



Revista Finanzas y Política Económica

ISSN: 2248-6046

revistafinypolecon@ucatolica.edu.co

Universidad Católica de Colombia

Colombia

Alonso Cifuentes, Julio César; Estrada Nates, Daniela

El precio mundial del café y su efecto en el precio minorista para las cinco principales ciudades de Colombia

Revista Finanzas y Política Económica, vol. 8, núm. 2, julio-diciembre, 2016, pp. 379-399

Universidad Católica de Colombia

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323547319009>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Julio César Alonso Cifuentes*
Daniela Estrada Nates**

Universidad Icesi,
Cali, Colombia.

Recibido: 20 de enero de 2016

Concepto de evaluación: 26 de mayo de 2016

Aprobado: 27 de mayo de 2016

Artículo de reflexión

© 2016 Universidad Católica de Colombia.

Facultad de Ciencias

Económicas y Administrativas.

Todos los derechos reservados

El precio mundial del café y su efecto en el precio minorista para las cinco principales ciudades de Colombia

RESUMEN

Este estudio examina la relación entre el precio internacional y el precio al por menor del café en las cinco ciudades principales de Colombia. Para ello se realizan pruebas de cointegración, de causalidad a la Granger y funciones de impulso-respuesta. La evidencia muestra la existencia de una relación de largo plazo entre los precios al por menor en las cinco principales ciudades y el precio mundial del café. Esta relación tiene una causalidad unidireccional del precio internacional a los precios del café al por menor. La magnitud de la transmisión del precio mundial permanece 36 meses o más para la mayoría de los precios del café al por menor.

Palabras clave: café, Colombia, cointegración, causalidad a la Granger, función impulso-respuesta.

JEL: A10, C22, Q1

The international coffee price and its effect on the retail price for the five main cities in Colombia

ABSTRACT

This study examines the relationship between the international coffee price and retail coffee prices in the five main cities in Colombia through cointegration tests, Granger causality tests, and impulse-response functions. The evidence points to the existence of a long-term relationship between the retail prices in the five main cities and the world coffee price. This relationship has a unidirectional causality of international coffee prices to retail coffee prices.

* Doctor en Economía. Profesor y director del Centro de Investigación en Economía y Finanzas (Cienfi), Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas, Universidad Icesi, Cali, Colombia. Código postal: 760031. Correo electrónico: jcalonso@icesi.edu.co

** Estudiante de la Maestría en Economía en Universidad Icesi, Cali, Colombia. Joven Investigadora del Centro de Investigación en Economía y Finanzas (Cienfi) de la misma universidad. Correo electrónico: destrada@icesi.edu.co

The magnitude of the transmission of the international global price remains for 36 months or more for most retail coffee prices.

Keywords: coffee, Colombia, cointegration, Granger causality test, impulse-response functions.

O preço mundial do café e seu efeito no preço varejista para as cinco principais cidades da Colômbia

RESUMO

Este estudo examina a relação entre o preço internacional e o preço no varejo do café nas cinco cidades principais da Colômbia. Para isso, realizam-se testes de cointegração, de causalidade de Granger e funções de impulso-resposta. A evidência mostra a existência de uma relação de longo prazo entre os preços no varejo nas cinco principais cidades e o preço internacional do café. Essa relação tem uma causalidade unidirecional do preço internacional aos preços do café no varejo. A magnitude da transmissão do preço mundial permanece 36 meses ou mais para a maioria dos preços do café no varejo.

Palavras-chave: café, Colômbia, cointegração, causalidade de Granger, função impulso-resposta.

INTRODUCCIÓN

El café ha sido, y continúa siendo, aunque en menor medida, uno de los *commodities* más importantes para muchas economías emergentes (Paiva, 2000; Mafusire, Salami, Kamaray y Lawson, 2010; Maurice y Davis, 2011). En el caso colombiano, según Cano *et al.* (2012), este ha sido uno de los productos que más ha contribuido al crecimiento del producto interno bruto (PIB), la financiación de la balanza de pagos, el empleo y la estabilidad monetaria y cambiaria. Cano *et al.* (2012) encuentran, a través de ejercicios económicos, que la actividad cafetera, vía consumo, impacta más el crecimiento económico que el sector minero. Este último es el principal rubro de exportación y uno de los grandes generadores de ingresos públicos; sin embargo, es un sector que solo tiene una participación del 1% en el empleo total (Cárdenas y Reina, 2008).

En contraste, Echavarría, Esguerra, McAllister y Robayo (s. f.) reportan que la caficultura tiene una participación del 3% del empleo total de país, especialmente en la zona rural, donde genera 1 de cada 3 empleos; además, es un sector que dinamiza la malla productiva de las regiones. Lo anterior la convierte en una herramienta que puede ayudar a la población rural a mejorar sus condiciones de vida, como, de hecho, ha sucedido en otros países (Mbowa, Odokonyero y Munyambonera, 2014),

A pesar de su importancia, Colombia ha perdido participación en la producción y exportación del café en el ámbito mundial: pasó de ser el tercer productor mundial en 2008 (8,38% de participación) a ser el cuarto en 2010 (6,25% de participación). Liz, Campo y Herrera (2012) reportan que el número de sacos exportados ha disminuido; no obstante, las exportaciones en valor han presentado una tendencia creciente entre 2000 y 2011, tanto si se miden en términos corrientes como constantes. Asimismo, los autores explican que la disponibilidad de sacos para consumo interno ha disminuido, puesto que la producción de café se ha visto afectada negativamente por

el cambio climático y la renovación de cultivos. Adicionalmente, por el lado de la demanda interna, esta presenta tasas de crecimiento positivas desde el 2010¹, aunque se ha caracterizado por estar debajo de su nivel potencial (Federación Nacional de Cafeteros [FNC], 2010).

En síntesis, la situación actual del mercado interno del café implica un aumento de la demanda con una oferta de origen nacional decreciente. Esto implica que el mercado interno se está abasteciendo con importaciones de café no procesado, las cuales pasaron de 0,1 millones de sacos de 60 kg en 2007 a 1,5 millones de sacos en 2012, cifra 15 veces mayor. Esas importaciones se caracterizan por ser de una calidad menor a la del grano colombiano y provienen de Perú, Ecuador y Brasil (Liz, Campo y Herrera, 2012). Este último país es el principal productor y exportador de café en el mundo.

Dada esa situación, el objetivo de este artículo es estudiar la magnitud y rapidez con que se transmiten los choques del precio internacional del café a los precios minoristas en las principales ciudades de Colombia. Para lograr tal objetivo, se emplearán técnicas estándar de series de tiempo que permitan determinar la relación existente entre el precio internacional del café y el precio del café a los consumidores en las cinco principales ciudades del país.

Adicionalmente a esta introducción, este artículo se organiza en cuatro secciones más. En la siguiente se discuten algunas aplicaciones empíricas relevantes para nuestro ejercicio; luego se describe la aproximación empírica; posteriormente se presentan los datos utilizados; por último, se discuten los resultados obtenidos y se presentan unos comentarios finales.

1 Resultado, en parte, del programa Toma Café, una iniciativa de la cadena cafetera colombiana para incentivar el consumo interno de café. Los miembros de este programa son: Casa Luker, Colcafé, la Federación Nacional de Cafeteros de Colombia, Nestlé de Colombia, Torrefacé Águila Roja, Toscafé OMA e Industrias Pinto.

REVISIÓN DE LA LITERATURA RELEVANTE

La relación entre los precios de dos mercados se conoce en la literatura relacionada como *integración de los mercados*. En esta se encuentran dos tipos de análisis: por un lado, aquellos que estudian la integración de la cadena de comercialización y la relación entre los precios de dos niveles distintos de la cadena de distribución (por ejemplo, mayorista y minorista) en un mismo lugar geográfico; por otro lado, aquellos que investigan la integración espacial de los mercados, caracterizada por entender cómo se relaciona el precio de un mismo bien entre diferentes espacios geográficos (Alonso y Gallego, 2010). En este estudio se adopta el primer camino y se analiza cómo el precio del café en el mercado mundial afecta el precio del café en el contexto local (minoristas), en cada una de las cinco ciudades más pobladas de Colombia.

En el contexto internacional se encuentran investigaciones que se concentran en el estudio de la integración de la cadena de productos agrícolas como la papa, el arroz y el maíz. Por ejemplo, Greb *et al.* (2012) analizan la transmisión de los precios internacionales de los cereales como el arroz, el maíz y el trigo en los mercados locales de varios países emergentes, concentrándose en la región del este y oeste de África. Los resultados del modelo de corrección de errores estimado implican que, en promedio, el 73% de los movimientos del precio internacional son transmitidos a los mercados locales en 4,4 meses, 1 mes más rápido que para otros grupos de países.

Por otro lado, esta literatura también se cruza con aquella que evalúa la existencia de la Ley de Precio Único, que enuncia que en todo momento la relación entre dos mercados debe ser tal que solo exista una diferencia entre los dos precios igual al costo de oportunidad de la intermediación (c); es decir, $p_{1t} = c + p_{2t}$. En otras palabras, dada la posibilidad de arbitraje, la diferencia entre el precio del bien X en el mercado 1 (p_{1t}) y el precio de ese mismo bien en el mercado 2 (p_{2t}) debe ser igual al costo de transferir el producto de un mercado a

otro (c) (John, 2014). En su forma débil, esa diferencia debe ser, en valor absoluto, menor o igual al costo de transacción.

El análisis de cointegración entre las series de precios es una forma de probar esta ley en su forma débil, puesto que evidencia cómo los movimientos del precio de un bien no se ajustan instantáneamente en todos los mercados, pero en el largo plazo sí. Dentro de los costos se encuentran el transporte, la tasa de cambio, la presencia de economías de escala y el poder de mercado.

Este estudio sigue a John (2014) y se concentra en analizar la existencia de una transmisión de precios. Este último autor realiza un análisis del valor en riesgo (VAR), causalidad a la Granger y funciones de impulso-respuesta para cinco países que exportan arroz. Para el caso de Colombia, Alonso y Gallego (2011) estudian la integración en la cadena de distribución del arroz, la papa y el frijol en Cali. Los autores encuentran que para dicha ciudad no hay una relación entre los precios al por mayor y al por menor para el arroz y el frijol. Para el caso de la papa sí encuentran integración.

Por su parte, Alonso, Arcila y Montenegro (2015) estudian la relación entre los precios internacionales del azúcar y el precio al consumidor en las tres principales ciudades del país. Los autores encuentran que no existe relación de largo plazo entre el precio internacional del azúcar y el precio local.

Hasta donde tienen conocimiento los autores, no se ha realizado este tipo de estudios para el precio del café en Colombia; los estudios que existen se han concentrado en investigar la volatilidad que presenta la serie del precio internacional del café colombiano a través de modelos Garch y Egarch (Ocaris, 2006), o de modelos Tarch para estudiar la producción de café (Martínez, 2006). El principal objetivo de esos estudios es hallar los mejores modelos para hacer pronósticos. Por otro lado, los trabajos que estudian la relación de los precios en Colombia analizan cómo los movimientos del precio del café internacional colombiano afectan al PIB, la inversión y el consumo de los hogares y del gobierno (Cano *et al.*, 2012).

APROXIMACIÓN EMPÍRICA

Para lograr el objetivo de determinar la relación entre el precio internacional del café y los precios locales, seguiremos de cerca las aproximaciones de Tharcisse y Kayitakire (2013) y Alonso, Arcila y Montenegro (2015). El primer paso será determinar el orden de integración de las series de precios empleando pruebas de raíces unitarias. Se usarán las siguientes pruebas: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (Dickey y Fuller, 1981; Phillips y Perron, 1988), KPSS (Shin, Kwiatkowski, Schmidt y Phillips, 1992; Breitung, 1999; Zivot y Andrews, 1992) y HEGY (Hylleberg, Engle, Granger y Yoo, 1990).

Si las series no son estacionarias y tienen el mismo orden de integración, se determinará si existe o no relación de largo plazo entre el precio internacional y el precio minorista en cada una de las ciudades, para lo cual se emplearán las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988). Si la relación de largo plazo existe, el tercer paso será evaluar la existencia de causalidad a lo Granger entre las series de precios. Además, se emplearán las funciones de impulso-respuesta para cuantificar la magnitud, dirección y persistencia de la transmisión que hay del precio internacional del café al precio del café minorista para cada una de las ciudades estudiadas. Por último, se estima el modelo de corrección de errores para determinar cómo es el ajuste de los precios locales a desequilibrios de largo plazo.

En especial, definamos el vector de precios para la ciudad j como $p_{j,t}^T = [P_{j,t} \quad PMUN_t]$, donde $P_{j,t}$ es el precio del café minorista para el periodo t en la ciudad j ($j \in \{\text{"Barranquilla", "Bogotá", "Cali", "Cartagena", "Medellín"}\}$) y $PMUN_t$ corresponde al precio mundial del café en el periodo t . La ecuación del modelo de corrección de errores que muestra el ajuste del precio de la ciudad j a desequilibrios de largo plazo será:

$$\Delta P_{j,t} = \alpha_t + \varphi \varepsilon_{j,t-1} + \sum_{k=1}^p \delta_k \Delta P_{j,t-k} + \sum_{m=1}^s \eta \Delta PMUN_{t-m} + v_t \quad [1]$$

Donde $\varepsilon_{j,t-1}$ corresponde al primer elemento de multiplicar el vector $P_{j,t}$ y el vector de

cointegración normalizado. En la siguiente sección se describen los datos que se emplearán para desarrollar esta aproximación metodológica. Todas las estimaciones se realizarán empleando el *software* R (R Core Team, 2013).

DATOS

En este estudio se emplearán precios mensuales del café molido, pagados al minorista para el periodo enero de 1999 a diciembre de 2014, para las cinco principales ciudades de Colombia en número de habitantes: Barranquilla, Bogotá, Cali, Cartagena y Medellín. La muestra de precios mensuales nacionales provienen de la base de datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), que es empleada para calcular el índice de precios al consumidor y corresponde al precio promedio del bien que es registrado por el DANE en los diferentes establecimientos de venta al detal de cada ciudad.

Se empleará el precio del café molido y no del instantáneo porque según Liz, Campo y Herrera (2012), de cada 100 kilos que se venden de café en Colombia, 86 son de café molido y los restantes son de café instantáneo. Los precios pagados por el consumidor al minorista están expresados en pesos por libra (500 gr).

El precio mensual del café internacional (PMUN) se obtiene de la Organización Internacional del Café (ICO, por sus siglas en inglés). El precio internacional es un indicador compuesto que se calcula tomando un promedio ponderado de los precios de cuatro grupos de café (arábicas suaves colombianos, otros arábicas suaves, arábicas naturales brasileños y robustas), en función de sus participaciones relativas en el comercio internacional (ICO, 2015). Esta serie está expresada en centavos de dólar por libra (453,6 gr)².

² Para hacer comparable el precio internacional y los precios minoristas en las ciudades, se transformó el precio internacional a pesos por libra, utilizando la tasa de cambio mensual representativa del mercado, la cual se obtuvo del Banco de la República de Colombia. Además, se multiplicó la serie por 1,102292769 para que la libra internacional fuera equivalente a la libra colombiana.

Las estadísticas descriptivas de las series del café para las ciudades son similares (tabla 1); sin embargo, el precio del café al minorista en Cali presenta una desviación estándar más pequeña y un precio máximo que es en casi 2000 pesos a los precios de las otras ciudades.

Por otra parte, en la tabla 2 se observa una alta correlación positiva entre el precio mundial del café y el precio del café en las cinco ciudades analizadas. Lo anterior podría indicar que hay una relación de comovimiento entre las series, o bien, podría ser una relación espuria. Esta será verificada formalmente utilizando las pruebas de cointegración más adelante.

Como se muestra en la gráfica 1, los precios minoristas del café para las ciudades de Colombia exhiben el mismo patrón de crecimiento a lo largo de los 16 años estudiados: se observan saltos de nivel aproximadamente cada 5 años. En comparación con el precio mundial, la volatilidad de estas (con excepción del precio de Cali) es mayor, puesto que el coeficiente de variación es de 36,3% para Medellín, y mayor a 37% para Barranquilla, Bogotá y Cartagena, mientras que el coeficiente de variación del precio mundial del café es de 35,8%.

El precio mundial del café tiene una disminución en el valor por pesos colombianos hasta mediados del 2001, y después crece hasta llegar a

Tabla 1.

Estadísticas descriptivas de las series mensuales del precio del café mundial y al minorista para las cinco principales ciudades del país, entre enero de 1999 y diciembre de 2014 (pesos por 500 gr)

Precio del café	n	Media	Desviación estándar	Mín.	Máx.	Asimetría	Curtosis
Medellín	192	6210,43	2251,45	2742	9651	0,01	-1,50
Barranquilla	192	6139,97	2276,36	2731	9857	0,16	-1,44
Bogotá	192	6117,94	2312,36	2605	9556	-0,02	-1,55
Cartagena	192	5960,72	2217,84	2648	9628	0,09	-1,50
Cali	192	5665,15	1800,68	2622	7858	-0,24	-1,53
Mundial	192	2376,21	851,17	1057	4660	0,54	-0,22

Fuente: elaboración de los autores a partir de información del DANE, el Banco de la República y la OIC.

Tabla 2.

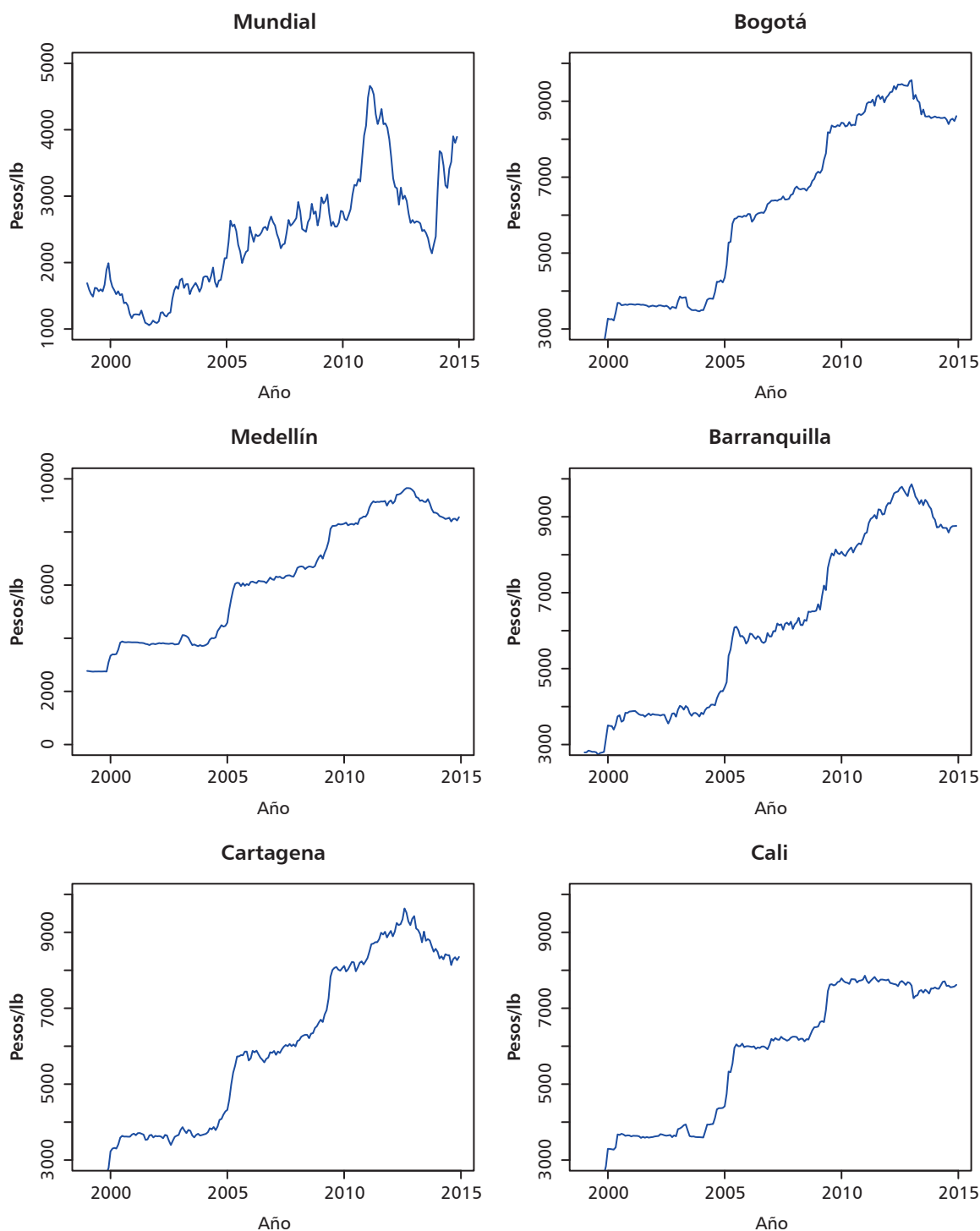
Correlaciones entre los precios minoristas del café en las cinco principales ciudades colombianas y el precio mundial del café, entre enero de 1999 y diciembre de 2014

Precio del café	Medellín	Barranquilla	Bogotá	Cartagena	Cali	Mundial
Medellín	1	0,995	0,998	0,998	0,984	0,848
Barranquilla		1	0,992	0,998	0,969	0,833
Bogotá			1	0,997	0,989	0,856
Cartagena				1	0,979	0,843
Cali					1	0,856
Mundial						1

Fuente: elaboración de los autores a partir de información del DANE, el Banco de la República y la OIC.

Gráfica 1.

Series mensuales de precios del café mundial y al minorista para las cinco principales ciudades del país, entre enero de 1999 y diciembre de 2014 (pesos por 500 gr)



Fuente: elaboración de los autores a partir de información del DANE, el Banco de la República y la OIC.

su pico en abril de 2011, momento en el que empieza a descender. El comportamiento anterior, según explican Cano *et al.* (2012), se debe a la relación entre producción, inventarios y consumo. Por el lado de la oferta, el cambio climático y el aumento de los precios en los combustibles y fertilizantes han afectado la producción del café. Por el lado de la demanda, se ha experimentado un aumento en el consumo de países como Brasil, Rusia e Indonesia.

RESULTADOS

De acuerdo con las seis pruebas de raíces unitarias realizadas, se encontró que las seis series son integradas de orden uno $I(1)$. El número de rezagos óptimo para calcular la prueba ADF se determinó empleando los criterios de AIC, BIC y significancia (SIGNIF) (tabla 3). La prueba ADF no permite rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria para las series en niveles con ninguno de los criterios de información (AIC, BIC y SIGNIF); la única excepción es la serie del precio mundial en niveles, que sí se rechaza con el criterio AIC y SIGNIF. Para las primeras diferencias sí se rechaza con un 99% de confianza la hipótesis nula con los tres criterios de información.

Los resultados anteriores también se obtuvieron con la prueba de Phillips y Perron (1988)

y Breitung (1999) (tabla 4). Con la prueba KPSS (Shin *et al.*, 1992) se rechaza la hipótesis nula de no raíz unitaria para el precio minorista del café en Barranquilla, Bogotá y Cartagena, con un 90% de confianza, y para Cali, con un 95%.

En los anexos se encuentran los resultados de aplicar las pruebas de raíces unitarias Zivot y Andrews (1992) y HEGY (Hylleberg *et al.*, 1990). En la primera se observa que todas las series tienen un posible quiebre estructural: enero de 2005 para Cali, febrero de 2009 para Barranquilla, Cartagena y Medellín, marzo de 2009 para Bogotá y julio de 2012 para la serie mundial. Este quiebre estructural es tanto de la pendiente como del intercepto para todas las series, excepto para el precio del café de Cali, donde solo el intercepto fue significativo. Además, en todas las series no se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Para la prueba de HEGY, no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria convencional y se rechazan todas las otras hipótesis con un 99% de confianza; es decir, no se encuentran raíces unitarias estacionales.

Para las segundas diferencias, solo para el caso de Cartagena se observa la presencia de una segunda raíz unitaria convencional bajo el criterio AIC y SIGNIF; no obstante, dados los resultados obtenidos en las cinco pruebas anteriores para las primeras diferencias, se decidió que esta serie era

Tabla 3.

Prueba de raíz unitaria ADF para los precios en niveles y en primeras diferencias, mediante los criterios de AIC, BIC y significancia (SIGNIF) para la selección del número de rezagos

Precio del café	Niveles			Primeras diferencias		
	AIC	BIC	SIGNIF	AIC	BIC	SIGN
Mundial	-3,75**	-2,84	-3,75**	-7,73***	-9,99***	-10,16***
Barranquilla	-1,78	-1,25	-1,26	-6,38***	-11,62***	-11,62***
Bogotá	-1,22	-1,01	-1,01	-3,76***	-7,09***	-7,37***
Cali	-1,74	-1,79	-1,81	-9,12***	-9,71***	-10,06***
Cartagena	-1,71	-1,38	-1,49	-4,48***	-10,93***	-10,93***
Medellín	-1,93	-1,01	-2,20	-8,17***	-8,17***	-8,59***

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 4.

Pruebas de raíz unitaria PP, KPSS y Breitung para los precios en niveles y en primeras diferencias

Variable	Niveles			Primeras diferencias		
	PP	KPSS	Breitung	PP	KPSS	Breitung
Mundial	-2,6998	0,0815	0,004*	-10,029***	0,0624	0,001**
Barranquilla	-1,426	0,122*	0,007	-12,138	0,115	0,001**
Bogotá	-0,974	0,131*	0,008	-12,362	0,151	0,002**
Cali	-1,139	0,169**	0,010	-10,038	0,145	0,002**
Cartagena	-1,137	0,119*	0,007	-11,248	0,135	0,001**
Medellín	-0,999	0,117	0,007	-8,599	0,150	0,002**

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.

integrada de orden uno. Así, todas las seis pruebas de raíces unitarias permiten concluir que las series son $I(1)$. En otras palabras, los precios del café, tanto en el escenario internacional como nacional, verán afectada su trayectoria frente a choques inesperados en ellos.

Para realizar la prueba de cointegración de Johansen (1988), se estima un modelo VAR para cada ciudad. Se establece el número de rezagos empleando criterios de información y posteriormente se realizan pruebas de autocorrelación y heteroscedasticidad para cada modelo. En todos los casos se logran obtener modelos VAR libres de autocorrelación, y solo en el caso de los modelos

VAR para Cali y Cartagena las pruebas de ARCH LM y Breush-Godfrey señalan signos de heterocedasticidad condicional (ver anexos).

La prueba de Johansen (1988) evidencia que hay una relación de largo plazo entre las series de los precios minoristas del café en las principales ciudades de Colombia y el precio mundial (tabla 5). La misma conclusión se puede obtener con la prueba de Engle y Granger (tabla 6). Dado que todas las series del café minorista están cointegradas con el precio mundial, se puede realizar la prueba de causalidad a lo Granger para todas las parejas de precios (tabla 6).

Tabla 5.

Prueba de cointegración de Johansen para el precio mundial y el precio al por menor de cada ciudad

Variable	Intercepto sin tendencia									
	λ Max.					λ Traza				
	p	Ho	Estadístico	Ho	Estadístico	p	Ho	Estadístico	Ho	Estadístico
Barranquilla	2	r=0	23,91***	r<=1	4,07	2	r=0	27,99***	r<=1	4,07
Bogotá	2	r=0	24,55***	r<=1	5,10	2	r=0	29,64***	r<=1	5,10
Cali	2	r=0	11,90	r<=1	8,16*	2	r=0	20,06**	r<=1	8,16*
Cartagena	22	r=0	21,40***	r<=1	3,86	22	r=0	22,00**	r<=1	4,21
Medellín	9	r=0	20,09**	r<=1	6,28	9	r=0	26,38***	r<=1	6,28

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 6.

Prueba de cointegración de Engel y Granger para el precio mundial (variable explicativa) y el precio al por menor de cada ciudad (variable dependiente), mediante diferentes criterios de información para seleccionar el número de rezagos óptimo

Precio café	Criterio de información		
	BIC	AIC	SIGNF
Barranquilla	-2,576	-3,504**	-3,020
Bogotá	-2,606	-3,458**	-4,141***
Cali	-2,945	-3,518**	-3,170*
Cartagena	-3,240*	-3,456**	-3,670**
Medellín	-3,509**	-4,110***	-4,096***

Valores críticos: -3,066613, -3,368139 y -3,954092, con un nivel de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: elaboración de los autores.

Los resultados muestran que no hay una causalidad instantánea entre el precio mundial del café y el precio del café minorista en las principales ciudades de Colombia. Por otro lado, sí hay causalidad unidireccional de largo plazo del precio mundial del

café hacia el precio del café minorista de todas las ciudades (tabla 7). Solo en el caso de Cali se encuentra que los precios se mueven con anterioridad al precio mundial; de esta manera, se encuentra para Cali una causalidad bidireccional a largo plazo entre el precio mundial del café y el precio del café minorista.

A partir de los resultados anteriores, se realizaron las funciones de impulso y respuesta (gráfica 2). Se observa que un choque inesperado de un peso en el precio del café mundial tiene un efecto persistente que desaparece lentamente 36 o más meses después, en el caso de Barranquilla y Medellín. Para Bogotá y Cali sucede algo similar, solo que los efectos se empiezan a observar en el tercer mes. Por último, para Cartagena los cambios desaparecen temporalmente en el mes 15 y 31, y lo hacen de manera definitiva a partir del mes 33. Asimismo, se observa que los efectos en los precios del café minorista varían en cuanto a la magnitud: son mayores para Barranquilla y Medellín, cuyo máximo se encuentra alrededor de los 163 y 149 pesos, respectivamente, mientras que en Cali el máximo está aproximadamente en 60 pesos.

Tabla 7.

Prueba de causalidad de Granger entre el precio mundial y el precio al por menor de cada ciudad

Ho	Largo plazo		Instantánea	
	Estadístico	P. valor	Estadístico	P. valor
Precio mundial no causa al:				
Precio de Barranquilla	10,592***	0,000	0,0024	0,9607
Precio de Bogotá	6,1283***	0,008	1,8258	0,1766
Precio de Cali	2,7225**	0,046	0,3319	0,5646
Precio de Cartagena	2,5893**	0,033	1,8289	0,1763
Precio de Medellín	3,3124***	0,005	1,8752	0,1709
Precio mundial no es causado por				
Precio de Barranquilla	2,0464	0,1868	0,0024	0,9607
Precio de Bogotá	2,2332	0,1342	1,8258	0,1766
Precio de Cali	5,7379**	0,013	0,3319	0,5646
Precio de Cartagena	0,9492	0,3425	1,8289	0,1763
Precio de Medellín	2,1564	0,072	1,8752	0,1709

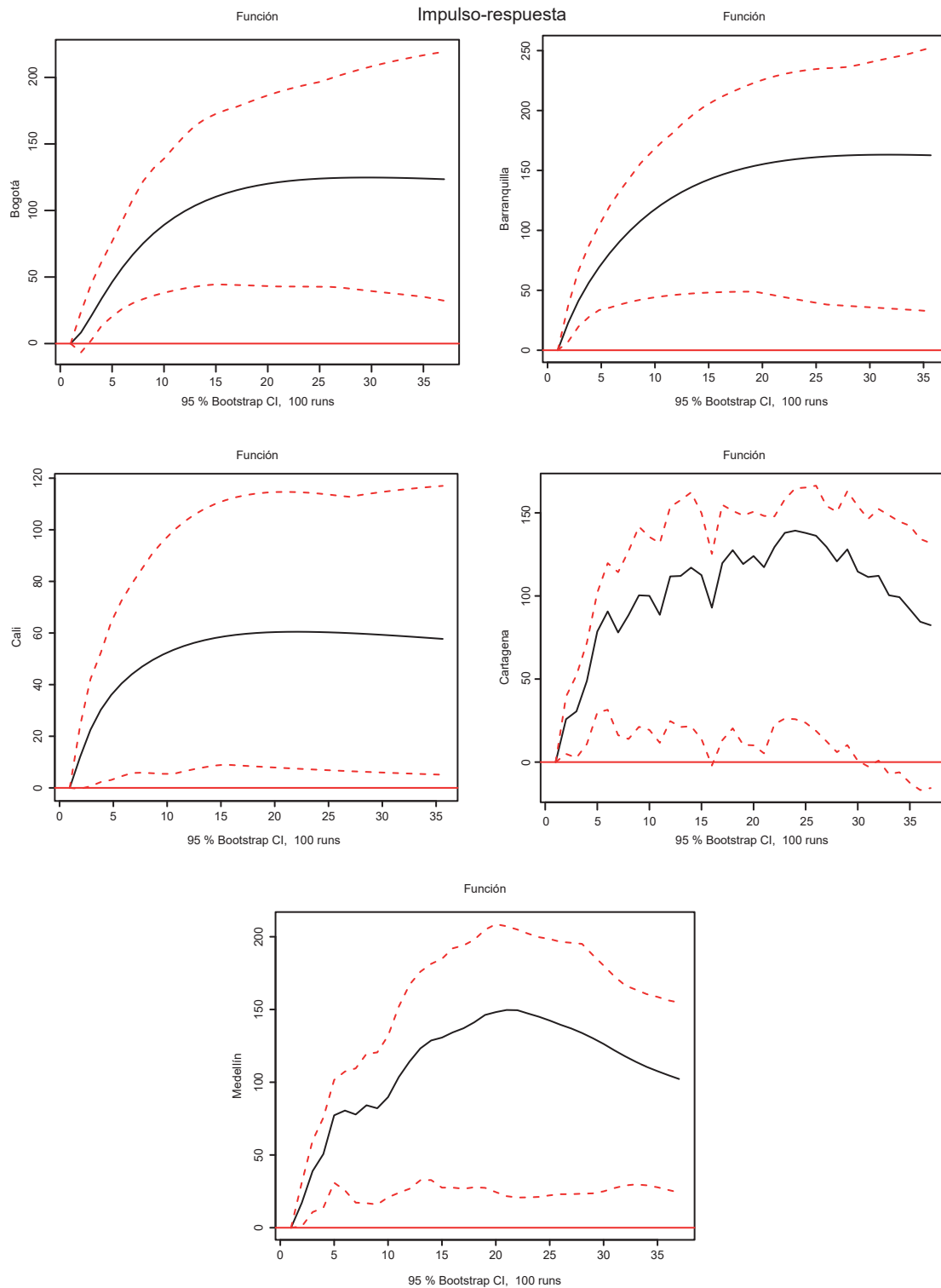
Valores calculados por medio de *bootstrapping*, debido a la presencia de heterocedasticidad

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores

Gráfica 2.

*Respuesta del precio del café minorista de las principales ciudades de Colombia al impulso del precio del café mundial
(pesos por 500 gr/mes)*



Fuente: elaboración de los autores.

Por último, la ecuación estimada para el modelo de corrección de errores evidencia que la corrección del error es negativa y significativa para todas las series; es decir, cuando el precio minorista observado en cada una de las ciudades está por encima del de equilibrio de largo plazo ($\hat{\varepsilon}_{j,t-1}$ es positivo en la expresión [1]), el sistema implicará que el precio local caerá para el siguiente periodo, de tal manera que el equilibrio de largo plazo se restablezca. En especial desviaciones del equilibrio de largo plazo para Barranquilla, Bogotá, Cali, Cartagena y Medellín son corregidas mensualmente en aproximadamente 2.8, 2.6, 1.7, 2.7 y 2.5 centavos de peso por cada peso de desequilibrio, respectivamente. Esas cifras corresponden al coeficiente del término de corrección de error de la ecuación [1]. En otras palabras, dejando todo lo demás constante, un desequilibrio inesperado toma en las ciudades de Barranquilla, Bogotá, Cartagena y Medellín alrededor de tres años (36 meses) para ser corregido. En Cali, se toman 4 años y 9 meses aproximadamente; es decir, esta ciudad presenta la velocidad de ajuste más baja.

Dada la ausencia de estudios como el que aquí se presenta, para comparar nuestros resultados con investigaciones previas es necesario considerar documentos que estudian otros bienes agrícolas en regiones geográficas diferentes. Los presentes resultados son similares a los de Greb *et al.* (2012) para maíz, arroz y trigo en diferentes países de África, y a los de Militaru (2014) para las semillas de

girasol y los productos de panadería en Rumania. La similitud con estos dos estudios radica en que nuestros resultados también implican que los precios internacionales de los bienes agrícolas están cointegrados con los precios del minorista para los mismos bienes o productos derivados de estos. Estos autores también encuentran que la dirección de causalidad a la Granger es unidireccional: del precio internacional al precio doméstico.

Por otro lado, hay diferencias en el tiempo de respuesta y en la duración que tienen los cambios de los precios minoristas ante choques inesperados de los precios internacionales respectivos. Por ejemplo, Greb *et al.* (2012) observan que ante cambios de los precios internacionales del maíz, arroz y trigo, los precios domésticos en diferentes países de África toman alrededor de 2 a 3 meses en reaccionar; mientras que en Colombia los cambios en el precio internacional del café afectan de inmediato los precios minoristas del café en las principales ciudades (gráfica 2).

Por otro lado, Militaru (2014) examina la relación entre el precio internacional de las semillas de girasol y el precio minorista para el aceite de girasol, y entre el precio internacional y el precio minorista de los productos de panadería (cuyo insumo principal es la harina de trigo). Los autores reportan que el ajuste hacia la senda de equilibrio es muy rápido: media desviación en el precio internacional se corrige en alrededor de 2,3 meses en el caso de productos de panadería y de 3,6 meses para el

Tabla 8.

Estimación del modelo de corrección de errores expresado en [1] para cada una de las ciudades

ΔP_{jt}	Ciudad (j)				
	Barranquilla	Bogotá	Cartagena	Cali	Medellín
Intercepto	28,339107***	29,391945***	23,46486*	18,224789**	19,718148**
	(3,078)	(3,385)	(1,876)	(2,47)	(2,413)
$\varepsilon_{j,t-1}$	-0,027973***	-0,025741***	-0,027499*	-0,017407**	-0,02498***
	(-3,766)	(-3,521)	(-1,802)	(-2,211)	(-3,346)

Entre paréntesis se encuentran los t calculados.

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.

aceite de girasol. Por el contrario, en Colombia el ajuste del precio del café minorista toma entre 3 y 4 años, dependiendo de la ciudad que se analice. Militaru (2014) interpreta el resultado obtenido como una posible eficiencia de los mercados, que también puede estar reflejando el poder de negociación de los comerciantes en comparación con los pequeños agricultores.

Esa extensa duración de ajuste para el caso del precio del café minorista en Colombia podría estar relacionado con la administración de inventarios por parte de los minoristas. Vavra y Goodwin (2005) reportan que los minoristas pueden reducir sus precios más lentamente, en comparación con la reducción de los precios a nivel del productor, para evitar quedarse sin inventario. Balke, Brown y Yücel (1998) muestran que los métodos de contabilidad, tales como FIFO (primero en entrar primero en salir), podrían causar ajustes asimétricos ante los choques de precios externos.

Wohlgenant (1985) también ha demostrado que la duración de los periodos de ajuste de los precios de los alimentos al por mayor y al por menor se puede explicar por el manejo de los inventarios. También podría estar explicado por altos costos de menú, así como por un incremento del riesgo que enfrenta el minorista de perder su reputación si cambia frecuentemente los precios de los bienes que comercializa (Vavra y Goodwin, 2005).

Antes de finalizar, es importante mencionar que nuestros resultados difieren totalmente a los de Alonso, Arcila y Montenegro (2015), que encuentran que no existe relación entre los precios internacionales del azúcar y el precio al consumidor del azúcar en las tres principales ciudades de Colombia.

COMENTARIOS FINALES

El objetivo de este estudio es determinar la magnitud y rapidez con que se transmiten los choques del precio internacional del café a los precios minoristas en las principales ciudades de Colombia. Para lograr este objetivo se emplearon pruebas de cointegración, de causalidad a lo Granger y

funciones impulso-respuesta. Estas pruebas se emplean para comparar cada una de las series de precios al consumidor del café molido en las cinco principales ciudades de Colombia (Barranquilla, Bogotá, Cali, Cartagena y Medellín) con el precio mensual internacional del café publicado por la Organización Internacional del Café.

El análisis realizado para el periodo enero de 1999 a diciembre de 2014 permite concluir que sí hay una relación de largo plazo entre los precios pagados a los minoristas del café en las cinco principales ciudades de Colombia y el precio internacional del café. Este resultado es importante, pues brinda evidencia de la existencia de una integración en la cadena del café; es decir, existe relación entre lo que ocurre en el mercado internacional y los mercados locales a escala minorista.

Por otra parte, la causalidad va del precio internacional hacia el precio pagado por los consumidores a los minoristas, lo que era de esperarse en la mayoría de los casos y, de hecho, es lo que refleja la literatura sobre el tema. Se encuentra también que los precios del café de los minoristas responden de forma diferente ante choques inesperados del precio internacional del café; en Barranquilla, Bogotá, Cali y Medellín los efectos desaparecen después de 36 o más meses, mientras que para los precios minoristas en Cartagena desaparecen en un menor periodo.

Adicionalmente, se encuentra que los precios locales tienden a ajustarse al alza si estos están por debajo del equilibrio de largo plazo. Ese ajuste al equilibrio de largo plazo implica alrededor de tres años para todas las ciudades, menos para Cali, que presenta una velocidad de ajuste mucho más lenta. Lo anterior indica que allí existen fuerzas de mercado que no actúan tan rápidamente como en las otras. Los resultados anteriores deberían ser tenidos en cuenta por la cadena cafetera colombiana dentro de sus planes para incentivar la demanda de consumo interno. Este estudio se podría complementar con un análisis de la elasticidad del precio de la demanda de café molido a escala minorista y de las estrategias de gestión de inventario de los minoristas.

Por otro lado, el presente análisis compara el precio internacional del café convertido a pesos. Así, buena parte del resultado obtenido podría ser fruto de la relación entre la tasa de cambio y el precio local, y no tanto entre el precio internacional en dólares y el local. Más investigación se requiere al respecto. Por último, se recomienda

seguir investigando sobre el tema y ahondar en el quiebre estructural que experimentaron todas las series de los precios al minorista en las ciudades en el mismo periodo o un periodo cercano a febrero de 2009. En este momento no parece existir una buena explicación para dicho quiebre.

REFERENCIAS

1. Alonso, J. C., Arcila, A. y Montenegro, S. (2015). ¿Estabiliza el FEPA los precios locales del azúcar? *Icesi Economics Working Papers*, 4. Recuperado de <https://www.icesi.edu.co/departamentos/economia/images/IEWP/Icesi%20EWP%202015-4.pdf>
2. Alonso, J. C. y Gallego, A. I. (2011). Integración de los precios en los canales minorista y mayorista arroz, papa y fríjol en la ciudad de Cali. *Economía, Gestión y Desarrollo*, 10, 79-96.
3. Alonso, J. C. y Semaán, P. (2010). Prueba de HEGY en R: una guía. *Apuntes de Economía*, 23. Recuperado de <http://www.icesi.edu.co/departamentos/economia/images/hegy.pdf>
4. Balke, N. S., Brown, S. P. y Yücel, M. K. (1998). Crude oil and gasoline prices: an asymmetric relationship? Recuperado de <https://www.dallasfed.org/assets/documents/research/er/1998/er9801a.pdf>
5. Breitung, J. (1999). *Some nonparametric tests for unit roots and cointegration*. Recuperado de <http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-373-papers/1999-36/PDF/36.pdf>
6. Cano, C., Vallejo, C., Caicedo, E., Amador, J. y Tique, E. (2012). *El mercado mundial del café y su impacto en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.
7. Cárdenas, M. y Reina, M. (2008). La minería en Colombia: impacto socioeconómico y fiscal. Recuperado de <http://www.fedesarrollo.org.co/wp-content/uploads/2011/08/La-miner?a-en-Colombia-Informe-de-Fedesarrollo-2008.pdf>
8. Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 057-1072.
9. Echavarría, J. J., Esguerra, P., McAllister, D. y Robayo, C. F. (s. f.). *Informe de la misión de estudios para la competitividad de la caficultura en Colombia. Resumen ejecutivo*. Recuperado de <http://www.urosario.edu.co/Mision-Cafetera/Archivos/Resumen-Ejecutivo-version-definitiva/>
10. Engle, R. F. y Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
11. Federación Nacional de Cafeteros (FNC) (2010). *Toma Café, Programa de Promoción de Consumo de Café de Colombia Cadena*. Bogotá: Autor.
12. Greb, F., Jamora, N., Mengel, C., Von Cramon-Taubadel, S. y Würriehausen, N. (2012). *Cereal price transmission from international to domestic markets in Africa*. Recuperado de <http://goo.gl/GY0J2c>
13. Hjalmarsson, E. y Österholm, P. (2010). Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated: Size distortions and partial remedies. *Empirical Economics*, 39(1), 51-76.
14. Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. y Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2), 215-238.
15. Organización Internacional del Café (ICO) (2015). *ICO indicator prices*. Recuperado de <http://www.thecoffeeguide.org/coffeeguide/>

16. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
17. John, A. (2014). Price relations between international rice markets. *Agricultural and Food Economics*, 2(1), 1-16.
18. Liz, J. P., Campo, J. A. y Herrera, J. P. (2012). *Estudio sobre el sector del café en Colombia*. Bogotá: Superintendencia de Industria y Comercio.
19. Mafusire, A., Salami, A., Kamara, A. B. y Lawson, F. E. (2010). Coffee production in Africa and the global market situation. *Commodity Market Brief*, 1(2), 1-9.
20. Martínez, C. (2006). *Pronósticos de producción agrícola*. Bogotá: Departamento de Planeación Nacional.
21. Maurice, N. y Davis, J. (2011). Unravelling the underlying causes of price volatility in world coffee and cocoa commodity markets. Recuperado de <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/43813.html>
22. Mbowa, S., Odokonyero, T. y Munyambonera, E. (2014). The potential of coffee to uplift people out of poverty in Northern Uganda. Recuperado de <http://goo.gl/2cKWFt>
23. Militaru, M. (2014). *Transmission of agricultural commodity prices into Romanian food prices*. Rumania: Banco Nacional de Rumania. Recuperado de <http://www.bnr.ro/Studies-3215.aspx>
24. Ocaris, F. (2006). Modelación de la volatilidad y pronóstico del precio del café. *Revista Ingenierías Universidad de Medellín*, 5(9), 45-58.
25. Paiva, P. (2000). *Economic and social development in Latin America: the role of coffee*. Londres: Organización Internacional del Café.
26. Phillips, P. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
27. R Core Team. (2013). *R: A language and environment for statistical computing*. Viena: R Foundation for Statistical Computing.
28. Shin, Y., Kwiatkowski, D., Schmidt, P. y Phillips, P. C. (1992). Testing the Null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series are nonstationary? *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
29. Tharcisse, N. y Kayitakire, F. (2013). *Measuring rice price volatility and transmission in West Africa : How important are magnitudes of transmission across countries?* Recuperado de <http://ecomod.net/system/files/Nkunzimana.pdf>
30. Vavra, P. y Goodwin, B. K. (2005). Analysis of price transmission along the food chain. *OECD Food, Agriculture and Fisheries Paper*, 3. Doi:10.1787/752335872456
31. Wohlgenant, M.K. (1985). Competitive storage, rational expectations, and short-run food price determination. *American Journal of Agricultural Economics*, 67, 739-748.
32. Zivot, E. y Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

ANEXOS

Tabla 9.

Prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews para los precios en niveles

Precio	p	Estadístico t	Periodo de quiebre estructural
Mundial	1	-3,845	Julio de 2012
Barranquilla	1	-2,820	Febrero de 2009
Bogotá	2	-3,008	Marzo de 2009
Cali	4	-3,877	Enero de 2005
Cartagena	1	-3,071	Febrero de 2009
Medellín	1	-3,259	Febrero de 2009

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 10.

Prueba de raíz unitaria de HEGY para los precios en niveles empleando el criterio información AIC

	Mundial		Barranquilla		Bogotá		Cali		Cartagena		Medellín	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-2,32†	0,1	-2,64†	0,1	-2,12†	0,1	-1,08†	0,1	-2,14†	0,1	-2,24†	0,1
tpi_2	-3,51	0,01	-2,56	0,01	-4,29	0,01	-4,14	0,01	-3,47	0,01	-4,73	0,01
Fpi_3:4	12,86	0,01	4,97	0,01	14,55	0,01	15,10	0,01	6,90	0,01	16,03	0,01
Fpi_5:6	20,67	0,01	12,13	0,01	13,12	0,01	15,08	0,01	3,30	0,04	10,65	0,01
Fpi_7:8	5,08	0,01	12,11	0,01	10,51	0,01	10,09	0,01	12,53	0,01	9,84	0,01
Fpi_9:10	8,20	0,01	6,20	0,01	16,54	0,01	12,48	0,01	6,62	0,01	18,05	0,01
Fpi_11:12	7,67	0,01	8,09	0,01	11,06	0,01	10,43	0,01	6,24	0,01	12,20	0,01
Fpi_2:12	79,34	NA	8,67	NA	117,17	NA	275,09	NA	9,13	NA	16,77	NA
Fpi_1:12	86,19	NA	9,29	NA	127,31	NA	252,16	NA	8,82	NA	16,41	NA

† Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 11.

Prueba de raíz unitaria estacional HEGY para los precios en niveles, empleando el criterio BIC

	Mundial		Barranquilla		Bogotá		Cali		Cartagena		Medellín	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-2,99†	0,1	-2,59†	0,1	-1,64†	0,1	-1,53†	0,1	-1,71†	0,1	-1,93†	0,1
tpi_2	-2,91	0,01	-4,05	0,01	-3,87	0,01	-3,99	0,01	-4,48	0,01	-4,60	0,01
Fpi_3:4	20,28	0,01	14,17	0,01	16,34	0,01	14,82	0,01	10,77	0,01	15,54	0,01
Fpi_5:6	17,25	0,01	19,49	0,01	13,47	0,01	15,25	0,01	12,20	0,01	9,25	0,01
Fpi_7:8	8,44	0,01	21,09	0,01	10,40	0,01	12,39	0,01	15,77	0,01	9,51	0,01
Fpi_9:10	18,12	0,01	8,59	0,01	19,58	0,01	15,48	0,01	14,81	0,01	18,19	0,01
Fpi_11:12	15,30	0,01	11,38	0,01	12,25	0,01	12,17	0,01	13,35	0,01	10,50	0,01
Fpi_2:12	202,54	NA	306,63	NA	326,64	NA	337,43	NA	313,04	NA	469,90	NA
Fpi_1:12	186,15	NA	290,94	NA	322,13	NA	329,36	NA	303,61	NA	471,81	NA

† Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 12.

Prueba de raíz unitaria estacional HEGY para los precios en niveles, empleando el criterio SIGNF

	Mundial		Barranquilla		Bogotá		Cali		Cartagena		Medellín	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-3,27†	0,06	-3,11†	0,1	-1,67†	0,1	-1,69†	0,1	-2,47†	0,1	-1,92†	0,1
tpi_2	-3,12	0,01	-3,34	0,01	-3,89	0,01	-4,01	0,01	-3,84	0,01	-5,00	0,01
Fpi_3:4	21,99	0,01	8,90	0,01	16,57	0,01	15,26	0,01	8,05	0,01	19,10	0,01
Fpi_5:6	20,61	0,01	11,65	0,01	13,68	0,01	15,59	0,01	4,09	0,02	11,85	0,01
Fpi_7:8	10,15	0,01	11,87	0,01	10,61	0,01	11,63	0,01	10,56	0,01	13,21	0,01
Fpi_9:10	20,29	0,01	5,62	0,01	19,86	0,01	15,09	0,01	9,76	0,01	20,59	0,01
Fpi_11:12	10,53	0,01	7,46	0,01	12,34	0,01	12,66	0,01	8,75	0,01	15,32	0,01
Fpi_2:12	154,71	NA	9,26	NA	338,22	NA	309,73	NA	9,37	NA	22,00	NA
Fpi_1:12	198,10	NA	9,88	NA	332,11	NA	284,20	NA	9,36	NA	24,66	NA

Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 13.

Prueba de raíz unitaria estacional HEGY para los precios en primeras diferencias, utilizando el criterio AIC

	Mundial		Barranquilla		Bogotá		Cali		Cartagena		Medellín	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-3,78	0,01	-2,98	0,03	-2,61†	0,08	-3,63	0,01	-2,19†	0,1	-3,40	0,01
tpi_2	-4,27	0,01	-2,93	0,01	-4,40	0,01	-4,00	0,01	-3,39	0,01	-4,79	0,01
Fpi_3:4	12,81	0,01	4,25	0,02	12,01	0,01	14,03	0,01	7,60	0,01	13,71	0,01
Fpi_5:6	11,60	0,01	11,35	0,01	10,02	0,01	13,59	0,01	2,40	0,09	9,52	0,01
Fpi_7:8	2,82†	0,06	16,00	0,01	10,16	0,01	7,91	0,01	11,04	0,01	10,07	0,01
Fpi_9:10	6,02	0,01	2,84†	0,06	18,20	0,01	8,75	0,01	6,27	0,01	19,24	0,01
Fpi_11:12	3,27	0,04	5,02	0,01	15,37	0,01	10,72	0,01	9,36	0,01	12,80	0,01
Fpi_2:12	14,70	NA	10,36	NA	17,21	NA	14,93	NA	9,70	NA	20,60	NA
Fpi_1:12	15,02	NA	10,45	NA	16,12	NA	14,06	NA	9,57	NA	19,06	NA

† Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 14.

Prueba de raíz unitaria estacional HEGY para los precios en primeras diferencias, utilizando el criterio BIC

	Mundial		Barranquilla		Bogotá		Cali		Cartagena		Medellín	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-3,21	0,02	-2,76†	0,06	-3,15	0,02	-2,81†	0,05	-2,78	0,053	-3,29	0,01
tpi_2	-2,75	0,01	-3,38	0,01	-3,76	0,01	-3,54	0,01	-3,62	0,01	-4,78	0,01
Fpi_3:4	15,80	0,01	9,56	0,01	14,72	0,01	11,29	0,01	8,28	0,01	16,73	0,01
Fpi_5:6	12,60	0,01	11,57	0,01	12,69	0,01	12,77	0,01	9,33	0,01	10,20	0,01
Fpi_7:8	10,40	0,01	13,05	0,01	10,08	0,01	9,19	0,01	10,83	0,01	11,08	0,01
Fpi_9:10	16,81	0,01	6,15	0,01	17,39	0,01	11,75	0,01	8,93	0,01	18,13	0,01
Fpi_11:12	11,88	0,01	9,30	0,01	13,51	0,01	10,75	0,01	11,41	0,01	12,88	0,01
Fpi_2:12	15,68	NA	11,21	NA	16,92	NA	14,37	NA	11,39	NA	20,74	NA
Fpi_1:12	14,79	NA	10,65	NA	16,08	NA	13,63	NA	10,81	NA	19,46	NA

† Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 15.

Prueba de raíz unitaria estacional HEGY para los precios en primeras diferencias, utilizando el criterio SIGNF

	Mundial		Barranquilla		Bogotá		Cali		Cartagena		Medellín	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-4,34	0,01	-3,04	0,03	-3,62	0,01	-3,65	0,01	-1,58†	0,1	-3,70	0,01
tpi_2	-3,52	0,01	-3,72	0,01	-4,13	0,01	-4,03	0,01	-3,91	0,01	-5,14	0,01
Fpi_3:4	20,34	0,01	12,34	0,01	17,94	0,01	14,36	0,01	8,87	0,01	20,44	0,01
Fpi_5:6	7,83	0,01	14,22	0,01	15,11	0,01	13,98	0,01	5,41	0,01	12,46	0,01
Fpi_7:8	3,07†	0,05	15,38	0,01	13,83	0,01	8,12	0,01	9,96	0,01	14,20	0,01
Fpi_9:10	8,84	0,01	7,21	0,01	20,13	0,01	9,02	0,01	9,98	0,01	21,58	0,01
Fpi_11:12	4,35	0,01	12,34	0,01	19,05	0,01	11,01	0,01	10,29	0,01	17,57	0,01
Fpi_2:12	14,38	NA	13,62	NA	20,85	NA	15,32	NA	11,69	NA	26,35	NA
Fpi_1:12	14,51	NA	12,96	NA	19,78	NA	14,42	NA	10,95	NA	24,68	NA

† Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 16.

Prueba de heterocedasticidad y autocorrelación VAR para el precio en nivel de Barranquilla

Rezagos	ARCH LM	p-valor	BG	p-valor
1	11,20	0,26	3,81	0,43
2	19,41	0,37	5,72	0,68
3	25,84	0,53	11,63	0,48
4	32,80	0,62	17,58	0,35
5	40,60	0,66	20,37	0,44
6	49,25	0,66	24,76	0,42
7	50,95	0,86	27,69	0,48
8	66,44	0,66	35,75	0,30
9	68,98	0,83	37,37	0,41
10	76,02	0,85	49,52	0,14
11	80,52	0,91	50,30	0,24
12	85,13	0,95	55,68	0,21

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 17.

Prueba de heterocedasticidad y autocorrelación VAR para el precio en nivel de Bogotá

Rezagos	ARCH LM	p-valor	BG	p-valor
1	14,37	0,11	5,55	0,24
2	27,60	0,07	9,39	0,31
3	30,09	0,31	15,64	0,21
4	35,51	0,49	18,93	0,27
5	38,37	0,75	20,58	0,42
6	46,37	0,76	26,12	0,35
7	52,15	0,83	30,41	0,34
8	66,10	0,67	36,08	0,28
9	66,78	0,87	38,54	0,36
10	68,34	0,96	46,72	0,22
11	74,69	0,97	50,51	0,23
12	91,83	0,87	51,96	0,32

**** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 18.

Prueba de heterocedasticidad y autocorrelación VAR para el precio en nivel de Cartagena

Rezagos	ARCH LM	p-valor	BG	p-valor
1	18,67	0,03**	1,42	0,84
2	25,94	0,10	4,40	0,82
3	31,03	0,27	7,83	0,80
4	37,75	0,39	9,92	0,87
5	43,40	0,54	12,49	0,90
6	46,27	0,76	13,63	0,95
7	51,21	0,86	18,08	0,92
8	66,03	0,68	20,62	0,94
9	72,99	0,73	26,23	0,88
10	78,61	0,80	30,48	0,86
11	83,79	0,86	31,84	0,91
12	95,38	0,80	33,70	0,94

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 19.

Prueba de heterocedasticidad y autocorrelación VAR para el precio en nivel de Cali

Rezagos	ARCH LM	p-valor	BG	p-valor
1	54,34	0,00***	2,90	0,57
2	59,06	0,00***	7,73	0,46
3	76,70	0,00***	10,77	0,55
4	81,98	0,00***	28,35	0,03
5	88,74	0,00***	29,91	0,07
6	91,42	0,00***	31,98	0,13
7	93,30	0,01**	38,03	0,10
8	101,95	0,01**	44,13	0,08
9	106,08	0,03**	48,53	0,08
10	111,16	0,06*	52,90	0,08
11	119,51	0,08*	54,34	0,14
12	125,99	0,11	57,07	0,17

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 20.

Prueba de heterocedasticidad y autocorrelación VAR para el precio en nivel de Medellín

Rezagos	ARCH LM	p-valor	BG	p-valor
1	5,96	0,74	5,13	0,27
2	9,91	0,93	18,32	0,02**
3	16,41	0,94	18,82	0,09
4	24,30	0,93	20,26	0,21
5	31,03	0,94	23,00	0,29
6	41,04	0,90	35,71	0,06
7	48,69	0,91	40,48	0,06
8	52,71	0,96	43,20	0,09
9	58,20	0,97	45,73	0,13
10	68,29	0,96	48,99	0,16
11	82,86	0,88	60,31	0,05
12	90,63	0,89	62,49	0,08

*** Nivel de confianza: 99%; ** nivel de confianza: 95%; * nivel de confianza: 90%.

Fuente: elaboración de los autores.