



UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Análisis de convergencia de precios en los mercados de la carne, el arroz y la leche en Colombia.

Hanan Hiam Sofán Ovalle

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Ciencias Económicas, Maestría en Ciencias Económicas
Bogotá, D. C., Colombia
2015

Análisis de convergencia de precios en los mercados de la carne, el arroz y la leche en Colombia.

Hanan Hiam Sofán Ovalle

Trabajo de grado presentado como requisito parcial para optar al título de:
Magister en Ciencias Económicas

Director:

Jacobo Campo Robledo

Codirector:

Álvaro Moreno Rivas

Universidad Nacional de Colombia

Facultad de Ciencias Económicas, Maestría en Ciencias Económicas

Bogotá, D. C., Colombia

2015

Resumen

En este documento se evalúa empíricamente la integración y convergencia de los precios en los mercados de la carne de res, el arroz y la leche para las ciudades de Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín, Montería, Neiva, Pasto y Villavicencio. La metodología utilizada para este estudio es la aplicación de técnicas econométricas de series de tiempo como las pruebas de raíces unitarias, de cointegración, de exogeneidad débil y el cálculo de las funciones impulso-respuesta. Los resultados indican la existencia de relaciones de largo plazo en todos los mercados, de tal manera que los precios convergen bajo una tendencia común.

Palabras clave: Cointegración, Convergencia, Econometría, Integración económica, Ley del precio único, Precios, Raíces unitarias

Abstract

This paper empirically evaluates the integration and convergence of prices in the markets for beef, rice and milk in Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín, Montería, Neiva, Pasto and Villavicencio. The methodology used for this study is the application of econometric time-series techniques such as testing unit roots, cointegration, weak exogeneity and the calculation of the impulse response functions. The results indicate the existence of long-term relationships in all markets, so that prices converge on a common trend.

Keywords: Cointegration, Convergence, Econometrics, Economic integration, Law of one price, Price, Unit roots.

Contenido

	Pág.
Resumen	I
Lista de figuras	IV
Lista de tablas	V
Introducción	1
1. Revisión bibliográfica	5
2. Marco teórico	9
2.1 Convergencia	9
2.2 Modelos espaciales de equilibrio	11
2.3 La ley del precio único	13
3. Metodología y datos	17
3.1 Metodología.....	17
3.2 Datos	21
3.3 Análisis descriptivo	25
3.3.1 Arroz	25
3.3.2 Carne de res	29
3.3.3 Leche	31
4. Resultados empíricos	35
4.1 Arroz.....	35
4.2 Carne de res.....	38
4.3 Leche.....	39
5. Conclusiones	41
A. Anexo	43
Bibliografía	47

Lista de figuras

	Pág.
Figura 2-1: Modelo espacial de equilibrio de Judge y Wallace.....	11
Figura 3-1: Nueve ciudades con mayor ponderación en el IPC 08	23
Figura 3-2: Precios en logaritmos del arroz 2002-2014.....	28
Figura 3-3: Precios en logaritmos de la carne de res 2002-2014.....	30
Figura 3-4: Precios en logaritmos de la leche 2002-2014.....	34

Lista de tablas

	Pág.
Tabla 3-1: Diez gastos básicos con mayor ponderación en el IPC	22
Tabla 3-2: Rangos de la Informalidad en la comercialización de leche.....	33
Tabla 4-1: Pruebas de cointegración de Johansen	36
Tabla 4-2: Pruebas de Pruebas de exogeneidad débil para el arroz	36
Tabla 4-3: Pruebas de Pruebas de exogeneidad débil para la carne de res.....	38
Tabla 4-4: Pruebas de Pruebas de exogeneidad débil para la leche.....	40

Introducción

El estudio de la integración de los mercados y la convergencia de precios permite en términos de la política pública regular el impacto de los cambios de los precios entre las diferentes regiones, al tiempo que brinda información sobre el modo en el que se ajustan los mercados; identificándose de esta manera, aquellos en donde se presenta una alta concentración del poder de mercado y se hace evidente la necesidad de la intervención del Gobierno para alcanzar un funcionamiento más eficiente.

Se habla de integración de mercados para hacer referencia a la situación en la cual los precios de un mismo bien que se comercializa en espacios geográficos diferentes, tienen una relación de equilibrio de largo plazo. Por lo tanto, en presencia de estructuras de carácter competitivo y sin costos de transporte y barreras al comercio, los precios de productos idénticos, independientemente del lugar en el que se vendan deberán ser los mismos

No obstante, si los diferenciales de precios entre las distintas regiones son exactamente iguales a los costos de transacción (costos de transporte y costos de oportunidad), se crearán incentivos para el arbitraje entre los mercados, de tal manera que los precios de productos homogéneos suban en las regiones en las que se presenten excesos de oferta, y bajen en las regiones con excesos de demanda, solucionándose los desequilibrios presentes en cada una de las regiones y por ende los precios tenderán al equilibrio.

Por lo tanto, si los mercados se encuentran integrados económicamente, y se han cubierto los costos de transacción, se esperaría que los diferenciales de precios para un mismo producto sean nulos, o en el caso en el que existan diferencias, estas sean de carácter temporal, ya que los precios convergen en el largo plazo. Sin embargo, si esta relación de largo plazo no se presenta podría considerarse como una señal de que los

mercados no se ajustan de manera eficiente y los precios no reflejan completamente toda la información disponible.

El principal objetivo de este trabajo es evaluar empíricamente la integración y convergencia de los precios del arroz, la carne de res y la leche entre las ciudades de Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín, Montería, Neiva, Pasto y Villavicencio, mediante la aplicación de técnicas econométricas de series de tiempo como las pruebas de raíces unitarias, de cointegración, de exogeneidad débil y el cálculo de las funciones impulso-respuesta.

La importancia de este trabajo radica en el hecho que de los nueve grupos de gasto que componen la estructura fija del Índice de Precios al Consumidor base 2008, los alimentos son el segundo grupo con mayor ponderación del gasto de los hogares (28,21%) después de la vivienda, presentando una participación del 27,09% en los ingresos medios y del 34,66% en los ingresos bajos, constituyéndose para estos últimos como el gasto más representativo.

Específicamente, los productos seleccionados para el análisis son los gastos básicos con la segunda, tercera y cuarta mayor ponderación dentro del grupo de alimentos, representando el 20,77% de dicho grupo. Por niveles de ingreso, en los hogares de ingresos medios y bajos, estos productos se ubican dentro de los cinco gastos con mayor proporción de consumo. Asimismo, las ciudades seleccionadas concentran el 82,3% del gasto de consumo de los hogares colombianos.

En consecuencia, en este trabajo se evalúa empíricamente la tendencia de largo plazo de los precios de tres productos que son considerados como bienes de primera necesidad en la mayor parte del país, cuyas variaciones afectan directamente el bolsillo de los hogares, principalmente de las personas de bajos ingresos.

Adicionalmente, para el estudio se utilizaron datos mensuales actualizados a diciembre de 2014, y a diferencia de otros estudios realizados en Colombia se desarrollaron pruebas de exogeneidad débil con el fin de identificar la presencia de ciudades líderes en cada uno de los mercados y se realizaron las funciones de impulso-respuesta para observar el efecto transmisión de los precios.

Con este propósito, el trabajo se divide en cinco partes, incluida esta introducción. En la segunda parte se realiza una revisión de la literatura relacionada con la temática. En la tercera parte se presenta el marco teórico. En la cuarta parte se presenta la metodología y el análisis de los datos, mientras que en la quinta parte se presenta el desarrollo econométrico y los resultados. Finalmente en la sexta y última parte se presentan las conclusiones.

1.Revisión bibliográfica

En el ámbito internacional, este tema ha sido estudiado principalmente utilizando la cointegración como metodología para el análisis. Entre las primeras aproximaciones al tema se destacan los trabajos de: Blyn (1973); Isard (1977); Richardson (1978); Crouhy-Veyrac, Crouhy y Melitz (1982); Ravallion (1986); Wheatley (1988) y Crow (1989). En 1989, Ardeni utilizó este enfoque para verificar la existencia de la Ley del precio único en el largo plazo para un grupo de commodities (trigo, lana, carne de res, azúcar, té, estaño y zinc) en cuatro países (Australia, Canadá, Estados Unidos y el Reino Unido), a partir de los precios y las tasas de cambio. Sus resultados indicaron la no existencia de una relación de largo lazo para dichos mercados debido a la presencia de factores institucionales que influían en la determinación de los precios, costos de arbitraje muy elevados y errores en los datos.

Por la misma época, Goodwin y Schroeder (1991) evaluaron empíricamente las relaciones espaciales de precios en once mercados del sacrificio de ganado en los Estados Unidos, y encontraron que los mercados regionales separados por grandes distancias presentaban un menor grado de cointegración que los mercados con mayor cercanía. Goodwin (1992) evaluó la existencia de equilibrios de largo plazo en los precios de los mercados internacionales del trigo mediante pruebas de cointegración.

Posteriormente, Zhou, Wan y Chen (2000) analizaron la integración de los mercados en el sur de China utilizando el método de cointegración en las series de precios mensuales de la variedad de arroz indica, para las 35 mayores ciudades del país, y encontraron una falta de integración en los mercados de dicho producto, situación a la que asociaron con la intervención gubernamental en los mercados del arroz y la baja capacidad del transporte entre las provincias.

En 2002, Dawson y Dey analizaron la integración espacial del mercado del arroz en Bangladesh utilizando precios mensuales de 1992 a 1997, encontrando que los

mercados se encontraban perfectamente integrados y funcionaban de manera eficiente. Por su parte, Ling (2003) analizó la interdependencia de los ajustes de los precios del pescado Chano entre mercados relacionados verticalmente, y los cinco mayores mercados relacionados horizontalmente, en Taiwán. Encontrando evidencia de una relación de cointegración entre los mercados mayoristas y minoristas, al igual que un alto grado de integración entre los mercados con menor distancia geográfica.

Roldán y Dios-Palomares (2008) verificaron el cumplimiento de la Ley del precio único mediante el procedimiento de cointegración de Johansen, para contrastar la eficiencia del mercado del aceite de oliva en España. En sus resultados no encontraron evidencia del cumplimiento de dicha ley, sin embargo los análisis de exogeneidad débil sugirieron que las regiones de Andalucía y el Noreste se comportaban como mercados líderes.

En el caso latinoamericano, se destaca el trabajo de Cabrera y Lozano (2005) quienes utilizaron datos del IPC mexicano sectorizado en seis regiones, con el objetivo de evaluar si los niveles de precios regionales convergían al nivel de precios nacional. Para llevar a cabo dicho análisis aplicaron pruebas de raíces unitarias y el método de máxima verosimilitud de Johansen (1988, 1991), con el fin de determinar si existía cointegración entre las series regionales y la serie nacional. Sus resultados confirmaron la existencia de dicha relación.

Sin embargo, también se han llevado a cabo análisis para otro tipo de mercados como por ejemplo el de la energía. Uno de estos es el trabajo de Gebre-Mariam (2011) acerca del mercado de gas natural, utilizando la información del noroeste de los Estados Unidos, para verificar la causalidad, cointegración y eficiencia de los mismos, encontrando que no hay oportunidades para el arbitraje con la información de los precios diarios comparados con los precios semanales y mensuales; que las diferencias en los precios de los mercados regionales son integradas de orden uno y se caracterizan por la presencia de una relación de largo plazo; y, que se cumple la hipótesis de eficiencia solamente para los contratos con alrededor de un mes de vencimiento. Por otra parte, Olsson y Hillring (2013) aplicaron el análisis de cointegración sobre los precios de tres tipos de combustibles de madera del mercado de Suecia: el combustible de madera refinado, las

astillas forestales y los subproductos industriales, encontrando la presencia de ineficiencias en el mercado.

Otros estudios similares son los de Chen y Knez (1995); Baulch (1997); Baulch et al (2008); Oh (2010); Guidi y Gupta (2013); y Arouri, Jawadi y Mouack (2013).

Dentro los primeros estudios realizados para Colombia, se encuentra el de Barón (2002), quien intentó caracterizar los procesos inflacionarios en las principales ciudades colombianas y establecer evidencia de la integración de los mercados a partir de la versión relativa de la Paridad del Poder Adquisitivo. El autor encontró evidencia para afirmar que se cumple la versión relativa de la Paridad del Poder Adquisitivo entre las ciudades de estudio, lo cual sugiere la existencia de una integración entre las regiones colombianas. Asimismo también encontró que los precios de los bienes de naturaleza no transable, para los que se utilizaron como proxy los índices del grupo de vivienda, no se ajustan de la misma manera que lo hacen los bienes transables. En cuanto a la hipótesis de la convergencia de la inflación en las ciudades colombianas observó cierta evidencia que señala que la diferencia entre ellas ha disminuido lentamente en los últimos años.

Posteriormente, Alonso y Gallego (2010) intentaron determinar la existencia de integración espacial entre los mercados de las tres principales ciudades del país, Bogotá, Cali y Medellín, para tres tipos de carne (res, pollo y cerdo) en dos calidades (con hueso y sin hueso en el caso de res y cerdo; y despresado o entero en el caso del pollo), mediante el uso de los precios promedio al consumidor calculados por el DANE. En sus análisis concluyeron que ninguno de los seis mercados analizados se encontraba integrado espacialmente, ya que al parecer no se están presentando los niveles de arbitraje que se requieren para alcanzar los equilibrios de largo plazo.

Asimismo, en otro trabajo del año 2010, Alonso y Gallego evaluaron la presencia de la integración de los precios entre el nivel mayorista y minorista en la ciudad de Cali, y encontraron que no hay evidencia de la existencia de una relación de largo plazo entre las series de precios pagados al mayorista y al minorista de los mercados del arroz y el frijol, mientras que para el mercado de la papa si se evidenció dicha relación. Adicionalmente, identificaron en el corto plazo la presencia de transmisiones de precios desde un nivel a otro de la cadena, aunque no consideraron que estas fueran un motivo

suficiente para validar la existencia de relaciones de largo plazo entre los niveles de precios.

Un estudio similar es el realizado por Iregui y Otero (2010), quienes intentaron determinar si las principales ciudades colombianas podían describirse como completamente integradas, es decir si los precios de los mismos alimentos en diferentes ciudades mantenían una relación de equilibrio en el largo plazo, para ello utilizaron los datos del IPC de alimentos estableciendo dos paneles de precios conformados por diferentes ciudades y comparando los precios de las ciudades contra los de la ciudad de Bogotá. Plantearon un modelo VAR con 12 rezagos y realizaron el Test de Hadri (2000) para la hipótesis nula de que todas las series eran estacionarias, frente a la hipótesis alterna de que existía al menos una raíz unitaria en el panel. En los resultados encontraron que cuando se consideraba solamente el panel conformado por las siete ciudades principales, la evidencia sugería que los mercados de los productos alimenticios se encontraban integrados. No obstante, cuando el panel se ampliaba para incorporar las ciudades restantes disminuían los casos en los que se evidenciaba dicha integración.

Finalmente, Campo y Cubillos (2012) realizaron la prueba KPSS de raíces unitarias y la prueba de cointegración de Phillips-Ouliaris para intentar evaluar si se cumplía la Ley del precio único en Colombia, por medio del Índice de Precios al Consumidor (IPC) para las trece ciudades principales; calculando un modelo para evidenciar la elasticidad de largo plazo entre los precios. Los autores encontraron evidencia de que se cumple la versión relativa de la Paridad del Poder Adquisitivo o Ley del Precio Único. Adicionalmente, con respecto al análisis sobre la dinámica del comportamiento de los precios por ciudades, observaron que los índices de precios de Bogotá, Cali, Manizales y Pasto se sitúan en promedio por encima del IPC durante todo el periodo de análisis y en consecuencia sus variaciones de precios son menores comparadas con las del resto.

2. Marco teórico

2.1 Convergencia

En general, en economía el concepto de convergencia se encuentra relacionado con los estudios sobre el crecimiento económico¹, identificándose dos definiciones principales: la convergencia sigma (δ), la cual plantea la reducción de la dispersión de los ingresos en el tiempo, tomando como unidades de medida la desviación estándar y el coeficiente de variación; y la convergencia beta (β) que a su vez puede ser absoluta o condicional.

La convergencia β absoluta establece una relación inversa negativa entre los niveles de ingreso o producto per cápita y su tasa de crecimiento. Las pruebas para este tipo de convergencia, se llevan a cabo a partir de regresiones de corte transversal de la forma:

$$\left(\frac{1}{T}\right) \ln\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}}\right) = \beta_0 + \beta_1 y_{i,0} + \varepsilon_{i,T} \quad (1)$$

Donde $y_{i,0}$ representa los niveles de ingreso de la economía y la hipótesis de convergencia absoluta se cumple si $\beta_1 < 0$.

Por su parte, la convergencia β condicional, reconoce que los países pueden tener diferentes estados estacionarios, los cuales se encuentran en función de variables económicas como el crecimiento del ahorro o la población (Gerber, 2003); en consecuencia los análisis incorporan una serie de variables independientes como proxies de los determinantes del estado estacionario, de tal manera que la ecuación (1) se transforma en:

¹ Se destacan los estudios de Baumol (1986), De Long (1988), Barro (1991) y Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992).

$$\left(\frac{1}{T}\right) \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}}\right) = \beta_0 + \beta_1 y_{i,0} + \beta_1 X + \varepsilon_{i,T} \quad (2)$$

Donde X es el vector de las variables proxies.

No obstante, para efectos del presente trabajo la convergencia se va a abordar en relación a la existencia de una relación de largo plazo entre las series de precios, por lo que se requiere realizar el análisis en el marco de las metodologías para el análisis de las series de tiempo. Una de las metodologías propuestas para este tema es la adaptación del procedimiento planteado por Bernard y Durlaf (1996) sobre la hipótesis de convergencia estocástica para las series de tiempo; en donde se considera que los precios de un mismo bien en las ciudades i y j convergen, solamente si en el largo plazo su pronóstico es el mismo para un periodo de tiempo t.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(P_{i,t+k} - P_{j,t+k} | \mathfrak{F}_t) = 0 \quad (3)$$

Donde \mathfrak{F}_t denota toda la información disponible en el periodo t.

Con una representación de Wold invariante en el tiempo, de la forma:

$$P_{i,t} - P_{j,t} = \kappa_{i,j} + \sum_{r=0}^{\infty} \pi_{i,j,r} \varepsilon_{i,j,t-r} \quad (4)$$

Donde $\kappa_{i,j} = 0$, $\pi_{i,j,r}$ es la suma de cuadrados y los precios convergen si se encuentran cointegrados con un vector $[1, -1]$, planteando de esta manera una integración de los mercados asociados.

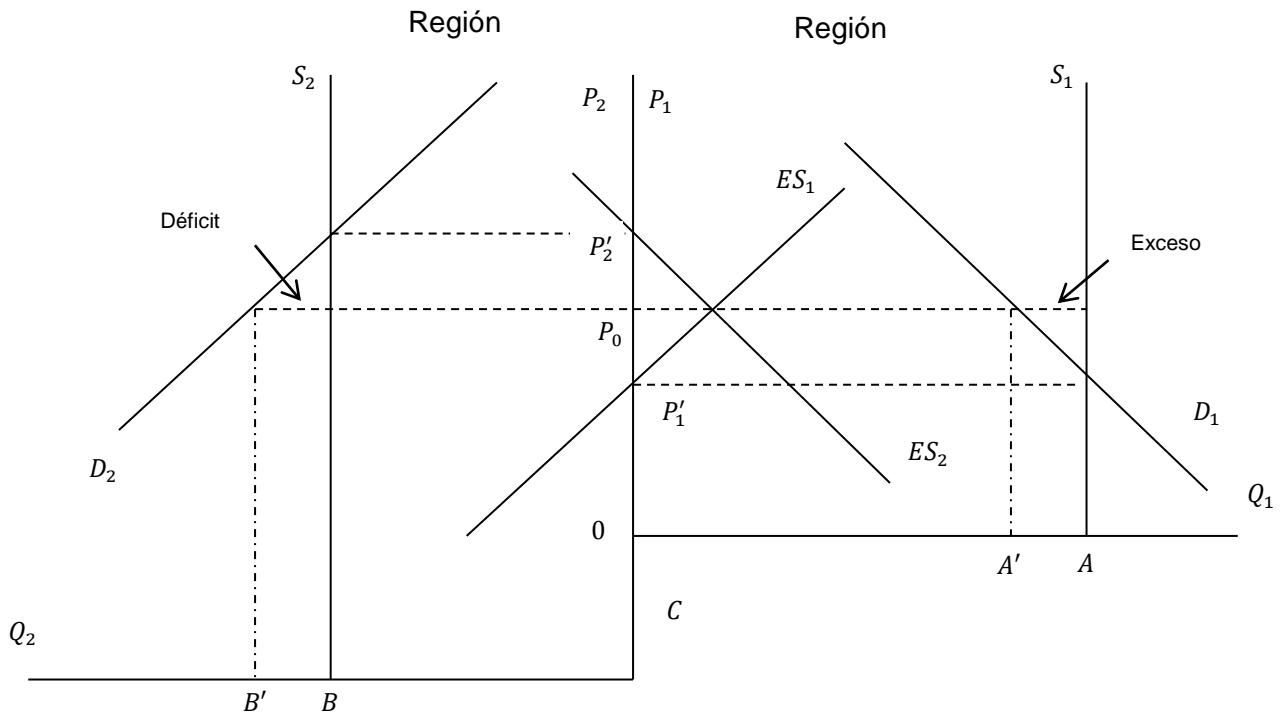
Los estudios sobre la integración y la convergencia de los precios se basan en los postulados de la ley del precio único y en los modelos espaciales de equilibrio de precios.

2.2 Modelos espaciales de equilibrio

Como su nombre lo indica, los modelos espaciales de equilibrio Enke (1951), Samuelson (1952), Judge y Wallace (1958), permiten analizar la dinámica de mercados espacialmente separados con el fin de obtener información acerca de los precios de equilibrio y los flujos de intercambio óptimos para un producto determinado; al tiempo que pueden ser utilizados para predecir los efectos en los cambios de los costos de transporte, los niveles de producción, la distribución del ingreso de los consumidores, entre otros (Judge y Wallace, 1958).

En general, estos modelos plantean que hay dos o más mercados geográficamente separados entre los que se comercializa un bien homogéneo, y que existen algunos costos de transporte y de transacción que se deben asumir para poder realizar el intercambio. Específicamente, el modelo planteado por Judge y Wallace (1958) para el caso de dos mercados se presenta en la Figura 2-1.

Figura 2-1: Modelo espacial de equilibrio de Judge y Wallace



Fuente: Judge y Wallace (1958)

En este modelo existen dos regiones: la región 1 y la región 2, cada una de las cuales se considera un mercado independiente para un bien homogéneo. Las curvas de oferta para cada una de las regiones se encuentran representadas por S_1 y S_2 respectivamente, mientras que D_1 y D_2 representan las curvas de demanda. En un principio, si se asume que no hay intercambio entre las regiones, el precio y la cantidad de equilibrio de la región 1 vendrían dados por P'_1 y A , mientras que los de la región 2 serían P'_2 y B .

Si se asume que el intercambio tiene lugar entre las regiones con un costo unitario de transporte de C , entonces el precio de equilibrio de la región 1, se desplazaría a P_0 , determinado por la intersección de las curvas ES_1 y ES_2 , mientras que el precio para la región 2 sería $P_0 + C$. Adicionalmente el consumo en la región 1 disminuiría hasta A' , mientras que en la región 2 se incrementa a B' .

De tal manera que $A + B = A' + B'$, y por tanto $A - A' = B' - B$. En consecuencia si se conocen las curvas de oferta y demanda para cada una de las regiones, y los costos de transporte entre las mismas, se podría llegar a estimar los precios y las cantidades de equilibrio. Los costos totales de transporte se obtienen multiplicando C veces $A - A'$ o $B' - B$.

En términos matemáticos el modelo se puede plantear de la siguiente manera:

Sean

$$D_1 = A' = \beta P_0 + k \quad (5)$$

$$D_2 = B' = \beta(P_0 + C) + k \quad (6)$$

$$A' + B' = A + B \quad (7)$$

Donde D_1 y D_2 son funciones lineales de demanda, β es la pendiente, k es el intercepto, C son los costos de transporte y $(A + B)$ es la producción o consumo total para ambas regiones.

Sumando las ecuaciones (5) y (6):

$$A' + B' = 2\beta P_0 + \beta C + 2k \quad (8)$$

Remplazando la ecuación (8) en la ecuación (7):

$$A + B = 2\beta P_0 + \beta C + 2k \quad (9)$$

Despejando P_0 , el precio de equilibrio en la región con superávit es:

$$P_0 = \frac{1}{2\beta}(A + B - \beta C - 2k) \quad (10)$$

Y el precio de equilibrio en la región con déficit es entonces $P_0 + C$.

En consecuencia, los precios de las dos regiones tenderán a moverse hasta que el diferencial de precios ($P_2' - P_1'$) sea igual a los costos de transporte, o a la suma de los costos de transporte y los costos de transacción (Ling, 2003).

2.3 La ley del precio único

La ley del precio único es uno de los conceptos económicos que se utilizan para el estudio de las dinámicas de intercambio en los mercados. Dicha ley establece que los mercados se encuentran interconectados de tal manera que un mismo producto tiene un único precio, debido a la existencia de arbitraje perfecto entre los mercados en los que se transa una misma mercancía (Gorno y Rodríguez, 2004). De esta manera, sin barreras al comercio ni costos de transporte, los precios de productos homogéneos en dos mercados diferentes, cuando dichos precios se encuentran expresados en una moneda común, vendrían dados por:

$$P_{xi} = EP_{xj} \quad (11)$$

Donde P_{xi} y P_{xj} son los precios del bien x en los mercados i y j , respectivamente, y E es la tasa de cambio.

Expresando la ecuación (11) en logaritmos se obtiene:

$$p_{xi} = p_{xj} + e \quad (12)$$

Con $p_{xi} = \log P_{xi}$, $p_{xj} = \log P_{xj}$ y $e = \log E$.

Sin embargo, si en los mercados circula la misma moneda, se puede despejar E de la ecuación (11), de modo que:

$$1 = \frac{P_{xi}}{P_{xj}} = P_x^* \quad (13)$$

Y por lo tanto la ecuación (13) sería:

$$p_{xi} = p_{xj} \quad (14)$$

La anterior ecuación representa la ley del precio único en el sentido estricto, es decir una situación en la que existe perfecto arbitraje y los precios de los mercados se determinan simultáneamente. No obstante, en la práctica no hay evidencia del cumplimiento de la ley del precio único en el sentido estricto. De acuerdo con Ardeni (1989), entre las posibles explicaciones a esta situación se encuentran la existencia de factores institucionales que pueden influir en los ajustes de los precios entre los diferentes mercados, y costos de arbitraje muy altos, al menos en el corto plazo, lo cual dificulta por tanto la transmisión inmediata de un mercado a otro.

Bajo estas situaciones se produce una transmisión incompleta de las variaciones de los precios, provocando de esta manera desviaciones temporales o permanentes con respecto a los valores de equilibrio.

En consecuencia, se ha establecido una interpretación más flexible de la ley del precio único, en donde se admite que en el corto plazo se presenten desviaciones transitorias con respecto a la relación de equilibrio, hablándose por tanto de un equilibrio dinámico,

en el que existen ajustes dinámicos a corto plazo entre los precios (Roldán y Dios-Palomares, 2008).

Por tanto se puede plantear una relación de la forma:

$$p_{it} = \alpha + \beta p_{jt} + \epsilon_t \quad (15)$$

Donde se espera que las desviaciones del valor de equilibrio estén cercanas a cero, es decir que ϵ_t sea un proceso estacionario, de tal forma que p_{it} y p_{jt} se encuentren cointegrados.

3. Metodología y datos

3.1 Metodología

En general la metodología tradicionalmente aceptada para el estudio de la integración espacial y la convergencia de los precios es el análisis de la no estacionariedad de las series de tiempo, a través de la utilización de pruebas de raíces unitarias y de cointegración.

Una serie de tiempo es estacionaria si su media, varianza y covarianza permanecen invariantes en el tiempo. Por su parte, una serie con raíz unitaria es un ejemplo de una situación de no estacionariedad, la cual se puede representar con un modelo de la forma:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Donde $\rho = 1$.

Las pruebas frecuentemente utilizadas para el análisis de las raíces unitarias son la prueba de Dickey-Fuller (1981), la prueba de Phillips-Perron (1988) y la prueba KPSS (1992).

La prueba de Dickey-Fuller (1981) plantea como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria en la serie. Se basa en una regresión del tipo:

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (17)$$

En donde un $\rho = 0$, indica la presencia de raíz unitaria y k es el número de rezagos de la primera diferencia que se requieren para que el error presente un comportamiento de

ruido blanco. Un $k \neq 0$, genera la prueba de Dickey-Fuller Ampliada – ADF (Posada y Misas, 1995).

La prueba de Phillips-Perron (1988) también plantea como hipótesis nula la existencia de raíces unitarias en la serie, frente a la alterna que plantea estacionariedad, analizando la autocorrelación de los residuos. Este test es considerado como el equivalente de la prueba ADF, debido a que reconoce que las autocovarianzas de los residuos pueden llegar a ser diferentes de cero (Oliveros, 1995).

La prueba planteada por Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (1992): KPSS, plantea como hipótesis nula la existencia de estacionariedad en la media versus la hipótesis alterna de la existencia de raíz unitaria. Esta prueba parte del supuesto que la serie puede descomponerse en un componente determinístico y un componente estocástico, el cual puede aproximarse a través de una caminata aleatoria; y el test consiste en la verificar si la varianza de los errores del modelo de la caminata aleatoria es diferente de cero (Oliveros, 1995).

Por su parte, la cointegración corresponde a la combinación lineal de dos series no estacionarias cuya serie resultante es estacionaria.

Si x_t y z_t son dos series son $I(1)$ y:

$$z_t - \alpha - \beta x_t = \eta_t \quad (18)$$

Donde η_t es $I(0)$, entonces se dice que las series x_t y z_t están cointegradas.

La cointegración implica entonces que aunque diferentes choques afecten permanentemente las series, existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las mismas.

De esta manera, $x_t \sim I(1)$ y $z_t \sim I(1)$, están cointegradas, si y solo si, existe un vector (ρ) , tal que:

$$\rho \begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix} = [\varphi_1 \quad \varphi_2] \begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix} = n_t \sim (0) \quad (19)$$

Donde (n_t) es la combinación lineal x_t y z_t .

Este vector de cointegración se normaliza de tal forma que:

$$\rho = [\varphi_1 \quad \varphi_2] = \left[1 \quad \frac{\varphi_2}{\varphi_1} \right] = [1 \quad -\varphi_2] \quad (20)$$

Así, si $x_t \sim I(1)$ y $z_t \sim I(1)$, están cointegradas, entonces:

$$[1 \quad -\varphi_2] \begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix} = x_t - \varphi_2 z_t = n_t \quad (21)$$

Las pruebas tradicionalmente utilizadas para verificar si las series se encuentran o no cointegradas, son las pruebas de Engel-Granger (1987) y la prueba de Johansen (1988, 1991).

La prueba de cointegración de Engel-Granger (1987) es un procedimiento en dos etapas, en el cual, la primera parte consiste en estimar, a través del método de mínimos cuadrados ordinarios, una ecuación del tipo:

$$\begin{bmatrix} z^i \\ z^j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha^{ij} \\ \alpha^{ji} \end{bmatrix} + [\beta^{ij} \quad \beta^{ji}] \begin{bmatrix} z^i \\ z^j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon^i \\ \varepsilon^j \end{bmatrix} \quad (22)$$

En donde los parámetros α , incorporan la información sobre las diferencias entre el mercado i y el mercado j , como por ejemplo los costos de transporte y de transacción. Los β reflejan el cambio relativo en un mercado ante un cambio en el otro, y los términos del error ε , representan las desviaciones con relación al valor de equilibrio de largo plazo. Posteriormente, se procede a verificar si la serie de los residuos estimados, es estacionaria, es decir si:

$$\hat{\varepsilon}_t = z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} z_t \sim I(0) \quad (23)$$

No obstante, si las series se encuentran cointegradas, su relación se puede expresar mediante el Mecanismo de Corrección de Errores (MCE), afirmación que se conoce como el Teorema de Representación de Granger.

Expresando la ecuación (18) en primeras diferencias, se obtiene:

$$\begin{bmatrix} \Delta z^i \\ \Delta z^j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma^{ij} \\ \gamma^{ji} \end{bmatrix} + [\theta^{ij} \quad \theta^{ji}] \begin{bmatrix} \Delta z^i \\ \Delta z^j \end{bmatrix} + [\sigma^{ij} \quad \sigma^{ji}] \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{-1}^i \\ \hat{\varepsilon}_{-1}^j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \vartheta^{ij} \\ \vartheta^{ji} \end{bmatrix} \quad (24)$$

En donde ϑ es un término de error aleatorio, $\hat{\varepsilon}_{-1}^j$ y $\hat{\varepsilon}_{-1}^i$, son los valores rezagados del error de la ecuación de cointegración y los coeficientes θ miden la magnitud de la transmisión de los cambios de una serie a otra en el corto plazo; en el contexto de la investigación miden la magnitud de la transmisión de los precios en el corto plazo de un mercado i a un mercado j .

La prueba de Johansen (1988,1991) por su parte se basa en los modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) como por ejemplo:

$$z_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Donde ε_t es un término de error independiente e idénticamente distribuido.

Reformulando la ecuación (25) como un modelo de Corrección de Errores de Vectores Cointegrados (VECM), se obtiene:

$$\Delta z_t = \varphi_0 + \Pi z_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{j-1} \Delta z_{t-i+1} + u_t \quad (26)$$

La prueba de cointegración de Johansen se basa en el rango de la matriz Π . Cuando el rango de dicha matriz es inferior al número de variables en el sistema ($r < n$), se dice que las variables se encuentran cointegradas, y el número de ecuaciones de

cointegración es igual al rango de la matriz Π . Esta prueba está conformada por el estadístico lambda-max y el estadístico traza.

En el caso en el cual se presente cointegración entre las series, la matriz Π se puede separar en dos matrices α y β^T .

$$\Pi = \alpha\beta^T \quad (27)$$

En donde los elementos de la matriz α , brindan información acerca de los ajustes de corto plazo con respecto al equilibrio de largo plazo, al tiempo que pueden utilizarse para las pruebas de exogeneidad débil en las series. (Ollson y Hillring, 2003), comprobando si los coeficientes α_{ij} son nulos. De esta manera se puede verificar la existencia de posibles mercados que se encuentran en una situación de liderazgo frente a los demás (Roldán y Dios-Palomares, 2008).

Por su parte, los elementos de la matriz β^T presentan información sobre las relaciones de largo plazo existentes entre las series. En términos de lo planteado por la ley del precio único, validar que $\beta^T = [1 \quad -1]$, equivale a probar que los precios relativos de los mercados son iguales a lo largo del tiempo.

3.2 Datos

Con el fin de determinar la existencia de integración espacial y la convergencia de los precios en los mercados del arroz, la carne de res y la leche, se cuenta con los índices de precios al consumidor de dichos productos desde enero de 2002 hasta diciembre de 2014.

Si bien, en los últimos años la estructura de consumo de los hogares colombianos ha cambiado paulatinamente, aun se observa que al igual que la mayoría de países latinoamericanos, los hogares destinan una proporción importante del ingreso para la compra de productos alimenticios.

Tabla 3-1: Diez gastos básicos con mayor ponderación en el IPC

Gastos básicos	Total Ingresos	Ingresos altos	Ingresos medios	Ingresos bajos
Almuerzo	6,39*	5,47*	6,53*	6,57*
Res	2,48*	1,65*	2,28*	3,18*
Arroz	1,73*	0,48	1,41*	2,85*
Leche	1,65*	0,87*	1,57*	2,14*
Pollo	1,31*	0,70*	1,24*	1,70*
Aceites	0,94	0,40	0,90	1,26
Pan	0,87	0,36	0,76	1,30
Gaseosas y Maltas	0,82	0,42	0,85	0,94
Huevos	0,74	0,30	0,67	1,07
Otras Frutas Frescas	0,66	0,76*	0,64	0,64
Comidas Rápidas Calientes	0,64	0,29	0,64	0,81

Fuente: Elaboración propia con base en la información del IPC-DANE

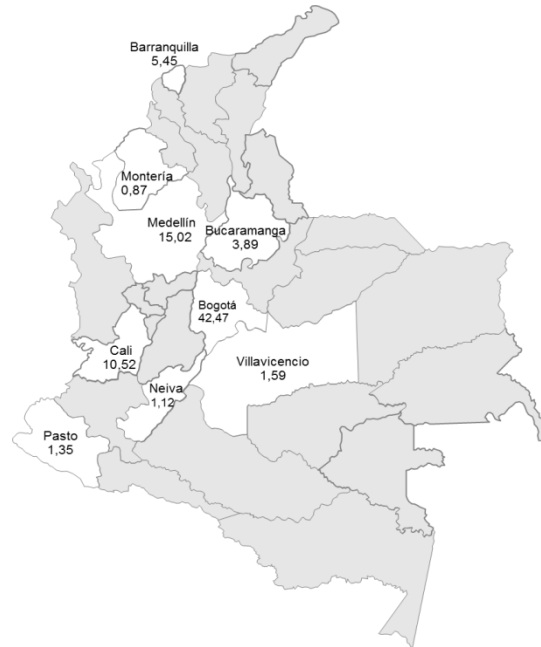
El Índice de Precios al Consumidor base 2008 (IPC 08) es un indicador que mide la variación porcentual promedio de los precios de una canasta de bienes y servicios finales, que son representativos del gasto de consumo de los hogares. Los productos se encuentran agregados en cuatro niveles: grupos, subgrupos, clases de gasto y gastos básicos. (DANE, 2013).

Dentro de la canasta de productos del IPC, los alimentos son el segundo grupo con mayor ponderación de gasto de los hogares (28,21%), después de la vivienda; presentando una participación de 27,09% en los ingresos medios y del 34,66% en los ingresos bajos, observándose que para estos últimos se constituye como el gasto más representativo.

Asimismo, dentro del grupo de alimentos la carne de res (2,48%), el arroz (1,73%) y la leche (1,65%), son los gastos básicos con la segunda, tercera y cuarta mayor ponderación respectivamente. Por niveles de ingresos, en los hogares de ingresos medios y bajos, estos productos se ubican dentro de los cinco gastos con mayor proporción de consumo, mientras que para los ingresos altos solamente la carne y la leche se observan como los de mayor participación. Por este motivo, se han seleccionado dichos productos con el objetivo de evaluar empíricamente la integración y convergencia de los precios entre las principales ciudades colombianas.

En cuanto a las ciudades para el análisis, se seleccionaron como objeto de estudio Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín, Montería, Neiva, Pasto y Villavicencio, puesto que en conjunto agregan el 82,3% del gasto de consumo de los hogares colombianos.

Figura 3-1: Nueve ciudades con mayor ponderación en el IPC 08



Fuente: Elaboración propia con base en la información del IPC-DANE

Bogotá, es la capital de Colombia, del departamento de Cundinamarca y el principal centro económico del país. Aporta el 24,7% del Producto Interno Bruto (PIB) colombiano y cuenta con una población aproximada de 7'776.845 personas; asimismo, representa el 45,47% del gasto de consumo de los hogares. Geográficamente se encuentra ubicada en la región central del país, lo que la convierte en un punto estratégico en términos comerciales, puesto que cuenta con facilidad para el transporte de mercancías desde y hacia otras zonas del país, debido a que en Cundinamarca se encuentran 19 tramos de vías terrestres², de las cuales solamente el 12,2% se encontraba sin pavimentar a junio

² Corresponde a la información del Estado de la Red Vial Criterio Técnico Enero - Junio 2014, del Instituto Nacional de Vías – INVIAS.

de 2014. Entre las principales vías que atraviesan la región se destacan la Autopista al Llano, que une a Bogotá con Villavicencio; la Troncal Central que une la capital con los departamentos de Boyacá y Santander y la Troncal Central del Norte.

Medellín, es la segunda ciudad con mayor peso en el IPC (15,02%). Hace parte de la región del Eje Cafetero, presenta una población aproximada de 2'444.123 personas y participa con el 13,1% del PIB. En relación al transporte terrestre, el departamento de Antioquia cuenta con 14 tramos pavimentados en un 96,63%, destacándose como vía principal la Troncal Occidental que comunica la región Pacífica con el Caribe colombiano. Por su parte, Cali y Pasto, que concentran el 11,87% del peso del IPC y aportan en conjunto el 10,8% del PIB, hacen parte de la región pacífica, la cual cuenta además de la mencionada Troncal Occidental, con la Transversal-Buenaventura-Puerto Carreño y el puerto de Buenaventura que es considerado el principal puerto marítimo del país en el Océano Pacífico, y en el que, de acuerdo con la información de la Sociedad Portuaria Regional de Buenaventura S.A., durante el año 2014 se movilizaron 11'753.901 toneladas de carga y 1.139 naves.

Barranquilla y Montería se encuentran en la región caribe, participan con el 5,5% del PIB y representan el 6,32% del gasto de consumo. Presentan facilidades para llevar a cabo el comercio tanto por vía terrestre como por vía marítima, ya que la región cuenta con más de 16 tramos viales y dos carreteras principales (Troncal del Magdalena y Transversal del Caribe), al igual que con el Puerto de Barranquilla, que se encuentra ubicado sobre ribera occidental del río Magdalena, a 22 km de su desembocadura en el mar Caribe, y actualmente es el cuarto puerto más importante del país por volumen de carga transportada (Otero, 2011).

Adicionalmente, Bucaramanga, Neiva y Villavicencio hacen parte de las regiones Oriental, Central y de los Llanos respectivamente, cuentan con una población aproximada de 1'341.263 personas y representan el 6,6% del IPC y el 15,2% de la producción colombiana. Poseen más de 50 tramos de vías y 2 troncales principales: la Transversal Buenaventura - Puerto Carreño y la Troncal Central.

3.3 Análisis descriptivo

3.3.1 Arroz

- **El mercado**

El arroz es uno de los principales cultivos agrícolas de la economía colombiana, con el café y el maíz, por lo cual se cultiva en casi todos los departamentos del país, identificándose cinco grandes zonas: el Bajo Cauca, el Centro, los Llanos Orientales, los Santanderes y la Costa Norte, de las cuales el Centro y las Llanos orientales son las principales regiones productoras (SIC, 2013).

Espinal et al (2005), describen que el primer nivel de la cadena productiva del arroz corresponde al cultivo y cosecha del arroz paddy o arroz con cáscara. Después de la recolección, este producto agrícola es llevado a los molinos, en donde se realiza un proceso de secado y posteriormente de trilla, con el fin de producir el arroz integral y la cascarilla del arroz; el arroz integral, puede destinarse directamente al consumo humano o puede someterse a un proceso de pulimento en el que se obtiene el arroz blanco y la harina de pulimento, también conocida como salvado de arroz.

Adicionalmente, de acuerdo a la forma en la que se realice la siembra, se puede diferenciar entre dos tipos de cultivo: el mecanizado, que emplea alguna clase de maquinaria; y el manual, en el que solo se utiliza mano de obra. A su vez, el arroz mecanizado puede subdividirse en arroz seco, el cual utiliza aguas de lluvia, que por lo general se recogen a través de canales o drenajes; y el arroz de riego, en donde se emplean métodos de bombeo o gravedad para obtener el agua utilizada para el cultivo. (Espinal et al, 2005).

En relación a la producción, Espinal et al (2005) afirman que:

La producción y la superficie ocupada en arroz se concentran principalmente en dos segmentos de productores. Aquellos que producen entre 20 y 40 hectáreas, que concentran el 15,3% de la producción y los cultivadores ubicados entre 100 y 200 hectáreas, que concentran el 16% de la misma. En conjunto estos dos segmentos concentran el 30% del área y el 31% de la producción. (p.14).

De acuerdo con el diagnóstico de la Superintendencia de Industria y Comercio (SIC) en el año 2013, dado que los molinos son los principales demandantes del arroz con cáscara, se ha evidenciado que:

La relación entre los industriales del arroz en Colombia como compradores de paddy y los productores agrícolas como vendedores, se puede caracterizar como una estructura de mercado oligopsónica, en la medida en que el arroz paddy no tiene otro destino más que el molino para ser procesado, y por tanto, el poder de negociación y definición de precios y/o cantidades de producción está determinado por el lado de la demanda del producto. (SIC, 2013, p.8)

Al respecto, Espinal et al (2005), también comentan que se han observado ciertas restricciones por parte de los molinos a los productores, en relación a los precios del arroz paddy debido tanto al carácter oligopólico de esta industria y, como a la competencia entre los molinos por mantener e incrementar sus mercados.

De este modo:

La existencia de pocos molinos grandes, refuerza la estructura oligopólica de la industria arrocera. Dado que unas cuantas empresas dominan la industria pueden fijar los precios de venta de sus bienes terminados y también tienen la capacidad para influir sobre el precio de compra de sus insumos básicos, específicamente, en las materias primas agropecuarias que participan de forma importante en la estructura de costos de la industria. (SIC, 2013, p.8).

Por esta razón, en el año 2012 la SIC inició investigaciones y formuló una serie de pliegos de cargos contra algunos de los principales molinos del país, de los cuales Molinos Roa S.A. y Molinos Florhuila S.A. fueron sancionados, por violación a la libre competencia, a través de la Resolución 16562 del 14 de abril de 2015. La resolución señala que las investigaciones de la Delegatura para la Protección de la Competencia, evidenciaron la presencia ciertas restricciones a la competencia que dificultan la intermediación, entre las que se destacan: elevados niveles de inversión para alcanzar una participación destacada en el mercado, la presencia de economías de escala que

disminuyen la eficiencia de las pequeñas empresas y el posicionamiento de las marcas generados por los niveles de recordación de los consumidores. (SIC, 2015).

Del mismo modo, en la resolución también se estableció que:

Fue posible observar que controlaban e imponían a sus aliados comerciales y/o clientes, los precios de venta al público de sus productos, estableciendo un máximo en pesos de diferencia con la plaza de mercado. En los casos en que era desatendida la instrucción impartida, se daba lugar a: (i) la terminación unilateral de la relación comercial, (ii) la interrupción de la misma, y (iii) sanciones por un término de tres (3) meses, con el compromiso de que los volúmenes dejados de facturar por el comerciante castigado fuesen asumidos por los demás comercializadores de la región. (SIC, 2015, p. 5).

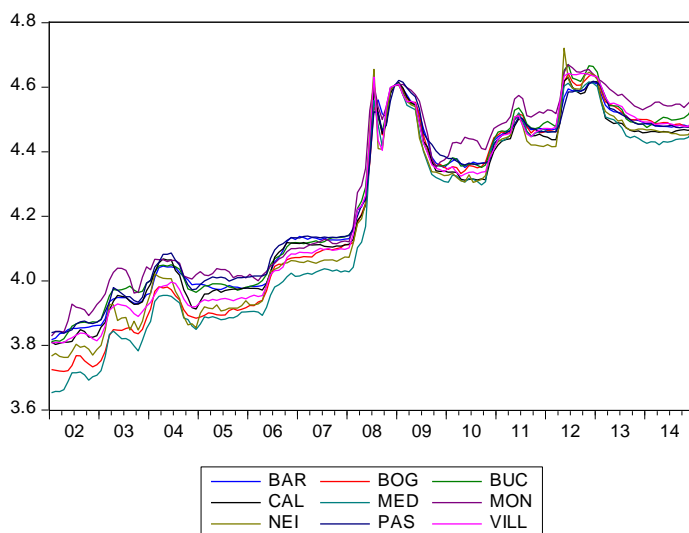
▪ **Los precios**

Los precios del arroz se caracterizan por presentar un comportamiento estacional, incrementándose en los primeros meses del año principalmente en marzo, y disminuyendo en el segundo semestre en septiembre, coincidiendo con las fechas de recolección de las cosechas: mayo y septiembre, y septiembre y abril, observándose una sobre oferta del producto en la segunda mitad del año, debido a la producción de los Llanos orientales.

En la Figura 3-2, se presenta la evolución de los precios entre 2002 y 2014, observándose un incremento continuo en todas las series, principalmente durante los años 2007 y 2009, situación que se encuentra asociada al alza en los precios internacionales de los commodities, como consecuencia del incremento en la demanda de algunos productos agrícolas para la elaboración de biocombustibles, cuya producción se vio incentivada con los altos precios del petróleo. Así mismo, también se destacan otros factores como el exceso de liquidez en los mercados internacionales, los altos niveles de crecimiento de China e India, y el cambio en los patrones de consumo alimenticios de su población, al igual que la elevada afluencia de fondos de inversión a los mercados de materias primas. (Klitenik, 2010). Por su parte, el alza en los precios

durante este período, incentivó a los productores a incrementar la producción, generando una sobre oferta del producto y la posterior caída de los precios en el año 2009.

Figura 3-2: Precios en logaritmos del arroz 2002-2014



Fuente: Elaboración propia

Del mismo modo, también se observa un incremento de los precios a finales de 2010 y el año 2011, los cuales de acuerdo con Ramírez, Gómez y Becerra (2013) son consistentes con la caída en los rendimientos en la producción ocasionados por la temporada invernal que se presentó en el país, debido a que los altos niveles de lluvias presentados y la proliferación de hongos y bacterias afectaron los cultivos en la mayoría de las zonas productoras, disminuyendo por tanto la oferta del producto.

Se observa que en Montería, Bucaramanga y Pasto, los precios se mantiene en niveles relativamente altos durante la mayor parte del período de análisis, mientras que en Bogotá, Cali y Medellín ocurre todo lo contrario, aun cuando, en general, las series presentan una tendencia común.

3.3.2 Carne de res

- **El mercado**

La carne de res es uno de los principales productos que hacen parte de la dieta de los hogares, con un consumo aparente per cápita promedio de 18,9 kg/hab, entre 2005 y 2014, de acuerdo con las estadísticas de la Federación Colombiana de Ganaderos.

La industria asociada a este producto está constituida por cinco eslabones principales: la producción de ganado en fincas, la comercialización de ganado en pie, la industrialización por parte de las plantas de sacrificio y procesadoras de alimentos, los canales de distribución de carne fresca y sus derivados, y la transformación de los productos cárnicos (Espinal, Martínez y Acevedo; 2005). Y la cadena se caracteriza por la presencia de una alta interrelación entre los eslabones. La ganadería vacuna se encuentra distribuida en gran parte del territorio colombiano, sin embargo se concentra en los departamentos de Antioquia, Casanare, César, Córdoba, Cundinamarca, Meta y Santander (SIC, 2012).

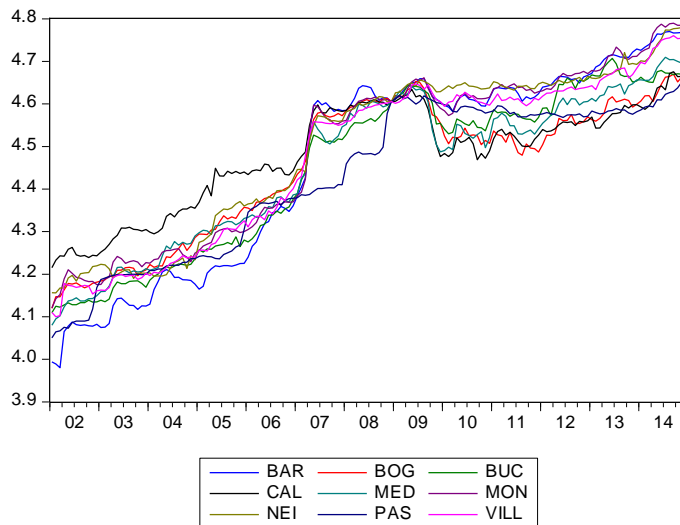
De acuerdo con el estudio sectorial de la carne bovina de la SIC, al interior de la industria de la carne se ha evidenciado el desarrollo de economías de escala, que han permitido la disminución de los costos de sacrificio y procesamiento, y la posibilidad de aprovechar económicamente los subproductos generados. Asimismo, la dispersión del sector ha hecho posible la presencia de un número elevado de vendedores, compradores y lugares en donde se comercializa el ganado. (DNP, 2010).

De acuerdo con el Documento CONPES 3676 del DNP, la distribución de carne para los hogares es llevada a cabo principalmente a través de los expendios tradicionales (famas) y los supermercados, de los cuales estos últimos absorben aproximadamente el 10% de la producción nacional. Por otra parte, en la comercialización mayorista se destacan los agentes colocadores, quienes compran el ganado en pie y surten a los canales minoristas; y las carnicerías especializadas quienes se han constituido como los principales proveedores de hoteles y restaurantes.

▪ Los precios

Los precios de la carne de res presentan un comportamiento estacional a través del año, incrementándose entre abril y agosto, y disminuyendo entre septiembre y marzo del siguiente año. El pico más alto se ubica en el mes de junio, mientras que el más bajo se observa en enero. Situación que se asocia a la estacionalidad climática y a los períodos regulares de bajo consumo como son la semana santa y las épocas de subienda de los pescados. (Espinal, Martínez y Acevedo; 2005).

Figura 3-3: Precios en logaritmos de la carne de res 2002-2014



Fuente: Elaboración propia

En la Figura 3-3, se puede apreciar la evolución de los precios para el período 2002-2014, observándose que la mayoría de las ciudades presentaron niveles relativamente altos entre los años 2007 y 2009. Como factores asociados a dicha situación se encuentran el incremento en los precios de los commodities, los cuales afectaron la dinámica del sector primario colombiano; la implementación de la resolución 039 de 2007 del Ministerio de Agricultura (posteriormente derogada por el artículo 1 de la resolución 136), en donde se prohibía el sacrificio de hembras bovinas preñadas, y de hembras aptas para la cría en el país; al igual que el aumento de las exportaciones de ganado en

pie hacia Venezuela, lo cual disminuyó la cantidad de animales que se podían destinar al consumo doméstico.

3.3.3 Leche

▪ El mercado

La leche en Colombia, es considerada como un bien de primera necesidad que se consume por la mayor parte de la población, independientemente de sus niveles de ingreso. Es definida en el artículo 3 del Decreto 616 del 28 de febrero de 2006, como: “el producto de la secreción mamaria normal de animales bovinos, bufalinos y caprinos lecheros sanos, obtenida mediante uno o más ordeños completos, sin ningún tipo de adición, destinada al consumo en forma de leche líquida o a elaboración posterior”. Para el año 2008, la producción total registrada fue de 5.757 millones de litros, los cuales representaron el 25% del PIB pecuario y el 10,2% del PIB Agropecuario. (DNP, 2010).

La cadena de la leche en el país, se encuentra dividida principalmente en dos grandes eslabones: la producción de leche cruda, la cual se puede presentar bajo el sistema especializado o bajo el sistema de doble propósito; y la etapa industrial, en la que se producen los subproductos o derivados lácteos como queso, mantequilla, leche en polvo, entre otros (Espinal, Martínez y González, 2005). Sin embargo, bajo un mayor nivel de desagregación pueden diferenciarse seis eslabones interrelacionados, cuyas interacciones llegan hasta el consumidor final: los proveedores, las unidades productivas, el acopio, los industriales, la comercialización y los consumidores finales (SIC, 2012).

La producción de leche se realiza en todo el país, sin embargo la Resolución 17 del 20 de enero de 2012 del Ministerio de Agricultura, definió dos grandes regiones lecheras:

- Región 1. Conformada por los departamentos de Cundinamarca, Boyacá, Antioquia.
- Región 2. Que agrupa los departamentos de Cesar, Guajira, Atlántico, Bolívar, Sucre, Córdoba, Chocó, Magdalena, Norte de Santander, Santander, Caquetá, Tolima, Huila, Meta, Orinoquia, y Amazonia.

No obstante, de acuerdo al estudio de la SIC (2012) “Cadena productiva de la leche en Colombia: diagnóstico de libre competencia (2009-2011)”, el 74% de la producción nacional en el año 2012 se concentraba en doce departamentos: Cesar, Magdalena, Córdoba, Atlántico, Guajira, Sucre, Bolívar, Cundinamarca, Boyacá, Meta y los Santanderes. Y se estima que aproximadamente el 60% de la leche que se vende se destina a la industria, mientras que el 31% se destina a los intermediarios y el 9,1% a otro tipo de compradores.

Una vez finalizado el proceso productivo, el consumidor final puede adquirir los productos lácteos a través de tres canales principales: el tradicional, que hace referencia a las tiendas de barrio; las grandes superficies o almacenes de cadena; y el canal institucional, relacionado con los programas gubernamentales de asistencia. En donde, el canal con el mayor grado de importancia es el tradicional, seguido de las grandes superficies. Adicionalmente también se destacan los distribuidores y los puntos de venta propios de las empresas lecheras (Jaramillo y Areiza, 2013).

No obstante, se ha identificado un alto grado de informalidad en el acopio de leche. Para el año 2012, del total de la producción aproximadamente el 44% se comercializaba informalmente, observándose que el grado de informalidad varía entre las regiones (Jaramillo y Areiza, 2013). Como se puede apreciar en la Tabla 2, Casanare, Cauca, Meta y Valle se encuentran entre los departamentos con una mayor incidencia de la informalidad: nivel crítico; mientras que para Antioquia y Cundinamarca, se evidencia una presencia casi nula. Lo cual puede asociarse a una menor concentración de pequeños productores.

De acuerdo con Jaramillo y Areiza, (2013) esta situación de informalidad, sumado a que no se observan barreras a la entrada o a la salida, no permiten caracterizar a industria láctea como una industria concentrada.

Tabla 3-2: Rangos de la Informalidad en la comercialización de leche

Rangos de informalidad	Clasificación	Departamentos
0 - 20%	Informalidad casi inexistente	Antioquia, Caldas, Quindío, Cundinamarca
21% - 40%	Baja informalidad	Cesar
41% - 60%	Media informalidad	Atlántico, Boyacá, Nariño
61% - 80%	Alta informalidad	Bolívar, Córdoba, Magdalena, Risaralda
81% - 100%	Informalidad crítica	Casanare, Meta, Valle del Cauca, Cauca, Huila, Tolima, Guajira, Sucre, Norte de Santander, Santander

Fuente: DNP

▪ Los precios

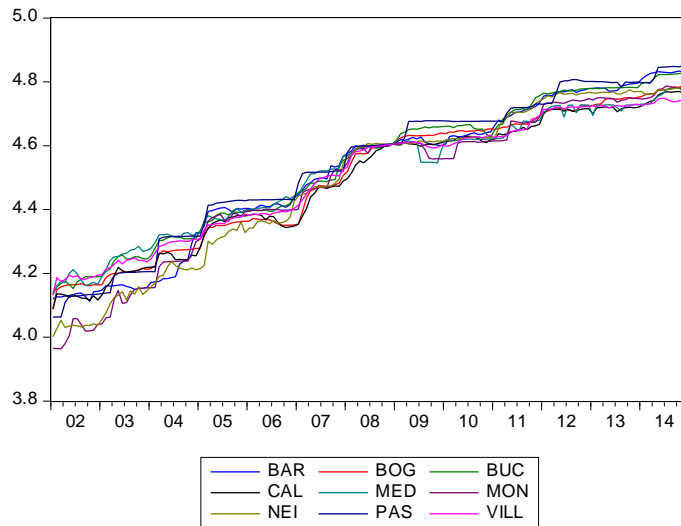
Los precios de la leche se caracterizan por presentar un comportamiento estacional, debido a los periodos de lluvia y sequía, que afectan la disponibilidad de pastos y por lo tanto la cantidad de leche producida; de esta manera, los precios se incrementan durante el segundo semestre del año, y disminuyen entre los meses de febrero y mayo, en donde por lo general se presenta la sobre oferta del producto.

En la Figura 3-4, se puede observar la tendencia moderadamente creciente en los precios de la leche para todas las ciudades, sin observarse grandes brechas entre ellas. Es importante recordar que, entre 2008 y 2009, se presentó una reducción en la producción de leche, debido a, como se mencionó previamente, las inundaciones y sequías causadas por el fenómeno del niño y la niña, los cuales afectaron la disponibilidad de los pastizales y la productividad ganadera. No obstante, durante parte del segundo semestre de 2008, se observó una caída de los precios nacionales de la leche en polvo frente a los precios de los mercados internacionales, a raíz de la devaluación del peso colombiano, entre agosto y septiembre. (Llano y Duarte, 2010). Sin embargo, como puede apreciarse los precios no respondieron significativamente a dicha disminución.

En esa misma figura, también es posible observar que la ciudad de Pasto presenta los niveles de precios más altos durante la mayor parte del período de estudio, la principal razón de ello radica en el hecho de que en promedio, los costos de producción de Nariño son más elevados que en los demás departamentos, puesto que aproximadamente el 50% de los costos de producción por finca corresponden a la utilización de mano de obra. (Fedesarrollo, 2012).

Por su parte, los bajos niveles de precios evidenciados para Cali, Montería, Neiva y Villavicencio, podrían estar asociados a la informalidad presente en sus departamentos, ya que esta situación induce a una distorsión del mercado, puesto que tiende a ubicar los precios por debajo de los que se establecen en la industria formal. (Jaramillo y Areiza, 2013).

Figura 3-4: Precios en logaritmos de la leche 2002-2014



Fuente: Elaboración propia

4. Resultados empíricos

Para cada una de las ciudades se llevaron a cabo en primer lugar las pruebas de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) en donde, como se mencionó anteriormente, la hipótesis nula es la presencia de raíces unitarias en la serie y la Prueba KPSS en donde la hipótesis nula es la no presencia de raíces unitarias (serie estacionaria). Se calcularon las primeras diferencias de cada serie, que presentaba raíz unitaria, con el fin de verificar si después de la transformación eran estacionarias.

Posteriormente para las series en las que se evidenció la presencia de raíces unitarias se calcularon los modelos VAR correspondientes, utilizando el criterio Akaike para determinar el número óptimo de rezagos a incluir; y se llevó a cabo la prueba de cointegración de Johansen que permite evidenciar si en el largo plazo existe una relación entre las variables. Finalmente, se llevaron a cabo las pruebas de exogeneidad débil con el fin de verificar si algunas de las ciudades se comportaban como líderes y las funciones de impulso-respuesta para analizar la respuesta de las ciudades ante choques en los precios.

4.1 Arroz

Como se observa en la Tabla A1 del anexo, para las series de las ciudades, los resultados de las pruebas ADF, PP y KPSS no permiten rechazar la presencia de raíces unitarias, debido a que en el caso de las pruebas ADF y la PP, el estadístico calculado es menor que el valor crítico al 95% y por tanto no se rechaza la hipótesis nula, asimismo en la prueba KPSS el estadístico calculado es mayor que el valor crítico y por tanto se rechaza la hipótesis de estacionariedad en el mercado del arroz. Posteriormente, al calcular las primeras diferencias de las series, se observó que estas eran estacionarias (ver Tabla A2 del anexo)

Tabla 4-1: Pruebas de cointegración de Johansen

PRODUCTO	HIPÓTESIS		PRUEBA DEL MÁXIMO VALOR PROPIO		PRUEBA DE LA TRAZA		COINTEGRACIÓN
	NULA	ALTERNA	ESTADÍSTICO	Prob**	ESTADÍSTICO	Prob**	
Arroz	r=0	r>0	69,88*	0,0033	234,77*	0,0014	Si
	r=1	r>1	47,24	0,1788	164,88	0,0861	
	r=2	r>2	32,57	0,6736	117,65	0,3198	
Carne de res	r=0	r>0	57,35*	0,0281	207,22*	0,0009	Si
	r=1	r>1	41,07	0,2612	149,88*	0,0212	
	r=2	r>2	30,61	0,5480	108,81	0,0759	
Leche	r=0	r>0	68,67*	0,0037	207,83*	0,0136	Si
	r=1	r>1	45,10	0,2281	139,16	0,3678	
	r=2	r>2	28,31	0,8656	94,06	0,7754	

* Significa rechazo de la hipótesis al nivel de 0,05

** p-valores de Mackinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Elaboración propia

Una vez se confirmó la presencia de raíces unitarias en las series de precios, se procedió a calcular el modelo VAR correspondiente, verificando la no presencia de autocorrelación, y se llevó a cabo la prueba de cointegración de Johansen (ver Tabla 4-1), en dónde se observó la hipótesis nula de que existe solamente un vector de cointegración. Los resultados de la prueba traza y del máximo valor propio denotan el rechazo de la no existencia de cointegración al nivel del 5%, aceptando la existencia de un vector de cointegración, es decir que se presenta una relación de largo plazo entre las series, y por tal motivo los precios de las ciudades del estudio se mueven hacia una misma dirección, existiendo de esta manera una tendencia común que condiciona la evolución de los precios. (Roldán y Dios-Palomares, 2008)

Tabla 4-2: Pruebas de exogeneidad débil para el arroz

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Medellín	Montería	Neiva	Pasto	Villavicencio
Estadístico calculado	17,960	22,615	20,782	21,844	22,575	16,394	19,557	10,014	17,067
Probabilidad	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0001*	0,0000*	0,0016*	0,0000*

* Significa rechazo de la Ho al 5%

Fuente: Elaboración propia

Con el fin de identificar si algunas de las ciudades se comportan como mercados líderes, se llevaron a cabo las pruebas de exogeneidad débil, cuyos resultados se presentan en la Tabla 4-2, y en donde se puede observar que para todas las ciudades se rechaza la

hipótesis nula, sugiriendo de esta manera que ninguna de las ciudades se encuentra en una situación de predominio frente a las demás.

Por lo tanto, aun cuando se evidencia una integración espacial entre las ciudades, observada a través de la relación de largo plazo entre las series, y se hubiese esperado que la dinámica de los precios se encontrase influida por el comportamiento de las capitales de las principales regiones productoras como mercados líderes, los resultados parecen indicar que los precios de una ciudad responden a los cambios que afectan en conjunto a las demás ciudades sin que ninguna condicione los resultados de la demás.

Una explicación a esta situación, podría encontrarse en el hecho de que para ciertos mercados, en el análisis de los precios al consumidor pierde relevancia el que una región sea productora o no, debido a que los precios no se encuentran determinados por el origen espacial de la producción, sino que se ven influenciados en mayor proporción por dos factores: la distribución, en relación a los comercializadores y las grandes cadenas; y la existencia de unos pocos grupos empresariales con una gran influencia en el mercado Roldan y Dios-Palomares (2008). Escenario que hace posible la homogeneidad de los precios en todo el país, de tal manera que evolucionen en una misma dirección.

Finalmente, para determinar los efectos de los choques en los precios de una ciudad sobre las ciudades restantes se llevaron a cabo las funciones impulso-respuesta, las cuales se presentan en el Gráfico A1 del anexo. Principalmente, se observa que ante un choque de los precios de la ciudad de Bogotá, los precios de las demás ciudades se incrementan rápidamente en el primer período para luego, a partir del onceavo mes, retornar a sus niveles iniciales. También se observa que los cambios en Barranquilla, Medellín y Pasto tienen un efecto positivo sobre los precios de las demás ciudades durante los primeros diez períodos, y posteriormente estos empiezan a disminuir por debajo de sus niveles iniciales. Por su parte, los choques en las ciudades de Cali y Neiva tienden a afectar negativamente la dinámica de los precios nacionales. En el caso de las demás ciudades, los choques positivos en los precios tienen efectos positivos en los precios que perduran después del doceavo período.

4.2 Carne de res

Dado que los resultados de las pruebas de raíces unitarias indican que las series son integradas de orden 1, se calculó el modelo VAR correspondiente sin la presencia de autocorrelación, y se efectuó la prueba de Johansen para verificar el cumplimiento de la Ley del precio único.

Como se puede observar en la Tabla 4-1, los resultados de la prueba del máximo valor propio y de la traza indican la existencia de un vector de cointegración para el mercado de la carne de res, lo cual indica la existencia de una relación de largo plazo en las series de las ciudades analizadas, por lo cual los precios convergen en el largo plazo bajo una tendencia común.

Los resultados de las pruebas de exogeneidad débil (ver Tabla 4-3) indican la existencia de 3 ciudades que se comportan como líderes: Cali, Medellín y Villavicencio, de las cuales Medellín y Villavicencio se encuentran ubicadas en las regiones que concentran la mayor parte de la producción, lo cual permite intuir que la dinámica de los precios en el mercado de la carne se encuentra directamente relacionada con el comportamiento de las zonas productoras.

Tabla 4-3: Pruebas de exogeneidad débil para la carne de res

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Medellín	Montería	Neiva	Pasto	Villavicencio
Estadístico calculado	4,517	4,270	5,892	0,388	0,229	4,928	13,072	10,720	3,538
Probabilidad	0,0336*	0,0388*	0,0152*	0,5334	0,6320	0,0264*	0,0003*	0,0011*	0,0600

* Significa rechazo de la H_0 al 5%

Fuente: Elaboración propia

Al llevar a cabo las funciones de impulso-respuesta, presentadas en el Gráfico A2 del anexo, se observó que ante un cambio en los precios de Bogotá y Medellín, el efecto transmisión sobre las demás ciudades es inmediato presentándose incrementos desde el primer periodo; los cuales persisten aproximadamente hasta el décimo periodo, momento en el cual los precios empiezan a disminuir. En el caso de Villavicencio, se puede

apreciar que un choque positivo en el precio tiene un efecto positivo en los precios de la mayoría de las ciudades a partir del tercer período, a excepción de Pasto en donde hay un efecto negativo hasta el cuarto período. Por su parte, también se observó que los choques en Montería y Pasto tienen un efecto negativo en los precios aproximadamente a partir del tercer período. En las ciudades restantes, los choques positivos en los precios generan respuesta entre el segundo y el tercer período.

De esta manera los resultados de las pruebas realizadas validan la existencia de una convergencia de los precios de las ciudades analizadas en el largo plazo, cuya tendencia depende principalmente de la dinámica de las principales regiones productoras, destacándose Medellín y Villavicencio como ciudades líderes. Asimismo, en cuanto al mecanismo de transmisión de precios se pudo apreciar que los choques positivos en los precios de dichas regiones se transmiten a las demás ciudades durante los tres primeros períodos. Adicionalmente, en el caso de Bogotá se observó que si bien, de acuerdo con la prueba de exogeneidad débil no se perfila como un mercado líder para este producto, sus variaciones de precios se transmiten durante el primer periodo a las ciudades restantes, situación que podría depender del que sea la capital del país.

4.3 Leche

Los resultados de las pruebas ADF, PP y KPSS para las series de precios y sus primeras diferencias en las principales ciudades indican la presencia de una raíz unitaria en las series (Veáse Tablas A1 y A2 del anexo). Adicionalmente, al realizar la prueba de cointegración de Johansen, (Tabla 4-1) el resultado de la prueba traza y del máximo valor propio evidencia la existencia de un vector de cointegración entre las series de las ciudades, indicando así que los precios de las ciudades convergen hacia una misma dirección.

Como se puede observar en la Tabla 4-4, con un nivel de significancia del 5%, se puede aceptar la hipótesis nula de que las ciudades de Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín, Neiva y Villavicencio son débilmente exógenas. En el caso particular de Medellín y Bogotá, hay que recordar que los departamentos de Antioquia y Cundinamarca, concentran la mayor parte de la producción de leche pasteurizada.

Mientras que en Santander se observa una proporción importante de la producción de leche UTH.

Tabla 4-4: Pruebas de exogeneidad débil para la leche

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Medellín	Montería	Neiva	Pasto	Villavicencio
Estadístico calculado	0,035	1,000	2,426	0,110	0,122	8,798	0,167	4,119	1,271
Probabilidad	0,8514	0,3174	0,1193	0,7991	0,7270	0,0030*	0,6831	0,0424*	0,2596

* Significa rechazo de la Ho al 5%

Fuente: Elaboración propia

En las funciones de impulso-respuesta que se presentan en el Gráfico A3 del anexo, se observa la respuesta de las ciudades a choques en los precios de cada una de ellas. Se aprecia que ante un choque positivo en los precios de Bogotá, hay un efecto inmediato en las demás ciudades en donde se incrementan los precios durante los primeros seis meses y luego empiezan a disminuir. Por su parte, los choques en Barranquilla, Medellín y Bucaramanga tienen un efecto positivo sobre las demás ciudades aproximadamente después del tercer período, presentándose incrementos que persisten más allá del vigésimo cuarto período. En el caso de Pasto, los impactos se transmiten a partir del segundo período, siendo negativos para la mayoría de las ciudades a excepción de Barranquilla y Montería; no obstante a partir del décimo quinto periodo los precios empiezan a converger a sus niveles iniciales. Finalmente, se observa que los choques en las ciudades de Cali, Montería, Neiva y Villavicencio tienden a presentar pequeños efectos sobre la dinámica de las demás ciudades, situación que puede estar asociada a los altos niveles de informalidad presentes en estas cuatro ciudades, que pueden estar distorsionando los precios y por lo tanto afectando los mecanismos de transmisión de los mismos.

5. Conclusiones

Si bien empíricamente se ha evidenciado una relación de casualidad de los precios del productor a los precios del consumidor, para algunos productos se ha evidenciado que los precios no se encuentran determinados en gran parte por el origen espacial de la producción, sino por otros factores relacionados con la comercialización y el poder del mercado.

Los resultados de las pruebas realizadas para el mercado del arroz indican que existe una relación de largo plazo entre las ciudades analizadas, de tal manera que los precios convergen en el largo plazo. Adicionalmente, aunque no se encontró que ninguna de las ciudades presente un comportamiento de líder, existe una alta interrelación entre los precios de todas las ciudades, puesto que se puede apreciar que los cambios que se presentan se transmiten rápidamente de una región a otra. Situación que puede responder tanto a la dinámica regional como a la presencia de unas pocas grandes empresas arroceras con presencia en todo el país, cuyo poder de mercado hace posible la homogeneidad de los precios, de tal manera que evolucionen en una misma dirección.

Por otra parte, en el caso de la carne de res y la leche los resultados también validan la existencia de una convergencia de los precios de las ciudades analizadas en el largo plazo, sin embargo se observó, que a diferencia del arroz, su tendencia depende principalmente de la dinámica de las principales regiones productoras.

Para el mercado de la carne de res, se destacan Medellín y Villavicencio como ciudades líderes, cuyos choques positivos en los precios se transmiten a las demás ciudades durante los tres primeros períodos. En el caso de Bogotá, aunque de acuerdo con la prueba de exogeneidad débil no se perfila como mercado líder, se observó que sus variaciones de precios generan una respuesta inmediata sobre las demás ciudades,

situación que podría depender del que sea la capital del país y que también se ubique en una de las principales regiones productoras.

Finalmente, en el caso de la leche Bogotá, Bucaramanga y Medellín, se ubican en los departamentos que concentran la mayor parte de la producción y de acuerdo a los resultados pueden ser consideradas como ciudades líderes, cuyas variaciones en los precios se transmiten a las ciudades restantes durante los tres primeros períodos. Por su parte, también se observó que los choques en las ciudades de Cali, Montería, Neiva y Villavicencio tienden a presentar pequeños efectos sobre la dinámica de las demás ciudades, situación que puede estar asociada a los altos niveles de informalidad presentes en estas cuatro ciudades, que pueden estar distorsionando los precios y por lo tanto afectando los mecanismos de transmisión de los mismos.

A. Anexo

Tabla A1. Pruebas de raíces unitarias para las series en niveles

Prueba	Producto	Estadísticos	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Medellín	Montería	Neiva	Pasto	Villavicencio
Prueba ADF.	Arroz	Estadístico calculado	-1,043*	-1,247*	-1,256*	-1,184*	-1,222*	-0,983*	-1,073*	-1,158*	-1,084*
Ho: La serie tiene raíz	Carne de res	Estadístico calculado	-1,762*	-1,559*	-1,751*	-1,523*	-1,357*	-1,427*	-1,593*	-2,324*	-1,351*
	Leche	Estadístico calculado	-1,136*	-1,879*	-1,639*	-1,000*	-2,051*	-2,799*	-1,996*	-2,439*	-2,102*
Prueba PP.	Arroz	Estadístico calculado	1,044*	1,044*	-1,165*	-1,080*	-1,086*	-1,072*	-1,129*	-1,025*	-1,015*
Ho: La serie tiene raíz	Carne de res	Estadístico calculado	-1,799*	-1,508*	-1,789*	-1,591*	-1,517*	-1,531*	-1,895*	-2,721*	-1,338*
	Leche	Estadístico calculado	-1,647*	-1,837*	-2,690*	-2,023*	-2,051*	-2,811*	-1,922*	-3,505	-1,835*
Prueba KPSS.	Arroz	Estadístico calculado	1,549	3,615	3,561	3,526	3,568	3,551	3,533	3,563	3,556
Ho: La serie es estacionaria	Carne de res	Estadístico calculado	3,572	1,477	1,523	1,492	1,508	1,67	1,525	1,517	1,545
	Leche	Estadístico calculado	1,624	1,61	1,615	1,597	1,587	1,665	1,608	1,742	1,601
Orden de integración	Arroz		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
	Carne de res		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
	Leche		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

* Significativo al 95% Valor crítico ADF: -2,877 Valor crítico PP: -2,877 Valor crítico KPSS: 0,463

Fuente: Elaboración propia

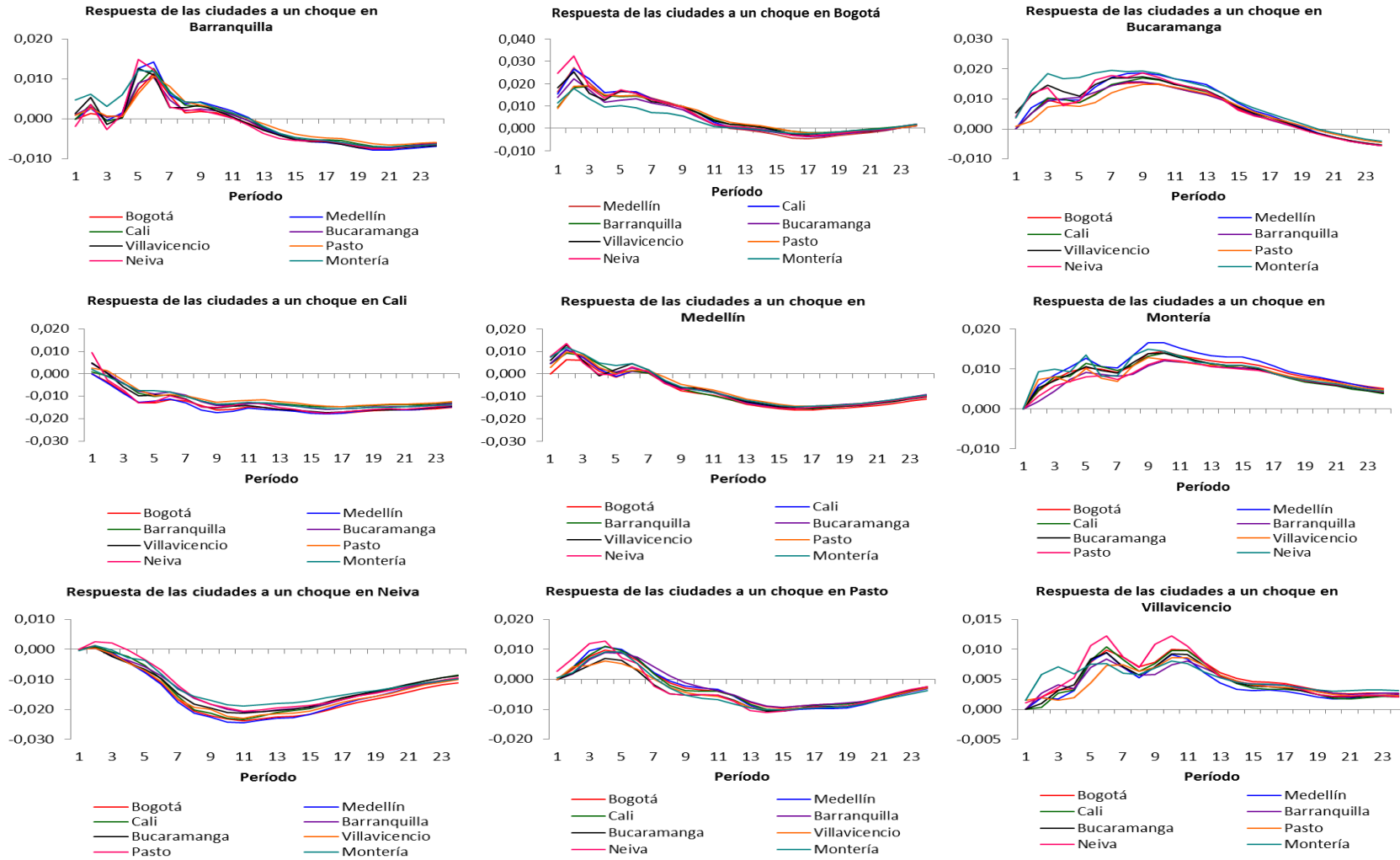
Tabla A2. Pruebas de raíces unitarias para las series en primeras diferencias

Prueba	Producto	Estadísticos	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Medellín	Montería	Neiva	Pasto	Villavicencio
Prueba ADF.	Arroz	Estadístico calculado	-5,775	-5,371	-6,143	-6,415	-5,574	-5,718	-11,015	-5,706	-6,178
Ho: La serie tiene raíz	Carne de res	Estadístico calculado	-9,029	-10,708	-8,909	-9,548	-10,253	-7,617	-6,803	-9,257	-10,714
	Leche	Estadístico calculado	-5,85	-10,128	-12,044	-10,142	-12,137	-11,313	-12,788	-12,015	-11,018
Prueba PP.	Arroz	Estadístico calculado	-7,638	-7,479	-8,009	-8,178	-8,071	-7,888	-11,084	-7,16	-10,244
Ho: La serie tiene raíz	Carne de res	Estadístico calculado	-8,936	-10,986	-9,026	-9,557	-10,227	-7,162	-11,613	-9,232	-11,062
	Leche	Estadístico calculado	-11,237	-10,128	-11,977	-10,239	-12,154	-11,275	-12,79	-12,118	-11,018
Prueba KPSS.	Arroz	Estadístico calculado	0,075*	0,080*	0,072*	0,059*	0,074*	0,058*	0,054*	0,070*	0,065*
Ho: La serie es estacionaria	Carne de res	Estadístico calculado	0,249*	0,236*	0,249*	0,184*	0,226*	0,174*	0,282*	0,595	0,199*
	Leche	Estadístico calculado	0,195*	0,247*	0,384*	0,243*	0,234*	0,545	0,385*	0,613	0,251*
Orden de integración	Arroz		I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
	Carne de res		I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
	Leche		I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

* Significativo al 95% Valor crítico ADF: -2,877 Valor crítico PP: -2,877 Valor crítico KPSS: 0,463

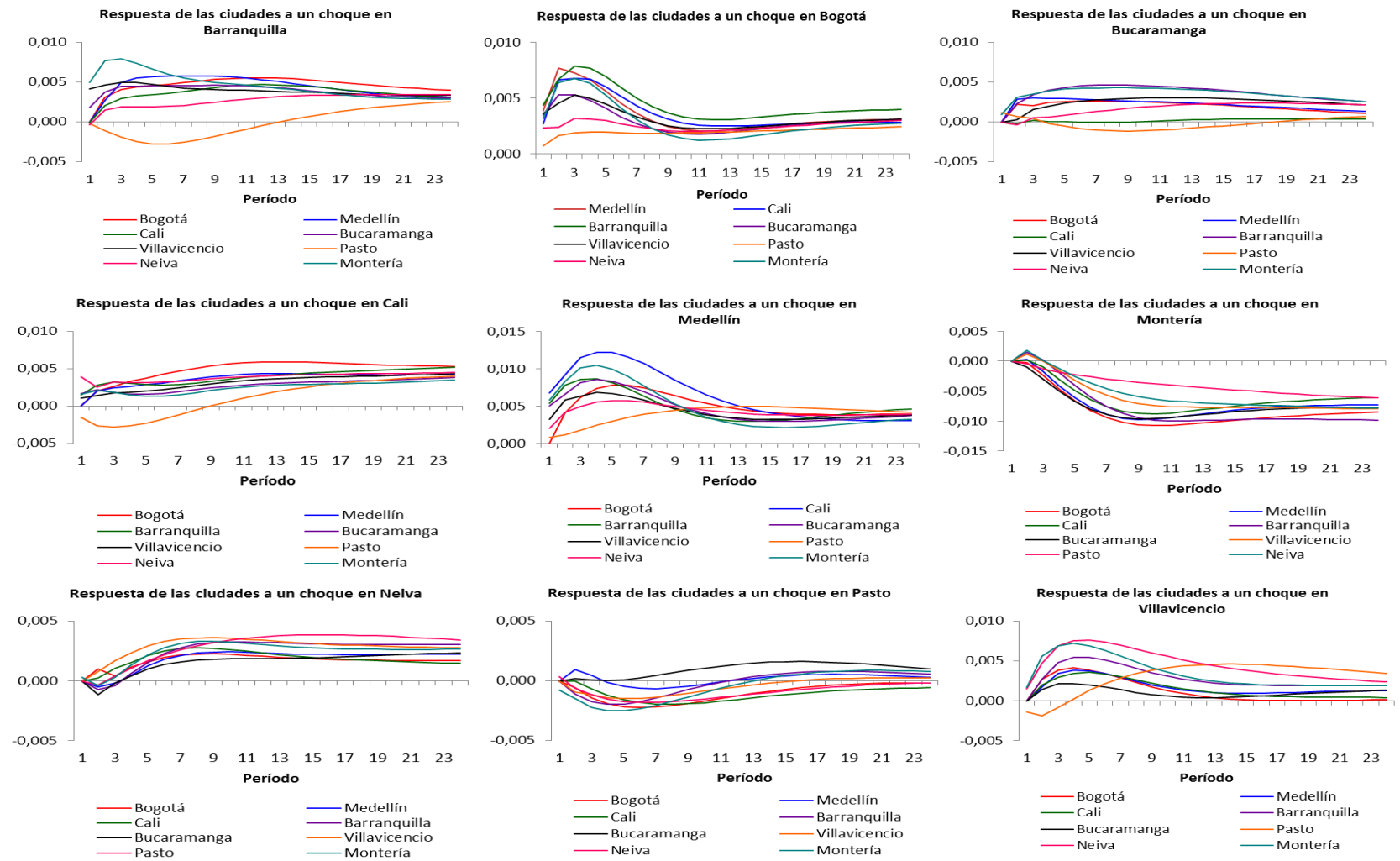
Fuente: Elaboración propia

Grafico A1. Funciones impulso- respuesta para el arroz



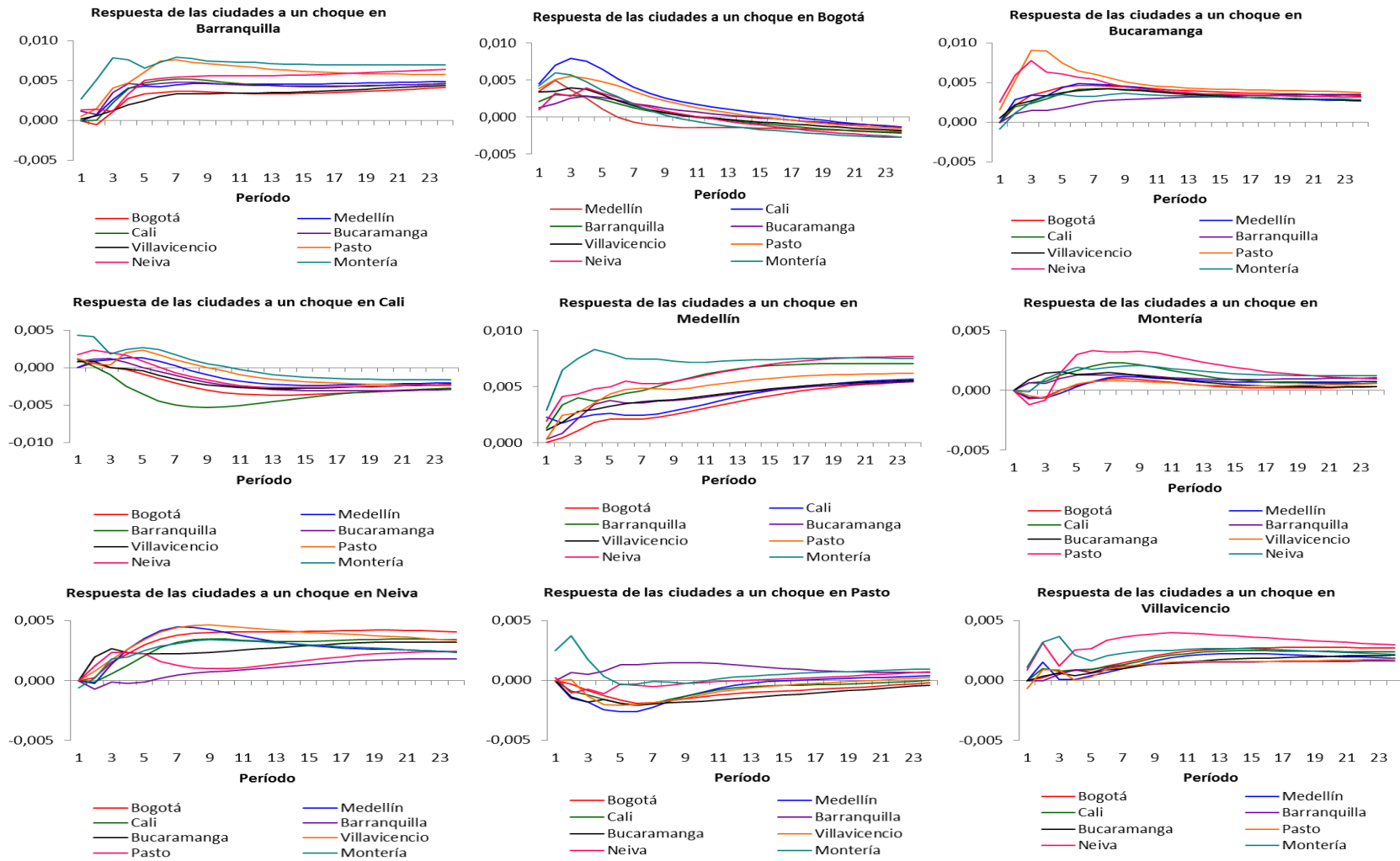
Fuente: Elaboración propia

Grafico A2. Funciones impulso- respuesta para la carne de res



Fuente: Elaboración propia

Grafico A3. Funciones impulso- respuesta para la leche



Fuente: Elaboración propia

Bibliografía

Alonso, J. & Gallego, A. (2010). Integración de los precios en los canales minorista y mayorista arroz, papa y frijol en la ciudad de Cali. *Economía, Gestión y Desarrollo*, 10, 79-96.

_____. (2010). Integración espacial del mercado de la carne en las tres principales ciudades de Colombia: evidencia de las series de precios. *Revista Economía & Región*, 4 (2) 5-28

Alonso, J. & Montoya, V. (2006). Integración espacial del mercado de la papa en el Valle del Cauca: Dos aproximaciones diferentes una misma conclusión (ICER, Informe de Coyuntura Económica Regional 68-83). Cali: Universidad ICESI.

Ardeni, P. (1989). Does the law of one price really hold for commodity prices? *American Journal of Agricultural Economics*, 7, 661-668.

Arouri, M., Jawadi, F. & Mouack, P. (2013). Testing the efficiency of the aluminium market: evidence from London metal exchange. *Applied Financial Economics*. 23. 483-493.

Barón, J. (2004). La inflación en las ciudades de Colombia: una evaluación de la paridad de poder adquisitivo (58-108). En A. Meisel (Ed.), *Macroeconomía y regiones en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.

Baulch, B. (1997). Testing for food market integration revisited. *Journal of Development Studies*. 33. 512-534.

Baulch, B., Hansen, H., Trung, L. & Tam, T. (2008). The Spatial Integration of Paddy Markets in Vietnam. *Journal of Agricultural Economics*. 59 (2). 271-295.

- Bernard, A. & Durlauf, S. (1996). Interpreting Tests of the Converge Hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71. 161-173.
- Blyn, G. (1973). Price Series Correlation as a Measure of Market Integration. *Indian Journal of Agricultural Economics*. 28. 56-59.
- Cabrera, L. & Lozano, R. (2005). Convergencia Regional en México: Una Prueba de Cointegración en Precios. *Revista Portal*, 1 (1). 59-68
- Campo, J. & Cubillos, S. (2012). Convergencia de Precios en Colombia: Integración de mercados a través del Índice de Precios al Consumidor. *Finanzas y Política Económica*, Facultad de Economía, 4 (2).
- Chen, Z & Knez, P. (1995). Measurement of Market Integration and Arbitrage. *The Review of Financial Studies*, 8 (2), 287-325.
- Crouhy-Veyrac, L., Crouhy, M & Melitz, J. (1982). More about the Law of One Price. *European Economic Review*, 18, 325-344.
- Crow, B. (1989). Plain tales from the rice trade: indications of vertical integration in foodgrain markets in Bangladesh. *Journal of Peasant Studies*, 16, 198-229.
- Dawson, P & Dey, P. (2002). Testing for the law of one price: rice market integration in Bangladesh. *Journal of International Development*, 14, 473-484.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE. (2013). Metodología Índice de Precios al Consumidor – IPC. Bogotá, Colombia. DANE
- Departamento Nacional de Planeación, DNP. (2010). Documento CONPES 3675. Política Nacional para mejorar la competitividad del sector lácteo colombiano. Bogotá, DNP.

- _____. (2010). Documento CONPES 3676. Consolidación de la política sanitaria y de inocuidad para las cadenas láctea y cárnica. Bogotá, DNP.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- _____. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root". *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
- Enke, S. (1951). Equilibrium among spatially separated markets: solution by electrical analogue. *Econometrica*, 19, 40-47.
- Espinal, C., Martínez, H. & Acevedo, X. (2005). La cadena de la carne bovina en Colombia. Una mirada global de su estructura y dinámica. 1991-2005. *Documento de Trabajo*, Observatorio Agrocadenas Colombia, 73, 1-37.
- Espinal, C., Martínez, H. & González, F. (2005). La cadena de lácteos en Colombia. Una mirada global de su estructura y dinámica. 1991-2005. *Documento de Trabajo*, Observatorio Agrocadenas Colombia, 74, 1-34.
- Granger, R. & Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 49, 251-2.
- Gebre-Mariam, Y. (2011). Testing for unit roots, causality, cointegration and efficiency: The case of the northwest US natural gas market. *Energy*, 36, 3489-3500.
- Gerber, J. (2003). ¿Hay convergencia de ingresos en la frontera entre México y los Estados Unidos?. *Comercio exterior*, 53, 1098-1105.
- Goodwin, B. & Schroeder, T. (1991). Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 73, 452-464.

-
- Goodwin, B. (1992). Multivariate Cointegration Test and the Law of One Price in International Wheat Markets. *Review of Agricultural Economics*, 14 (1).
- Gorno, L. & Rodriguez, E. (2004). La ley de precio único y la dinámica de los mercados. Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. 18 p.
- Guidi, F & Gupta, R. (2013). Market efficiency in the ASEAN region: evidence from multivariate and cointegration tests. *Applied Financial Economics*, 23, 265-274.
- Fedesarrollo. (2012). Costos de Producción de Doce Productos Agropecuarios. (Informe final 1-310), Bogotá: Fedesarrollo.
- Iregui, A. & Otero, J. (2011). Testing the law of one price in food markets: evidence for Colombia using disaggregated data. *Empirical Economics*, 40, 269-284.
- Isard, P. (1977). How far can we push the Law of One Price? *American Economic Review*, 67, 942-948.
- Jaramillo, A. & Areiza, A. (2013). Análisis del mercado de la leche y derivados lácteos en Colombia (2008-2012). Estudios de Mercado. Bogotá: Superintendencia de Industria y Comercio.
- Judge, G. & Wallace, T. (1958). Estimation of spatial price and equilibrium models. *Journal of Farm Economics*, 40, 801-820.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54 (1 – 3), 159 – 178.

- Klitenik, F. (2010). Evolución reciente de los precios internacionales: Causas y respuestas de política. Nota técnica. (1-9). En *Informe Económico N° 71*. Buenos Aires: Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.
- Llano, M & Duarte, H. (2010). Agenda ciudadana. Situación de la Producción Lechera en Colombia. (Documento base 1-11), Bogotá: Contraloría General de la República.
- Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural. (2012). Resolución 17 de 2012. Enero 20 de 2012. Bogotá: Colombia.
- _____. (2007). Resolución 39 de 2007. Febrero 21 de 2007. Bogotá: Colombia.
- _____. (2007). Resolución 136 de 2007. Junio 7 de 2007. Bogotá: Colombia.
- Ministerio de la Protección Social. (2006). Decreto 16 de 2006. Febrero 28 de 2006. Bogotá: Colombia.
- Oh, S. (2010). Testing of Market Efficiency in International Metal Market. *Geosystem Engineering*, 13 (2), 53-55.
- Olsson, O. & Hillring, B. (2013). Price relationships and market integration in the Swedish Wood fuel market. *Biomass and Bioenergy*, 30, 1-8.
- Oliveros, H. (1995). Estacionalidad y pruebas de raíces unitarias: algunas consideraciones generales. Borradores de Economía No 40. Banco de la República.
- Otero, A (2011). El puerto de Barranquilla: retos y recomendaciones. Documentos de trabajo sobre economía regional. Banco de la República, 141, 1-48.
- Posada, C & Misas, M. (1995). La tasa de interés en Colombia 1958-1992. Borradores de Economía No 26. Banco de la República.

Ramírez, J., Gómez, D. & Becerra, A. (2013). Política Comercial Para el Arroz. (Informe final 1-58), Bogotá: FEDESARROLLO.

Ravallion, M. (1986). Testing Market Integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 68 (1), 102-109.

Richardson, J. (1978). Some empirical evidence on commodity arbitrage and the Law of One Price. *Journal International Economics*, 8, 341-351.

Roldán, J. & Dios-Palomares, R. (2008). Ley del precio único en el mercado español del aceite de oliva. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 8 (1), 37-55.

Samuelson, P. (1952). Spatial price equilibrium and linear programming. *American Economic Review*, 42, 283-303.

Sanjuán, A., Gil, J & Leskovar, M. (2000). Integración espacial de los mercados mayoristas de manzanas del Mercosur. *Revista Argentina de Economía Agraria*, 3 (1), 3-14.

Sexton, R., Kling, C. & Charman, H. (1991). Market integration, efficiency of arbitraje, and imperfect competition: methodology and application to US Celery. *American Journal of Agricultural Economics*, 73, 568-580.

Superintendencia de Industria y Comercio. SIC. (2015). Resolución 16562. Abril 14 de 2015. Bogotá: Colombia.

_____. (2013). Diagnóstico del mercado del arroz en Colombia (2000-2012). *Estudios de mercado*, 7-48.

_____. (2012). Cadena productiva de la leche en Colombia: diagnóstico de libre competencia (2009-2011). *Estudios de mercado*. Bogotá.

_____. (2012). Estudio sectorial carne bovina en Colombia (2009-2011). Estudios de Mercado. Bogotá.

Wheatley, S. (1988). Some Tests of International Equity Integration. *Journal of Financial Economic*, 21, 177-222.

Zhou, Z. Wan, G. & Chen, L. (2000). Integration of Rice Markets: The Case of Southern China. *Contemporary Economic Policy*. 18, 95-106.