

# Integración espacial de mercados lácteos: efectos de precios regulados

*Spatial integration of dairy markets: effects of regulated prices*

S A D A N D E L A C R U Z A L M A N Z A

sadan.de@unipamplona.edu.co

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1709-7190>

A N D R É S V A R G A S P É R E Z

andresmv@uninorte.edu.co

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8642-6154>

M A R Í A L U C I A M A R T Í N E Z M A R T Í N E Z

marialm@uninorte.edu.co

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9065-9292>

Fecha de recepción: 7 de abril 2022  
Fecha de aceptación: 4 de mayo 2022



---

## RESUMEN

Esta investigación tiene como objetivo central determinar la existencia de integración espacial entre los mercados de leche cruda del departamento del Atlántico, con los departamentos de Antioquia y Cundinamarca. Para ello, se examinó el precio pagado al productor de leche cruda por parte de la industria procesadora láctea. Este es un precio regulado y constituido por elementos que son comunes a las regiones productoras, y otros que recogen aspectos propios de cada una de ellas, tales como las diferencias en calidad y dinámicas regionales de mercado. Fueron aplicadas técnicas econométricas de cointegración lineal y cointegración con umbrales. Los resultados muestran la existencia de una relación de largo plazo para los precios totales pagados al productor de leche cruda, la cual está dominada por los aspectos regulatorios que determinan un precio base común entre regiones. No hay evidencia de relación de largo plazo para la parte del precio asociada con las dinámicas regionales de mercado. Estos resultados no permiten afirmar de manera categórica que los mercados regionales de leche cruda están integrados espacialmente.

**Palabras clave:** Ley de precio único, política regulatoria, cointegración.

---

## ABSTRACT

The main objective of this research is to determine the existence of spatial integration between the raw milk markets of the department of Atlántico and the departments of Antioquia and Cundinamarca. To this end, the price paid to the raw milk producer by the dairy processing industry was examined. This is a regulated price and is made up of elements that are common to the producing regions, and others that reflect aspects specific to each of them, such as differences in quality and regional market dynamics. Econometric techniques of linear cointegration and cointegration with thresholds were applied. The results show the existence of a long-run relationship for total prices paid to the raw milk producer, which is dominated by regulatory aspects that determine a common base price between regions. There is no evidence of a long-term relationship for the part of the price associated with regional market dynamics. These results do not allow us to state categorically that regional raw milk markets are spatially integrated.

**Keywords:** Single-price law, regulatory policy, cointegration.

**JEL:** D4, Q18.

## 1. INTRODUCCIÓN

La integración espacial de mercados está relacionada con el concepto de la denominada *ley de precio único (LPU)*, cuya noción básica consiste en que “los mercados se encuentran interconectados de tal manera que un mismo producto tiene un único precio” (Sofán, 2015, p. 13), bajo los supuestos clásicos de competencia perfecta; homogeneidad de los bienes o servicios comercializados, presencia de información completa y la no existencia de barreras de entrada. Empíricamente significa la existencia de una relación de largo plazo entre los precios de un bien producido en diferentes regiones (Susanto et al., 2011), con desviaciones en el corto plazo respecto a su convergencia. No obstante, debido a las actividades de arbitraje realizadas por los agentes económicos, y las condiciones de libre mercado, el precio del bien converge con el paso del tiempo.

Para el cumplimiento de la ley de precio único, son necesarios los procesos de arbitraje (Gil et al., 1996; Sanjuán y Gil, 1997; Alonso y Gallego, 2010), en donde los demandantes de un bien tienen incentivos suficientes para realizar transacciones en otra región al percibir precios inferiores a los locales, luego de la deducción de *los costos de transacción*. En caso contrario, no se perciben estímulos y los agentes preferirán comprar en el mercado donde habitualmente realizan su transacción. En las situaciones donde los oferentes evidencian una caída en la cantidad demandada, disminuirán sus precios como estrategia para aumentar su demanda doméstica. En esta interacción, los precios de un producto homogéneo ofertado en diferentes mercados a nivel regional tenderán a igualarse en el largo plazo, en otras palabras, los mercados convergen hacia *LPU* (Tabosa et al., 2014). Si  $p_i$  es el precio del bien en el mercado  $i$ ,  $p_j$  el precio en el mercado  $j$  y  $C_{ij}$  el costo de arbitrar los mercados  $i$  y  $j$ , entonces la LPU en su forma débil puede expresarse como

$$P_{it} - P_{jt} \leq C_{ijt} \quad (1)$$

No obstante, el no cumplimiento de la LPU no indica necesariamente ausencia de integración espacial de los mercados. Esta última tiene que ver con que los precios en las diferentes locaciones no son independientes. La integración implica la transferencia de los excesos de demanda de un mercado a otro, lo que se manifiesta en la transferencia de los choques de precios de un mercado a otro. Como lo indican Barret y Li (2002), la integración de mercados es diferente al equilibrio espacial competitivo.

Ahora, en contextos en el que el precio del bien agrícola es regulado, la dinámica de precios observada no permite inferir directamente si hay o no integración de mercados. Un mismo precio en diferentes locaciones debido a la regulación podría ocurrir

aún si los mercados no están integrados, por ejemplo. En este sentido, los mercados agropecuarios en países en vía de desarrollo proporcionan una interesante oportunidad para contrastar, de manera empírica, la integración espacial de mercados bajo contextos regulados. En el caso particular del sector lácteo en Colombia, el Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural (MADR) regula los precios a través de un sistema de liquidación al pago del productor de leche cruda. Este sistema aplica a las transacciones entre los productores primarios de leche y la industria procesadora. En el país este mercado ha tenido tradicionalmente características de monopsonios regionales. Es decir, unas cuantas firmas procesadoras predominan en cada región. Al mismo tiempo, unas pocas firmas procesadoras han ido ganando relevancia nacional, ej. Colanta y Alpina. En este contexto, los precios de leche cruda difieren entre regiones en el país.

Para esta investigación se tomarán como regiones de referencia los departamentos de Atlántico, Antioquia, y Cundinamarca. Esta decisión se justifica porque en el Atlántico tienen presencia tres firmas procesadoras importantes, una de carácter departamental, y dos de alcance nacional, donde una de ellas es emblemática del mercado de Cundinamarca y la otra del mercado de Antioquia. En consecuencia, los principales demandantes de leche cruda tienen presencia en las regiones de estudio, generando condiciones para la integración de estos mercados. En este orden de ideas, la investigación pretende responder a las preguntas; ¿Existe integración espacial en los mercados lácteos del departamento del Atlántico, respecto a los departamentos de Antioquia y Cundinamarca?, ¿la política de regulación del precio de la leche cruda tiene algún efecto sobre la integración o no de los mercados lácteos?

Adicional a esta introducción, el documento se divide en cuatro secciones, seguido se presenta una revisión de literatura relacionada con investigaciones sobre integración espacial de mercados agropecuarios a nivel internacional y nacional. A continuación, se desarrolla el diseño metodológico propuesto, los resultados de dicho proceso y las conclusiones desarrolladas por los autores.

## 2. LA POLÍTICA DE REGULACIÓN AL PRECIO DE LA LECHE CRUDA EN COLOMBIA

La política de regulación al precio de la leche cruda es uno de los principales instrumentos de intervención desarrollado por el MADR en Colombia. La intención fundamental es ajustar las distorsiones de los mercados lácteos regionales, presentes por asimetrías de información en el proceso de comercialización, y la heterogeneidad de los sistemas de producción a nivel departamental (MADR, 2007, 2012), buscando, de esta manera, mejorar y dinamizar las condiciones de competitividad del sector lácteo colombiano.

De acuerdo con la reglamentación vigente, la liquidación de la leche cruda comercializada en el territorio nacional se construye teniendo en cuenta estándares de calidad

del producto según lo establecido en la resolución 017 de 2012 (MADR, 2012). En esencia, el precio final pagado a los productores de leche cruda depende de cuatro elementos fundamentales. En primer lugar, el valor comercial de acuerdo con la cantidad de sólidos o grasas totales. Este valor se construye a partir de un índice compuesto del sector lácteo, el cual es el resultado de combinar la evolución del IPC Lácteo, el índice de canasta de insumos, el índice de evolución de inventarios (leche en polvo, UHT y quesos), el índice de mercado externo y el índice del precio mix, definidos en la resolución 017 de 2012. En segundo lugar, las bonificaciones obligatorias. Tercero, las bonificaciones voluntarias. Por último, la deducción por costos de transporte.

$$P_{pp} = [V_{gst} * Q_{gst}] + B_o + B_v - T \quad (2)$$

Donde:

$P_{pp}$  : precio pagado al productor de leche cruda

$V_{gs}$  : valor gramo sólidos totales

$Q_{gst}$  : cantidad de gramos

$B_o$ : bonificaciones obligatorias

$B_v$ : bonificaciones voluntarias

$T$  : transporte

Respecto a las bonificaciones obligatorias, se reconocen por concepto de calidad higiénica, siendo estimada por la cantidad de Unidades Formadoras de Colonias por mililitro (UFC/ml) encontradas en la leche cruda; la calidad sanitaria asociada con la certificación de vacunación de hatos (fiebre aftosa y brucella) emitida por el Instituto Colombiano Agropecuario (ICA) y la certificación de buenas prácticas ganaderas emitida por esta misma institución. Esta bonificación se caracteriza por afectar positiva o negativamente el precio final del insumo, principalmente a través de los estándares de calidad higiénica.

Las bonificaciones voluntarias pueden asociarse a un elemento de “libre mercado”; es decir, dichos pagos no se encuentran reglamentados por la política en términos de la forma, o el mecanismo, a través del cual se deben otorgar, particularmente dependen de la dinámica entre el oferente y el demandante. Siendo así, su carácter de libre discreción permite ajustar los precios en el mercado lácteo, por ejemplo, pueden como mecanismo utilizado por la agroindustria para la fidelización de sus proveedores o la captación de nuevos, ubicados incluso en otros departamentos del país.

Para los propósitos de este trabajo se distinguirá entre el precio total, el precio sin bonificaciones voluntarias, y las bonificaciones voluntarias. El precio total y el precio sin bonificaciones voluntarias capturan elementos que son comunes a los diferentes mer-

cados en virtud de la regulación, mientras que las bonificaciones voluntarias recogen de mejor manera las dinámicas de cada uno de los mercados regionales de leche cruda.

### 3. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Los estudios relacionados con la integración espacial de mercados<sup>1</sup>, se han desarrollado desde diferentes enfoques y métodos econométricos. De acuerdo con Troncoso (2019), las modelaciones de vectores autorregresivos de rezagos distribuidos, modelos de ajuste parcial y la aplicación de la modelación con aplicación de corrección de errores, constituyen los abordajes empíricos utilizados con mayor frecuencia para el análisis del fenómeno económico involucrado en esta investigación.

A nivel internacional, y en particular para los casos de mercados con producción pecuaria, como la leche, la carne y sus derivados, Engler y Nahuelhual (2003) realizan un análisis de cointegración respecto a la influencia de los mercados internacionales lácteos en el precio de la leche en Chile, a nivel de productores primarios e industrias; para tal fin, aplicaron modelos de vector de corrección de error (VCE). Los resultados muestran una relación de largo plazo entre los precios analizados, siendo el precio nacional (chileno) el que realiza un proceso de ajuste (tipo arbitraje) ante desequilibrios, con relación a los precios internacionales.

Masaro et al. (2014) analizan el caso del sector lácteo en Argentina. Estudian la relación entre los precios nacionales de la leche y los internacionales, específicamente la leche en polvo entera y quesos para exportación, aplicando análisis descriptivo y métodos de cointegración, y concluyen que los precios de estos productos en Oceanía lideran los cambios observados en la provincia de Santa Fe (territorio caso de estudio); es decir, ante variaciones de precio en dicha región, los exportadores nacionales realizan ajustes al valor final de sus productos; sin embargo, los autores hacen un llamado a la intervención gubernamental, debido al prolongado tiempo de los desfases o desajustes en la transmisión de los precios.

En el caso peruano, Rospigliosi y Suárez (2018) analizan el grado de transmisión espacial de precios entre la leche cruda nacional (mercado primario) y la leche en polvo importada; de igual manera, la metodología se fundamenta en la aplicación de métodos de cointegración y modelos de corrección de errores. Sus resultados demuestran la rigidez en la formación de los precios de este producto, al no evidenciar cointegración entre las variables analizadas; en otras palabras, no existe una relación de largo plazo entre el precio de la leche cruda peruana y el precio de la leche importada en

1 En la literatura se puede encontrar como transmisión espacial de precios, convergencia de precios o cointegración de precios, utilizan un marco teórico relacionado con la ley de precio único.

este mismo país. Los autores atribuyen los resultados a la estructura de mercado tipo oligopsonio en el mercado de leche cruda (primario).

Por otra parte, en el caso mexicano, Jaramillo y Palacios (2019) estudian la transmisión de precios espacial en el mercado mexicano de la leche con relación a los precios internacionales del mismo producto; para tal fin, aplicaron métodos de cointegración entre las variables de interés. Los resultados demuestran una relación de largo plazo entre los precios, siendo los productores locales los que realizan el proceso de ajuste respecto a los cambios a nivel internacional en el precio del insumo.

Para el caso específico de integración espacial de mercados en el sector lácteo, la revisión de literatura evidencia una marcada tendencia respecto a los métodos aplicados y al abordaje de la temática en casos de estudios a nivel internacional; es decir, contraste entre mercados nacionales y fluctuaciones en el precio del insumo de otros países.

En el caso particular de Colombia, la revisión de literatura evidencia poco o casi nula investigación respecto a la integración espacial de mercados lácteos en específico; por lo tanto, se presentan estudios relevantes relacionados con el cumplimiento empírico de la ley de precio único y aspectos metodológicos similares a la propuesta realizada en este documento, aplicados en otros mercados agropecuarios colombianos. Si bien los productos tienen diferentes características en la formación de precios, durabilidad, transformación y transporte, entre otros aspectos, sirven con un punto de partida ante la escasez literaria en la aplicación empírica para el mercado específico en estudio. Los métodos aplicados son relativamente idénticos a los casos internacionales y guardan hallazgos cercanos.

Campo y Cubillos (2012) realizan un análisis de la existencia de la ley de precio único para Colombia tomando como base el índice de precios al consumidor (IPC) en las trece principales ciudades del país. Sus resultados refuerzan los aportes empíricos respecto al cumplimiento de dicha ley.

Por otro lado, Alonso y Bonilla (2018) realizan aportes importantes sobre el estudio de la integración espacial en los mercados de la guayaba; en esta investigación se destaca el abordaje teórico y un especial enfoque en indagar respecto a la existencia de un “mercado líder” en el sector. Las técnicas econométricas se enfocan en pruebas de cointegración de Johansen para series de tiempo y test de causalidad de Granger. Los resultados presentan evidencia suficiente para corroborar la presencia de cointegración entre los mercados de la región, y por ende, el cumplimiento de la ley precio único. Las ciudades de Cali y Tuluá pueden considerarse como mercados líderes para el caso de la guayaba.

Para el caso particular de mercados ganaderos en Colombia, se destacan tres (3) investigaciones. En primer lugar Castillo y Ambrosio (2005) estudian los mecanismos de transmisión de precios en este tipo de mercados, aplicando modelos de corrección del error y pruebas de cointegración en series temporales. Uno de sus principales resultados atribuye la integración de precios en mercados diferenciados en el largo plazo a las actividades de intermediación o de arbitraje desarrollado por los comercializadores, asumiendo, en este caso, como nula la intervención del gobierno en la formación de los precios.

En segundo lugar, sin desmerito de importancia, Alonso y Gallego (2010) estudian la integración espacial del mercado de carne de res, cerdo y pollo en las ciudades de Bogotá, Medellín y Cali a partir de series de tiempo mensuales; de igual manera, aplican pruebas de cointegración de Johansen. Los resultados indican la no existencia de cointegración entre los mercados involucrados en la investigación; como lo mencionan los autores, “la no integración de los mercados responde a un estructura oligopólica de los mercados de carne de res, carne de cerdo y pollo” (p. 19). Otras investigaciones, como la de Sofán (2015), evidencian la presencia de no cointegración en mercados de carne y leche en Colombia<sup>2</sup>, reforzando los hallazgos de Alonso y Gallego (2010).

Un aspecto relevante asociado con el cumplimiento de la LPU, con poco desarrollo en la literatura del sector analizado, son los *costos de transacción*. De acuerdo con la teoría estos costos estimulan las decisiones de los demandantes en el proceso de arbitraje, si el precio no supera los costos de transacción las industrias estarán interesadas en adquirir sus insumos en otras regiones (Gil et al., 1996; Sanjuán y Gil, 1997); por lo tanto, la decisión de comercializar en una región específica dependerá, en cierta medida, del precio de estos costos. Debido a lo anterior, autores como Fackler y Goodwin (2001), McNew y Fackler (1997), Barret (1996, 2001), Barret y Li (2002), han cuestionado la validez empírica de los análisis de integración espacial al hacer uso, únicamente, de variables como los precios ignorando los efectos asociados con los costos de transacción.

Lo anterior ha conducido al desarrollo de nuevos enfoques empíricos como los expuestos por Obstfeld y Taylor (1997), Goodwin y Grennes (1998), Goodwin y Piggott (2001), y Sephton (2003), al implementar modelos Autoregresivos Threshold (TAR) y modelos de Corrección del Error Thresholds (Threshold Cointegration). Para examinar los casos de integración de mercados, estos reconocen umbrales causados por los costos de transacción, dichas desviaciones deben ser superadas para alcanzar una

2 Es importante aclarar lo siguiente, los resultados presentados en la investigación respecto a la existencia de cointegración a través de la prueba de Johansen evidencian la no integración espacial de los mercados, sin embargo, las conclusiones de los autores no se desarrollan en este sentido.

relación de largo plazo, ajustando los precios hacia un equilibrio que conlleve a la convergencia de los precios en mercados separados espacialmente. La tabla 1, presenta un conjunto de investigaciones en donde se han implementado estos modelos para diferentes mercados agrícolas.

**Tabla 1. Investigaciones empíricas con implementación de análisis de costos de transacción**

Autor/Año	Metodología	Conclusiones
(Abdulai, 2002)	Modelos de corrección de errores simétricos (convencionales y asimétricos)	Los resultados indican que la transmisión de precios entre los niveles de productor y minorista es asimétrica, en el sentido de que los aumentos en los precios al productor que conducen a una disminución de los márgenes de comercialización se transmiten más rápidamente a los precios minoristas que las disminuciones en los precios al productor que generan aumentos en los márgenes de comercialización.
(Rezitis y Reziti, 2011)	Threshold error correction autoregressive model	El ajuste de precios asimétrico encontrado en este artículo, es decir, márgenes relativos superiores al 62,74%, parece beneficiar a las empresas procesadoras y minoristas de lácteos y perjudicar a los productores y consumidores de leche. Estos hallazgos indican el posible poder de mercado de los sectores de procesamiento de leche y venta al por menor. Además, el historial de precios de la leche tanto a nivel de granja como de consumidor respalda un margen de beneficio relativo umbral del 62,74 %. En particular, durante el período 2000–2008, los márgenes comerciales relativos estuvieron muy por encima del 62,74 % porque los precios de la leche al consumidor aumentaron constantemente, mientras que los precios al productor de la leche de vaca permanecieron relativamente estables. En abril de 2009, la rebaja de precios de la leche fresca pasteurizada a nivel del consumidor, que fue iniciada por la empresa láctea Delta, pasó a los productores de leche de vaca. Tenga en cuenta que el mercado relativo se mantuvo por encima del 62,74%. Finalmente, el aumento de los costos de alimentación en el verano de 2010 debido al aumento de los precios internacionales de los cereales fue absorbido casi exclusivamente por los productores de leche de vaca porque tanto los precios al productor como al consumidor permanecido sin cambios.

Autor/Año	Metodología	Conclusiones
(Abidoye y Labuschagne, 2014)	Threshold cointegration to understand Price transmission	Se hace uso de un marco bayesiano que permite la comparación de modelos lineales y no lineales y proporciona evidencia empírica de la transmisión de precios entre los mercados mundial y sudafricano. Los resultados muestran que existen efectos de umbral, de modo que los pequeños cambios en los precios mundiales no se transmiten a los mercados internos de los mercados de maíz de Sudáfrica. Solo se transmiten grandes desviaciones a largo plazo en el precio. Un ejemplo de tal desviación es el aumento en los precios del petróleo que ha mayor costo de transporte. Otros resultados muestran que los precios globales tardan más en filtrarse a los precios sudafricanos, cuando el mercado cotiza a la paridad de exportación, en comparación con la paridad de importación. Esto posiblemente se puede atribuir a los socios comerciales de exportación de Sudáfrica, de la cual una gran parte se encuentra en la región y también debido al pequeño tamaño del mercado sudafricano, según los estándares internacionales.
(Deb et al., 2020)	The asymmetry error correction model (ECM), Threshold Autoregressive (TAR) and Momentum Threshold Autoregressive (M-TAR)	El modelo de corrección de errores de asimetría (ECM) ha descubierto asimetrías de corto y largo plazo en la transmisión de precios en la cadena de suministro vertical donde tanto los productores como los consumidores se veían afectados debido a la asimetría positiva y negativa. Los modelos autorregresivos de umbral (TAR) y autorregresivos de umbral de momento (M-TAR) han confirmado la cointegración de umbral, así como el efecto de umbral sobre la asimetría en transmisión de precios. Los resultados destacan la inevitabilidad de la implementación de políticas y el aumento de las intervenciones públicas para reducir la asimetría y generar una mayor eficiencia de precios en los mercados de arroz de Bangladesh.

**Fuente:** elaboración propia a partir de la literatura.

En síntesis, los estudios relacionados con la integración espacial de mercados y el cumplimiento de la ley de precio único guardan una tendencia marcada respecto a los métodos aplicados, y sus resultados para el caso de productos agropecuarios, son de relevancia los avances en la aplicación de modelos que buscan incluir los costos de transacción como parte importante en el análisis de convergencia de precios. Esta investigación se distingue en particular, por considerar la existencia de intervenciones gubernamentales, como la regulación al precio de la leche, el estudio en un sector poco investigado para Colombia y la aplicación de modelos en la línea propuesta por Obstfeld y Taylor (1997), Goodwin y Grennes (1998), Goodwin y Piggott (2001), y Sephton (2003).

## 4. METODOLOGÍA

### 4.1 Selección de mercados lácteos

La regulación del MADR (2012) clasifica los departamentos productores de leche cruda en dos regiones; por un lado, la región 1 está conformada por Cundinamarca, Boyacá, Antioquia, Quindío, Risaralda, Caldas, Nariño, Cauca y Valle del Cauca, y por otra parte, la región 2, en donde se encuentran Cesar, La Guajira, Atlántico, Bolívar, Sucre, Córdoba, Chocó, Magdalena, Norte de Santander, Santander, Tolima, Huila, Meta, Orinoquía y Amazonía.



**Gráfica 1.** Productividad de las fincas lecheras (litro (lt)/animal/día)

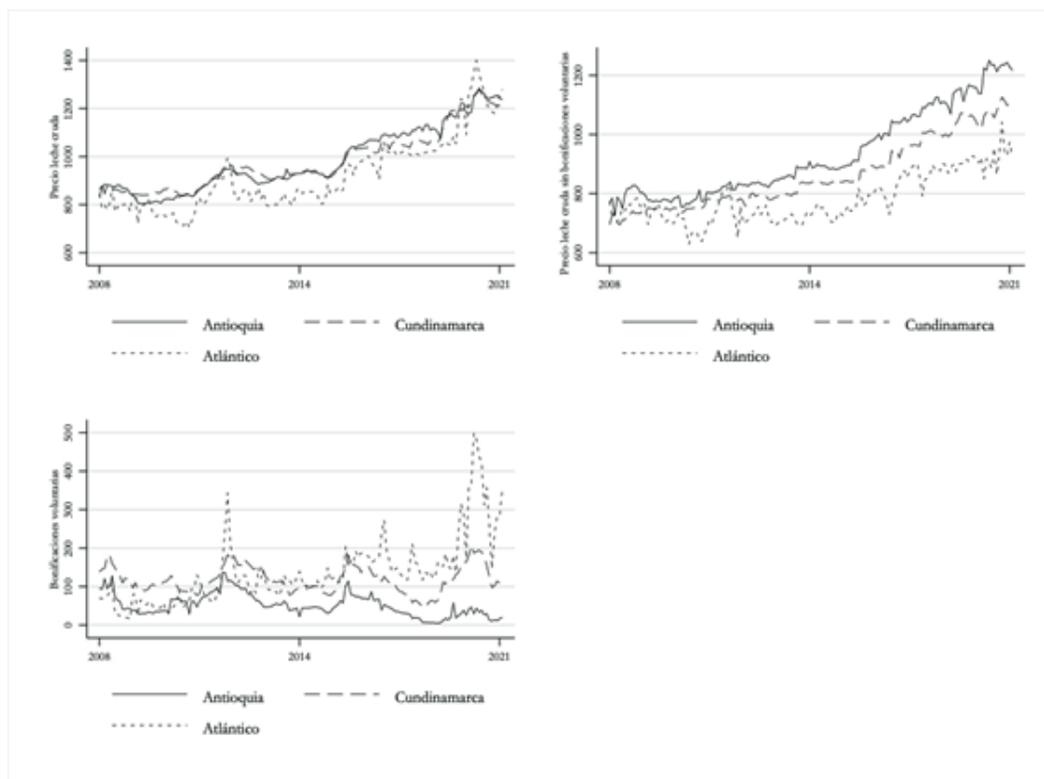
**Fuente:** elaboración propia a partir del Censo Agropecuario 2014, DANE.

En esta investigación fueron seleccionados los mercados lácteos ubicados en los departamentos de Atlántico, Antioquia y Cundinamarca. En primer lugar, los productores atlanticenses cuentan con un mayor nivel de productividad en contraste con otros departamentos de la región 2, con un rango entre 4.6 y 5.5 litros de leche por animal al día; en el caso de Antioquia y Cundinamarca, cuentan con niveles de productividad cercanos a los 8 litros de leche por animal al día.

En segundo lugar, los departamentos seleccionados se ubican en zonas agroecológicas distintas, lo que resulta interesante en la investigación propuesta. De acuerdo con Lombana et al. (2012a), al ser el Atlántico un territorio de trópico seco desfavorece la producción de leche cruda; por un lado, se desarrolla un tipo de pastura para el consumo del ganado poco óptima, y por otro, las altas temperaturas dificultan el manejo de la cadena de frío. Estas situaciones en particular ponen en desventaja a los productores lácteos atlanticenses, puesto que sus niveles de calidad higiénica son significativamente menores en contraste con la leche cruda producida en Antioquia y Cundinamarca, al tomar como referencia las delimitaciones reglamentadas por el MADR.

## 4.2 Datos

Los datos utilizados proceden de la Unidad de Seguimiento al Precio de la Leche - USP del MADR correspondientes al periodo enero de 2008 y febrero de 2021. Las variables utilizadas en esta investigación corresponden al *precio de la leche cruda* pagada al productor lechero en los departamentos seleccionados, el *precio de la leche cruda sin bonificaciones voluntarias* de acuerdo con lo establecido en la regulación vigente para el sector lácteo colombiano y el *precio de las bonificaciones voluntarias*, el cual se estima de la diferencia entre las dos variables de precio mencionadas anteriormente.



**Gráfica 2.** Precio de la leche cruda, precio de la leche cruda sin bonificación voluntaria y precio de las bonificaciones voluntarias, Antioquia, Cundinamarca y Atlántico (2008 – 2021)

**Fuente:** elaboración propia a partir de la Unidad de Seguimiento al Precio de la Leche, MADR.

Los precios de la leche cruda de los departamentos seleccionados convergen en el largo plazo (ver gráfica 2, panel a). Sin embargo, en el caso de Antioquia y Cundinamarca, la liquidación del insumo sin bonificaciones voluntarias es mayor a lo largo de la serie, debido en parte a los niveles de productividad y a la calidad composicional e higiénica del producto (ver gráfica 2, panel b); en contraste, en el Atlántico, la tendencia de las bonificaciones voluntarias es mayor. Entender de manera empírica las asimetrías a nivel espacial respecto a la conformación de los precios en los mercados lácteos departamentales en Colombia es de particular interés de los investigadores.

### 4.3 Modelo econométrico

La integración espacial de mercados se presenta al existir cointegración entre series temporales, evidenciando una relación de largo plazo entre las variables analizadas. Si los precios cuentan con un mismo orden de integración, y adicionalmente cumplen con la condición de estacionariedad, es posible observar convergencia respecto a la dirección en la que transitan las series a lo largo del tiempo. Siendo entonces las pruebas de cointegración condicionantes necesarios para comprobar la existencia de integración entre mercados separados espacialmente (Sanjuán y Gil, 1997).

Los modelos de Vector de Corrección por Error (VEC) guardan una estrecha relación con el concepto de cointegración en el análisis de series temporales en los que se involucran múltiples variables (Lutkepohl, 2005), permitiendo, para el caso particular de esta investigación, analizar la integración de mercados con ubicaciones geográficamente diferenciados.

Consideremos la representación de los precios de la leche cruda pagado a los productores ganaderos en el departamento del Atlántico como  $p_{1t}$ , siendo  $t$  el mes en el que productor vende el insumo a una agroindustria o un intermediario, y  $p_{2t}$  análogamente para el caso del departamento de Antioquia o Cundinamarca. Al suponer una relación de equilibrio entre estas variables de la forma  $p_{1t} = \beta_1 p_{2t}$ , las variaciones de  $p_{1t}$  dependerán de la desviación en el equilibrio respecto al período  $t-1$  (Lutkepohl, 2005), por lo tanto, es posible representarlo así:

$$\begin{aligned}\Delta p_{1t} &= \alpha_1 (p_{1,t-1} - \beta_1 p_{2,t-1}) + \gamma_{11,1} \Delta p_{1,t-1} + \gamma_{12,1} \Delta p_{2,t-1} + \epsilon_{1t} \\ \Delta p_{2t} &= \alpha_2 (p_{1,t-1} - \beta_1 p_{2,t-1}) + \gamma_{21,1} \Delta p_{1,t-1} + \gamma_{22,1} \Delta p_{2,t-1} + \epsilon_{2t}\end{aligned}\quad (3)$$

En consideración a la ecuación (3), si existe una relación de equilibrio  $\epsilon$ , la variación en el precio del mercado lácteo en el departamento del Atlántico dependerá de cambios anteriores respecto a sí mismo y las oscilaciones en el precio pagado en el mismo mes

a los productores de leche antioqueños o cundinamarqueses. La versión vectorial y matricial de la anterior ecuación corresponde a la notación:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Adicionalmente, con relación al orden de los vectores, si suponemos la estabilidad de las variables, y la presencia de errores de ruido blanco, es posible configurar la representación de un modelo VEC de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Donde se  $\alpha \beta' = \Pi = \sum_{j=1}^{j=p} A_j - I_k$ , y a su vez,  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{j=p} A_j$ , siendo  $\mathbf{A}_j$  la matriz  $n \times n$  de los coeficientes presentes en el modelo. De acuerdo con Engle y Granger (1987) en una situación en la que las variables  $y_t$  sean  $\mathbf{I}(1)$ , la matriz  $\Pi$  cuenta con un rango  $0 \leq r < K$ , donde  $r$  representa la cantidad de vectores integrados linealmente independiente; “Si  $Rango(\Pi) = 0$ , no existirá cointegración y, por tanto, no existirá suficiente evidencia para determinar la integración espacial entre los mercados. Por otro lado, si  $1 < Rango(\Pi) < n$ , esto implicará que existe integración espacial” (Alonso y Bonilla, 2018, p. 481). Además, si  $\beta = 1$  tenemos evidencia a favor de LUP. Para determinar el rango de la matriz  $\Pi$ , y por ende la existencia de cointegración entre variables, basado en la prueba desarrollada por Johansen (1995).

En síntesis, con el ánimo de estimar empíricamente la existencia de integración espacial de mercados lácteos en el departamento del Atlántico, respecto a los departamentos de Antioquia y Cundinamarca, como primer paso, fue determinado el orden de integración de las series de tiempo a través de pruebas de raíces unitarias desarrolladas por Dickey y Fuller (1981) y Phillips y Perron (1988). En segundo lugar, se estima un modelo VEC y se determina la existencia de una relación de cointegración de las variables a través de la propuesta realiza por Johansen (1988, 1995), además, se incluye un test de Hansen y Seo (2002) para contrastar la existencia de cointegración liberal vs cointegración con umbrales, siguiendo los análisis empíricos de Obstfeld y Taylor (1997), Goodwin y Grennes (1998), Goodwin y Piggott (2001), y Sephton (2003) asociadas a los costos de transacción y su importancia en este tipo de estudios. Por último, fueron analizadas Funciones Impulso - Respuesta (IRF) con el objetivo de analizar interacciones dinámica en el corto plazo entre los precios de la leche cruda en los distintos mercados lácteos involucrados en la investigación; en este sentido, “dichas funciones muestran la respuesta de las variables (series) explicadas en el sistema ante cambios en los errores” (Roldán et al., 2013, p. 7).

## 5. DISCUSIÓN DE RESULTADOS

### 5.1 Contraste de raíces unitarias

En un primer momento, los resultados de las pruebas de raíces unitarias para las tres series en nivel no cumplen con la condición de estacionariedad, por lo tanto, se transforman las variables a primeras diferencias. Como se observa en la tabla (2), los resultados del test en un contraste del 1, 5 y 10% de significancia muestran valores del estadístico de contraste, en términos absolutos, mayores que su valor crítico; por lo tanto, se rechaza la hipótesis respecto a la existencia de raíces unitarias para las series en primera diferencia de cada uno de los precios agropecuarios analizados en la investigación.

**Tabla 2.** Resultados prueba Dickey Fuller (DF) precios de la leche cruda, precio sin bonificaciones y diferencial de precios. Departamentos Atlántico, Antioquia y Cundinamarca

Variables	Test Estadístico	Valores críticos	
Número de observaciones = 149			
DF Test Estadístico			
Precio Departamento Atlántico	-13,456	1% valor crítico	-3,494
Precio Departamento Antioquia	-12,316	5% valor crítico	-2,887
Precio Departamento Cundinamarca	-9,028	10% valor crítico	-2,577
DF Test Estadístico			
Precio SBV Departamento Atlántico	-14,584	1% valor crítico	-3,494
Precio SBV Departamento Antioquia	-15,989	5% valor crítico	-2,887
Precio SBV Departamento Cundinamarca	-13,021	10% valor crítico	-2,577
DF Test Estadístico			
Diferencial de precios Atlántico	-13,306	1% valor crítico	-3,494
Diferencial de precios Antioquia	-15,933	5% valor crítico	-2,887
Diferencial de precios Cundinamarca	-11,289	10% valor crítico	-2,577
MacKinnon p-value Z(t) = 0,000			

**Fuente:** elaboración propia.

### 5.2 Cointegración del precio de la leche cruda, precio sin bonificaciones voluntarias, bonificaciones voluntarias

Esta sección presenta los resultados de los test de cointegración de Johansen (1988) aplicados a los precios de la leche cruda en tres versiones. En primer lugar, el precio

pagado al productor respecto a la ecuación (2), en el que se incluyen los dos tipos de bonificaciones y el descuento por transporte. En segundo lugar, el precio sin bonificaciones voluntarias; por último, un diferencial entre los precios mencionados anteriormente, es decir, las bonificaciones voluntarias. En todos los casos, las pruebas se realizan teniendo como referencia el departamento del Atlántico respecto a los otros departamentos seleccionados en la investigación; el análisis se realiza de manera independiente, es decir, Atlántico - Antioquia y Atlántico - Cundinamarca, con el objetivo de captar las particularidades de la cointegración en el mercado atlanticense, con mercados especializados y con mayor nivel de productividad. Las implicaciones de este proceso son profundizadas y contrastadas en las secciones subsiguientes con datos cualitativos.

En este sentido, la tabla 3 muestra los resultados del test de cointegración respecto a las series de precios totales, precios sin bonificación, y las bonificaciones voluntarias. Para cada cruce (Atlántico - Antioquia y Atlántico - Cundinamarca) la traza estadística en rango igual a 1 es menor que los valores críticos al 5% (equivalente a 3,76), por lo tanto, no podemos rechazar la hipótesis nula respecto a la existencia de un vector de cointegración. También se probó la hipótesis nula  $\beta=1$ , en consonancia con la LPU. El likelihood ratio test indica que esta hipótesis no se puede rechazar para el caso de precios totales en el cruce Atlántico-Antioquia, mientras que se rechaza para los demás casos. Como lo indica Goodwin & Piggott (2001), la no evidencia a favor de la LPU no implica ausencia de integración de los mercados, pues para que la integración y la LPU se den simultáneamente se requiere que el diferencial de precios,  $p_{it} - p_{jt}$ , se mueva uno a uno con los costos del arbitraje espacial,  $C_{ijt}$ , o que estos sean constantes.

Los coeficientes de la relación de largo plazo para las series de precio sin bonificaciones, señalan además que los precios en el Atlántico tienden a ser una proporción de los precios pagados en Antioquia y Cundinamarca, lo cual obedecería en buena medida a que la leche producida en Atlántico suele tener una peor calidad higiénica que la de los otros dos departamentos.

**Tabla 3. Test de cointegración de Johansen**

Precio	Hipótesis nula <sup>a</sup>		LPU <sup>b</sup>	
	Rango = 0	Rango = 1	$\beta$	Ho: $\beta = -1^c$
Precio total				
Atlántico/Antioquia	19.7717*	1.3562	-1.09113	0.944
Atlántico/Cundinamarca	22.3249*	0.1031	-1.226	9.18*
Precio sin bono				
Atlántico/Antioquia	22.3153*	1.0368	-0.5386	16.5*
Atlántico/Cundinamarca	17.714*	0.0520	-0.673	9.45*
Bonificación				
Atlántico/Antioquia	10.7215			
Atlántico/Cundinamarca	14.2726			

a: test de cointegración basado de en la traza

b: Bajo LUP el vector de cointegración es (1,-1). Se normaliza en Atlántico

c: LR test. Valor crítico Chi2(df=1) =3.841

\*: significativo al 5%

**Fuente:** elaboración propia.

Por último, los resultados del test de Hansen y Seo (2002) para contrastar cointegración lineal contra cointegración con umbral en el caso de las series de precio total y precio sin bonificación, y el test de Seo (2006) de no cointegración contra cointegración con umbral para las series de bonificaciones, señalan que no hay evidencia a favor de la existencia de umbrales.

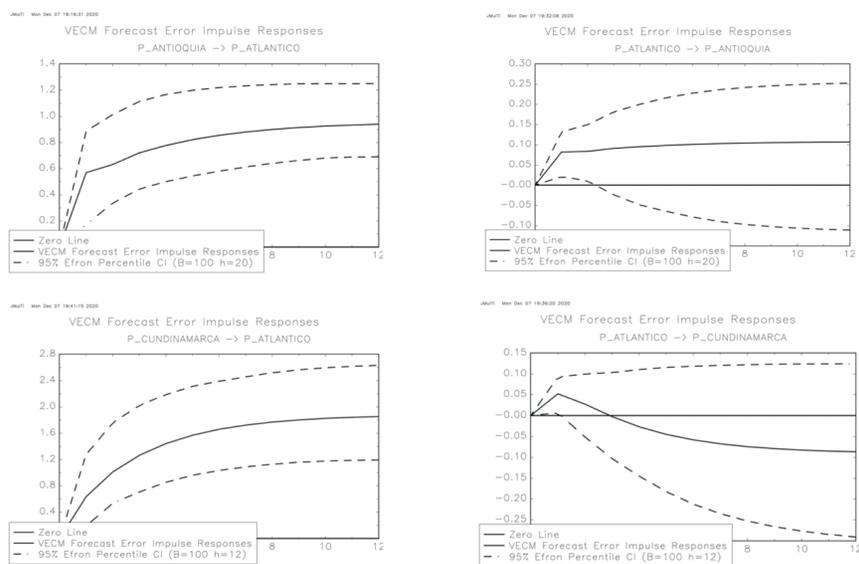
**Tabla 4. Test de cointegración con umbrales**

Precio	P-value
Precio total <sup>a</sup>	
Atlántico/Antioquia	0.624
Atlántico/Cundinamarca	0.102
Precio sin bono <sup>a</sup>	
Atlántico/Antioquia	0.24
Atlántico/Cundinamarca	0.064
Bonificación <sup>b</sup>	
Atlántico/Antioquia	0.625
Atlántico/Cundinamarca	0.781

a: test de Hansen y Seo (2002) Cointegración lineal vs un aumbral  
 b: test de Seo (2006) No cointegración vs cointegración con umbral  
**Fuente:** elaboración propia.

### 5.3 Funciones Impulso - Respuesta

Los resultados de las funciones impulso - respuesta con los precios totales, enriquecen la evidencia empírica relacionada con la integración espacial de los mercados mostrados anteriormente. Como se indicó en la introducción, la integración se refleja en la transferencia de choques de precios de un mercado a otro. En este sentido, se observa el comportamiento de los precios de la leche cruda pagado al productor ante choques en los mercados de otros departamentos analizados en la investigación, teniendo como referencia el departamento del Atlántico. En términos generales, las respuestas de los mercados lácteos ante la variación de precios de otros mercados a nivel departamental son de muy corto plazo (*eje horizontal muestra el horizonte de tiempo*), y una magnitud o duración de la reacción relativamente similar (*eje vertical*).



**Gráfica 3.** Funciones impulso - respuesta precio de la leche cruda departamento del Atlántico Vs departamento Antioquia y Cundinamarca

**Fuente:** elaboración propia.

El panel derecho de la figura 3 muestra la respuesta de los mercados lácteos en los departamentos de Antioquia y Cundinamarca ante aumentos en el precio de la leche cruda en el Atlántico. En ambos casos las magnitudes de los choques son cercanos a 0, por lo tanto, es poco la transmisión de los precios del mercado atlanticense respecto a los departamentos contrastados. En el caso de Cundinamarca, se evidencia, posterior al primer periodo, una disminución del efecto hasta ser nulo.

Con relación al panel izquierdo, se observa la dinámica contraria, la respuesta del mercado lácteo en el Atlántico respecto al aumento de los precios de la leche cruda

en los departamentos de Antioquia y Cundinamarca. En este sentido, se observa una transmisión completa de los choques; en otras palabras, un cambio en los precios del insumo de los mercados antioqueños y cundinamarqués incrementan el pago a los productores lácteos atlanticenses.

Debido a lo anterior, los resultados refuerzan la idea respecto al liderazgo de los mercados lácteos de Antioquia y Cundinamarca a nivel nacional, departamentos con menor nivel de productividad de leche cruda siguen el comportamiento de estos; en otras palabras, si la agroindustria atlanticense identifica un aumento del precio de la leche cruda en el departamento antioqueño, se verán forzados a aumentar el valor pagado a sus proveedores, vía bonificaciones voluntarias, con el objetivo de equilibrar la cantidad comprada del insumo.

## CONCLUSIONES

A lo largo del tiempo, el esquema establecido por MADR para la liquidación del precio de la leche cruda a nivel nacional ha tenido efectos diferenciales en los mercados lácteos departamentales respecto a los mecanismos a través de los cuales se forman los precios. En departamentos cuyos niveles de tecnificación, condiciones climáticas y productividad han permitido mantener estándares de calidad altos, el pago por el insumo depende considerablemente de las condiciones de este factor. En particular la leche cruda producida en el departamento del Atlántico, por ejemplo, se caracteriza por niveles de calidad higiénica bajos (*de acuerdo con lo establecido en la resolución 017 de 2012*) en relación a lo reportado en otras zonas de producción lechera, como Antioquia y Cundinamarca, haciendo que el precio pagado por la industria al productor atlanticense tienda a ser más bajo que lo recibido por los productores de otras regiones; por lo tanto, el precio pagado a los productores locales depende ampliamente de los acuerdos realizados con la agroindustria.

La evidencia empírica desarrollada en esta investigación, sin embargo, no sugiere de manera contundente la existencia de integración espacial de los mercados. Esto porque el pago la relación de largo plazo encontrada entre los precios totales parece estar dominada por los aspectos regulatorios que son comunes a las regiones. De hecho, al descontar las bonificaciones voluntarias, se observa que el precio al productor en el Atlántico es inferior al de sus pares de Antioquia y Cundinamarca debido a la mejor calidad higiénica de la leche cruda de estos últimos. En otras palabras, la regulación impone un mismo precio base a las regiones en cuestión, luego el precio total difiere por cuestiones de calidad del producto y aspectos propios de cada mercado regional. Si estos tuviesen un mayor grado e integración se esperaría una mayor relación entre las bonificaciones voluntarias de los departamentos. Sin embargo, la evidencia cuan-

titativa indica que las series no guardan una relación de largo plazo ni hay transferencia de choques de una región a otra.

En el caso de la relación Atlántico-Antioquia, es importante señalar que a nivel de precios totales se ha dado una convergencia, la cual ha sido posible debido al aumento de las bonificaciones voluntarias en el departamento de Atlántico, especialmente en los últimos años. Luego, si bien los ejercicios de cointegración no apuntan inequívocamente a una integración espacial de estos mercados, si sugieren que las bonificaciones serían el instrumento utilizado por un gran demandante en los dos mercados en función de su política de precios. Esto es plausible si se tiene en cuenta que el mercado lácteo en el departamento del Atlántico se ha caracterizado por una estructura tipo oligopsonio (Lombana et. al. 2012a, 2012b; Ramos, 2006), en la que en los últimos años han ingresado como demandantes industrias procesadoras lácteas de Antioquia.

Respecto a la política de regulación de precios, podría decirse que ha contribuido a una convergencia de precios entre regiones, pero sin modificar la estructura de los mercados regionales de leche al punto de propiciar la integración espacial de estos. Debido a la existencia de políticas de regulación y estructuras oligopsónicas en otros mercados agrícolas colombianos, este es un tema con potencial para ser desarrollado a mayor profundidad, y contribuir de esta forma a la mejor formulación de instrumentos regulatorios.

## REFERENCIAS

- Abdulai, A. (2002). Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. *Applied Economics*, 34(6), 679-687. <https://doi.org/10.1080/00036840110054035>
- Abidoye, B. O. y Labuschagne, M. (2014). The transmission of world maize price to South African maize market: A threshold cointegration approach. *Agricultural Economics (United Kingdom)*, 45(4), 501-512. <https://doi.org/10.1111/agec.12102>
- Alonso, J. C. y Bonilla, M. F. (2018). Integración espacial en el mercado de la guayaba pera en el Valle del Cauca. *Cuadernos de Economía*, 37(74), 471-494. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v37n74.58920>
- Alonso, J. C. y Gallego, A. I. (2010). Integración espacial del mercado de la carne en las tres principales ciudades de Colombia: Evidencia de las series de precios. *Economía & Región*, 4(2), 5-28. <http://ideas.repec.org/a/col/000411/008220.html>
- Barrett, C. B. (1996). Market Analysis Methods: Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets? *American Journal of Agricultural Economics*, 78(3), 825-829. <https://doi.org/10.2307/1243313>
- Barrett, C. (2001). Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. *Review of Agricultural Economics* 23, 19-32. <https://doi.org/10.1111/1058-7195.00043>

- Barrett, C. B. y Li, J. R. (2002). Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(2), 292-307. <https://doi.org/10.1111/1467-8276.00298>
- Campo, J. y Cubillos, S. (2012). Convergencia de precios en Colombia: Integración de mercados a través del índice de precios al consumidor. *Revista Finanzas y Política Económica*, 4(2), 103-112. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v4.n2.2012.464>
- Castillo, O. E. y Ambrosio, L. (2005). Transmisión de precios entre los mercados regionales ganaderos en Colombia. *Temas Agrarios*, 10(1), 29-40.
- Deb, L., Lee, Y. y Lee, S. H. (2020). Market integration and price transmission in the vertical supply chain of rice: An evidence from Bangladesh. *Agriculture (Switzerland)*, 10(7), 1-21. <https://doi.org/10.3390/agriculture10070271>
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Engler, P. A. y Nahuelhual, M. L. (2003). Influencia del mercado internacional de lácteos sobre el precio nacional de la leche: un análisis de cointegración. *Agrocultura Técnica*, 53(4), 416-427. <http://dx.doi.org/10.4067/S0365-28072003000400010>
- Fackler, P.L. y Goodwin, B.K. (2001). Spatial price analysis. IN: Rausser, G. C.; Garden, B. L. (Eds.). *Handbook of Agricultural Economics*. Amsterdam: North-Holland Press, (p. 971-1024).
- Gil, J., Clemente, J., Montañes, A. y Reyes, M. (1996). Integración espacial y cointegración: una aplicación al mercado de cereales en España. *Estudios de Economía Aplicada*, 6, 103-130.
- Goodwin, B. K. y Grennes, T. J. (1998). Tsarist Russia and the World Wheat Market. *Explorations in Economic History*, 35(4), 405-430. <https://doi.org/10.1006/exeh.1998.0706>
- Goodwin, B. K. y Piggott, N. E. (2001). *Agricultural & Applied Economics Association Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects Published by : Oxford University Press on behalf of the Agricultural & Applied Economics Association Stable URL : http://www.jstor.org/stable/1244.83(2), 302-317.*
- Hansen, B. E. y Seo, B. (2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics*, 110(2), 293-318. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00097-0](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00097-0)
- Jaramillo, J.L. y Palacios, A. (2019). Transmisión de precios vertical y espacial en el mercado mexicano e internacional de leche. *Revista Mexicana de Ciencias Pecuarias*, 10(3), 623-642. <https://doi.org/10.22319/rmcp.v10i3.4806>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models* (Oxford Uni).
- Lombana, J., Martínez, D., Valverde, M., Rubio, J., Castrillón, J. y Marino, W. (2012a). Direccionamiento estratégico del sector ganadero del Caribe colombiano. Prospectiva del eslabón primario (2011-2016). *Editorial Universidad del Norte*.

- Lombana, J., Martínez, D., Valverde, M., Rubio, J., Castrillón, J. y Marino, W. (2012b). Caracterización del sector ganadero del Caribe colombiano. *Editorial Universidad del Norte*.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- Masaro, J. V., Depetris, E., Arancibia, R. G., y Rossini, G. (2014). Investigación científica Retrasos en la transmisión de precios de exportación entre los principales productos lácteos santafesinos: leche en polvo entera y quesos. *Ciencias Económicas*, 2, 11-21. <https://doi.org/10.14409/ce.v2i15.4264>
- McNew, K., y Fackler, P. L. (1997). Testing market equilibrium: Is cointegration informative? *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 22(2), 191-207.
- Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural. (2007, 12 de enero). Resolución 12. *Por la cual se establece el sistema de pago de la leche cruda al productor*. Diario Oficial 46.513. [https://www.icbf.gov.co/cargues/avance/docs/resolucion\\_minagricultura\\_0012\\_2007.htm](https://www.icbf.gov.co/cargues/avance/docs/resolucion_minagricultura_0012_2007.htm)
- Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural. (2012, 20 de enero). Resolución 17. *Por la cual se establece el sistema de pago de la leche cruda al proveedor*. Diario Oficial 48.335. [https://www.redjurista.com/Documents/resolucion\\_17\\_de\\_2012\\_ministerio\\_de\\_agricultura\\_y\\_desarrollo\\_rural.aspx#/](https://www.redjurista.com/Documents/resolucion_17_de_2012_ministerio_de_agricultura_y_desarrollo_rural.aspx#/)
- Obstfeld, M. y Taylor, A. M. (1997). Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher's commodity points revisited. *Journal of the Japanese and International Economies*, 11(4), 441-479. <https://doi.org/10.1006/jjie.1997.0385>
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Ramos, J. L. (2006). *Modalidades organizativas de los encadenamientos productivos en países de economías emergentes: El caso del sector lácteo del Caribe colombiano*. Universidad Politécnica de Valencia.
- Rezitis, A. N. y Reziti, I. (2011). Threshold cointegration in the greek milk market. *Journal of International Food and Agribusiness Marketing*, 23(3), 231-246. <https://doi.org/10.1080/08974438.2011.586916>
- Roldán, J. A., Dios, R. y Martínez, J. (2013). Integración espacial en el mercado europeo de aceite de oliva. *ITEA Información Técnica Económica Agraria*, 109(4), 458-475. <https://doi.org/10.12706/itea.2013.028>
- Rospigliosi, J.C. y Suárez, I. (2018). Proceso de transmisión de precios en los mercados de leche fresca y leche evaporada. (Tesis de maestría)., Pontificia Universidad Católica del Perú. <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/20.500.12404/13031>
- Sanjuán, A. I. y Gil, J. M. (1997). Integración espacial de mercados: Revisión empírica y aplicación al sector porcino de la UE. *Investigaciones Agrícolas Económicas*, 12(1,2,3), 276-297.
- Seo, M. (2006). Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model. *Journal of Econometrics*, 134(1), 129-150.
- Sephton, P. (2003). Spatial Market Arbitrage and Threshold Cointegration. *American Agricultural Economics Association*, 85(4), 1041-1046. <https://doi.org/10.1111/1467-8276.00506>
- Sofán, H. (2015). *Análisis de convergencia de precios en precios en los mercados de la carne, el arroz y la leche en Colombia*. Universidad Nacional de Colombia.

- Susanto, D., Parr Rosson, C. y Adcock, F. (2011). Identification of Employment Concentration and Specialization Areas: Theory and Application. *Beta Working Paper*, 354. <https://doi.org/10.1002/agr>
- Tabosa, F. J. S., Ferreira, R. T., y Castelar, L. I. (2014). Convergência de mercados intrarregionais: O caso do mercado atacadista brasileiro do tomate. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 52(1), 61-80. <https://doi.org/10.1590/S0103-20032014000100004>
- Troncoso, R. (2019). Transmisión de los precios del arroz en Colombia y el mundo. *Lecturas de Economía*, 91, 151-179. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n91a05>