

INTEGRACIÓN ESPACIAL DEL MERCADO DEL CAFÉ INSTANTÁNEO Y MOLIDO EN LAS TRES PRINCIPALES CIUDADES DE COLOMBIA

Julio César ALONSO*

Daniela ESTRADA

Andrés Mauricio ARCILA

Resumen: Este estudio examina la existencia de integración espacial en el mercado del café molido y del café instantáneo en las tres principales ciudades de Colombia (Bogotá, Cali y Medellín), utilizando datos mensuales entre 1999 y 2016. Los resultados muestran que hay una relación de largo plazo entre los precios minoristas del café instantáneo para Cali y Medellín, Bogotá y Medellín, y Bogotá y Cali. En el caso del café molido sólo entre Bogotá y Medellín.

Palabras Claves: café, Colombia, integración espacial, cointegración, función impulso respuesta.

JEL: A10, C01, Q1

Abstract: This study examines the existence of spatial integration in the market of ground coffee and instant coffee in the three main cities of Colombia (Bogotá, Cali and Medellín), using monthly data between 1999 and 2016. The results show that there is a long relationship term between retail prices of instant coffee for Cali and Medellín, Bogotá and Medellín, and Bogotá and Cali. In the case of ground coffee only between Bogotá and Medellín.

Keywords: coffee, Colombian, spatial integration, cointegration, impulse response function.

I. Introducción

El arbitraje se define como la posibilidad de beneficiarse de la intermediación, de un bien homogéneo dado una diferenciación temporal de los precios en dos mercados diferentes. En otras palabras, arbitraje es comprar en un mercado donde el precio es menor y venderlo en el mercado donde el precio de ese mismo bien homogéneo es mayor, siempre y cuando los costos de transacción lo permitan. Según la ley del único precio el arbitraje permite que los precios de un mismo producto sean el mismo en diferentes mercados, o la diferencia entre los precios no podría exceder el costo de oportunidad del arbitraje.

En este orden de ideas, si existe la posibilidad de realizar arbitraje entre dos mercados, la ley del precio único aplicaría. Al cumplimiento de la ley del único precio entre mercados separados espacialmente del mismo producto se le denomina en la literatura como integración espacial de los mercados. En términos empíricos, la integración espacial de los mercados implica que si bien choques inesperados de oferta o de demanda pueden cambiar la trayectoria del precio del bien en un mercado¹ los precios en los dos mercados tienen una relación de largo plazo (es decir, están cointegrados). Si no existe esa relación de largo plazo, es porque existen barreras para que el

* Universidad ICESI, Cali (Colombia).

¹ Los precios típicamente son no estacionarios y más específicamente siguen un proceso generador de los datos de integración de orden uno (I (1)).

mecanismo de arbitraje opere. Eso puede ser consecuencia de dos cosas: i) hay oportunidad para hacer arbitraje, pero no se está aprovechando por la existencia de una barrera, y/o ii) el diferencial de precios entre ciudades no cubre los costos de transacción y por lo tanto el mecanismo de arbitraje no se puede activar (Alonso y Gallego, 2010a).

En este trabajo se busca determinar si el mercado del café molido e instantáneo se encuentra integrado espacialmente para las tres principales ciudades de Colombia: Cali, Bogotá y Medellín. Se utilizan datos tomados del DANE y se implementan técnicas de cointegración que permiten establecer si existen relaciones de largo plazo entre los precios del café molido e instantáneo para Cali, Bogotá y Medellín.

La segunda sección comenta la evolución de la economía colombiana en el período de estudio y destaca la importancia del café. También incluye una referencia a la evolución del mercado internacional del café en ese período. La tercera sección de este documento presenta una revisión de literatura. En la cuarta se muestran las características de las series y la metodología. En la quinta se presentan los resultados y finalmente en la sexta sección se presentan las conclusiones.

2. La economía de Colombia en 1999-2016 e importancia del café.

Desarrollo económico de Colombia

La economía de Colombia en el período 2000-2010 tuvo una evolución positiva pero sin suficiente desarrollo de la industria manufacturera. Amézquita(2008) presenta un análisis detallado de la industria manufacturera en Colombia en el período 1995-2005, y en Guisan y Aguayo(2015) presentan un análisis comparativo de la producción manufacturera y no manufacturera de Colombia en el período 2000-2010. En dicho período la producción real manufacturera por habitante, expresada en Dólares a precios y tipos de cambio del año 2005, apenas aumentó en Colombia, pasando de 965 a 1102, muy por debajo del valor medio de los países de América (que pasó de 3312 en el año 2000 a 3052 en el año 2010) y de la media mundial (que pasó de 1494 en el año 2000 a 1728 en el año 2010). El impulso a los sectores de servicios y la mejora del ingreso medio de los trabajadores y familias colombianas dependen en gran medida del impulso al desarrollo industrial, ya que los sectores no industriales, especialmente los de servicios, tienen una fuerte dependencia de la industria. En el período 2010-2016 la situación ha mejorado, con una evolución positiva de la producción manufacturera por habitante, la cual ha impulsado también el desarrollo de otros sectores.

Importancia del café en Colombia

Analizar este mercado resulta importante por la connotación cultural, institucional, económica y política que ha ejercido sobre Colombia. Por ejemplo. Autores como Cuellar (2004) argumentan que por medio del café se estableció el modelo de desarrollo agrícola en el país y se dio inicio a una fuerte transformación económica y social a finales del siglo XIX e inicios del siglo XX. Es más, estudios como el de Cano et al. (2012) encuentran que el café ha sido una de las materias primas que más ha contribuido al crecimiento del PIB, a la financiación de la balanza de pagos, el empleo y la estabilidad monetaria y cambiaria.

El café es uno de los productos más tradicionales de la economía colombiana. Por un lado, según el informe sobre Dinámica del consumo interno de café, de la Federación Nacional de Cafeteros de Colombia (s.f), el porcentaje de hogares colombianos que

preparaba café tostado y molido en 2012 fue del 58% y del café instantáneo o soluble fue del 46%. Estas preferencias del consumidor colombiano por esta bebida se reflejan en el hecho que esta categoría tenga presencia en todas las grandes superficies y supermercados independientes, y en el 86% de las tiendas de barrios (Sierra, 2013). Es más, el café se encuentra en la canasta del IPC calculada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística –DANE- con un peso de 0.39, 0.28 y 0.22 en la canasta de ingresos bajos, medios y altos (DANE, 2016a).

El producto es importante no solo por el lado de la demanda, el café se produce en regiones específicas del país, el top 5 en el ranking de siembras de café por número de hectáreas según la Federación Nacional de Cafeteros comienza por Huila (154980 hectáreas), le sigue Antioquia, Tolima, Cauca después y en el quinto lugar, Caldas (74530 hectáreas) (REDACCIÓN, 2015).

Por otro lado, de acuerdo a la Encuesta Anual Manufacturera 2015 del DANE el sector de procesamiento de los granos de café a nivel nacional emplea el 0.6% del personal de la industria manufacturera ocupado en el país, y representa el 2.4% de la producción bruta industrial (g), es el quinto grupo industrial² con uno de los mayores coeficientes técnicos insumo-producto y a nivel industrial se encuentra a su vez concentrado en Antioquia, Caldas, Bogotá, Huila y Risaralda (DANE, 2016b). Llegar a todos los centros de consumo desde los centros de producción implica unos costos de transacción. Costos que hacen que este producto relativamente homogéneo presente diferencias en precios a través de las diferentes áreas geográficas del país. Sin embargo, se espera que la Ley del único precio se cumpla y por tanto que los precios de estos mercados regionales presenten una relación de largo plazo.

En el Anexo incluimos gráficos con la evolución de las exportaciones de café de Colombia, en miles de Dólares y en toneladas, durante el período 1992-2016, y de la evolución de la producción mundial por habitante en dicho período. También incluimos la evolución de los precios relativos del café en el período 1960-2014 expresados en Dólares del año 2010.

3. Revisión de la literatura

En la literatura se encuentran dos tipos de aproximaciones para el análisis de integración de productos. Por un lado, está el análisis de integración espacial y por el otro está el análisis de integración en la cadena. Ambas aproximaciones utilizan técnicas de series de tiempo, pero existen dos grandes diferencias entre ellas.

La primera es que en el análisis de la integración espacial se estudia cómo se relaciona el precio de un bien, ya sea a nivel de productor o de consumidor, entre diferentes espacios geográficos. Mientras que, el análisis de integración en la cadena examina la relación entre los precios de dos niveles distintos en un mismo espacio geográfico. Además, en ambos análisis se utilizan datos correspondientes a precios, pero en el primero se utiliza comúnmente precios al consumidor, mientras que en el segundo se utiliza precios a nivel de la cadena.

² Actividad que se encuentra en la agrupación industrial 106 Elaboración de productos de café del CIIU Rev 4 (a).

La segunda diferencia radica en la interpretación de los resultados. En el caso de la integración espacial, la existencia de cointegración entre las series indicará la existencia de arbitraje entre mercados. Por su parte, para el caso de la integración de la cadena, la cointegración implica que alguno de los niveles posee poder de mercado.

En este orden de ideas, muchos trabajos a nivel internacional y algunos para Colombia se han realizado para analizar ambas aproximaciones. Para el caso de la integración espacial, objeto de nuestro estudio, la aproximación más común en la literatura es a través de las técnicas de análisis de series de tiempo. Por ejemplo, Alonso y Gallego (2010a) adoptan la definición implícita en Harris (1979) que define un mercado integrado espacialmente como aquellos que presentan series de precios cointegrados entre los mercados involucrados. De igual forma, si se consideran dos mercados para el mismo bien en dos lugares geográficos diferentes, se dirá que los mercados están integrados estacionalmente si las series de precios son $I(1)$ y se encuentran cointegrados.

Para el caso de la integración espacial a nivel internacional existen diversos estudios. Deodhar (2005) estudia la integración espacial para cuatro mercados mayoristas de manzanas en India, los resultados evidencian una relación de largo plazo sólo entre los mercados de Bombay-Bangalore y Bombay-Calcuta. Asimismo, los hallazgos evidencian que los precios del mercado de Delhi no afectan significativamente los precios de los otros mercados estudiados. Los autores explican que eso se debe a una posible negociación comercial entre los comerciantes para evitar el mercado de Delhi como mercado de tránsito. Beag y Singla (2014) también analizan el mercado de la manzana buscando responder si hay integración entre los cinco mercados mayoristas más grandes de India. El estudio confirma que así es mediante el uso de pruebas de cointegración (prueba de Johansen (1988)). Mukhtar y Javed (2008) investigan las dinámicas de integración de los precios del maíz entre los cuatro mercados regionales más importantes de esta materia prima en Pakistán, y los resultados muestran que sí están cointegrados; además, identifican el mercado (Lahore) que lidera la formación de precios.

Sekhar (2012) analiza la integración espacial para el arroz, garbanzo, aceite (mostaza, cacahuete, ricinno) entre los mercados domésticos de India, y para el café y el té explora la relación entre los precios de los mercados domésticos y los precios de los mercados internacionales. Empleando un modelo G-G y para medir el grado de integración entre los mercados a corto plazo utilizan perfiles de persistencia. Los resultados evidencian que los mercados domésticos están integrados entre estados, entre regiones y a nivel nacional para cada una de las materias primas, excepto para el arroz. A nivel nacional estos mercados no se encuentran integrados y el autor explica que se puede deber a las restricciones de transporte entre estados.

Por otro lado, Ajayi (2013) estudia la integración espacial del mercado del plátano en Nigeria, para la región Ondo, empleando datos mensuales entre 2001 y 2010. El autor encuentra que los el mercado rural y el mercado urbano de Ondo se encuentran cointegrados y que el mercado rural causa unidireccionalmente (a lo Granger) al urbano. Otros estudios que exploran la integración espacial de los mercados de materias primas o de consumo básico son Nkang et al. (2007) para la cocoa y el aceite de palma en Rivers (Nigeria); Mushtaq et al. (2007) para el mercado del algodón en los principales mercados de Punjab (provincia de Pakistán); Myae et al. (2005) estudian la

integración espacial del mercado del tomate, repollo, cebolla y papas en Birmania entre 2002 y 2004. Respecto al café no se encontraron estudios que exploren la relación en los mercados domésticos, ya sea para el café molido o instantáneo. La mayoría de los estudios a nivel internacional que estudian este mercado se concentran en analizar la relación entre el precio del café doméstico y el precio del café internacional (Sekhar, 2012; Seyoum, 2010), la cointegración entre los precios de los diferentes tipos de café a nivel internacional (Ghoshray, 2010) o en determinar si hay integración en la cadena (Lee y Gómez, 2013). El único estudio que se encontró que explora la relación de integración espacial entre mercados mayoristas de café corresponde a Rankit y Kanchan (2015). Los autores indagan sobre el grado de integración que hay entre los tres mercados más importantes de consumo de café en India (Bangalore, Chennai y Hyderabad). Para eso emplean datos mensuales del precio mayorista del grano del café y técnicas de cointegración, además estiman el vector de corrección de errores (VECM, por sus siglas en inglés). Los hallazgos revelan que existe una relación de largo plazo entre los mercados y que el ajuste de los precios a desviación del precio de equilibrio de largo plazo oscila entre el 12 y 52 por ciento.

Al igual que en el caso internacional, para el caso colombiano no se encontró investigación que exploren la relación de integración espacial entre los mercados del café instantáneo y los mercados del café molido, por lo que este documento es el primero para este mercado, por lo menos a lo relacionado con integración espacial. En Colombia, hay estudios para otras materias de consumo básico. Por ejemplo, Alonso y Montoya (2006), analizaron la integración espacial del mercado de la papa parda pastusa en Cali, Tuluá, Palmira, Manizales, Armenia, Bogotá y Pasto. Con datos semanales desde 2003 hasta 2005 tomados del SIPSA y utilizando técnicas de series de tiempo, encontraron que los mercados estaban integrados y que el mercado central era Cali.

Por otro lado, Alonso y Gallego (2010b) analizaron la integración espacial de los mercados de la carne de res y cerdo, con hueso y sin hueso, pollo despresado y pollo entero, de Bogotá, Medellín y Cali. Con datos mensuales desde enero de 1999 hasta mayo de 2007 tomados de la base de datos del DANE de precios promedio y, utilizando métodos de series de tiempo, encuentran que no existe integración espacial entre los mercados estudiados.

Por su parte, para el caso colombiano, Alonso y Gallego (2010a) analizan la integración espacial de los precios en los canales minoristas y mayoristas de arroz, papa y frijol en la ciudad de Cali. Con datos mensuales desde enero de 2004 hasta marzo de 2008 obtenidos del SIPSA y del DANE encuentran que la única cadena de comercialización integrada, entre el nivel del mayorista y minorista, es la papa parda pastusa. En el corto plazo encuentra una relación de causalidad mayorista a minorista para arroz y papa, pero una relación de causalidad inversa para el caso del frijol.

Recientemente, Alonso, Arcila y Montenegro (2015) evalúan si hay una relación de largo plazo entre los precios internacionales del azúcar y el precio al consumidor del azúcar en Cali, Bogotá y Medellín, principales ciudades de Colombia. Empleando las series de los precios, de enero de 2001 a abril de 2015, los resultados evidencian que no existe relación de largo plazo entre el precio internacional del azúcar y el precio minorista; luego el Fondo de Estabilización de Precios del Azúcar (FEPA) ha cumplido

con su objetivo, proteger a los productores locales de las fluctuaciones del precio internacional del azúcar. Por otro lado, Alonso y Estrada (2016) examina la relación entre el precio mundial del café y el precio minorista del café molido para Bogotá, Barranquilla, Cali, Cartagena y Medellín. Encuentra que los precios minoristas están cointegrados con el precio mundial y que hay causalidad a la Granger entre el precio mundial y los precios del café minoristas. Asimismo, muestran, por medio de las funciones de impulso respuesta, que alteraciones aleatorias en el precio mundial del café pueden tener repercusiones en el precio del café molido que pueden durar 36 o más meses.

4. Datos y aproximación empírica

Para este ejercicio se emplean los precios corrientes del café instantáneo y molido para las tres principales ciudades de Colombia: Bogotá, Cali y Medellín. Los datos mensuales fueron tomados de la base de datos de Precios Promedios del DANE y comprenden el periodo de enero de 1999 hasta agosto de 2016 para un total de 212 observaciones. El Gráfico 1 muestra el comportamiento de las seis series de precios. El subíndice m se emplea para diferenciar las series de precio del café molido del instantáneo (subíndice i). Es decir, $Cali_i$ y $Bogota_m$ denotan el precio pagado por kilogramo de café instantáneo en Cali y el precio pagado por kg de café molido en Bogotá, respectivamente.

Las seis series de precios han presentado un crecimiento constante y no existe evidencia de algún comportamiento estacional aparente dentro de los años. Las series para el café molido se comportan, para el periodo comprendido entre 2000 y 2004, de manera constante; luego, entre 2004 y 2006 crecen y, finalmente, entre 2006 y 2010 vuelve a un periodo invariable. Para el precio del café molido para Cali parece estabilizarse hasta el final del periodo estudiado, pero para Bogotá y Medellín se observa un pico, seguido de un descenso y posterior estabilización. En el caso del café instantáneo para las tres ciudades se observa un crecimiento constante durante el periodo analizado.

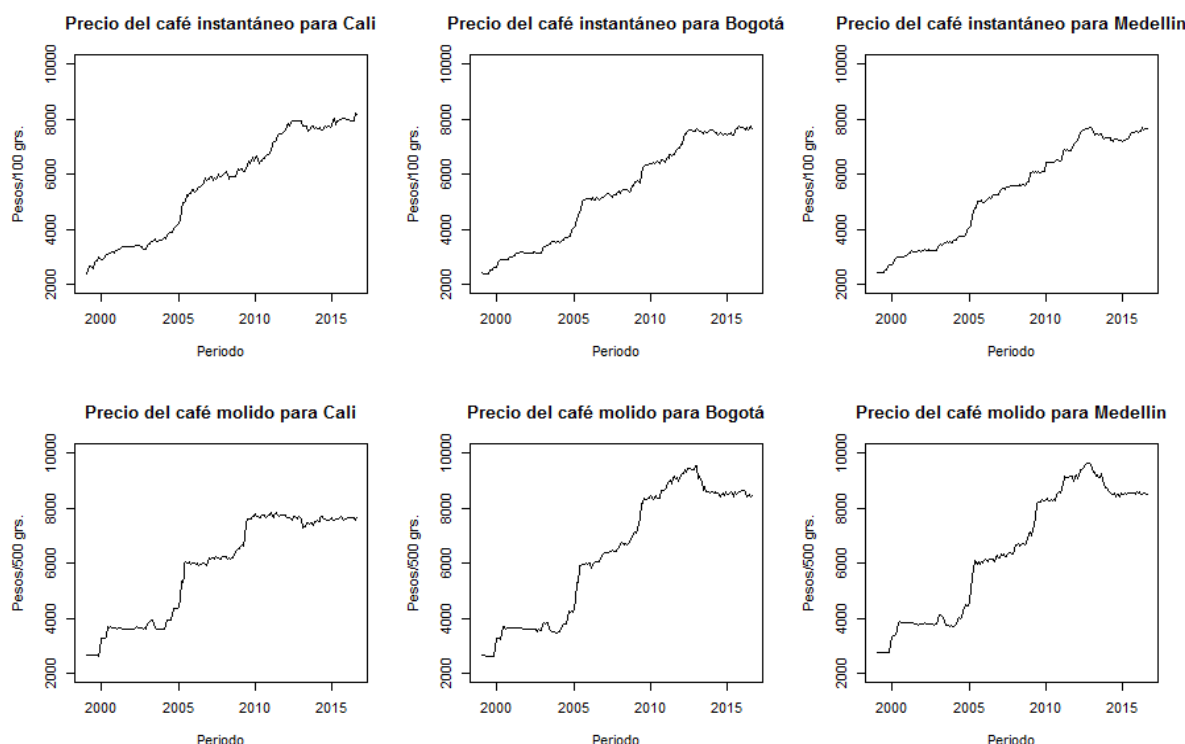
Para analizar la integración espacial entre estas ciudades, el procedimiento a seguir implica primero determinar el orden de integración de las series. Para esto, se utilizan las pruebas Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (Dickey y Fuller, 1981), PP ó Phillips y Perron (1988), KPSS (Kwiatkowski et al., 1992), HEGY (Hylleberg et al., 1990), prueba no paramétrica de Breitung (1999) y prueba de raíz unitaria con quiebre estructural de Zivot y Andrews (1992).

Posteriormente, luego de asegurarse de que la series tengan el mismo nivel de integración se procede a encontrar si existe cointegración entre estos o no³. Para determinar la existencia de la relación de largo plazo se emplean las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987), Johansen (1988) y de Phillips y Ouliaris. Si existe cointegración, se realiza la prueba de causalidad de Granger y si existen problemas de heterocedasticidad se utiliza una corrección HC a la matriz de varianzas

³ Primero se estima un modelo VAR libre de autocorrelación y heterocedasticidad seleccionando el número óptimo de rezagos a través de los criterios de información de Akaike y bayesiano de Schwatz.

y covarianzas. Finalmente se estiman las funciones de impulso y respuesta para analizar la relación de corto plazo entre las series.

Gráfico 1 Series mensuales de precios del café instantáneo y molido para las tres principales ciudades del país. Ene 1999: Ago 2016 (Pesos por 500 gramos)



Fuente: elaboración propia.

5. Resultados

A. Pruebas de Raíces Unitarias

Siguiendo la metodología anteriormente descrita, la Tabla 1 muestra las pruebas de raíces unitarias para las series de precios en sus niveles y en primeras diferencias para la prueba ADF, y la Tabla 2 muestra los resultados de aplicar las pruebas PP, KPSS y Breitung a las series en nivel y en primeras diferencias. Los resultados anteriores aseguran que las series de precios siguen un proceso con raíz unitaria; es decir, ante choques inesperados, las series no vuelven a su trayectoria “normal”. En otras palabras, el choque cambia de forma permanente la trayectoria de la serie.

Dada la posible existencia de un quiebre estructural en las series se realiza la prueba de Zivot y Andrews (1992) (Ver Anexos: Tabla 8). Los resultados evidencian 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 (tendencia) como del intercepto (deriba) para todas las series excepto para el precio del café de Cali donde sólo el cambio en el intercepto es significativo. Además, en todas las series no se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Estos resultados

corroboran los obtenidos con las pruebas tradicionales. Para descartar la presencia de raíces unitarias estacionales se realizó la prueba de HEGY (Hylleberg et al, 1990). Los resultados (Ver Anexos: Tabla 9 a Tabla 14) de esta prueba indican la no existencia de raíces estacionales y que la serie tiene una raíz convencional. Es decir, se corrobora con esta prueba que las series siguen un proceso I (1).

B. Análisis de Cointegración

Determinado el nivel de integración de las series de precios del café instantáneo y molido, el siguiente paso es probar si existe cointegración entre las series de precios de las ciudades. La Tabla 3 muestra la prueba de cointegración de Johansen (1988) por sus dos aproximaciones, el estadístico lambda max y traza (Ver Anexos Tabla 15 para los resultados de esta prueba para analizar cointegración entre los precios de las tres ciudades). El número de rezagos óptimo se obtuvo a través de los criterios de información de Akaike, de Hann-Quinn y bayesiano de Schwarz determinando que el modelo VAR estimado estuviera libre de autocorrelación (Ver Anexo Tabla 16). La Tabla 4 muestra los resultados de aplicar la prueba de cointegración de Phillips y Ouliaris también para sus dos estadísticos, PU (Variance ratio test) y PZ (Multivariate trace test). También se aplicó la prueba de cointegración de Engle y Granger y los resultados se encuentran en la Tabla 5.

Los resultados de la prueba de Johansen indican que, para el mercado del café instantáneo, las series están cointegradas pues se puede rechazar la hipótesis nula de cero vectores de cointegración para Cali y Medellín, y Bogotá y Medellín al 99%, mientras que para Cali y Bogotá se puede rechazar al 95%. Resulta extraño que se rechace la hipótesis nula de menos o igual a un vector de cointegración a favor de dos vectores de cointegración para Cali y Medellín, y Bogotá y Medellín. Lo anterior se puede deber a que las series no presentan el mismo orden de integración o a un error de la prueba. No obstante, para las otras parejas no se presenta el mismo problema. Para contar con mejor evidencia de la relación de largo plazo se aplicaron otras pruebas de cointegración.

La prueba de Phillips y Ouliaris evidencian que existe cointegración entre el precio del café instantáneo de Cali y Medellín, y de Bogotá y Medellín con un 99% y 95 % de confianza, respectivamente. Asimismo, los resultados de aplicar la prueba de cointegración de Engle y Granger evidencian que existe cointegración entre Cali y Medellín con un 99% de confianza por los tres criterios de información empleados. Entre Medellín y Bogotá hay evidencia de que existe sólo por el criterio BIC. En el caso de Bogotá y Cali también parece existir, con un 90% de confianza bajo el criterio de información BIC y con un 95% de confianza con el criterio SIGN. Estos resultados que existe integración espacial entre estos mercados (Cali y Medellín, y Bogotá y Medellín) para este producto; y, por lo tanto, la existencia de arbitraje entre estos mercados. Es decir, desequilibrios de corto plazo en los precios de las parejas de ciudades están siendo corregidos por el mecanismo de arbitraje.

En el caso del mercado del café molido los resultados son un poco diferentes. La prueba de cointegración de Johansen (1988) indica que sólo las series de precios de café molido de Bogotá y Medellín están cointegradas. Por su parte, la prueba de Phillips y Ouliaris confirma lo anterior por el método PU. Esto mismo lo ratifica la prueba de cointegración de Engle y Granger por el criterio de información BIC y SIGN con el 90% de confianza. De igual forma cuando se analizan los resultados de la prueba

de Engle y Granger tomando como variable dependiente Medellín o Bogotá en función de las series de precios del café molido restantes se encuentra que hay cointegración por los tres criterios de información empleados, no sucede lo mismo cuando se emplea a Cali como variable dependiente.

En resumen, hemos encontrado que para el café instantáneo existe integración entre las siguientes los siguientes mercados: i) Cali y Medellín, ii) Bogotá y Medellín, iii) Bogotá y Cali; y para el café molido entre Bogotá y Medellín.

C. Análisis de causalidad

Dado que se encontró cointegración entre algunas de las series, es importante determinar si cambios inesperados en la serie de precios de una ciudad tienen efecto sobre el comportamiento de la serie de precios en otra. Para esto se aplica la prueba de causalidad de Granger para las ciudades en las cuales se encontró cointegración. Se encontró que había problemas de heterocedasticidad. Dado que la prueba de causalidad de Granger (1969) es sensible tanto a la heterocedasticidad como al número de rezagos utilizados, para resolver el primero se empleó una corrección HC a la matriz de varianzas y covarianzas y el segundo se solucionó seleccionando el número de rezagos óptimos a través de criterios de información que indicaran que el modelo VAR estuviese libre de autocorrelación. La Tabla 1 muestra los resultados para el café instantáneo y la Tabla 2 los muestra para el café molido.

Tabla 1 Prueba de Causalidad de Granger para al precio al por menor del café instantáneo

Ho.	Largo plazo		Instantánea	
	Estadístico	P.valor	Estadístico	P.valor
Cali _i no causa Bogota _i	4.869***	0.00	21.88***	0.00
Bogota _i no causa Cali _i	1.548	0.19	21.88***	0.00
Cali _i no causa Medellin _i	8.019***	0.00	27.61***	0.00
Medellin _i no causa Cali _i	6.012***	0.00	27.61***	0.00
Bogota _i no causa Medellin _i	0.976	0.42	39.66***	0.00
Medellin _i no causa Bogota _i	2.963**	0.02	39.66***	0.00

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%

Los resultados muestran que hay una causalidad unidireccional de largo plazo del precio del café instantáneo de Cali hacia el precio del café instantáneo en Bogotá, y de Medellín hacia Bogotá; mientras que, la relación entre Cali y Medellín es bidireccional. Por otro lado, sí hay causalidad instantánea y bidireccional entre los pares de precios minoristas de café instantáneo. En cuanto a los precios del café molido, se encontró que el precio de éste en Bogotá causa el precio de Medellín a lo Granger con un nivel de confianza de 99%, mientras que Medellín causa a Bogotá con un 90% de confianza. La causalidad instantánea, al igual que en el caso anterior, es bidireccional.

Tabla 2 Prueba de Causalidad de Granger para al precio al por menor del café molido

Ho.	Largo plazo		Instantánea	
	Estadístico	P.valor	Estadístico	P.valor
Bogota _m no causa Medellin _m	2.98*	0.05	67.62	0.00***
Medellin _m no causa Bogota _m	8.27***	0.00	67.62	0.00***

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%

D. Funciones de Impulso Respuesta

Ahora bien, también es importante analizar la relación de corto plazo que tienen estas series. En este sentido, estimar las funciones de impulso y respuesta provee información importante sobre este tipo de relación. El Gráfico 2 muestra esto para el café instantáneo y el Gráfico 3 para el café molido.

Gráfico 2 Respuesta del precio del café instantáneo minorista de las principales ciudades de Colombia a impulso del precio del café instantáneo (Pesos por 500 gramos/mes)

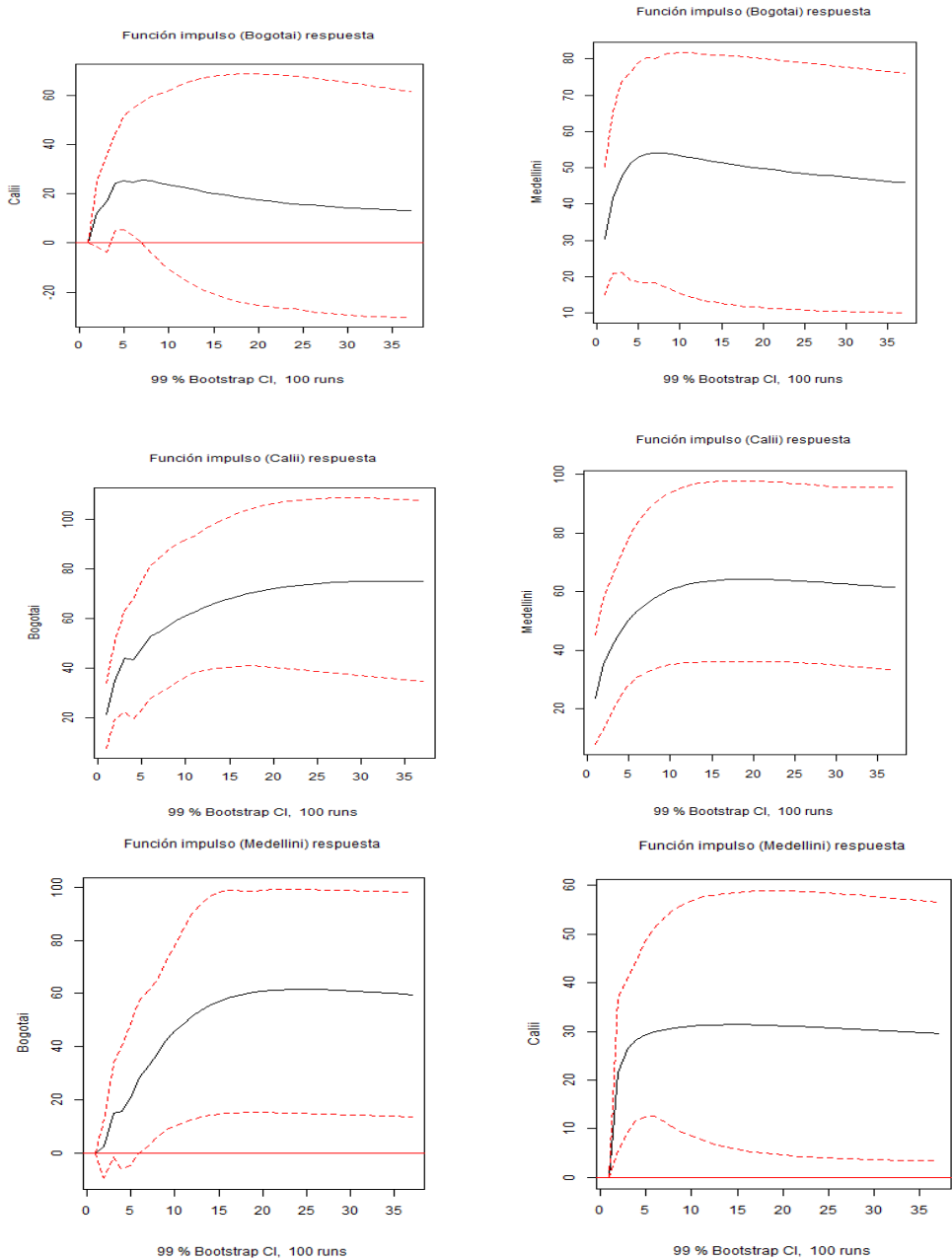
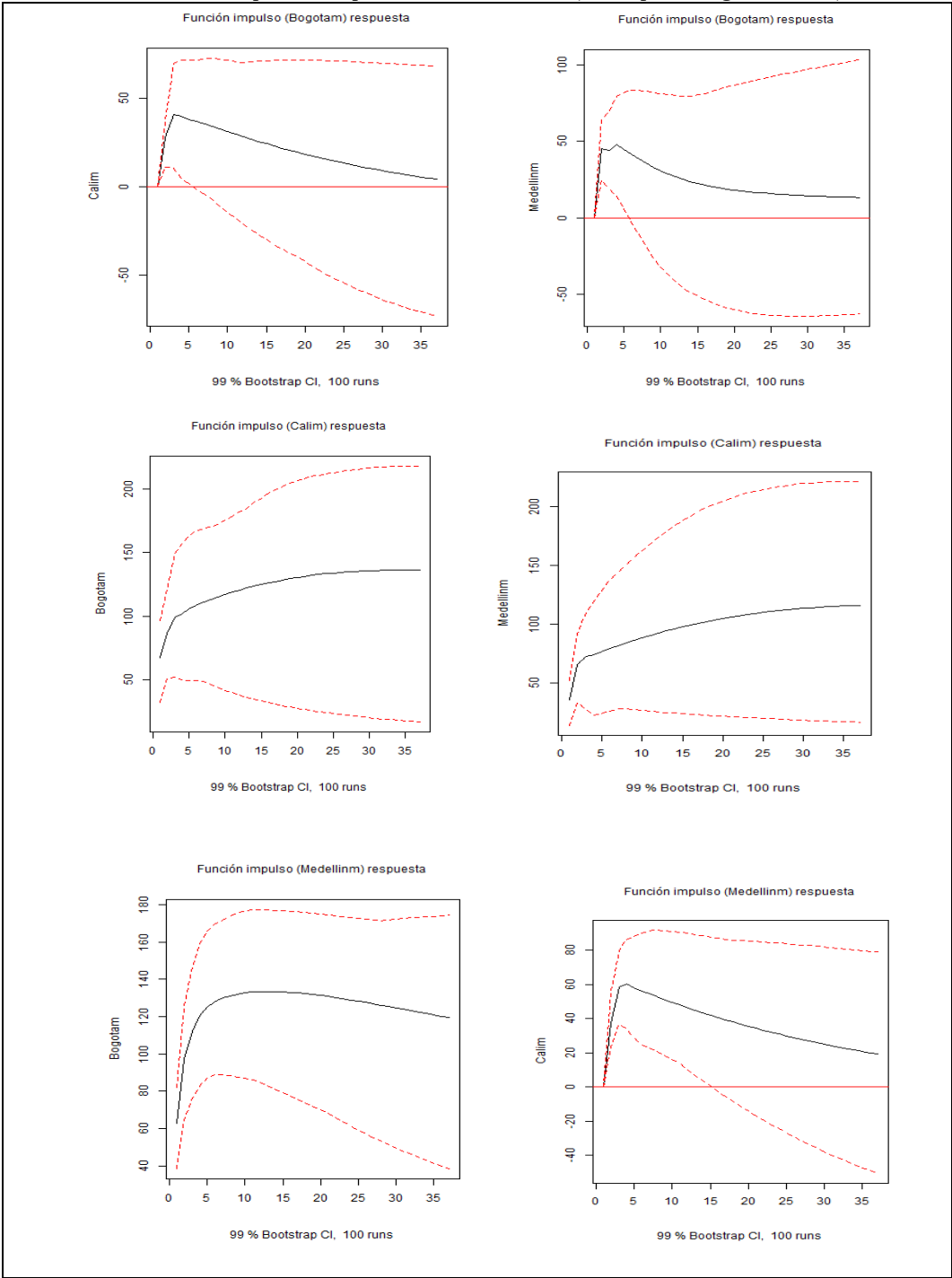


Gráfico 3 Respuesta del precio del café molido minorista de las principales ciudades de Colombia a impulso del precio del café molido (Pesos por 500 gramos/mes)



Se puede ver que el precio del café instantáneo de Cali no responde a variaciones inesperadas de un peso en el precio del café instantáneo de Bogotá. Caso contrario sucede con Medellín y Bogotá; pues, ante un choque inesperado en un peso en el precio del café de Medellín el impacto desaparece lentamente en 36 o más meses. Lo mismo sucede cuando la variación se produce en el precio de café instantáneo en Cali sobre el precio del café en Medellín y Bogotá, con una añadidura y es que el intervalo de confianza del 99% no se acerca a cero como si sucede en el caso anterior, es decir, cuando el impulso proviene del precio del café en Cali el impacto es más duradero que cuando el impulso parte del precio del café en Bogotá. Cuando el impulso se da en el precio del café en Medellín, se observa que el efecto empieza a aparecer alrededor del 7 mes para el café de Bogotá, mientras que el impacto que tiene un choque aleatorio del precio del café en Medellín sobre el de Cali es inmediato y dura más de 3 años

Las series de precios del café molido en Cali y Medellín, responden a variaciones en el corto plazo del precio del café molido en Bogotá los primeros 5 meses, posterior a eso el efecto desaparece. En cambio, si el impulso proviene de Cali se tendrá que el efecto en el precio molido de Bogotá y Medellín será positivo y permanente a lo largo de los 36 meses de estudio. Si el choque inesperado de un peso proviene del precio del café molido de Medellín se tiene un efecto duradero en el precio de Bogotá, el cual empieza a desaparecer a finales del mes 36, y tiene un impacto que dura alrededor de 15 meses sobre el precio del café molido en Cali. Por último, se nota que el precio máximo que alcanzan las ciudades frente a un choque inesperado son mayores para las series del café molido que cuando se dan en el mercado del café instantáneo entre las tres ciudades de estudio.

E. Descomposición de la varianza

Finalmente, es importante analizar la descomposición de la varianza para cada par de ciudades. Este procedimiento permite discriminar los efectos de cada choque del sistema en el total de las variaciones de las variables endógenas. Para el caso del café instantáneo, después de cinco periodos, la varianza del precio en Cali es explicada en aproximadamente un 5% por las variaciones en Bogotá. Por su parte, después de cinco periodos, el 30% de la varianza en Bogotá puede ser explicada por las variaciones en Cali. En lo que respecta a Cali y Medellín, la varianza en Cali es explicada aproximadamente en 9% por las variaciones de la otra, y la varianza en Medellín es explicada en 35% por las variaciones en Cali. Asimismo, en el caso correspondiente a Bogotá y Medellín, después de cinco periodos la varianza en Bogotá es explicada en 4% por variaciones en Medellín; mientras que, la varianza en Medellín es explicada en un 37% por variaciones en Bogotá.

Siguiendo con el análisis de descomposición de varianza para el caso del café molido, en lo que concierne a Cali y Bogotá, el 8% de la varianza de Cali puede ser explicada por lo que sucede en Bogotá, mientras que aproximadamente el 50% de la varianza en Bogotá puede ser explicada por las variaciones de Cali. En el caso de Cali y Medellín, el 18% de la varianza en Cali puede ser explicado por lo que pasa en Medellín y análogamente el 25% de la varianza de Medellín puede ser explicada por lo que pasa en Cali. Finalmente, el 9% de la varianza de Bogotá puede ser explicada por lo que pasa en Medellín y el 64% de la varianza en Medellín puede ser explicada por lo que

pasa en Bogotá. Los Gráfico 4 y 5 de la descomposición de varianza se pueden encontrar en los anexos de este documento.

6. Conclusiones

El objetivo de este estudio era determinar si el mercado del café molido e instantáneo se encuentran integrado espacialmente para las tres principales ciudades de Colombia: Cali, Bogotá y Medellín. Para lograrlo se emplearon datos del DANE y se implementaron técnicas de cointegración, de causalidad a lo Granger, funciones impulso-respuesta, y descomposición de varianza. Estas pruebas se emplearon para comparar cada combinación posible entre las series de precios al consumidor del café de las ciudades, respectivamente para el café instantáneo y para el café molido. De tal forma que este documento aporta a llenar el vacío existente en la literatura sobre este tema para este mercado.

El análisis permite concluir que hay relación de largo plazo entre las series de precios del café instantáneo para Cali y Medellín, Bogotá y Medellín, y Bogotá y Cali. En el caso del café molido sólo entre Bogotá y Medellín. Además, en el caso del café instantáneo se encontró evidencia de causalidad a la Granger bidireccional para Medellín y Cali y unidireccional de Cali hacia Bogotá, y de Medellín hacia Bogotá. En el caso del café molido, hay causalidad a la Granger bidireccional entre Bogotá y Medellín.

Para el caso de la relación en el corto plazo, las funciones de impulso y respuesta presentan resultados interesantes. Entre la mayoría de las series existe relación en el corto plazo, pues variaciones de las series de precios del café, tanto molido como instantáneo, de una ciudad implican respuestas de la serie de precios, en algunos casos hasta de tres años, de otra ciudad. Las excepciones a este hallazgo son para las series de precios del café molido de Bogotá ante variaciones en el precio de Cali o Medellín, y de Medellín ante variaciones en el precio de Cali. Para el café instantáneo sólo la serie del precio de Bogotá resultó inerte en el corto plazo frente a choques inesperados de la serie de precios de Cali.

El análisis de la descomposición de varianza indica para el café instantáneo que después de cinco periodos, la varianza del precio en Cali es explicada entre 5 y 10% por variaciones en las otras ciudades; mientras que variaciones en el precio de Cali explican entre el 30% y 35% de la varianza de las otras ciudades. Estos resultados también se encontraron para el café molido, sólo que la magnitud con la que cambios en el precio de Cali explican la varianza en las otras ciudades oscila entre 18% y 25%. De igual forma Bogotá representa un porcentaje significativo de la varianza de Medellín tanto para el café instantáneo como molido, no sucede lo mismo en el sentido contrario.

En síntesis, los hallazgos permiten afirmar que para el café instantáneo existe, según los datos, integración espacial entre los mercados de Cali, Bogotá y Medellín. Por otro lado, para el caso del café molido, parece que están operando barreras que impiden que el mecanismo opere eficientemente, ya que sólo 1 de las tres parejas posibles evidenció de manera estadística signos de cointegración. Lo anterior es relevante para el desarrollo económico nacional y regional porque como encuentran González-Rivera y Helfand (2001) y Brenton, Portugal-Perez, y Régolo (2014), el proceso de incrementar el grado de integración de mercados al mercado nacional trae varios beneficios: puede

incrementar el ingreso de los productores permitiéndoles especializarse y comercializar; reduce la variabilidad de los precios lo que resulta positivo para los consumidores, es crucial para garantizar la seguridad alimentaria, entre otras. Además, el funcionamiento eficiente de los mercados a nivel microeconómico es un ingrediente importante para el crecimiento macroeconómico. Luego, siendo el café un elemento que ha tenido y tiene un peso significativo en el desarrollo del país, estos resultados se deberían tener en cuenta para analizar las cuáles son los determinantes de que están afectado la integración en este mercado y poder corregirlos.

A pesar de lo enunciado anteriormente, como lo reconoce, Fackler and Goodwin (2001), en ausencia de información sobre los costos de transacción, el rechazar la hipótesis de integración no necesariamente implica la no integración; pues esta hipótesis se puede rechazar porque el mercado no es eficiente o porque no está integrado.

La presencia de costos de transacción, que no son observables a los investigadores porque esa información no está disponible, pueden conducir a una “banda neutral” dentro de la cual los precios no están vinculados entre sí y para las cuales se emplean aproximaciones desde modelos no lineales. Como lo discute Frey y Manera (2007) diferentes modelos no lineales pueden capturar esa “banda neutral”. En especial, los modelos de cointegración de umbral serían los idóneos para capturar esa zona en la cual el arbitraje se “apaga” y pudiese llevar a la conclusión de que no existe una relación de largo plazo entre los mercados y así erróneamente concluir que no existe integración espacial.

No obstante, de acuerdo al desarrollo actual de las técnicas econométricas para la estimación y detección de relaciones de largo plazo no lineales, existen cuatro escenarios posibles. i) Las series están cointegradas (linealmente) y no presentan una relación no lineal (cointegración lineal pero no de umbral). ii) Las series presentan cointegración lineal y algún tipo de cointegración de umbral (cointegración lineal y de umbral). iii) Las series no presentan cointegración lineal y no presentan cointegración no lineal (no cointegración lineal ni de umbral). Y finalmente, iv) las series no presentan cointegración lineal, pero si presentan algún tipo de cointegración no lineal (no cointegración lineal, pero sí de umbral). Este último escenario es muy difícil de detectar en la actualidad por las pocas pruebas existentes. Los otros tres escenarios implican como primer paso la determinación de la existencia de cointegración lineal, paso realizado en el presente estudio. La posibilidad de que exista una relación no lineal en el mercado del precio del café molido puede ser una futura investigación, ésta podrá ayudar a responder por qué el mercado del café instantáneo opera de manera diferente al mercado del café molido. Asimismo, se podría incluir un estudio del quiebre estructural que experimentaron todas las series de los precios.

Referencias Bibliográficas

- Ajayi, J. O. (2013). “Analysis of urban and rural plantain markets integration in Ondo state, Nigeria”. Technical report, Department of Agricultural and Resource Economic
- Alonso, J.C, Arcila, A. y Montenegro, S. (2015). “¿Estabiliza el FEPA los precios locales del azúcar?”, *Icesi Economics Working Papers*, No. 4. Disponible en: <https://www.icesi.edu.co/departamentos/economia/images/IEWP/Icesi%20IEWP%202015-4.pdf> (diciembre 1 de 2016)

- Alonso, J. C. y Estrada, D. (2016). "El precio mundial del café y su efecto en el precio minorista para las cinco principales ciudades de Colombia." *Revista Finanzas y Política Económica*, 8 (2), julio-diciembre 2016, pp. 379-399
- Alonso, J. C. y Gallego, A. I. (2010a). "Integración de los precios en los canales minorista y mayorista arroz, papa y fríjol en la ciudad de Cali." *Economía, Gestión y Desarrollo*, (10), diciembre 2010, pp. 79 – 96.
- Alonso, J. C. y Gallego, A. I. (2010b). "Integración espacial del mercado de la carne en las tres principales ciudades de Colombia: evidencia de la serie de precios." *Revista Economía y Región*. 2014, 4(2), diciembre 2010 pp.5-28.
- Alonso, J. C. y Montoya, V. (2006). "Integración especial del mercado de la papa en el Valle del Cauca: Dos aproximaciones diferentes, una misma conclusión." *Informe de coyuntura económica regional ICER*, 2006.
- Amézquita, C. (2008). "La industria manufacturera en Colombia 1995-2005". *Rev. Fac. Cienc. Econ*, Vol. XVI (2), Diciembre, pp. 61-78. Disponible on line.¹
- Beag, F. A. y Singla, N. (2014). "Cointegration, Causality and Impulse Response Analysis in Major Apple Markets of India". *Agricultural Economics Research Review*, 27(2), pp. 289–298.
- Breitung, J. (1999). *Some nonparametric tests for unit roots and cointegration*. Disponible en <http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-373-papers/1999-36/PDF/36.pdf> (diciembre 2 de 2016).
- Brenton, P., Portugal-Perez, A., y Régolo, J. (2014). "Food prices, road infrastructure, and market integration in Central and Eastern Africa". *Policy Research Working Paper* 7003.
- Cano, C.G., Vallejo, C., Caicedo, Ed., Amador, J.S. y Tique, E.Y. (2012). "El mercado mundial del café y su impacto en Colombia." *Borradores de Economía*, (710), pp. 1-57.
- Cuellar, F. (2004). *El crédito cafetero en Colombia: economía, instituciones y política 1920-2002*, Bogotá, Universidad Nacional de Colombia.
- DANE (2016a). *Gastos básicos IPC Base 2008 Número índices y Ponderaciones por Gastos Básicos Nacional*. Disponible en <http://dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/precios-y-costos/indice-de-precios-al-consumidor-ipc/gastos-basicos-ipc-2012> (diciembre 13 de 2016).
- DANE (2016b). *Encuesta Anual Manufacturera –EAM- Información 2015*. Disponible en <http://dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/industria/encuesta-anual-manufacturera-enam> (diciembre 13 de 2016).
- Deodhar, S. Y. (2005). "What's keeping the apples way? Addressing the market integration issue". Technical report, Centre for Management in Agriculture (CMA), Indian Institute of Management, Ahmedabad, India
- Dickey, D. y Fuller, W. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root.", *Econometrica*, 494(), pp. 057-1072.
- Engle, Robert. F. y Granger, Clive. W. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.
- FEDERACIÓN NACIONAL DE CAFETEROS (s.f). *Dinámica del consume interno de café en Colombia*. Disponible en https://www.federaciondecafeteros.org/static/files/2Dinamica_del_consumo_interno_de_cafe.pdf (12 de diciembre de 2016)
- Fackler, P. L., y Goodwin, B. K. (2001). Spatial price analysis. *Handbook of agricultural economics*, 1, pp.971-1024.
- Frey, G., Y Manera, M. (2007). "Econometric models of asymmetric price transmission". *Journal of Economic surveys*, 21(2), pp.349-415.
- Ghoshray, A. (2010). "The extent of the world coffee market". *Bulletin of Economic Research*, 62(1), pp.97-107.

- González-Rivera, G., y Helfand, S. M. (2001). *Economic Development and the Determinants of Market Integration: The Case of the Brazilian Rice Market*. Riverside, University of California (Working Paper)
- Guisan, M.C., Aguayo, E. (2015). "Manufacturing and Economic Development in countries and areas of America, 2000-2010". *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 15-1.²
- Harriss, B. (1979). "There is a Method in My Madness, or is it Vice Versa?: Measuring Agricultural Market Performance". *Food Research Institute Studies*, 17(2), pp. 197-218
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., y Yoo, B. S. (1990). "Seasonal integration and cointegration". *Journal of econometrics*, 44(1), pp.215-238.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), pp.231-254.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992). "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?". *Journal of econometrics*, 54(1-3), pp.159-178.
- Lee, J., y Gómez, M. I. (2013). "Impacts of the End of the Coffee Export Quota System on International - to - Retail Price Transmission". *Journal of Agricultural Economics*, 64(2), pp.343-362.
- Mukhtar, T. y Javed, M. T. (2008). "Market Integration in Wholesale Maize Markets in Pakistan.". *Regional and Sectoral Economic Studies*, 8(2), pp 85-98.
- Mushtaq, K., Abbas, F., y Abedullah (2007). "Testing the law of one price: Cotton market integration in Pakistan's Punjab". *Pakistan Journal of Agricultural Sciences*, 44(2), pp.364-369
- Myae, A. C., Yutaka, T., Fukuda, S., y Kai, S. (2005). "The spatial integration of vegetable markets in Myanmar." *Journal-Faculty Of Agriculture Kyushu University*, 50(2), pp. 665-683.
- Nkang, M. N., Ndifon, H. M., y Odok, G. N. (2007). "Price transmission and integration of cocoa and palm oil markets in cross river state, Nigeria: Implications for rural development". *Agricultural Journal*, 2(4), pp.457-463.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). "Testing for a unit root in time series regression.", *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346.
- Rankit, P.K., y Sinha, K. (2015). "Spatial Market Integration among Major Coffee Markets in India." *Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics*, 69(3), pp.281-287
- Sekhar, C. S. C. (2012). "Agricultural market integration in India: An analysis of select commodities". *Food Policy*, 37(3), pp.309-322.
- Seyoum, M. (2010). Price transmission system in Ethiopian coffee Market. Uppsala, Swedish University of Agricultural Sciences (Tesis de Maestría).
- Sierra, A. M. (2013). "Actitudes y Hábitos de consumo de café en Colombia: Tradición y Binestar." *Alimentos Hoy*, 22 (28), pp. 71-75
- 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), pp. 251-270.

Notas de prensa:

Redacción. (2015, 19 de julio). El mapa cafetero de Colombia cambia grano a grano. El País. Disponible en <http://www.elpais.com.co/elpais/economia/noticias/mapa-cafetero-colombia-cambia-grano-grano> (13 de diciembre de 2016).

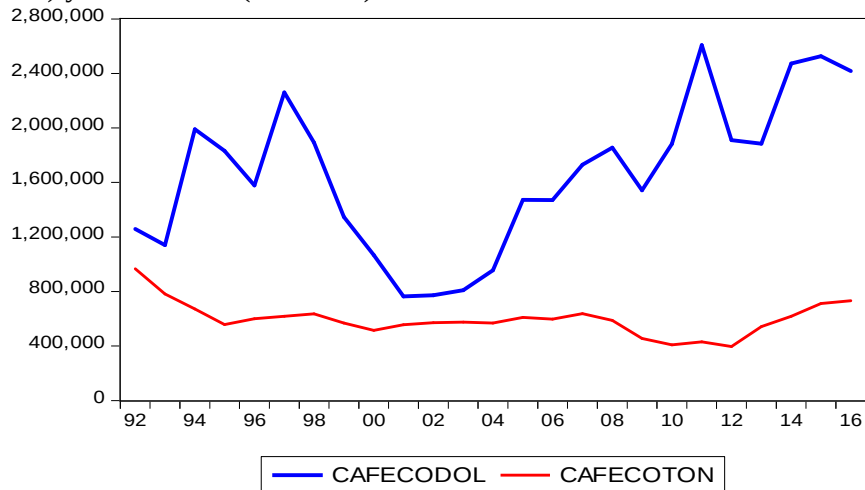
¹ <http://www.scielo.org.co/pdf/rfce/v16n2/v16n2a05.pdf>

² <http://www.usc.es/economet/aea.htm>

Anexos on line en la Web de la revista RSES : <http://www.usc.es/economet/aea.htm>

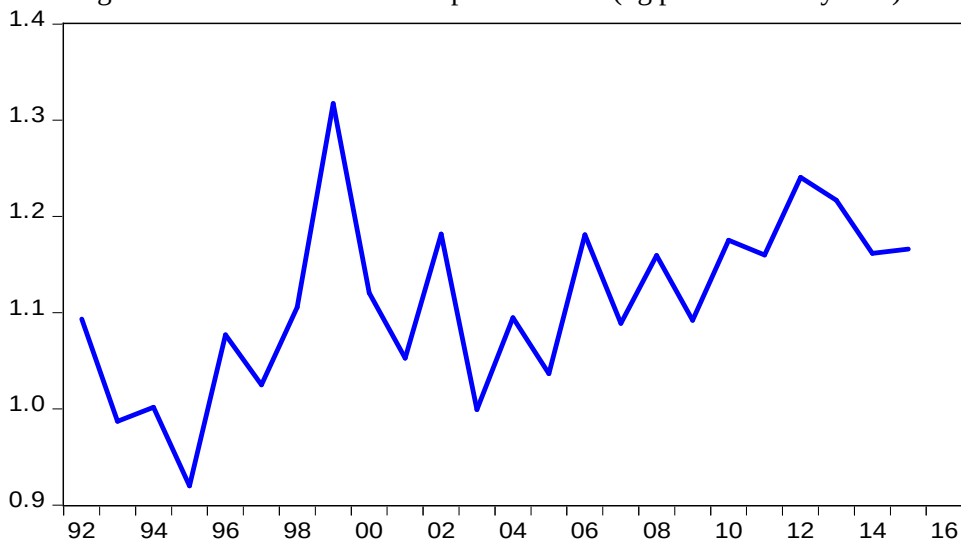
Anexos

Figura A1. Evolución de las exportaciones de café de Colombia, en miles de Dólares (Cafecodol) y en toneladas (cafecoton)



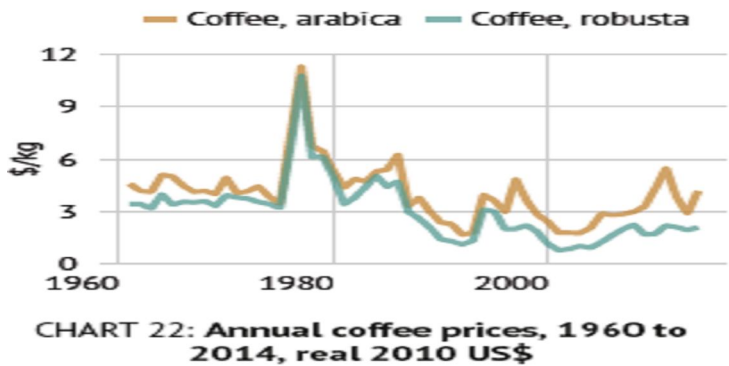
Fuente: Elaboración a partir de las estadísticas de DIAN-DANE (EXPO)
<http://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/comercio-internacional/exportaciones>

Figura A2. Producción mundial por habitante (kg por habitante y año)



Fuente: Elaboración en base a datos de la International Coffee Organization para la producción mundial de café, y datos de población mundial del Banco Mundial.
<http://www.infocafe.es/cafe/principales-productores/evolucion-mundial-anual.php>

Figura A3. Precios anuales del café. Valor real en USD del año 2010.



Fuente: FAO(2015). FAO Statistical Coffee Book 2015. <http://www.fao.org/3/a-i4985e.pdf>

Análisis de integración y cointegración

Tabla 3 Prueba de raíz unitaria ADF para los precios en niveles y en primeras diferencias empleando los criterios de AIC, BIC y significancia (SIGN) para la selección del número de rezagos

Precio café	Niveles			Primeras diferencias		
	AIC	BIC	SIGN	AIC	BIC	SIGN
Cali _i	-1.62	-1.62	-1.49	-4.85***	-13.10***	-13.19***
Medellin _i	-1.78	-1.41	-1.78	-11.37***	-11.34***	-11.53***
Bogota _i	-1.14	-0.95	-1.29	-6.32***	-12.42***	-12.72***
Cali _m	-1.62	-0.99	-1.56	-9.76***	-10.38***	-10.74***
Medellin _m	-0.68	-0.42	-0.77	-8.87***	-8.87***	-9.26***
Bogota _m	-0.60	-0.20	-0.87	-3.99***	-7.68***	-7.97***

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4 Pruebas de Raíz Unitaria PP, KPSS, Breitung para los precios en niveles y en primeras diferencias

Precio	Nivel			Primeras Diferencias		
	PP	KPSS	Breitung	PP	KPSS	Breitung
Cali _i	-1.23	0.16**	0.01	-13.40***	0.07	0.00**
Bogota _i	-1.20	0.14*	0.01	-13.10***	0.09	0.00**
Medellin _i	-1.02	0.19**	0.01	-11.89***	0.09	0.00**
Cali _m	-0.91	0.25***	0.24	-10.67***	0.07	0.03*
Bogota _m	-0.44	0.21***	0.22	-13.28***	0.12*	0.03*
Medellin _m	-0.55	0.19**	0.23	-9.25***	0.11	0.04

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%

Fuente: elaboración propia.

Tabla 5 Prueba de cointegración de Johansen para los precios de café instantáneo y café molido por pares de ciudades

Precio	Intercepto sin tendencia									
	λ Max.					λ Traza				
	Estadístic		Estadístic		o	Estadístic		Estadístic		o
	p	Ho	o	Ho		p	Ho	o	Ho	
Bogota _i - Cali _i	2	r= 0	17.25**	r<= 1	6.97	2	r= 0	24.22**	r<= 1	6.97
Cali _i - Medellin _i	3	r= 0	40.98***	r<= 1	15.12***	2	r= 0	40.98***	r<= 1	15.12***
Bogota _i - Medellin _i	2	r= 0	19.83**	r<= 1	10.81**	2	r= 0	30.64***	r<= 1	10.81**
Bogota _m - Cali _m	2	r= 0	11.44	r<= 1	5.00	2	r= 0	16.44	r<= 1	5.00
Cali _m - Medellin _m	2	r= 0	11.13	r<= 1	3.80	2	r= 0	14.93	r<= 1	3.80
Bogota _m - Medellin _m	2	r= 0	15.59*	r<= 1	7.20	2	r= 0	22.78**	r<= 1	7.20

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%

Fuente: elaboración propia.

Tabla 6 Prueba de cointegración de Phillips y Ouliaris para los precios de café instantáneo y café molido de las ciudades principales

Precio	Estadístico PU	Estadístico PZ
Cali _i -Medellin _i -Bogota _i	59.17**	112.15
Bogota _i -Cali _i	32.79	37.86
Cali _i -Medellin _i	64.36***	75.51*
Bogota _i -Medellin _i	53.31**	43.46
Cali _m -Bogota _m -Medellin _m	14.73	57.69
Bogota _m -Cali _m	14.34	6.10
Cali _m -Medellin _m	12.96	8.63
Bogota _m -Medellin _m	72.93***	53.38

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%

Fuente: elaboración propia.

Tabla 7 Prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews para los precios en niveles y en primeras diferencias

Precios	Niveles		Primeras diferencias	
	Estadístico t	Periodo de quiebre estructural	Estadístico t	Periodo de quiebre estructural
Cali _i	-3.66	Enero de 2005	-13.86***	Mayo de 2012
Bogota _i	-3.49	Agosto de 2011	-13.48***	Junio de 2012
Medellin _i	-3.11	Octubre de 2004	-12.58***	Octubre de 2012
Cali _m	-3.70	Enero de 2005	-11.18***	Enero de 2004
Bogota _m	-3.17	Marzo de 2009	-13.93***	Enero de 2004
Medellin _m	-3.30	Febrero de 2009	-9.78***	Diciembre de 2004

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 8 Prueba de raíz unitaria de HEGY para los precios de café instantáneo en niveles empleando el criterio información AIC

	Cali _i		Bogota _i		Medellin _i	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-2.69†	0.1	-1.35†	0.1	-1.39†	0.1
tpi_2	-4.13	0.01	-4.68	0.01	-4.00	0.01
Fpi_3:4	20.10	0.01	13.85	0.01	14.20	0.01
Fpi_5:6	20.05	0.01	15.51	0.01	23.69	0.01
Fpi_7:8	10.09	0.01	16.80	0.01	13.83	0.01
Fpi_9:10	13.56	0.01	23.23	0.01	26.50	0.01
Fpi_11:12	11.02	0.01	21.18	0.01	17.53	0.01
Fpi_2:12	64.21	NA	284.22	NA	361.62	NA
Fpi_1:12	68.63	NA	279.79	NA	334.50	NA

Fuente: Elaboración propia.† Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza

Tabla 9 Prueba de raíz unitaria de HEGY para los precios de café instantáneo en niveles empleando el criterio información BIC

	Cali _i		Bogota _i		Medellin _i	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-2.29†	0.1	-1.76†	0.1	-0.61†	0.1
tpi_2	-3.83	0.01	-4.45	0.01	-3.71	0.01
Fpi_3:4	17.69	0.01	12.98	0.01	12.19	0.01
Fpi_5:6	17.78	0.01	13.70	0.01	19.30	0.01
Fpi_7:8	7.63	0.01	14.58	0.01	11.95	0.01
Fpi_9:10	11.98	0.01	22.09	0.01	23.07	0.01
Fpi_11:12	9.53	0.01	19.60	0.01	15.27	0.01
Fpi_2:12	54.40	NA	304.48	NA	287.87	NA
Fpi_1:12	55.27	NA	306.79	NA	285.58	NA

Fuente: Elaboración propia.† Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza

Tabla 10 Prueba de raíz unitaria de HEGY para los precios de café instantáneo en niveles empleando el criterio información SIGN

	Cali _i		Bogota _i		Medellin _i	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-2.69†	0.1	-1.35†	0.1	-1.39†	0.1
tpi_2	-4.13	0.01	-4.68	0.01	-4.00	0.01
Fpi_3:4	20.10	0.01	13.85	0.01	14.20	0.01
Fpi_5:6	20.05	0.01	15.51	0.01	23.69	0.01
Fpi_7:8	10.09	0.01	16.80	0.01	13.83	0.01
Fpi_9:10	13.56	0.01	23.23	0.01	26.50	0.01
Fpi_11:12	11.02	0.01	21.18	0.01	17.53	0.01
Fpi_2:12	64.21	NA	284.22	NA	361.62	NA
Fpi_1:12	68.63	NA	279.79	NA	334.50	NA

Fuente: Elaboración propia. † Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza

Tabla 11 Prueba de raíz unitaria de HEGY para los precios de café molido en niveles empleando el criterio información AIC

	Cali _m		Bogota _m		Medellin _m	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-0.81†	0.1	-1.44†	0.1	-1.50†	0.1
tpi_2	-4.48	0.01	-4.25	0.01	-5.14	0.01
Fpi_3:4	16.60	0.01	17.79	0.01	17.06	0.01
Fpi_5:6	16.50	0.01	14.43	0.01	9.06	0.01
Fpi_7:8	11.53	0.01	12.97	0.01	11.65	0.01
Fpi_9:10	13.91	0.01	19.54	0.01	20.61	0.01
Fpi_11:12	12.47	0.01	13.75	0.01	14.87	0.01
Fpi_2:12	302.01	NA	136.78	NA	133.97	NA
Fpi_1:12	276.94	NA	134.24	NA	127.78	NA

Fuente: Elaboración propia. † Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza

Tabla 12 Prueba de raíz unitaria de HEGY para los precios de café molido en niveles empleando el criterio información BIC

	Cali _m		Bogota _m		Medellin _m	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-1.27†	0.1	-1.09†	0.1	-1.49†	0.1
tpi_2	-4.31	0.01	-4.03	0.01	-4.71	0.01
Fpi_3:4	16.24	0.01	20.00	0.01	17.67	0.01
Fpi_5:6	16.79	0.01	15.46	0.01	12.79	0.01
Fpi_7:8	13.80	0.01	11.82	0.01	11.29	0.01
Fpi_9:10	16.78	0.01	20.38	0.01	20.42	0.01
Fpi_11:12	15.06	0.01	14.13	0.01	13.13	0.01
Fpi_2:12	374.47	NA	348.38	NA	595.94	NA
Fpi_1:12	362.17	NA	346.68	NA	568.14	NA

Fuente: Elaboración propia. † Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza

Tabla 13 Prueba de raíz unitaria de HEGY para los precios de café molido en niveles empleando el criterio información SIGN

	Cali _m		Bogota _m		Medellin _m	
	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor	Stat.	p-valor
tpi_1	-1.27†	0.1	-1.28†	0.1	-1.13†	0.1
tpi_2	-4.49	0.01	-4.10	0.01	-5.23	0.01
Fpi_3:4	19.41	0.01	20.80	0.01	22.25	0.01
Fpi_5:6	20.95	0.01	16.07	0.01	16.15	0.01
Fpi_7:8	16.38	0.01	12.31	0.01	15.49	0.01
Fpi_9:10	20.79	0.01	21.24	0.01	23.72	0.01
Fpi_11:12	16.50	0.01	14.69	0.01	19.03	0.01
Fpi_2:12	410.74	NA	391.02	NA	28.03	NA
Fpi_1:12	382.86	NA	375.93	NA	26.30	NA

Fuente: Elaboración propia.† Hipótesis que no se rechazó con el 90% o más de confianza

Tabla 14 Prueba de cointegración de Johansen para los precios de café instantáneo y café molido por pares de ciudades. *Intercepto sin tendencia*

Precio	λ Max.					λ Traza				
	p	Ho	Estadístico	Ho	Estadístico	p	Ho	Estadístico	Ho	Estadístico
Bogota _i - Cali _i	2	r=0	17.25**	r<=1	6.97	2	r=0	24.22**	r<=1	6.97
Cali _i - Medellin _i	3	r=0	40.98***	r<=1	15.12***	2	r=0	40.98***	r<=1	15.12***
Bogota _i - Medellin _i	2	r=0	19.83**	r<=1	10.81**	2	r=0	30.64***	r<=1	10.81***
Bogota _m - Cali _m	2	r=0	11.44	r<=1	5.00	2	r=0	16.44	r<=1	5.00
Cali _m - Medellin _m	2	r=0	11.13	r<=1	3.80	2	r=0	14.93	r<=1	3.80
Bogota _m - Medellin _m	2	r=0	15.59*	r<=1	7.20	2	r=0	22.78**	r<=1	7.20

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%. Fuente: elaboración propia.

Tabla 15 Prueba de cointegración de Phillips y Ouliaris para los precios de café instantáneo y café molido de las ciudades principales

Precio	Estadístico PU	Estadístico PZ
Cali _i -Medellin _i -Bogota _i	59.17**	112.15
Bogota _i -Cali _i	32.79	37.86
Cali _i -Medellin _i	64.36***	75.51*
Bogota _i -Medellin _i	53.31**	43.46
Cali _m -Bogota _m -Medellin _m	14.73	57.69
Bogota _m -Cali _m	14.34	6.10
Cali _m -Medellin _m	12.96	8.63
Bogota _m -Medellin _m	72.93***	53.38

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%
propia.

Fuente: elaboración

Tabla 16 Prueba de cointegración de Engle y Granger para los precios de café instantáneo y café molido por ciudades

Precio	Criterio de información		
	BIC	AIC	SIGN
$Cali_i \sim Medellin_i + Bogota_i$	-4.50***	-4.50***	-4.72***
$Medellin_i \sim Bogota_i + Cali_i$	-4.60***	-4.60***	-4.61***
$Bogota_i \sim Medellin_i + Cali_i$	-3.10*	-2.75	-2.82
$Bogota_i \sim Cali_i$	-3.31*	-2.81	-3.72**
$Cali_i \sim Bogota_i$	-3.30*	-2.78	-3.75**
$Cali_i \sim Medellin_i$	-4.69***	-4.69***	-4.84***
$Medellin_i \sim Cali_i$	-4.73***	-4.73***	-4.83***
$Medellin_i \sim Bogota_i$	-3.54**	-2.21	-2.86
$Bogota_i - Medellin_i$	-3.52**	-2.19	-2.84
$Cali_m \sim Medellin_m + Bogota_m$	-3.04	-3.15*	-3.04
$Medellin_m \sim Bogota_m + Cali_m$	-4.02***	-3.46**	-3.85**
$Bogota_m \sim Medellin_m + Cali_m$	-4.23***	-3.73**	-4.08***
$Bogota_m \sim Cali_m$	-2.17	-2.48	-2.48
$Cali_m \sim Bogota_m$	-2.26	-2.57	-2.57
$Cali_m \sim Medellin_m$	-2.62	-2.14	-2.58
$Medellin_m \sim Cali_m$	-2.58	-2.08	-2.52
$Medellin_m \sim Bogota_m$	-3.34*	-2.91	-3.32*
$Bogota_m \sim Medellin_m$	-3.32*	-2.88	-3.31*

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90% . Nota: La variable antes de $\sim$ es la variable dependiente y las variables después de $\sim$ son las variables explicativas. Fuente: elaboración propia.

Tabla 17 Prueba de cointegración de Johansen entre los precios de café instantáneo y café molido por tríos de ciudades

Intercepto sin tendencia		Variable	
		$Cali_i - Bogota_i - Medellin_i$	$Cali_m - Bogota_m - Medellin_m$
_lmáx	p	3	3
	Ho r= 0 Estadístico	27.99***	25.27**
	Ho r<=1 Estadístico	23.36***	11.80
	Ho r<=2 Estadístico	10.81**	5.82
Traza	p	2	3
	Ho r= 0 Estadístico	62.15***	42.89**
	Ho r<=1 Estadístico	34.16***	17.62
	Ho r<=2 Estadístico	10.81**	5.82

*** Nivel de confianza 99% ** Nivel de confianza 95% * Nivel de confianza 90%. Fuente: elaboración propia.

Tabla 18 Resumen de las características de los modelos VAR para los precios del café instantáneo y molido

Precio	p	Autocorrelación	Heterocedasticidad
$Cali_i - Bogota_i - Medellin_i$	2	No	Sí
$Cali_i - Medellin_i$	2	No	Sí
$Bogota_i - Medellin_i$	4	No	Sí
$Cali_i - Bogota_i$	4	No	Sí
$Cali_m - Bogota_m - Medellin_m$	2	No	Sí
$Cali_m - Medellin_m$	3	No	Sí
$Bogota_m - Medellin_m$	2	No	Sí
$Cali_m - Bogota_m$	3	No	Sí

Fuente: elaboración propia.

Descomposición de la varianza

Gráfico 4 Descomposición de la varianza por parejas de series de precio del café instantáneo (Pesos por 500 gramos/mes)

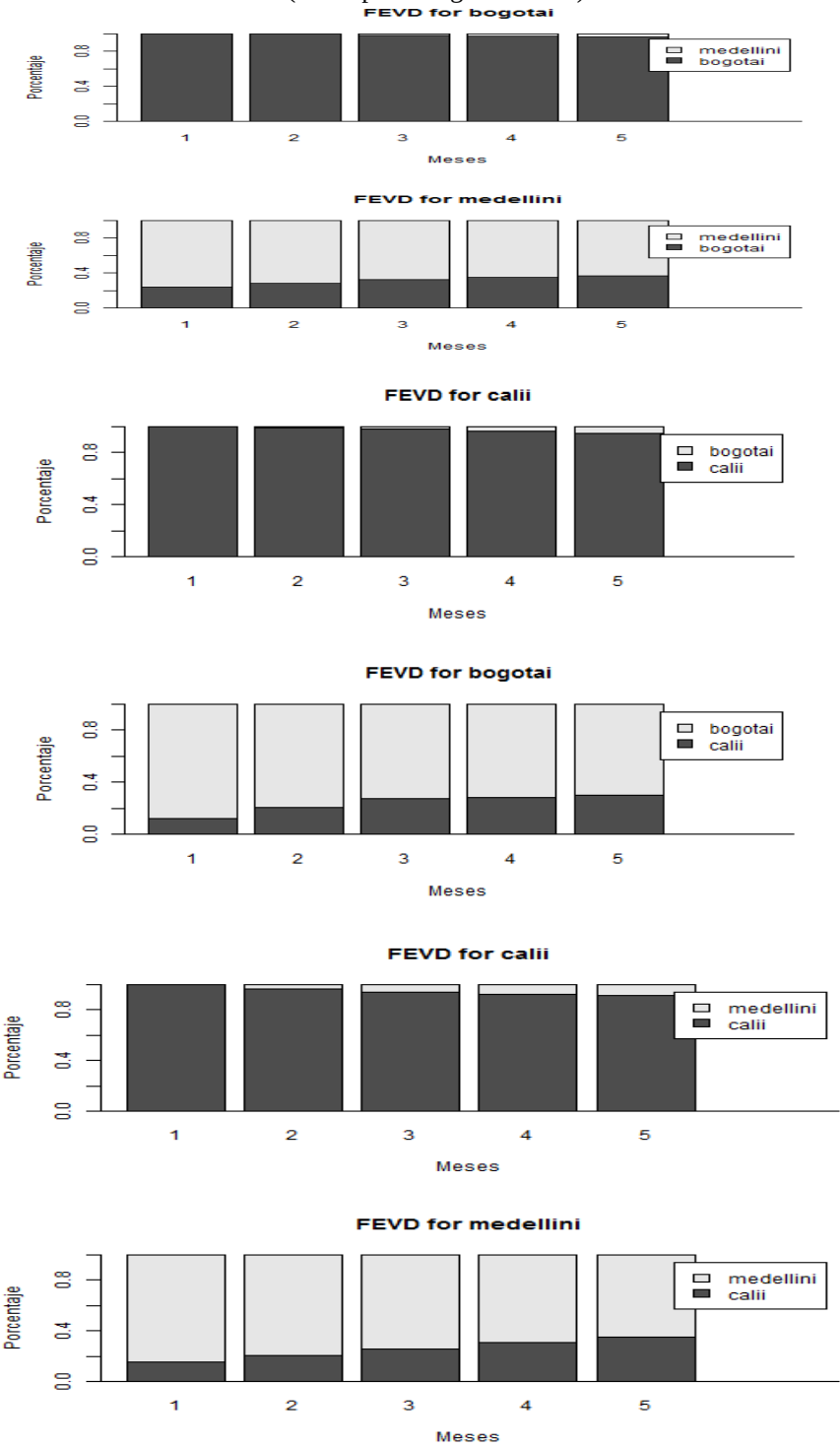


Gráfico 5 Descomposición de la varianza por parejas de series de precio del café molido (Pesos por 500 ramos/mes)

