



Departamento de Economía

**Facultad de Ciencias
Administrativas y Económicas**



Icesi Economics Working Papers

¿Estabiliza el FEPA los precios locales del azúcar?

Julio C. Alonso
Andrés M. Arcila
Sebastián Montenegro

Icesi EWP No. 4

2015

¿Estabiliza el FEPA los precios locales del azúcar?

**Julio C. Alonso
Andrés M. Arcila
Sebastián Montenegro**

Icesi EWP No. 4
2015

Universidad Icesi

Editor:

Carlos Giovanni Gonzalez Espitia
Profesor tiempo completo, Universidad Icesi
cggonzalez@icesi.edu.co

Asistente editorial:

Andres Felipe Hoyos Martin
andres.hoyos1@correo.icesi.edu.co

Gestión Editorial

Departamento de Economía - Universidad Icesi

© Universidad Icesi. Todos los derechos reservados. El contenido de esta publicación es responsabilidad absoluta de los autores y no necesariamente reflejan los puntos de vista y opiniones de la Universidad Icesi.

www.icesi.edu.co

Tel: 5552334. Fax: 5551441

Calle 18 # 122-135 Cali, Valle del Cauca, Colombia

¿Estabiliza el FEPA los precios locales del azúcar?

Julio C. Alonso*
Andrés M. Arcila†
Sebastián Montenegro†

Resumen

El primero de enero de 2001 entró en funcionamiento en Colombia el Fondo de Estabilización de Precios del Azúcar (FEPA). El gobierno colombiano creó dicho fondo como parte un mecanismo para proteger a los productores locales de las fluctuaciones de los precios internacionales del azúcar. Este trabajo busca determinar si el FEPA ha tenido éxito en aislar el precio local de las fluctuaciones en los precios del mercado internacional. En otras palabras, el objetivo de este documento es determinar si existe o no una relación de largo plazo entre los precios internacionales del azúcar, tanto refinado como crudo, con sus contrapartes en las tres principales ciudades de Colombia. Con una muestra para el periodo enero de 2001 a abril de 2015, se emplearon diferentes pruebas de raíces unitarias y de cointegración. Se encontró que las series de precios del azúcar en las tres principales ciudades colombianas son $I(1)$. Además, no se pudo establecer evidencia de cointegración entre la serie de precios internacionales y los precios de cada una de las ciudades estudiadas. Las pruebas de cointegración permiten concluir que el FEPA ha tenido éxito al aislar el efecto de los precios internacionales sobre los precios locales.

Palabras clave: FEPA, cointegración, raíces unitarias, azúcar.

Clasificación JEL: C23, G13, G14, Q14

Clasificación Colciencias: Tipo 1

* Director del Centro de Investigación en Economía y Finanzas. Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas. Universidad Icesi

† Investigador del Centro de Investigación en Economía y Finanzas.

Does FEPA isolate the Colombian local sugar price from international shocks?

Abstract

Since January 2001, local sugar prices in Colombia are subject to a stabilization scheme called FEPA (Fondo de Estabilización de Precios del Azúcar). The Colombian government designed FEPA as a part of a mechanism to protect local producers from fluctuations in international sugar prices. Our objective is to determine whether the FEPA succeeded in isolating the local price from the international price's fluctuations. In other words, the aim of this document is to determine whether or not a long-term relationship exists between international sugar prices and their counterparts in the three main Colombian cities. Using monthly data for the period January 2001 to April 2015, we apply various unit root and cointegration tests. We found that sugar prices in the three main Colombian cities are $I(1)$. Moreover, we did not find evidence in favor of cointegration between the international prices and the local prices for each of the studied cities. Cointegration tests support the conclusion that the FEPA has succeeded in isolating the effect of international prices on domestic prices.

Keywords: FEPA, Cointegration, unit root, sugar

1. Introducción.

La industria azucarera colombiana es sin duda una de las agroindustrias más importantes para la actividad económica del país. Según estudios de Fedesarrollo, el valor agregado que genera la industria azucarera corresponde al 0,58% del PIB nacional (Arbelaez, Estacio y Olivera, 2010). Si bien la participación parece baja, la importancia del sector radica en el impacto social, puntualmente en términos de empleo. Los autores encuentran que la industria azucarera tiene un importante efecto multiplicador sobre el empleo, ya que por cada nuevo empleo que se genera dentro del sector, se crean aproximadamente 28.4 puestos de trabajos adicionales a lo largo de la cadena productiva.

El mercado del azúcar en diferentes países se caracteriza por la protección e intervención estatal para garantizar ciertos beneficios a diferentes agentes de la economía. Específicamente, estas intervenciones distorsionan el precio de este producto en los mercados internacionales, al convertir a este mercado en uno de producciones excedentarias fuertemente subsidiadas (ver Alonso y Arcila, 2013). Como medida de protección al productor nacional, el Gobierno colombiano creó el Fondo de Estabilización de Precios del Azúcar (FEPA) por medio del decreto número 569 de 2000 bajo el amparo de la Ley 101 de 1993, el cual entró en vigencia el primero de enero de 2001. Este mecanismo implica una compensación de los ingenios que venden en el mercado nacional a aquellos que venden a un precio relativamente bajo en el mercado internacional, pues el mercado internacional del azúcar se caracteriza por ser un mercado de excedentes en producción, debido principalmente a los altos subsidios que ofrecen los diferentes Gobiernos a la producción de azúcar. Este tipo de mecanismos de estabilización se denominan de *cesión y compensación* que, particularmente para este caso, se basa en una contribución parafiscal al FEPA por parte de las firmas importadoras de azúcar al territorio colombiano, el cual es equivalente a un porcentaje de la diferencia entre el precio internacional y un precio de referencia calculado como un promedio ponderado de los precios locales y los internacionales. Así, el FEPA actúa de dos maneras para proteger el mercado colombiano: i.) compensa a los ingenios que exportan y venden a un precio menor que el local para desincentivar un aumento de la oferta en el mercado local y, ii.) por medio de aranceles, eleva el precio del azúcar importada para garantizar que los productores puedan competir

en el mercado local. En otras palabras, el FEPA tiene como objetivo hacer que los productores locales sean indiferentes entre vender fuera del país (a un precio bajo) y vender localmente al mismo tiempo que son protegidos de los productores extranjeros que fabrican azúcar a bajo precio con altos subsidios. Este tipo de medidas intentan, por un lado, mantener un precio local alto y, por otro lado, aislar el comportamiento del precio en el mercado local de lo que ocurre a nivel internacional. En otras palabras, la operación efectiva del FEPA implica que los precios locales del azúcar no deberían tener relación de largo plazo con los precios internacionales. Es decir, una implementación del FEPA exitosa debería implicar que la única relación que exista entre precios locales e internacionales debería ser de corto plazo. Por tanto, cualquier choque externo no afectará a los precios locales de forma permanente. Por el contrario, si existiese una relación de largo plazo entre el precio local e internacional, cualquier choque en los precios internacionales afectaría el precio interno de forma permanente y las políticas de estabilización de precios como el FEPA serían inocuas en el largo plazo.

El objetivo de este trabajo es buscar la existencia de relación de largo plazo o no entre los precios del azúcar refinada y morena de las tres principales ciudades de Colombia con los precios internacionales del azúcar refinada en el mercado de commodities de Nueva York (contrato No. 5) y el azúcar crudo elaborado (contrato No. 11), empleando pruebas de cointegración. Este documento se encuentra dividido en seis partes. Esta introducción es seguida por una breve descripción de la literatura que evalúa los mecanismos de estabilización de precios. La tercera parte discute las generalidades del mercado internacional del azúcar. La cuarta y quinta sección presentan los datos y resultados del ejercicio econométrico. El documento concluye con unos comentarios finales.

2. Revisión de la literatura

Las políticas de estabilización de precios son cuestionadas debido a la posible pérdida de eficiencia que implican sobre uno o más sectores de la economía, implicando que los consumidores o los productores terminen asumiendo los costos de la política. La literatura que discute la pertinencia de este tipo de políticas es amplia. Por ejemplo, Massell (1969) integró los resultados de dos investigaciones previas: Waugh (1944) y Oi (1961). El primer

autor mostró que los consumidores se benefician de precios inestables y pierden con la estabilidad de los mismos. Un resultado similar fue obtenido por Oi (1961) para los productores. No obstante, los autores no negaron que se pudiera dar un efecto compensatorio a nivel general, donde unos ganan a costa de otros, resultando una ganancia neta para los agentes como un todo. Massell (1969) corroboró dichos resultados, modificando los supuestos iniciales y midiendo el bienestar de los agentes con base en el valor esperado del cambio de los excedentes tanto del consumidor como del productor.

Miranda y Helmberger (1988) encuentran que los programas de estabilización de precios pueden reducir los precios del mercado a largo plazo y desestabilizar los ingresos del productor. Los autores llegaron a esa conclusión empleando simulaciones estocásticas de un modelo de expectativas racionales al evaluar los efectos de dichos programas en el mercado de la soya en Estados Unidos. Clark y Klein (1994) analizaron los efectos del programa de estabilización de precios sobre el mercado del trigo en Canadá bajo el supuesto de expectativas racionales, concluyendo que tal programa podría provocar un comportamiento cíclico en el mercado, el cual no existía previamente.

En Colombia, y en general en los países en desarrollo, se formulan continuamente políticas agrícolas que incluyen planes de estabilización de precios debido en parte a la fuerte capacidad de negociación. Así como el FEPA, existen otros fondos de estabilización de precios para los commodities tales como el FEPP (Fondo de Estabilización de Precios del Petróleo) en Chile, el Fondo para la Estabilización del Precio de los Combustibles Derivados del Petróleo en Perú, el Programa de Estabilización de Precios del Aceite de Cocina en Indonesia, el Fondo de Estabilización de Precios del Algodón y el FEP (Fondo de Estabilización de Precios para el Palmiste, el Aceite de Palma y sus Fracciones) en Colombia, entre otros. No obstante han sido pocas las investigaciones que se realizan al respecto.

Tudela, Rosales y Samacá (2004) evaluaron los efectos del FEP colombiano sobre la producción, la demanda, las exportaciones y el bienestar general. Para ello utilizaron un modelo estructural SSE y un modelo VAR no estructural cuyos resultados fueron similares

y complementarios. Según los autores, el FEP generó un aumento de las exportaciones y su eliminación generaría una ganancia neta de bienestar para los consumidores y una pérdida neta de bienestar para los productores, lo cual podría reducir el nivel de exportaciones a largo plazo. Por su parte, Prada (2004) realizó un análisis del FEPA por medio de un modelo que simula competencia perfecta e imperfecta (colusión y modelo líder-seguidor), concluyendo que la existencia del FEPA reduce indiscutiblemente los beneficios comparado con un modelo de competencia perfecta. Además, determinó que el mecanismo de dicho fondo no sólo está regulando el precio interno del azúcar, sino que también está elevándolo hasta el punto que la producción local ha perdido competitividad en el mercado mundial.

De igual manera, existe otra literatura que en vez de concentrar su atención en los efectos de bienestar, se dedica a estudiar la capacidad de aislar los choques en el mercado internacional sobre los precios locales. En este sentido, Cashin, Liang y Mcdermott (2000) examinan la persistencia de los shocks sobre los precios de los bienes primarios para determinar la política de precios adecuada en diferentes países que exportan un único producto (commodities). Los autores muestran que conocer la duración de shocks externos es un factor clave al momento de diseñar planes que amortigüen los efectos de estos sobre la economía doméstica, puesto que los países en desarrollo dependen económica y comercialmente de tales bienes.

En general, se espera que un esquema de estabilización de precios aisle el efecto de los volátiles precios internacionales sobre los precios locales y, en especial, que la dinámica de los precios internos no dependa de los precios internacionales. Esta será la hipótesis a validar con el FEPA.

3. Generalidades del mercado internacional del azúcar

El mercado internacional del azúcar es regido por dos grandes mercados que funcionan paralelamente. En estos se abastecen del exceso de oferta de los países productores y la demanda corresponde a las necesidades de los países no productores que intentan cubrir su demanda interna. Un mercado es el de Nueva York, donde se tranzan futuros de azúcar

crudo cuyo contrato se referencia como No. 11. El segundo mercado es el mercado en Londres, donde se tranzan futuros de azúcar refinada a través del contrato No. 5.

Según información disponible en Reuters, en el mercado de Nueva York se comercian anualmente aproximadamente 231.237 contratos, mientras que en Londres se comercian aproximadamente 5 millones de contratos. Ahora bien, para 2011, según datos del anuario de la ISO (International Sugar Organization), se produjeron 171.120.000 toneladas métricas de valor crudo (TMVC), siendo Brasil el mayor productor con el 21,71% de la producción mundial, seguido por India con el 13,5%. Los 10 principales productores de azúcar tienen el 76,49% de la producción mundial. Con respecto al comercio internacional, para 2011, según cifras de la misma organización, se exportaron 54.975.000 TMVC. De estas, Brasil, el mayor exportador, tiene el 46,94%. El segundo mayor exportador fue India con el 12,71% del total de exportaciones. Los 10 primeros exportadores, encabezados por Brasil y finalizando con Cuba, tienen el 77,9% de las exportaciones mundiales de azúcar, donde Colombia se encuentra en la séptima posición con 750.000 TMVC.

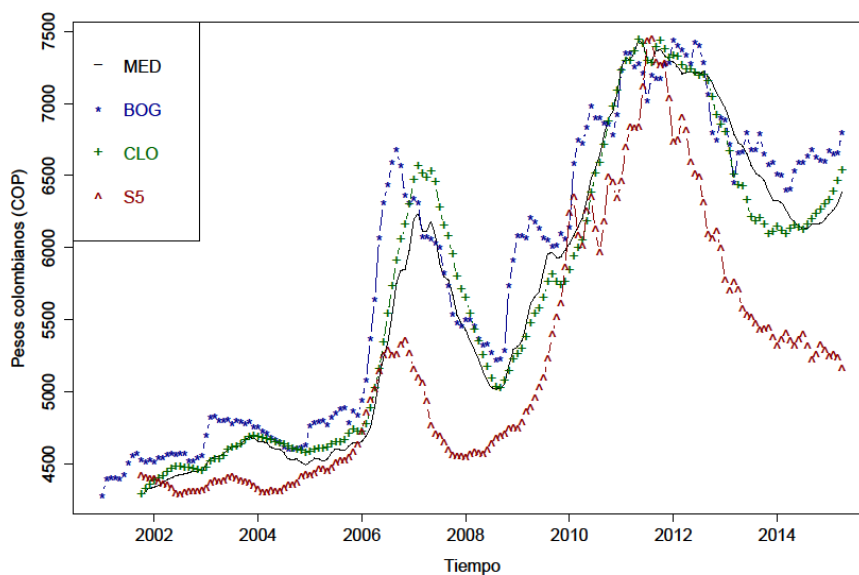
4. Los datos

Para lograr nuestro objetivo de determinar si existe una relación de largo plazo entre los precios internacionales e internos del azúcar, se emplean ocho series de tiempo: seis nacionales y dos internacionales. Las series de precios nacionales corresponden a los precios del azúcar refinado (blanca) y azúcar morena (crudo) para Bogotá (BOG), Cali (CLO) y Medellín (MED) provenientes de la base de datos del DANE que es empleada para calcular el IPC y corresponde al precio promedio del bien que es registrado por el DANE a los diferentes establecimientos de venta al detal. Las series internacionales corresponden a los precios de la azúcar refinada y cruda, contratos No. 5 y 11, respectivamente. Las series internacionales son reportadas por el Departamento de Agricultura de los Estados Unidos, a través del London International Financial Futures and Options Exchange (LIFFE) y el New York Board of Trade. Todas las series son de periodicidad mensual y comprenden el periodo enero de 2001 a abril de 2015. Todas las series están medidas en pesos colombianos (COP) por libra, de manera que los precios internacionales en USD fueron convertidos a COP con la tasa representativa del mercado

promedio de cada mes. Las figuras 1 y 2 muestran el comportamiento de las series de la azúcar refinada y en crudo para el periodo bajo análisis.

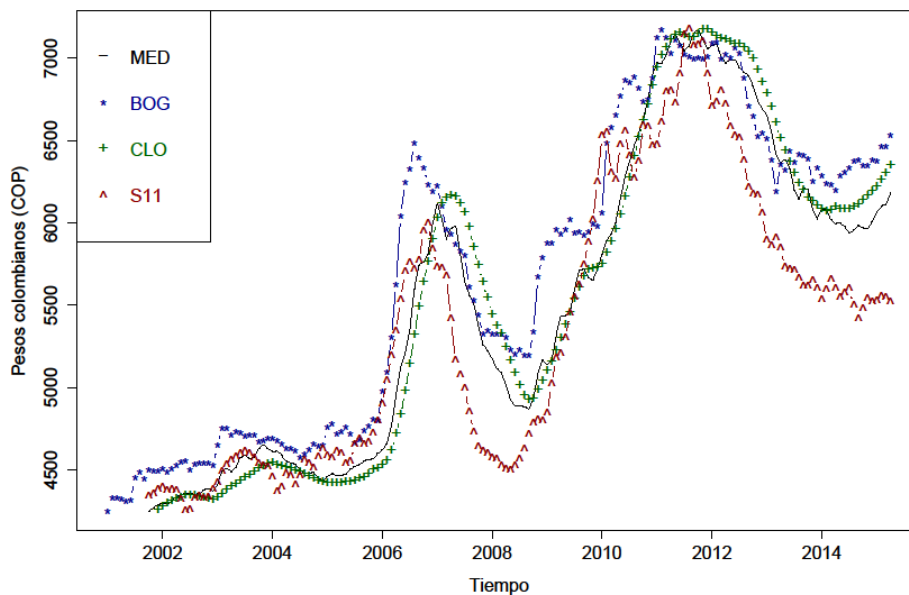
Para ambos tipos de azúcar las series parecen tener el mismo comportamiento. Sin embargo, se puede apreciar que entre el precio internacional y los precios locales existe una brecha considerable, la cual prevalece a lo largo del periodo de estudio. Vale la pena mencionar que las series presentadas en las figuras anteriores corresponden a las series con raíces no estacionales. Es decir, están libres de raíces estacionales que podrían afectar los resultados de las pruebas de cointegración. La siguiente sección explica en detalle este proceso de filtrado.

Gráfica 1: Comportamiento de las series de precios del azúcar refinada



Fuente: Gráfico adaptado por los autores con datos del DANE y el Departamento de Agricultura de los Estados Unidos

Gráfica 2: Comportamiento de las series de precios del azúcar crudo



Fuente: Gráfico adaptado por los autores con datos del DANE y el Departamento de Agricultura de los Estados Unidos

5. Aproximación econométrica

Diferentes autores han encontrado que las pruebas de raíces unitarias no tienen las propiedades deseables en presencia de raíces estacionales (Ghysels, Lee y Noh, 1994). Por tal razón, las ocho series empleadas fueron filtradas de acuerdo a los resultados de la prueba HEGY (Ver Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990)), de manera que la serie tuviese una raíz no estacional. En este orden de ideas, siguiendo a Alonso y Seaman (2010), fue necesario aplicar un filtro para *remove* dichas raíces estacionales, dado que se encontraron raíces unitarias convencionales y estacionales para estas series[‡]. El cuadro 1 muestra las posibles raíces que se pueden presentar cuando se tienen datos mensuales.

[‡] Se presentan como anexo las pruebas de raíces estacionales de HEGY para todas las series

Cuadro 1: Posibles raíces en datos 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
7	$(1 - \sqrt{3}L + L^2)$	$\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	Anual	1

Fuente: Alonso y Seaman (2010)

Las únicas series con raíces no estacionales fueron la del azúcar refinada y en crudo en Bogotá. Para las demás series fue necesario aplicar los filtros sugeridos por la prueba HEGY (Hylleberg et. al., 1990). Por ejemplo, para la azúcar refinada en Medellín se encontraron las raíces correspondientes a las condiciones 3 a 6 del cuadro 1, lo cual implica un filtro de la forma $(1 + \sqrt{3}L + 3L^2 + 2\sqrt{3}L^3 + 4L^4 + 2\sqrt{3}L^5 + 3L^6 + \sqrt{3}L^7 + L^8)$, donde L corresponde al operador de rezagos. Para el caso de los precios internacionales, la raíz estacional viene dada por las condiciones 3 a 7, lo que implica aplicar un filtro equivalente a la multiplicación de los correspondientes polinomios. Es a través de dichos filtros que se generaron las series de las gráficas 1 y 2, que serán las consideradas de ahora en adelante.

Para analizar la relación de largo plazo entre las respectivas series, lo primero que se debe realizar es identificar su orden de integración. Para ello se evaluaron cinco pruebas estadísticas distintas para corroborar la presencia de raíces unitarias. Las pruebas empleadas fueron las de Phillips y Perron (1988), PP; Dickey y Fuller (1979), ADF; Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), KPSS; la prueba no paramétrica de Breitung (2002) y la prueba propuesta por Hylleberg et. al. (1990), HEGY. Los resultados de las cinco pruebas estadísticas se presentan en la tabla 1.

Cuatro de las cinco pruebas para la serie en niveles muestran la existencia de al menos una raíz unitaria para la serie en niveles. Para verificar el orden de integración de las mismas, se obtuvieron las primeras diferencias y las cinco pruebas muestran que las series son estacionarias. De esta manera, las series del precio de azúcar nacional e internacional tienen una raíz unitaria; es decir, son $I(1)$. Vale la pena mencionar que para la prueba HEGY, la tabla 1 sólo reporta la primer condición –de raíz no estacional– pues las demás no son estadísticamente significativas dado el proceso de filtrado explicado con anterioridad.

Luego de identificar el orden de integración de las series de todas las series a analizar, lo siguiente es buscar si existe una relación de largo plazo entre las series de precios del azúcar en Medellín, Bogotá y Cali con su respectiva contra parte internacional. Para esto, se realizan las pruebas de cointegración de Johansen (1991) y de Phillips y Ouliaris (1990). Antes de hacer las pruebas de cointegración, es necesario encontrar el número de rezagos óptimos que se ajuste al proceso de generación de los datos. Para esto, primero se estima un modelo VAR que indica éste número óptimo de rezagos, el cual es escogido con criterios de información como el Akaike y bayesiano. En este caso, se utilizó el criterio de Akaike para seleccionar el número de rezagos y a través de las funciones de autocorrelación, autocorrelación parcial y pruebas formales de autocorrelación y heteroscedasticidad, como las propuestas por Breusch (1978) y Godfrey (1978) y Engle (1982), se estableció que para los rezagos seleccionados no hubiesen problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad. La tabla 1 muestra los resultados de estas pruebas de cointegración.

Tabla 1: Pruebas de raíces unitarias[§]

		Refinada									
		Niveles					Primera diferencia				
		ADF	PP	Breitung	KPSS	HEGY	ADF	PP	Breitung	KPSS	HEGY
Medellín	Estadístico	-4.258	-1.212	0.007	0.107	-2.273	-1.387	-5.582	0.002	0.064	-2.186
	P-valor	0.010	0.615	-	-	0.100	0.100	0.010	-	-	0.025
Bogotá	Estadístico	-2.761	-1.873	0.008	0.120	-2.230	-7.454	-8.136	0.001	0.053	-2.604
	P-valor	0.100	0.615	-	-	0.100	0.010	0.010	-	-	0.010
Cali	Estadístico	-4.387	-1.367	0.009	0.109	-2.476	-1.894	-3.385	0.003	0.053	-2.517
	P-valor	0.010	0.615	-	-	0.100	0.058	0.060	-	-	0.010
Internacional	Estadístico	-2.420	-1.172	0.008	0.110	-2.791	-3.709	-6.792	0.002	0.068	-2.812
	P-valor	0.100	0.615	-	-	0.100	0.010	0.010	-	-	0.010
		Crudo									
		Niveles					Primera diferencia				
		ADF	PP	Breitung	KPSS	HEGY	ADF	PP	Breitung	KPSS	HEGY
Medellín	Estadístico	-3.757	-1.138	0.007	0.107	-2.442	-2.389	-4.820	0.003	0.069	-2.855
	P-valor	0.023	0.701	-	-	0.100	0.019	0.010	-	-	0.010
Bogotá	Estadístico	-2.761	-1.984	0.008	0.114	-2.622	-7.454	-8.442	0.001	0.051	-2.974
	P-valor	0.100	0.701	-	-	0.100	0.010	0.010	-	-	0.010
Cali	Estadístico	-3.017	-1.472	0.007	0.097	-2.610	-1.848	-3.702	0.002	0.050	-2.820
	P-valor	0.100	0.701	-	-	0.100	0.065	0.026	-	-	0.010
Internacional	Estadístico	-2.420	-0.870	0.008	0.116	-3.158	-3.709	-7.406	0.002	0.102	-2.742
	P-valor	0.100	0.701	-	-	0.081	0.010	0.010	-	-	0.010

Para determinar la existencia de una relación de largo plazo o no entre el precio internacional y el precio de cada una de las ciudades estudiadas, se aplicaron pruebas de cointegración a las series de precios del azúcar refinada (o en crudo) en cada una de las ciudades y su homólogo internacional. Así pues, los estadísticos para Bogotá –en la sección de azúcar refinada– serán los resultados de las pruebas de cointegración verificando la relación de largo plazo entre el precio de dicha ciudad y el del azúcar refinada en el mercado internacional. La tabla 2 muestra los resultados de las pruebas estadísticas.

Para ningún par de series evaluadas se evidencia cointegración. Las pruebas de Johansen (1991) y Phillips y Ouliaris (1990) no permiten rechazar la hipótesis nula de cero vectores

[§] Breitung: La hipótesis de raíz unitaria es rechazada si el estadístico reportado cae por debajo de los valores críticos (0,00436 para el 10% de significancia y 0,00342 para el 5%).

KPSS: La hipótesis nula corresponde a un proceso estacionario y los valores críticos son 0,119 para el 10% de significancia y 0,146 para el 5%.

de cointegración por ninguno de sus métodos. De esta manera, es posible concluir que las series de precios nacionales para ambos tipos de azúcar no guardan una relación de largo plazo con su respectivo precio internacional.

Tabla 2: Pruebas de Cointegración de Johansen y de Phillips y Ouliaris

	Refinada				
	Johansen			Phillips y Ouliaris	
	λ -trace	λ -max	Rezagos	PU	PZ
Medellín	11.9	8.15	22	7.7623	12.051
Bogotá	13.65	8.4	20	21.721	15.5821
Cali	5.6	3.79	16	5.3628	12.7892
	Crudo				
	Johansen			Phillips y Ouliaris	
	λ -trace	λ -max	Rezagos	PU	PZ
Medellín	10.13	5.13	17	9.991	5.6075
Bogotá	7.86	4.63	14	17.3334	5.8007
Cali	7.32	4.5	17	12.4867	5.1631

Rechaza la hipótesis nula de cero vectores de cointegración al 10% (), 5% (**) y al 1% (***)*

6. Comentarios finales

El Fondo de Estabilización de Precios del Azúcar (FEPA) hace parte de un conjunto de instrumentos que posee el gobierno colombiano para proteger al sector azucarero de las fluctuaciones de los precios internacionales. Este fondo viene operando desde enero de 2001 y existe poca literatura que trate de evaluar el desempeño de éste. Si bien los efectos de una política de estabilización pueden ser numerosos existen pocos estudios que evalúen el desempeño del FEPA. En esta línea, este estudio pretende responder una pregunta sencilla: ¿Sirve el FEPA para estabilizar los precios locales?

Empleando información mensual desde el momento en que entró en funcionamiento el FEPA hasta abril de 2015 se puede concluir que los precios del azúcar (refinada y morena) en Bogotá, Medellín y Cali no tienen relación con los precios del azúcar en los mercados internacionales. En este orden de ideas, el FEPA cumple uno de los objetivos para el cuál fue creado; es decir, aísla el efecto de los precios internacionales sobre el mercado local. Y en este sentido el FEPA es una herramienta que ha cumplido su objetivo.

Finalmente, es importante recordar que el FEPA puede tener implicaciones sobre la eficiencia del aparato productivo, el bienestar de los ciudadanos y la distribución del ingreso, estos efectos aún no han sido estudiados a fondo y deberán ser abordados en futuras investigaciones.

Anexos

Tabla A1: Prueba HEGY para dos tipos de azúcar. Medellín, Bogotá, Cali e internacional.

	Refinada		Crudo		
	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor	
Medellín	$\pi_1 = 0$	-2.95	0.1	-2.73	0.1
	$\pi_2 = 0$	-3.62	0.01	-4.13	0.01
	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	8.38	0.1	8.06	0.088
	$\pi_5 = \pi_6 = 0$	23.13	0.1	15.48	0.1
	$\pi_7 = \pi_8 = 0$	18.47	0.1	13.65	0.1
	$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	25.61	0.1	17.05	0.1
	$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	7.94	0.083	9.01	0.1
	$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	424.63	-	525.47	-
	$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	391.48	-	481.69	-
Bogotá		Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
	$\pi_1 = 0$	-2.22	0.1	-2.404	0.1
	$\pi_2 = 0$	-3.72	0.01	-3.50	0.01
	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	7.99	0.01	13.48	0.01
	$\pi_5 = \pi_6 = 0$	15.74	0.01	27.92	0.01
	$\pi_7 = \pi_8 = 0$	9.53	0.01	15.16	0.01
	$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	32.04	0.01	11.54	0.01
	$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	6.94	0.01	6.43	0.01
	$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	611.92	-	415.90	-
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	560.98	-	381.32	-	
Cali		Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
	$\pi_1 = 0$	-3.057	0.088	-3.357	0.043
	$\pi_2 = 0$	-3.22	0.015	-3.60	0.01
	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	10.51	0.1	14.03	0.1
	$\pi_5 = \pi_6 = 0$	16.61	0.1	15.41	0.1
	$\pi_7 = \pi_8 = 0$	17.68	0.1	14.07	0.1
	$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	19.26	0.1	13.32	0.1
	$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	8.73	0.1	7.91	0.082
	$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	602.58	-	693.35	-
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	555.26	-	640.38	-	
Internacional		Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
	$\pi_1 = 0$	-2.444	0.1	-2.431	0.1
	$\pi_2 = 0$	-5.10	0.01	-3.83	0.01
	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	12.12	0.1	14.14	0.1
	$\pi_5 = \pi_6 = 0$	15.60	0.1	19.02	0.1
	$\pi_7 = \pi_8 = 0$	12.48	0.1	12.95	0.1
	$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	15.41	0.1	33.87	0.1
	$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	10.12	0.1	9.48	0.1
	$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	175.52	-	196.47	-
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	160.91	-	180.16	-	

Referencias

- Alonso, J. C., & Arcila, A. M. (2013). Empleo del comportamiento estacional para mejorar el pronóstico de un commodity: El caso del mercado internacional del azúcar. *Estudios Gerenciales*, 29(129), 406–415. doi:10.1016/j.estger.2013.11.006
- Alonso, J. C., & Semaán, P. (2010). Prueba de HEGY en R. *Apuntes*, (23).
- Arbeláez, M. A., Estacio, A., & Olivera, M. (2010). *Impacto socioeconómico del sector azucarero colombiano en la economía nacional y regional* (No. 31). Bogotá.
- Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343–363. doi:10.1016/S0304-4076(01)00139-7
- Breusch, T. S. (1978). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355. doi:10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x
- Cashin, P., Liang, H., & McDermott, C. J. (2000). How persistent are shocks to world commodity prices? *IMF Staff Papers*, 47(2), 177–217. doi:10.2307/3867658
- Clark, J. S., & Klein, K. K. (1994). The Relationship Between Price Stabilization and Cycles in the Canadian Wheat Market. *Agricultural and Resource Economics Review*, 23(1), 22–28.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. doi:10.2307/2286348
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007. doi:10.2307/1912773
- Ghysels, E., Lee, H. S., & Noh, J. (1994). Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of Econometrics*, 62(2), 415–442. doi:10.1016/0304-4076(94)90030-2
- Godfrey, L. G. (1978). Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46(6), 1293–1301. doi:10.2307/1913829
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2), 215–238. doi:10.1016/0304-4076(90)90080-D
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580. doi:10.2307/2938278
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159–178. doi:10.1016/0304-4076(92)90104-Y
- Massell, B. F. (1969). Price Stabilization and Welfare. *Quarterly Journal of Economics*, 83(2), 284–298.
- Miranda, M. J., & Helmlinger, P. G. (1988). The Effects of Commodity Price Stabilization Programs. *The American Economic Review*, 78(1), 46–58. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1814697>
- Oi, W. Y. (1961). The Desirability of Price Instability Under Perfect Competition. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 29(1), 58–64.
- Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165–193. doi:10.2307/2938339

- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. doi:10.1093/biomet/75.2.335
- Prada, T. (2004). Análisis del Efecto en el Bienestar de la Incorporación del Fondo de Estabilización de Precios del Azúcar en Colombia. *Serie Documentos de Investigación Departamento de Economía y Administración, Universidad Alberto Hurtado*, 1-158.
- Tudela, J. W., Rosales, R. y Samacá, H. (2004). Un Análisis Empírico del Fondo de Estabilización de Precios en el Mercado de Aceite de Palma Colombiano: Documento CEDE Universidad de los Andes.
- Waugh, F. V. (1944). Does the Consumer Benefit from Price Instability? *Quarterly Journal of Economics*, 58(4), 602–614.