportamiento estacional estocástico y no estocástico y estacionario de las series. Dicho diagnóstico es empleado para construir un modelo univariado para generar pronósticos de los precios, y es comparado con un modelo ARIMA que no realiza el análisis de estacionalidad. En general, si bien es un hecho bien conocido que la mayor parte del comportamiento de los precios en los mercados de productos básicos muestra evidencia de comportamiento estacional, no existen trabajos que estudien dicho comportamiento del precio en los mercados libres de azúcar.

Este artículo está organizado de la siguiente manera. La segunda parte describe las características y las diferencias entre la estacionalidad no estocástica y la estocástica, asociada a la presencia de raíces unitarias estacionales. La tercera sección presenta una distinción clara entre los contratos n.º 5 y n.º 11, presentando en qué consiste cada uno y el *ranking* de los 10 mayores productores y exportadores de azúcar con los períodos de zafra. La cuarta sección hace una breve revisión bibliográfica de la literatura que estudia el comportamiento

estacional de los *commodities*. La quinta sección discute la muestra y presenta las estadísticas descriptivas de las series de precios. La sexta presenta un análisis del proceso generador de los datos y, en especial, muestra el análisis de las raíces estacionales de las series. Al emplear los resultados, se filtran las series y se presenta el modelo y se estima el correspondiente proceso generador de los datos para los precios de los 2 mercados. La última sección presenta los comentarios finales.

## 2. Estacionalidad y raíces unitarias estacionales

Cuando se trabaja con series de tiempo, una de las preguntas más importantes que se debe hacer el investigador sobre esta es: ¿cuál es el proceso generador de datos (DGP, en inglés, *Data Generating Process*) del que proviene la muestra estudiada? La aproximación convencional es tratar de detectar los diferentes componentes del DGP. Típicamente, se consideran 4 componentes: la tendencia (estocástica o no), la parte cíclica, el componente puramente aleatorio y el componente estacional. Precisamente, el componente estacional puede ser de diferente índole: determinístico o estocástico. Las formas más comunes de modelar la estacionalidad implican: emplear variables *dummy*, modelos autorregresivos de media móvil (ARMA) estacionales (SARMA) o la integración estacional, y posteriormente, modelar con un modelo SARMA o ARMA. Naturalmente, la manera adecuada de tratar la estacionalidad depende de cómo es el verdadero DGP.

Si el DGP implica que el comportamiento estacionario de la serie es puramente determinístico, entonces se puede expresar de la siguiente manera:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i D_{i,t} + e_t \quad (1)$$

donde  $e_t$  es un término de error de ruido blanco gaussiano, y  $D_{i,t}$  es una variable *dummy* que toma el valor de 1 si la observación corresponde al mes  $i$ , y 0 en caso contrario.

Ahora bien, si el comportamiento estacionario es estocástico, es posible que sea estacionario o no. En otras palabras, el comportamiento puede ser tal que ante perturbaciones de la serie el sistema tienda a regresar a su comportamiento estacional pero no determinístico (estacionalidad estocástica estacionaria) o que dichas perturbaciones, por el contrario, impliquen un cambio permanente en el comportamiento estacional (estacionalidad estocástica no estacionaria).

El caso del comportamiento estacional estacionario puede ser representado con modelos SARMA( $p, q$ )  $\times$  (P, Q) $_s$  que toman la siguiente estructura:

$$\Phi(L^S)\phi(L)y_t = \Theta(L^S)\theta(L)e_t \quad (2)$$

donde  $L$  representa el operador de rezagos y  $\Phi(\cdot)$ ,  $\phi(\cdot)$ ,  $\Theta(\cdot)$  y  $\theta(\cdot)$  representan polinomios en el operador de rezagos. En el caso de datos mensuales, se tendrá  $S = 12$ . Por ejemplo, el caso de un SARMA(1,1)  $\times$  (1,1) $_{12}$  implicará un proceso como el siguiente:

$$\begin{aligned} \Phi(L^S)\phi(L)y_t &= \Theta(L^S)\theta(L)e_t \\ (1 - \Phi_1 L^{12})(1 - \phi_1 L)y_t &= (1 - \Theta_1 L^{12})(1 - \theta_1 L)e_t \\ y_t &= \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + e_t + \Theta_1 e_{t-12} + \Theta_2 e_{t-13} \end{aligned} \quad (3)$$

En caso de existir una estacionalidad estocástica no estacionaria, existen varias opciones de modelación. La opción de modelaje más sencilla corresponde a un proceso SARIMA( $p, d, q$ )  $\times$  (P, D, Q) $_s$ :

$$\Phi(L^S)\phi(L)\Delta_s^D \Delta^d y_t = \Theta(L^S)\theta(L)e_t \quad (4)$$

donde  $\Delta_s^D = (1 - L^S)^D$ . Por ejemplo, el caso de un SARIMA(1,0,1)  $\times$  (1,1,1) $_{12}$  implicará un proceso como el siguiente:

$$\begin{aligned}
\Phi(L^5)\phi(L)\Delta_s^D\Delta^d y_t &= \Theta(L^5)\theta(L)e_t \\
(1-\Phi_1 L^{12})(1-\phi_1 L)\Delta_{12}\Delta y_t &= (1-\Theta_1 L^{12})(1-\theta_1 L)e_t \\
(1-\Phi_1 L^{12})(1-\phi_1 L)(1-L^{12})y_t &= (1-\Theta_1 L^{12})(1-\theta_1 L)e_t \\
(1-\Phi_1 L^{12})(1-\phi_1 L)(1-L^{12})y_t &= (1-\Theta_1 L^{12})(1-\theta_1 L)e_t \\
z_t &= \phi_1 z_{t-1} + \Phi_1 z_{t-12} + \phi_1 \Phi_1 z_{t-13} + e_t + \Theta_1 e_{t-12} + \theta_1 e_{t-1} + \Theta_1 \theta_1 e_{t-13}
\end{aligned} \quad (5)$$

donde  $z_t = (1-L^{12})y_t = y_t - y_{t-12}$ . En este caso, la serie con la que se trabaja ha sufrido una diferenciación o integración estacional en el mismo orden de la serie. De hecho, este caso es uno muy especial en el cual existen 7 raíces unitarias: 1 regular y 6 estacionales. Siguiendo a Franses (1991a, 1991b), es muy fácil mostrar que el polinomio  $(1-L^{12})$  se puede factorizar en los elementos que se presentan en la tabla 1. Estos polinomios implican además de la raíz regular, la presencia de 1 raíz bimensual (6 ciclos al año), 1 raíz cuatrimestral (3 ciclos al año), 1 raíz trimestral (4 ciclos anuales), 1 raíz semestral (2 ciclos al año) y 1 raíz con 5 ciclos al año 1 raíz anual (tabla 1). Así, el modelo SARIMA es un caso especial en el que dichas 7 raíces están presentes en la serie.

**Tabla 1**  
Posibles tipo de raíces y filtros (polinomios) presentes en series mensuales

Condición	Polinomio	Raíz	Nombre de la raíz	Número de ciclos por año
1	$(1-L)$	$+1$	No estacional	0
2	$(1+L)$	$-1$	Bimensual	6
3	$(1+L^2)$	$\pm i$	Cuatrimestral	3
4	$(1+L+L^2)$	$-\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$	Trimestral	4
5	$(1+L+L^2)$	$\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$	Semestral	2
6	$(1+\sqrt{3}L+L^2)$	$-\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	—	5
6	$(1+\sqrt{3}L+L^2)$	$\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	Anual	1

Fuente: elaboración propia.

No obstante, también puede existir un comportamiento estacional no estacionario cuando algunas raíces están presentes; entonces, el filtro adecuado para ser empleado no es  $(1-L^{12})$  y lo correcto sería emplear el filtro adecuado y después modelar la serie filtrada empleando un modelo ARMA. Por ejemplo, en caso de existir una raíz no estacional y una bimensual, la serie con la que debería trabajarse es una serie a la que se le aplique el filtro  $(1-L)(1+L) = 1+L^2$ . En otras palabras, la serie que se debería emplear para estimar el modelo ARMA debería ser  $w_t = y_t + y_{t-2}$ . Es más, en caso de emplear datos mensuales existen 127 posibilidades de filtros, uno de los cuales corresponderá al modelo SARIMA(p,d,q) × (P,I,Q)<sub>12</sub>.

Por otro lado, la adaptación de la Prueba de Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990) para datos mensuales (Franses, 1991a, 1991b) permite determinar el tipo de filtro (diferenciación) que se deberá emplear, si es que es necesario, para modelar un posible comportamiento estacional no estacionario (Alonso y Seemán, 2009).

Antes de continuar, es importante resaltar que los 3 tipos de estacionalidad tienen implicaciones prácticas diferentes. La gran diferencia entre estas 3 posibles formas de estacionalidad es que en el caso de la determinística y la estacionaria, los choques con el modelo desaparecen en el largo plazo (se retorna a la media o a la tendencia, según sea el caso). Es decir, el comportamiento estacional continúa igual después de un choque inesperado. En otras palabras, una “estación” sigue con su comportamiento típico aunque se presente un choque inesperado. Por otro lado, en los modelos no estacionarios estacionales, los choques tienen un efecto permanente y se incorporan a la serie. En este caso, un choque inesperado implicará que el comportamiento de una “estación” cambiará después de un choque inesperado. En otras palabras, un “verano” se puede convertir en un “invierno” después de un choque.

De hecho, los procesos no estacionarios estacionales tienen propiedades similares a las series integradas ordinarias (anuales o también conocidas como de frecuencia 0,  $s = 0$ ). Por ejemplo, presentan memoria larga de tal manera que los choques pueden cambiar los comportamientos estacionales de forma permanente, tienen varianzas que crecen de manera lineal, y asintóticamente no están correlacionados con otras raíces de otras frecuencias.

### 3. Características del mercado internacional del azúcar

En el ámbito internacional, existen 2 grandes mercados en los cuales se transa el azúcar libremente, el mercado de Nueva York, regido por el contrato n.º 11, en el cual se comercia el azúcar no refinada, y el mercado de Londres, regido por el contrato n.º 5, en el cual se comercia el azúcar refinada que puede ser de remolacha o caña de azúcar. Según la información disponible en la plataforma Reuters, en 2011, en el mercado de Nueva York se negociaron aproximadamente 231.237 contratos, y en Londres, aproximadamente 5.000.000 de contratos<sup>1</sup>. Ahora bien, en términos de producción, en 2010, según datos de la International Sugar Organization, se produjeron 156.670.667 TMVC, siendo Brasil el mayor productor con una producción de 39.450.539 que representa el 25,2% de la producción mundial, seguido por India con una producción de 21.150.846 que equivale al 13,5%; los 10 principales productores de azúcar tienen el 75% de la producción mundial, que en tmcv equivalen a 118.909.4787.

Con respecto al comercio internacional, para 2010, según cifras de la International Sugar Organization, se exportaron 55.547.465 TMVC. Brasil es el mayor exportador con el 51,49% de las exportaciones totales (28.603.662 TMVC). El segundo mayor exportador es Tailandia con el 8,5% del total de exportaciones (4.721.858 TMVC). Los 10 primeros exportadores concentran el 83,64% de las exportaciones mundiales de azúcar. En otras palabras, la oferta del mercado internacional libre de azúcar tiene una relativa alta concentración.

Tanto el contrato n.º 5 como el n.º 11 tienen diferentes características. Por ejemplo, en el caso de Londres, la unidad de medida de cada contrato es de 50 toneladas largas, la calidad del azúcar debe ser: remolacha blanca, caña de azúcar cristal o azúcar refinada de la actual cosecha en el momento de la entrega, con polarización mínima de 99,8 grados, la humedad máxima 0,06% y el color de un máximo de 45 unidades de índice de atenuación. Se debe transar en dólares americanos y centavos por tonelada *Free On Board*<sup>2</sup> y estibado en las bodegas del buque en un puerto designado en uno de los siguientes países de origen: Argelia, Argentina, Australia, Bélgica, Brasil, Bulgaria, Canadá, Chile, China, Colombia, Croacia, Egipto, El Salvador, Francia, Alemania, Guatemala, India, Italia, Corea, Malasia, Mauricio, México, Marruecos, Mozambique, Países Bajos, Pakistán, Filipinas, Polonia, Portugal, Rumania, Rusia, Arabia Saudita, Singapur, Sudáfrica, España, Sudán, Tailandia, Turquía, Emiratos Árabes Unidos, Ucrania, Reino Unido y EE. UU.

Si bien para el contrato n.º 11 en Nueva York la unidad de medida de cada contrato es 120.000 libras (equivalentes a 50 toneladas), igual que el del contrato n.º 5, la polarización media es diferente. En el caso del contrato n.º 11 en Nueva York, la polarización debe ser de 96°. Este contrato se transa en centavos de dólar y centésimas de centavo de dólar por libra, con 2 decimales de aproximación. La entrega es *Free On Board* en el buque del receptor, y se trasan cosechas de países como Australia, Barbados, Belice, Brasil, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Ecuador, Islas Fiji, Antillas Francesas, Guatemala, Honduras, India, Jamaica, Malawi, Mauritania, México, Mozambique, Nicaragua, Perú, República de las Filipinas, Sudáfrica, Suazilandia, Taiwán, Tailandia, Trinidad, Estados Unidos y Zimbawe. El punto de entrega debe ser un puerto en el país de origen

<sup>1</sup> Dichos cálculos fueron realizados sumando los volúmenes diarios de transacciones.

<sup>2</sup> Esto implica que el vendedor paga el transporte hasta el puerto o en este caso hasta el buque.

o en el caso de países sin litoral en un puerto de atraque o de fondeo en el puerto habitual de exportación.

Para hacerse una idea de la estacionalidad en la producción del azúcar, se pueden observar los meses en los cuales los 10 primeros productores y exportadores, que abarcan más del 75% de la producción mundial y más del 80% de las exportaciones, tienen el período de zafra<sup>3</sup>. Esto se puede ver en la figura 1.

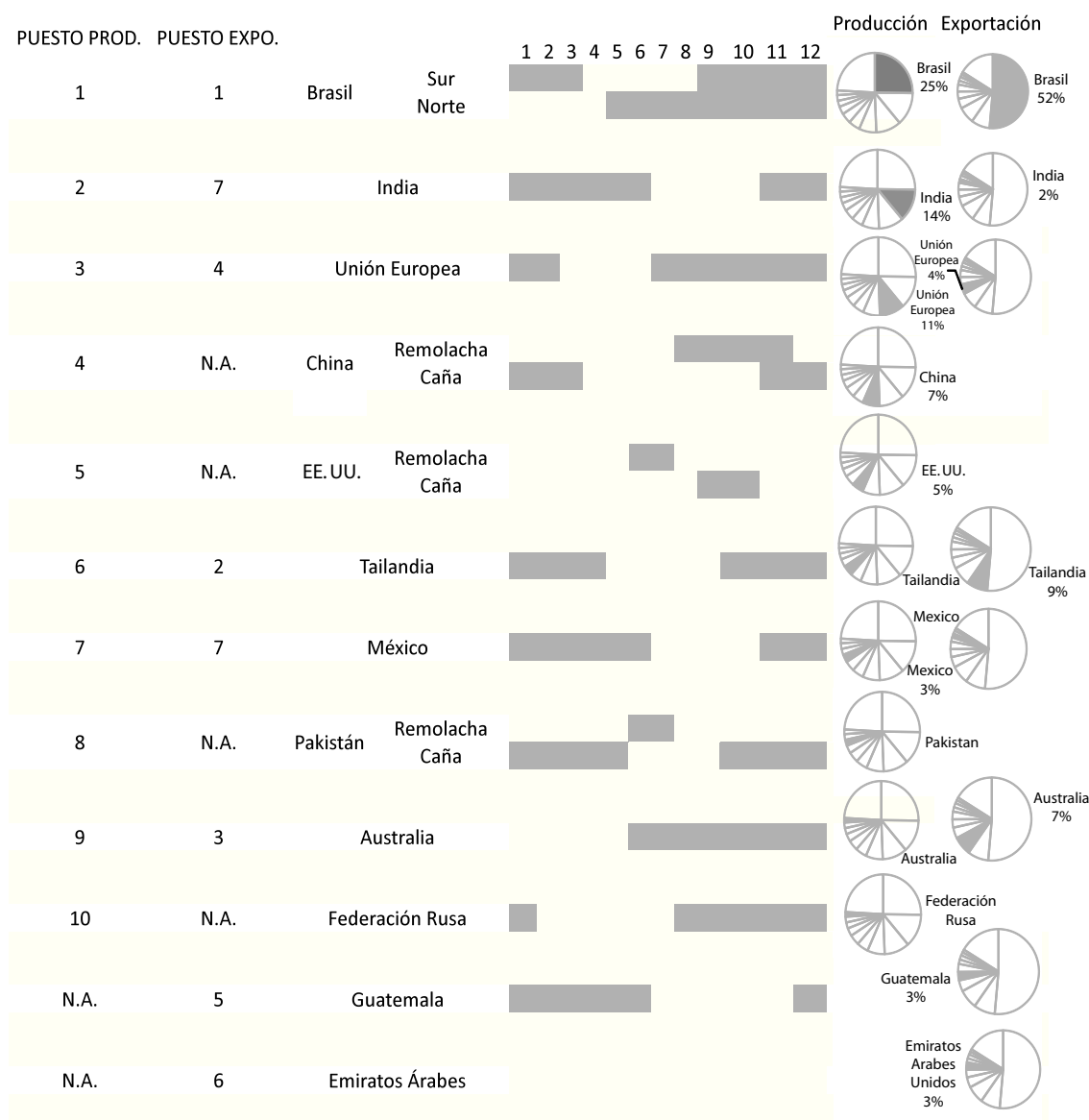
#### 4. Estacionalidad en los *commodities*: evidencia previa

La estacionalidad en el comportamiento de los precios de los *commodities* implica una propensión en la conducta de los precios para tener el mismo comportamiento años tras año. Esa conducta se puede explicar por el período de plantación y recolección, el clima, el consumo, etc. Esto es lo que comúnmente se entiende como un comportamiento estacional. La literatura que discute el comportamiento estacional de los *commodities* no es escasa.

<sup>3</sup> Zafra es el período durante el cual se puede hacer el corte de la caña o remolacha para producir azúcar.

Diversos autores han documentado la estacionalidad en el comportamiento de los precios en mercados tanto de activos financieros como de *commodities*. Por ejemplo, Lakonishok y Smidt (1988) proveen evidencia de varias anomalías en los retornos estacionales del índice industrial Dow Jones. El estudio emplea datos de los precios diarios de cierre desde 1897 hasta 1986, que permiten examinar los retornos estacionales mensuales, semanales, de festivos, de final de año y de cambio de mes. En el análisis, los autores calculan las medias y las desviaciones estándares; esto permite contabilizar cuántas veces se presentaba el mismo efecto para cada una de dichas periodicidades. Los autores encuentran evidencia de estacionalidad semanal y mensual.

Por su parte, Murphy (1987) empleó un análisis espectral para identificar la estacionalidad en los retornos de los contratos de futuros para productos agrícolas. El autor usó datos mensuales, desde enero de 1965 hasta diciembre de 1983, para todos los contratos de futuros agrícolas listados en *The Wall Street Journal*; donde los productos considerados son maíz, avena, soya, harina de soya, aceite de soya, trigo, ganado vivo, vientres de cerdo, cacao, azúcar, algodón y papas. Los resultados indican que no se presenta una estacionalidad.



**Figura 1.** Primeros 10 productores y exportadores de azúcar y sus meses de producción.  
Fuente: elaboración propia.

Asimismo, Sørensen (2002), utilizando un análisis espectral, encuentra estacionalidades en los precios del maíz, la soya y el trigo para un conjunto de datos semanales obtenidos del mercado de futuros y opciones de Chicago en el período comprendido entre 1972 y 1997. Yoon y Brorsen (2001), al intentar determinar la estrategia óptima para invertir en el mercado de futuros agrícolas, encuentran que estos productos presentan un patrón estacional no estocástico. Para su análisis, Yoon y Brorsen (2001) emplean datos mensuales desde 1957 hasta 1999 de maíz, soya y trigo.

De igual forma, Richter y Sørensen (2003) estiman un modelo de volatilidad estocástica usando datos de panel para los futuros y las opciones de la soya transada en la mesa de comercio de Chicago entre octubre de 1984 y marzo de 1999, encontrando que estos presentan patrones de estacionalidad en el precio *spot* y en la volatilidad.

En el caso del azúcar, Taylor y Kingsman (1978) estudian la no estacionariedad de sus precios aplicando la metodología de Box-Jenkins para los precios diarios de 12 años. Los autores encuentran que un paseo aleatorio no es correcto para modelar el comportamiento del precio, por lo menos para predecir el precio del azúcar. Encontraron que el término de error en este modelo de promedio es diferente de 0, lo cual muestra la existencia de una tendencia en el

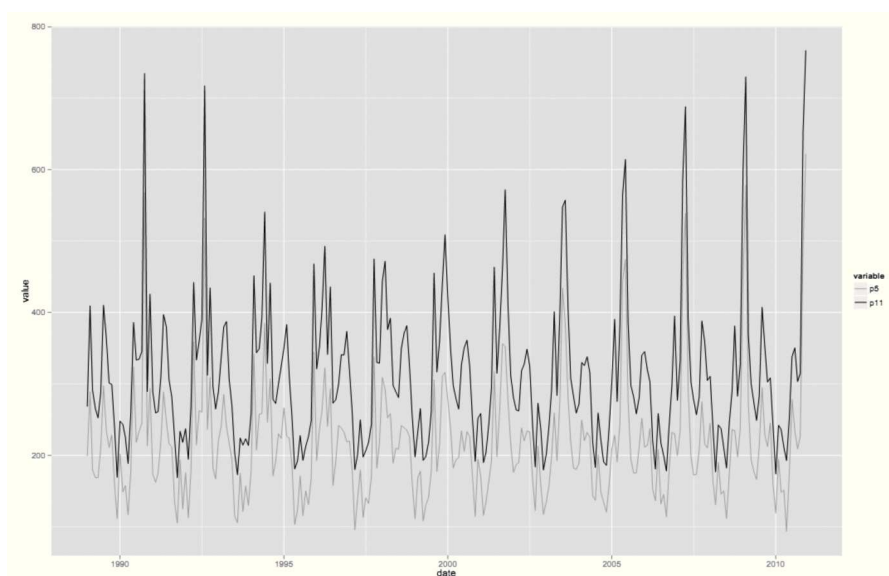
precio. Sin embargo, hallan que esta tendencia en los precios varía con el tiempo, y esta posibilidad no está cubierta por los modelos ARMA. En consecuencia, proponen un nuevo modelo para los movimientos de los precios que se caracteriza por los frecuentes cambios en la tendencia del precio diario pero consistente con los resultados del análisis de autocorrelación.

## 5. Datos y características de las series

Para este estudio, se emplearán datos mensuales correspondientes a los contratos n.º 5 y 11 de los futuros del azúcar transados en los mercados de Londres y Nueva York, respectivamente. El período de estudio será de 1989 a 2010, para un total de 264 observaciones. Los datos fueron tomados de la página web de la Asociación de Cultivadores de Caña de Azúcar de Colombia. La figura 2 muestra el comportamiento mensual del precio en ambos mercados en dicho período.

Aparentemente se presenta una relación entre las 2 series, así como una aparente estacionalidad, presentando unos picos en el mes de octubre y unos valles en el mes de mayo.

La tabla 2 muestra las estadísticas descriptivas para este mercado en cada uno de los meses. Se puede deducir de esta tabla que las



**Figura 2.** Comportamiento de los precios de los contratos n.º 5 y 11.  
Fuente: elaboración propia.

**Tabla 2**  
Estadísticas descriptivas para el precio del contrato n.º 11

Mes	Min	Max	Media	Varianza	Error estándar	Coficiente asimetría	Curtosis
Enero	111,35	443,78	210,2227	4983,6393	70,5949	1,6387	6,6491
Febrero	112,6	577,95	225,2414	9455,707	97,2405	2,2091	8,9857
Marzo	95,45	451,52	206,8382	5273,9794	72,6222	1,6627	6,9786
Abril	108,01	538,88	224,37	8820,5716	93,9179	1,7576	6,8356
Mayo	93,34	444,99	203,8559	5609,5177	74,8967	1,4112	6,0556
Junio	112,78	474,36	230,9486	7859,2319	88,6523	1,0148	3,8402
Julio	111,48	434,4	209,1532	5387,7657	73,4014	1,2029	5,0726
Agosto	105,58	532,06	230,8282	9129,2901	95,5473	1,4682	5,6772
Septiembre	113,92	356,33	202,5277	3189,4362	56,4751	0,6726	3,6953
Octubre	105,07	567,6	230,7041	9843,1243	99,2125	1,8015	7,1485
Noviembre	114,3	489,76	213,6318	5959,7064	77,1991	2,094	8,6065
Diciembre	111,26	621,72	222,0477	11843,8742	108,8296	2,3321	9,3665

Fuente: elaboración propia.

distribuciones de los precios en todos los meses presentan una asimetría hacia la derecha, además de que la distribución en todos los meses es leptocúrtica. Es más, las estadísticas descriptivas muestran un comportamiento aparentemente diferente tanto en media como en volatilidad en cada uno de los meses.

En especial, la dispersión en los precios se puede apreciar mejor en el diagrama de cajas en la dispersión mensual del contrato n.º 11 (fig. 3). Si se considera cada uno de los años, también es evidente la gran dispersión que se presenta en el precio de este contrato (fig. 4). Por otro lado, en el mercado de Londres, se observa un comportamiento similar al de Nueva York (tabla 3, figs. 5, 6 y 7).

## 6. Análisis econométrico de las series

Dado lo anterior, es necesario determinar las características del DGP de cada una de las series. Para tal fin, se debe identificar la existencia o no de raíces unitarias estacionales en las series. Para esto, como se mencionó anteriormente, se empleará la prueba de raíces unitarias estacionales HEGY de Hylleberg et al. (1990) para las series mensuales.

Siguiendo a Alonso y Seemán (2009), inicialmente se tiene en cuenta la necesidad de considerar variables *dummy* que capturen la

estacionalidad no estocástica en la serie. Por lo tanto, se debe realizar la prueba junto con estas variables *dummy*. Los resultados de la prueba para la serie de precios del contrato n.º 11 se presentan en la tabla 4.

Las variables dicotómicas estacionales no son significativas, por lo que se excluyen para realizar la prueba de raíz unitaria. Ahora bien, para el precio de los contratos de futuro del azúcar sin refinar se encuentra una raíz unitaria no estacional; es decir, una raíz unitaria convencional, y otra bimensual. Estos resultados implican que para obtener una serie de tiempo estacionaria, la serie original se debe filtrar por medio de la transformación  $y_t < y_{t-2}$  la cual se puede derivar fácilmente a partir de la tabla 1. Realizando el mismo tratamiento, pero para la serie de precios del contrato n.º 5, se obtienen los resultados de la tabla 5.

Al igual que el contrato n.º 11, las variables *dummy* estacionales no son significativas, por lo que se realiza la prueba de raíz unitaria sin estas. También se aceptan las 2 primeras hipótesis, obteniendo como resultado una raíz unitaria no estacional y una bimensual y, al igual que la prueba anterior, se debe aplicar el filtro  $y_t < y_{t-2}$  para obtener una serie estacionaria<sup>4</sup>.

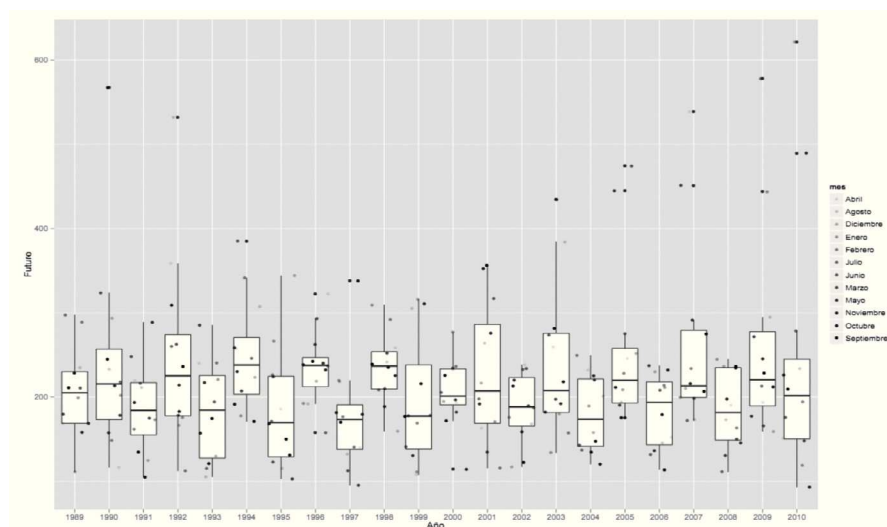
<sup>4</sup> Para un análisis más detallado de cómo se debe diferenciar, ver Alonso y Seemán (2009).

**Tabla 3**

Estadísticas descriptivas para el precio del contrato n.º 5

Mes	Min	Max	Media	Varianza	Error estándar	Coficiente asimetría	Curtosis
Enero	173,91	597,73	302,745	8468,677	92,0254	1,5756	6,0506
Febrero	189,82	729,95	328,1595	14368,9261	119,8705	1,7332	6,7274
Marzo	176,86	584,28	301,4841	7900,2264	88,8832	1,3504	5,7672
Abril	188,61	688,12	322,7391	13924,7997	118,0034	1,3708	5,1881
Mayo	180,65	565,13	297,2373	7778,8325	88,1977	1,1614	4,9719
Junio	191,88	614,24	327,0995	12684,7076	112,6264	0,9422	3,2837
Julio	182,26	547,47	301,2759	7451,3696	86,3213	0,8743	4,1204
Agosto	172,69	717,32	334,7341	16410,3319	128,1028	1,3121	4,8313
Septiembre	178,08	460,62	291,4145	4975,2161	70,5352	0,4211	2,9548
Octubre	168,68	734,65	335,9095	17180,2481	131,0734	1,4537	5,1817
Noviembre	185,93	653,02	307,1682	9938,7618	99,6933	1,9594	7,7172
Diciembre	169,24	766,73	325,6441	17606,2499	132,6885	1,7548	6,608

Fuente: elaboración propia.



**Figura 3.** Diagrama de caja para la dispersión mensual del contrato n.º 11.

Fuente: elaboración propia.



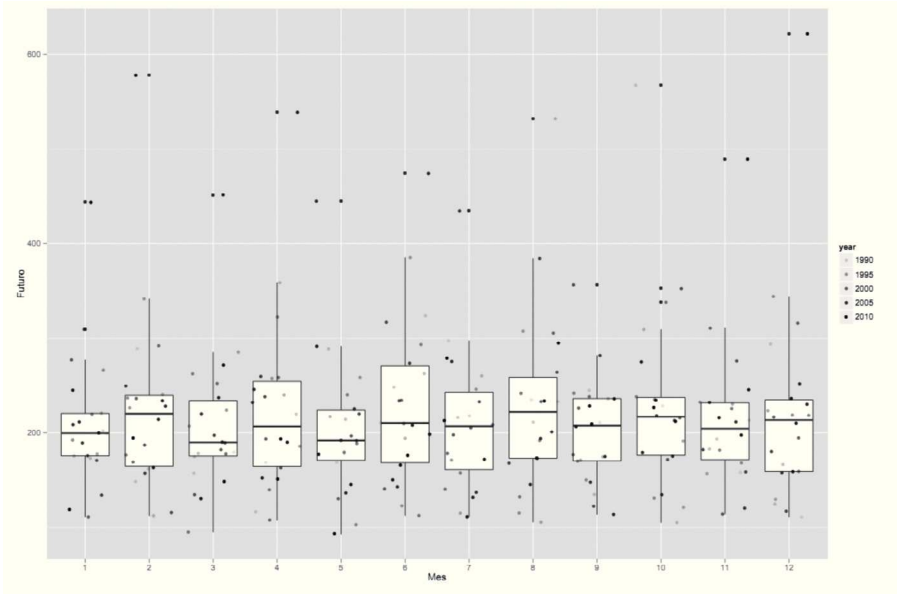


Figura 4. Diagrama de cajas para el comportamiento anual del contrato n.º 11.  
Fuente: elaboración propia.

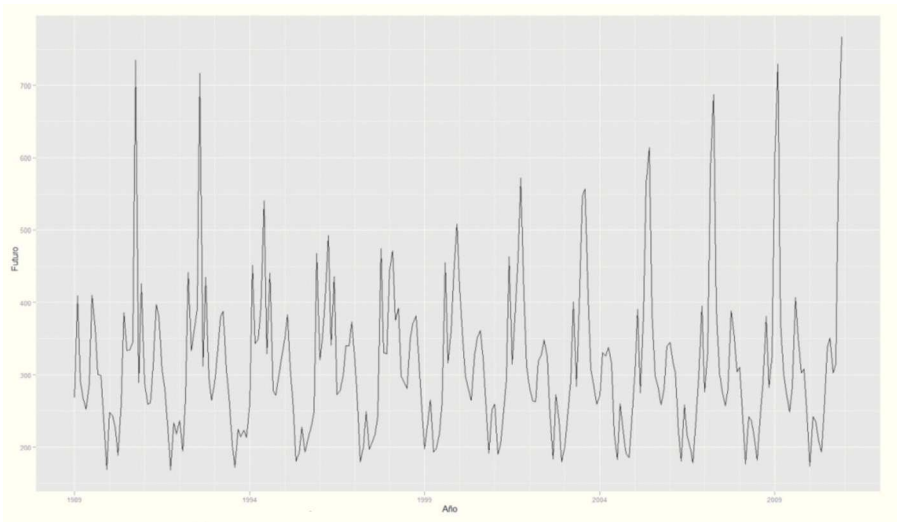


Figura 5. Comportamiento del precio del contrato n.º 5.  
Fuente: elaboración propia.

Tabla 4  
Prueba de Hylleberg, Engle, Granger y Yoo para el futuro del azúcar crudo

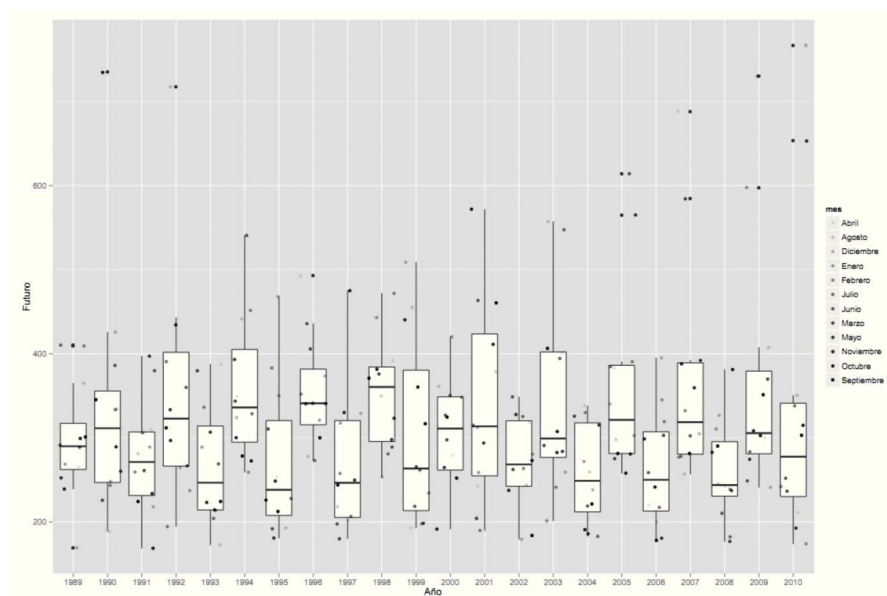
Hipótesis nula	Estadístico de prueba
$\pi_1 = 0$ (raíz unitaria no estacional)	-0,866
$\pi_2 = 0$ (raíz bimensual)	-1,194
$\pi_3 = \pi_4 = 0$ (raíz unitaria para períodos de 4 meses)	692,315 ***
$\pi_5 = \pi_6 = 0$ (raíz unitaria trimestral)	421,117 ***
$\pi_7 = \pi_8 = 0$ (raíz unitaria semestral)	608,359 ***
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$ (raíz unitaria a la frecuencia $5\pi/6$ )	145,757 ***
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$ (raíz unitaria anual)	406,645 ***
$\pi_2 = \pi_3 = \dots = 0$ (están presentes todas las raíces unitarias estacionales)	454,508 ***
$\pi_1 = \pi_3 = \dots = 0$ (están presentes todas las raíces unitarias, estacionales y no estacionales)	419,209 ***

Nota: rechaza  $H_0$  con un nivel de significancia del: 10% (\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*).  
Fuente: elaboración propia.

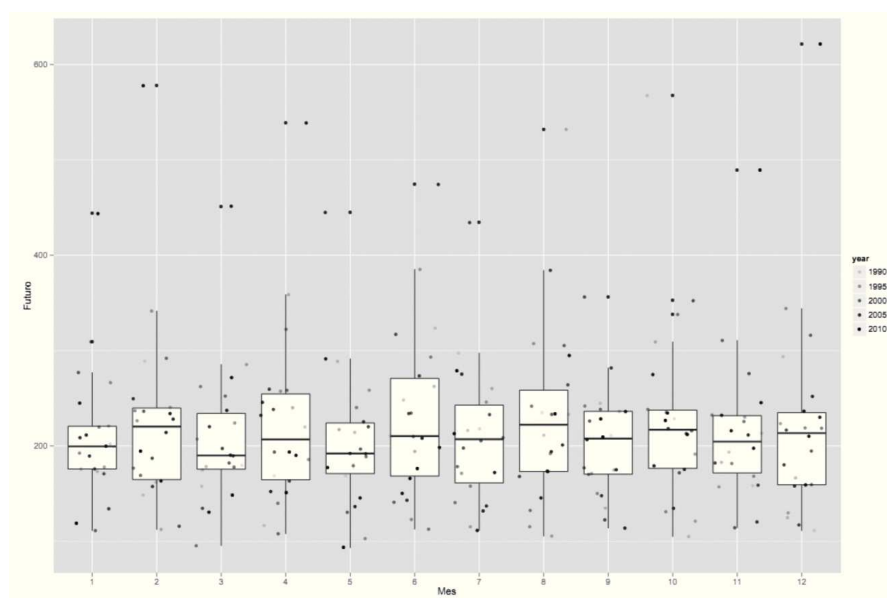
Tabla 5  
Prueba de Hylleberg, Engle, Granger y Yoo para el futuro del azúcar refinado

Hipótesis nula	Estadístico de prueba
$\pi_1 = 0$ (raíz unitaria no estacional)	-2,167
$\pi_2 = 0$ (raíz bimensual)	-0,438
$\pi_3 = \pi_4 = 0$ (raíz unitaria para períodos de 4 meses)	781,13 ***
$\pi_5 = \pi_6 = 0$ (raíz unitaria trimestral)	485,292 ***
$\pi_7 = \pi_8 = 0$ (raíz unitaria semestral)	695,007 ***
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$ (raíz unitaria a la frecuencia $5\pi/6$ )	131,252 ***
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$ (raíz unitaria anual)	552,331 ***
$\pi_2 = \pi_3 = \dots = 0$ (están presentes todas las raíces unitarias estacionales)	552,685 ***
$\pi_1 = \pi_3 = \dots = 0$ (están presentes todas las raíces unitarias, estacionales y no estacionales)	509,001 ***

Nota: rechaza  $H_0$  con un nivel de significancia del: 10% (\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*).  
Fuente: elaboración propia.



**Figura 6.** Diagrama de cajas para la dispersión mensual del contrato n.º 5.  
Fuente: elaboración propia.



**Figura 7.** Diagrama de cajas para el comportamiento anual del contrato n.º 5.  
Fuente: elaboración propia.

Resumiendo lo anterior, las 2 series no tienen un comportamiento estacional determinístico que puede ser modelado a través de variables *dummy*; además de esto, presentan 2 tipos de raíces unitarias, una no estacional (que es la raíz unitaria convencional) y otra bimensual. Estos resultados implican que el proceso generador de los datos en los 2 casos es de memoria larga; es decir, cualquier perturbación cambia permanentemente el comportamiento estacional y, finalmente, para poder obtener una serie estacionaria se debe aplicar el filtro  $y_t < y_{t-2}$ .

Para determinar si la estacionalidad no estocástica detectada contribuye a pronosticar el precio del azúcar en ambos mercados, se emplearán 3 modelos ARIMA para generar pronósticos de los precios y compararlos con los valores reales. En especial, después de integrar las series para encontrar procesos estacionarios y realizar un control por posibles problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación de

las series, se procede a modelar dichas series filtradas (series estacionarias) de 2 maneras diferentes: con un modelo ARMA y un modelo SARMA. Por otro lado, se estima un modelo SARIMA para la serie sin filtrar; es decir, sin tener en cuenta la estacionalidad no estacionaria. Los mejores modelos para cada caso se reportan en la tabla 6.

Con el fin de comparar el comportamiento de estos modelos con las series filtradas *versus* el caso no filtrado, se evalúa el comportamiento de pronósticos fuera de muestra de estos 3 modelos. Los pronósticos se realizan para los 12 meses de 2011 y se comparan con las realizaciones reales de las series en esos 12 meses. Para evaluar el comportamiento de los 3 modelos, se emplean medidas de bondad de ajuste como el *Mean Absolute Error*, el *Mean Absolute Percentage Error* y el *Root Mean Square Error*. Estas métricas son calculadas para el pronóstico de un solo mes (*one-step-ahead*), de 2 meses (*two-step-ahead*), y así sucesivamente hasta tener en cuenta los



**Tabla 6**  
Modelos estimados

Serie filtradas	Mejor modelo SARIMA	Mejor modelo ARIMA
Azúcar crudo	SARIMA(9,0,2)(0,0,1) con media 0	ARIMA(10,0,2) con media 0
Azúcar refinada	SARIMA(2,0,2)(3,0,0) con media 0	ARIMA(10,0,2) con media 0
Serie sin filtrar	Mejor modelo SARIMA	
Azúcar crudo	SARIMA(4,1,2)(2,0,1) con media 0	
Azúcar refinada	SARIMA(1,1,1)(2,0,0) con media 0	

Fuente: elaboración propia.

12 meses (*twelve-step-ahead*). Los resultados se presentan en la tabla 7. Dichos resultados muestran que en todos los horizontes de tiempo y para los 2 mercados, filtrar la serie genera un mejor resultado que no hacerlo.

## 7. Comentarios finales

Si bien el azúcar es uno de los productos agroindustriales más importantes en el contexto mundial, son muy pocos los estudios que determinan el comportamiento de los precios de este *commodity*. El presente estudio tiene como objetivo caracterizar el comportamien-

to estacional de los precios en los 2 mercados más importantes de este *commodity* y emplear el comportamiento estacional para realizar pronósticos.

Empleando datos mensuales correspondientes a los contratos n.º 5 y 11 de los futuros del azúcar transados en los mercados de Londres y Nueva York, respectivamente, en el período de 1989 a 2010, se encuentra que no existe un patrón estacional determinístico en la serie.

No obstante, este estudio encuentra la existencia de raíces unitarias estacionales en los 2 mercados. De tal manera que choques inesperados en ambos generan cambios permanentes en el comportamiento estacional de las series. En otras palabras, un “verano” se puede convertir en un “invierno”, debido a choques imprevistos. Este resultado es empleado para generar pronósticos fuera de muestra para los 12 meses de 2012. Dichos pronósticos con modelos con series filtradas que tienen en cuenta la estacionalidad estocástica no estacionaria se comportan mejor en términos de medidas como el *Mean Absolute Error*, el *Mean Absolute Porcentaje Error* y el *Root Mean Square Error*. Es decir, el hallazgo de la existencia de estacionalidad estocástica no estacionaria permite mejorar el desempeño de los modelos de pronósticos.

Así pues, los resultados implican que si bien existe estacionalidad, esta no es determinista. En este orden de ideas, el modelo propuesto presenta una mejora frente a otros disponibles en la literatura que no tienen en cuenta la estacionalidad “estocástica” fruto de la presencia de raíces estacionales. Estos resultados son diame-

**Tabla 7**  
Estimadores de bondad del pronóstico

	SARIMA para el precio n.º 11			ARIMA para el precio n.º 11			Serie sin filtro n.º 11		
	MAE	MAPE	RMSE	MAE	MAPE	RMSE	MAE	MAPE	RMSE
1 step	188,4452	24,46705	188,4452	76,3046	9,907116	76,3046	257,3822	33,41758	257,3822
2 step	328,6452	42,98151	357,3006	204,02265	26,709899	240,7013	263,3861	34,37602	263,4545
3 step	277,9671	37,36812	309,0409	197,21262	26,864847	223,2939	235,7637	31,82394	239,0283
4 step	211,851	28,57928	267,7224	157,18077	21,667998	194,2652	205,3146	28,53714	214,7045
5 step	186,5662	26,12151	242,4867	135,50417	19,195488	175,1211	170,1295	23,95058	192,4868
6 step	159,2815	22,37692	221,5557	130,56705	18,817173	165,6039	164,5011	23,59175	184,323
7 step	152,2972	21,40985	209,3212	123,98352	17,83534	156,6092	172,7964	24,71683	190,2579
8 step	135,377	19,03911	195,8936	109,15715	15,702833	146,5068	177,2315	25,38414	192,6025
9 step	147,0281	20,93878	201,3036	102,81626	14,828651	139,215	178,0418	25,64767	191,7217
10 step	151,8869	21,94416	200,7421	95,73452	13,852762	132,458	174,6541	25,36698	187,5096
11 step	156,1963	23,02821	200,6105	89,76332	13,057704	126,6184	164,5019	24,03392	179,789
12 step	165,9185	25,15542	207,5943	87,25385	12,854095	122,4447	152,3103	22,30101	172,215
	SARIMA para el precio n.º 5			ARIMA para el precio n.º 5			Serie sin filtro n.º 5		
	MAE	MAPE	RMSE	MAE	MAPE	RMSE	MAE	MAPE	RMSE
1 step	118,5583	15,11587	118,5583	116,6137	14,86793	116,6137	222,4994	28,36809	222,4994
2 step	239,69379	31,36813	268,5646	228,1559	29,84978	253,9622	225,2186	29,22507	225,235
3 step	220,99579	29,45694	243,5588	208,7579	27,80999	229,4055	219,0781	29,10786	219,2614
4 step	177,37107	23,81448	212,2055	175,8706	23,71652	202,3869	209,0362	28,45593	209,9022
5 step	143,96296	19,38691	189,8586	164,5689	22,84773	188,7269	192,7942	26,914	196,2525
6 step	121,24552	16,33309	173,3446	156,8091	21,77221	178,8927	201,2509	28,06719	204,8919
7 step	105,89178	14,24589	160,5703	143,8273	19,8404	167,4869	219,9717	29,99688	227,5036
8 step	97,10127	13,05266	150,7252	127,0517	17,5193	156,7066	228,9467	31,0667	236,4942
9 step	88,45547	11,90531	142,2505	115,7136	15,96549	147,9794	230,42	31,41884	237,1356
10 step	81,22925	10,95003	135,0478	110,5853	15,30495	141,8564	229,7946	31,53353	235,8708
11 step	80,5449	10,99512	130,6664	102,8393	14,27192	135,4711	225,6707	31,27074	231,6669
12 step	80,904	11,24204	127,4791	101,3746	14,25137	132,0184	219,334	30,71598	225,971

Fuente: elaboración propia.

tralmente diferentes a los empleados en la literatura para modelar otros *commodities* como la soya y el maíz. Los resultados sugieren la necesidad de explorar esta posible estacionalidad no estacionaria en otros *commodities*, tipo de estacionalidad que ha sido subestudiada en la literatura.

Regresando al mercado del azúcar, es importante mencionar que la existencia de una estacionalidad que puede ser modelada con raíces unitarias estacionales implica la necesidad de futuros estudios para comprender el origen de dicho comportamiento. Por ejemplo, los cambios climatológicos pueden afectar al ciclo y la producción misma del azúcar en los diferentes países, ejerciendo influencia sobre la estacionalidad estocástica del mercado internacional del azúcar. No obstante, esto deberá ser objeto de futuros trabajos.

## Referencias

- Alonso, J.C. y Seemán, P. (2009). *Prueba HEGY en R: Una Guía. Apuntes de Economía*. Universidad Icesi. [consultado 10 Ago 2013] Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/col/000131/009098.html>
- Franses, P.H. (1991a). *Model selection and seasonality in time series*. Erasmus University Rotterdam. [consultado 10 Ago 2013]. Disponible en: <http://repub.eur.nl/res/pub/2047/CHAPTER%204.PDF>
- Franses, P.H. (1991b). Seasonality, non-stationarity and the forecasting of monthly time series. *International Journal of Forecasting*, 7, 199-208.
- FAO-OECD (2011). *Agricultural Outlook 2011-2020*. OECD Publishing and FAO. [Recuperado 15 Ago 2013]. Disponible en: [http://dx.doi.org/10.1787/agr\\_outlook-2011-en](http://dx.doi.org/10.1787/agr_outlook-2011-en)
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C. y Yoo, B. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
- Lakonishok, J. y Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *Review of Financial Studies*, 1, 403-425.
- Murphy, J.A. (1987). The Seasonality of Risk and Return on Agricultural Futures Positions. *American Journal of Agricultural Economics*, 69, 639-646.
- Richter, M. y Sørensen, C. (2003). Stochastic Volatility and Seasonality in Commodity Futures and Options: The Case of Soybeans. *Copenhagen Business School, Department of Finance*. Working Paper. [consultado 10 Ago 2013]. Disponible en: [http://www.wiwi.uni-frankfurt.de/finance/common/fiwikolloq/archiv/03\\_WS/sorensen.pdf](http://www.wiwi.uni-frankfurt.de/finance/common/fiwikolloq/archiv/03_WS/sorensen.pdf)
- Sørensen, C. (2002). Modeling Seasonality in Agricultural Commodity Futures. *The Journal of Futures Markets*, 22, 393-426.
- Taylor, S.J. y Kingsman, B.G. (1978). Non-Stationarity in Sugar Prices. *The Journal of the Operational Research Society*, 29, 971-980.
- Yoon, B.S., y Brorsen, B.W. (2002). Market inversion in commodity futures prices. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 34, 459-476.