



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Transmisión de choques climáticos a precios pecuarios en mercados regulados y no regulados: Evidencia para la leche cruda en la ganadería tropical colombiana

Andrés Mauricio Vargas Pérez^a, José Luis Ramos Ruiz^b
& Sadan Alexander De la Cruz Almanza^c

RESUMEN: Se examinan los efectos de la variabilidad climática sobre la tendencia de los precios de la leche cruda en Colombia, la cual se negocia en dos mercados: regulado y no regulado. Los resultados muestran que el precio regulado no responde a las variaciones climáticas, mientras que en el mercado no regulado la respuesta es asimétrica. El incremento frente a un choque adverso es de mayor magnitud, en contraste con un evento favorable. Esto podría ayudar a explicar por qué los pequeños productores muestran preferencia por este mercado.

Transmission of climate shocks to livestock prices in regulated and unregulated markets: Evidence for raw milk in Colombian tropical livestock

ABSTRACT: This research investigates the impact of climate variability on the price trend of raw milk in Colombia, which is traded in regulated and unregulated markets. The findings indicate that climate variations do not affect the regulated price, whereas the unregulated market shows an asymmetric price response. The price increase is more significant than a favorable event in an adverse shock, such as a drought. This may clarify why small-scale producers tend to favor this market despite receiving lower prices on average for their raw milk.

PALABRAS CLAVE / KEYWORDS: Clima extremo, mercado lácteo, precios, regulación / Weather extremes, dairy market, prices, regulation.

Clasificación JEL / JEL classification: O13, P42, Q18, Q31, Q54.

DOI: <https://doi.org/10.7201/earn.2024.01.04>

^a Dep. de Economía de la Universidad del Norte. E-mail: andresmv@uinorte.edu.co

^b Dep. de Economía de la Universidad del Norte. E-mail: jramos@uinorte.edu.co

^c Dep. de Economía de la Universidad de Pamplona (Colombia). E-mail: sadan.de@unipamplona.edu.co

Citar como: Vargas, A.M., Ramos, J.L. & De la Cruz, S.A. (2024). “Transmisión de choques climáticos a precios pecuarios en mercados regulados y no regulados: evidencia para la leche cruda en la ganadería tropical colombiana”. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 24(1), 77-98. <https://doi.org/10.7201/earn.2024.01.04>

Dirigir correspondencia a: José Luis Ramos Ruiz. E-mail: jramos@uinorte.edu.co

Recibido en agosto de 2023. Aceptado en febrero de 2024.

1. Introducción

Las condiciones climáticas son relevantes para determinar los niveles de producción y los precios de bienes agrícolas y pecuarios. La decisión de los campesinos respecto a *¿cuánto producir?*, *¿cómo producir?* y *¿cuál es el precio de venta?* está asociada al comportamiento de las variables ambientales. Por su naturaleza, la actividad agropecuaria se caracteriza por una amplia sensibilidad ante sequías o lluvias de alta intensidad (Thornton, 2010), por lo tanto, en presencia de anomalías climatológicas se suelen generar costos adicionales asociados con la adaptación al clima. La producción de leche cruda es un claro ejemplo de lo anterior, toda vez que la productividad del hato ganadero depende del escenario ambiental al cual se encuentran sometidos los animales. Factores como: recursos hídricos, calidad del pasto, temperatura ambiente, radiación solar, humedad relativa y precipitaciones, entre otros, inciden en la capacidad productiva del hato ganadero (Hernández-Castellano *et al.*, 2019; Mukherjee *et al.*, 2013). En particular, durante el tiempo seco se produce estrés calórico sobre el animal, obligando al mismo a disminuir la actividad física diaria, la búsqueda y el consumo de alimentos (Abbas *et al.*, 2019). De igual modo, la producción y propiedades de las pasturas se deterioran significativamente, impactando negativamente el bienestar del animal y su capacidad productiva (Echeverría & Restrepo, 2009).

Los efectos de las anomalías climatológicas sobre la producción de leche cruda han sido cuantificados por diferentes autores. St-Pierre *et al.* (2003) muestran en el caso de Estados Unidos pérdidas cercanas a 670 millones de dólares anuales en zonas del país donde se experimentan con mayor intensidad épocas con altas temperaturas. En Nueva Zelanda, Tait *et al.* (2005) evidencian que la reducción en producción de leche del 10 % ocurrida en 1998 y 1999, como resultado de una sequía en el país oceánico, ocasionó una disminución del consumo privado y del Producto Interno Bruto (PIB) de entre el 0,3 % y el 0,5 %. En Picinin *et al.* (2019), para el caso de Brasil, los aumentos en temperaturas, precipitaciones y/o humedad se correlacionan negativamente con el volumen de la leche producida y su calidad, teniendo igual repercusión en casos como Chile (Arias *et al.*, 2023), y Ecuador (Oñate-Valdivieso *et al.*, 2020). En igual sentido, en Colombia investigaciones sobre el efecto del clima en la producción láctea (Echeverri *et al.*, 2015; Cuartas, 2021; Echeverría & Restrepo, 2009) confirman correlaciones negativas entre las variables climáticas y la producción de leche, especialmente cuando las temperaturas superan el umbral normal establecido, al afectar directamente la producción de forraje (Echeverría & Restrepo, 2009).

Además de afectar los niveles de producción en ciertos períodos, las variaciones climatológicas tienen efectos en la formación de los precios de bienes agropecuarios (Abril-Salcedo *et al.*, 2020; Russo *et al.*, 2011; Sexton & Xia, 2018; Sexton & Zhang, 2001; Weldegeebriel, 2004). El efecto del choque climático sobre los precios dependerá del tipo de fenómeno climático (Abril-Salcedo *et al.*, 2020), estructuras de mercado (Russo *et al.*, 2011; Weldegeebriel, 2004; Sexton, 1990), poder de mercado

de los compradores (Cramon, 1998; Crespi *et al.*, 2012; Holloway, 1991; Schroeter, 1988) y el papel de las asociaciones o cooperativas (Ahn & Sumner, 2012; Sexton, 1990). Sobre el tipo de choque climático, los estudios indican que la producción de leche es más sensible a condiciones de altas temperaturas y bajas precipitaciones, lo que corresponde en la zona tropical a períodos de sequía, que a las condiciones contrarias (Abbas *et al.*, 2019; Kharin *et al.*, 2017). Lo anterior daría lugar entonces a una transmisión asimétrica de los choques.

En Colombia coexisten dos mercados en el caso de la leche cruda. El primero, un mercado no regulado con muchos demandantes y oferentes, cuya característica general es la presencia de procesadores de derivados lácteos informales; y otro mercado regulado por la política gubernamental de fijación de precio a la leche cruda, en la que hay muchos oferentes y pocos demandantes. Así, el caso colombiano permite analizar la transmisión de choques climáticos a precios de la leche cruda considerando para ello dos mercados (regulado y no regulado). El análisis se realiza con datos para el departamento del Atlántico pues tiene condiciones agroecológicas homogéneas, lo cual facilita la identificación del efecto de la variabilidad climática sobre el precio, particularmente en mercados de aprovisionamiento agropecuarios donde predominan estructuras oligopsonísticas (Crespi *et al.*, 2012, Hertel & Rosch, 2010).

Para el caso colombiano, es importante mencionar la literatura relacionada que investiga el efecto del fenómeno de El Niño sobre la inflación de alimentos (Abril-Salcedo *et al.*, 2020; Melo-Velandia *et al.*, 2022, Bejarano-Salcedo *et al.*, 2020). En ellos se muestra que los choques climáticos son asimétricos y temporales. Los eventos de El Niño presionan al alza la inflación de alimentos, mientras que en eventos de La Niña lo hacen a la baja y con un impacto menor, y que los alimentos perecederos están más expuestos a las condiciones climáticas extremas que los alimentos procesados.

Los aportes principales de la investigación se enmarcan en dos puntos. En primer lugar, se estudia la transmisión asimétrica de los choques climáticos. En segundo lugar, se compara el efecto del choque entre un mercado que opera en condiciones competitivas frente a uno regulado y con estructura de oligopsonio.

2. Estructura de mercado y transmisión de precios

Decimos que la firma i produce el bien final q , derivado lácteo, usando el insumo pecuario x , leche cruda, e insumos no pecuarios, m ,

$$q_i = f(x_i, m_i) \quad [1]$$

Esta función de producción es continua, doblemente diferenciable, cóncava y con rendimiento constantes a escala. La firma maximiza beneficios de la siguiente manera:

$$\pi_i = P_q q_i - P_x(x) x_i - P_m m_i \quad [2]$$

Donde, P_q es el precio del producto procesado (derivado lácteo); P_x , representa el precio del insumo pecuario (leche cruda), y P_m , es el precio de los demás insumos. La ecuación de primer orden que define la demanda por el insumo pecuario está dada por:

$$P_q f_x = P_x (1 + \phi_i / \eta) \quad [3]$$

donde $\phi_i = (\partial x / \partial x_i)(x_i / x)$ es la variación conjetural del insumo agrícola, que corresponde a una competencia tipo Cournot en la que cada empresa demandante del insumo pecuario toma en cuenta las decisiones de demanda de sus competidores. El parámetro η es la elasticidad de oferta de x . En el caso de competencia perfecta $\phi_i = 0$ y el resultado es el estándar de precio igual al beneficio marginal del insumo, mientras que si $\phi_i = 1$ estaríamos en una situación de monopsonio. Valores entre 0 y 1 corresponden a una estructura oligopsónica. Ahora bien, si definimos el markdown, μ_i , como:

$$\mu_i = 1 + \frac{\phi}{\eta} = \frac{P_q f_x}{P_x} \quad [4]$$

Vemos que este indica el grado en el que el beneficio marginal del insumo pecuario para el productor de q , excede el costo por unidad de x . Así, por ejemplo, si $\mu_i = 2$, entonces los productores de leche reciben el 50 % del beneficio marginal que obtiene el productor del bien final. Entonces, el *markdown* refleja el poder oligopsónico. Si multiplicamos la condición de optimización por la participación de la empresa en el mercado y sumando el total de firmas, se obtiene el agregado de la industria (Weldegebril, 2004).

$$\mu \equiv 1 + \frac{\phi}{\eta} = \frac{P_q f_x}{P_x} \quad [5]$$

La anterior condición define la demanda óptima, x^d , del insumo pecuario por parte de la industria láctea. Dada una función de oferta del insumo pecuario (Leche cruda), la presencia de poder oligopsónico implica que el precio de mercado de este insumo es inferior al que prevalecería en competencia perfecta. En esencia lo que interesa es el cambio en el precio del insumo dado un choque climático. Para el caso que nos interesa, decimos que las condiciones del clima inciden de manera directa sobre la oferta de leche, con lo cual podemos afirmar que el mercado de este insumo está caracterizado por las siguientes ecuaciones:

$$x^d = h(P_x^0, M) \quad [6]$$

$$x^s = g(P_x, Z) \quad [7]$$

Donde P_x^0 lo definimos como $P_x^0 = P_x \mu$, el cual corresponde al costo marginal relevante para la firma demandante del bien pecuario, mientras que P_x es el precio que recibe el productor del insumo pecuario. M y Z son variables exógenas que desplazan tanto la demanda como la oferta, respectivamente. Para nuestro caso, decimos que Z recoge las condiciones climáticas. Suponemos $g_z > 0$, valores más altos de Z significan condiciones climáticas más favorables y viceversa. Además, $g_{P_x} > 0$. La condición de equilibrio de este mercado define una función precio implícita en equilibrio $P_x^* = P_\theta^*(Z)$, de donde el efecto de un choque sobre Z corresponde a:

$$\frac{dP_x^*}{dZ} = \frac{g_z}{h_{P_x^0} \left(\mu + P_x \frac{\partial \mu}{\partial P_x} \right) - g_{P_x}} \quad [8]$$

La expresión $h_{P_x^0} \left(\mu + P_x \frac{\partial \mu}{\partial P_x} \right)$ recoge el cambio de la demanda del insumo ante un cambio en su precio, el cual opera a través de su efecto sobre el markdown. En esta expresión tenemos que $h_{P_x^0} < 0$; pues, un markdown más alto significa una mayor diferencia entre el beneficio marginal del insumo y su costo, lo que se obtiene vía una menor demanda del insumo. Por su parte $\partial \mu / \partial P_x$ puede ser cero, positivo o negativo, dependiendo de la respuesta de la elasticidad de oferta, η , al precio del insumo pues $\partial(\phi/\eta) / \partial \eta < 0$ ¹. Para una función de oferta lineal tenemos que $\partial \eta / \partial P_x = 1 - \eta$, luego si la oferta está en la parte elástica $\partial \mu / \partial P_x > 0$, mientras que si está en la parte inelástica $\partial \mu / \partial P_x < 0$. En el caso de una función de oferta con elasticidad constante tenemos que $\partial \mu / \partial P_x = 0$. A partir de lo anterior podemos definir tres casos:

- Caso 1: $\partial \mu / \partial P_x > 0$, luego $dP_x^* / dZ < 0$
- Caso 2: $\partial \mu / \partial P_x < 0$. Hay que contrastar la reducción en el valor del markdown con el markdown vigente. Mientras la elasticidad del markdown a P_x sea menor a 1 la demanda por el insumo tiene pendiente negativa con lo cual tendríamos $dP_x^* / dZ < 0$. En este caso el término $\mu + P_x (\partial \mu / \partial P_x)$ es mayor al que se obtiene en el caso 1, con lo cual el efecto de Z sobre P^* es mayor, en valor absoluto, que en el primer caso.

¹ $\partial \mu / \partial P_x = (\partial(\phi / \eta) / \partial \eta) (\partial \eta / \partial P_x)$.

- Caso 3: $\partial\mu/\partial P_x = 0$, luego $dP_x^*/dZ < 0$. En este caso, el denominador sería $h_{P_x^0}$ y, por lo tanto, la magnitud del efecto sería, en valor absoluto, mayor al de los casos anteriores.

Ahora, en competencia perfecta $\mu = 1$ y $\partial\mu/\partial P_x = 0$, de donde puede concluirse que el denominador en este caso es menor, en valor absoluto, al de los tres casos anteriores, y, por lo tanto, el efecto Z sobre P_x^* es en valor absoluto, mayor al de los casos de oligopsonio. Así, tenemos el caso de competencia perfecta: Caso 4. Así, de manera general, podemos concluir que la magnitud del efecto del choque climático sobre el precio del insumo pecuario será mayor en una estructura de mercado competitiva frente a una estructura oligopsónica.

El desarrollo anterior supone implícitamente que las transacciones se dan en el mercado spot. Sin embargo, es importante tener en cuenta que en los mercados de aprovisionamiento pecuario hay fuerzas que le hacen contrapeso al poder oligopsónico del comprador. En primer lugar, los productores primarios de menor tamaño suelen agruparse en asociaciones y cooperativas. En segundo lugar, está en interés de la industria procesadora láctea mantener una relación de largo plazo estable en sus proveedores. Lo anterior debido a la inmovilidad de las plantas de procesamiento, la reducción de costos de transporte, y la naturaleza perecedera del insumo pecuario. El aumento en el uso de contratos en preferencia a transacciones spot es un reflejo de esto (Crespi *et al.*, 2012). Así, la operación de estos mecanismos inhibirá la extracción de rentas oligopsónicas en el corto plazo y por lo tanto el efecto del choque climático sobre el precio tenderá al del mercado competitivo.

3. Metodología

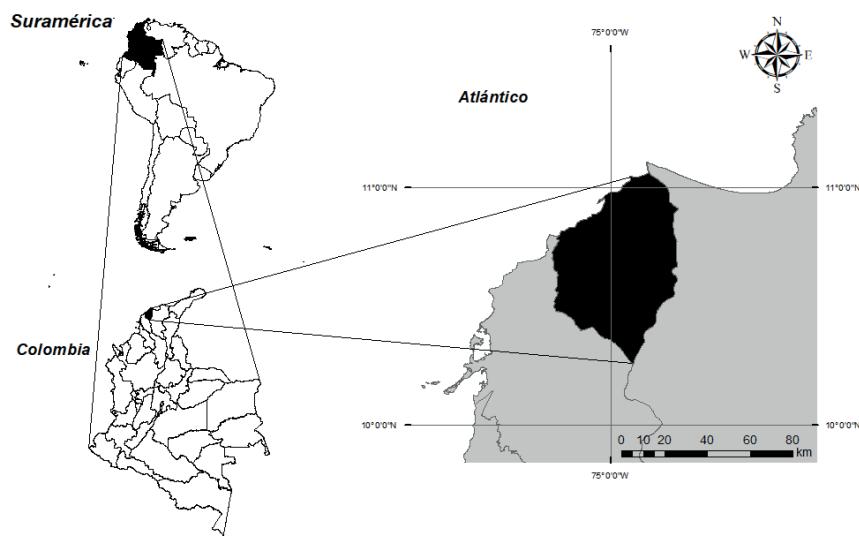
3.1. Área de estudio

La investigación se centra en el departamento del Atlántico ubicado en la región caribe colombiana. El Atlántico se clasifica como cálido árido y semiárido con una temperatura promedio anual de 28 °C, y precipitaciones anuales entre 500 a 1.500 milímetros, con condiciones similares de suelos, y poca variabilidad en la altura a la cual se desarrolla la ganadería, lo que permite disminuir el grado de asimetrías presente en las variables climatológicas a nivel municipal al contar con un agroecosistema relativamente homogéneo en la zona de estudio, como lo sugieren investigaciones similares de análisis subnacional (Ordoña *et al.*, 2021; Zhang *et al.*, 2017; Mukherjee *et al.*, 2013).

En el Atlántico se han identificado la coexistencia de dos cadenas de mercados para la comercialización de la leche cruda (De la Cruz *et al.*, 2022; Lombana *et al.*, 2012). En la primera cadena, denominada mercado informal, participan productores primarios rurales y procesadores artesanales urbanos – rurales (fábricas

artesanales de quesos), los cuales adquieren la leche líquida en las regiones cercanas, elaborando artesanalmente el “queso costeño” y otros productos como mantequilla y suero artesanal. Según Ramos (2006), el procesamiento se realiza en pequeña escala y el producto final llega a los consumidores finales a través de una red de comercializadores localizados en los grandes mercados regionales (Barranquilla, Bogotá, Medellín y Cali, entre otras ciudades). Las fábricas artesanales aparecen y desaparecen según las condiciones de demanda de queso y del nivel de precio del insumo (leche líquida), el cual aumenta significativamente en época de verano y disminuye en invierno. Adicionalmente, estas fábricas artesanales de quesos operan sin control de calidad y no cumplimiento de normas de manejo de alimentos y no realizan el pago de los deberes impositivos legales, según lo estipulado en el código de comercio colombiano (Ramos, 2006).

MAPA 1
Mapa ubicación departamento del Atlántico



Fuente: Elaboración propia.

La segunda cadena, denominada mercado formal, donde el proceso de interacción de compra y venta de la leche se organiza a partir de la relación entre productores primarios (ganaderos), cooperativas (acopiadoras) y empresas procesadoras agroindustriales (productoras de bienes finales). Estas últimas son las encargadas de visibilizar la importancia que tiene la actividad lechera en la canasta alimenticia de los hogares. En este sentido, el mercado de productos derivados de la leche

resulta significativo, en tanto que representa el 18 % en la canasta de alimentos de los colombianos (Morales & Ospina, 2017). Entre los productos lácteos de mayor comercialización nacional se encuentra la leche UHT entera (larga vida), con 40 %; le sigue en orden de importancia, el consumo de leche en polvo (15 %); leche pasteurizada entera, 20 %; queso doble crema, 10 %; queso campesino, 10 %; y derivados lácteos, 5 % (Morales & Ospina, 2017). En esta cadena, el precio de venta de leche cruda a las empresas procesadoras agroindustriales está regulado por el Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, MADR.

CUADRO 1
Características de los mercados lácteos en el departamento del Atlántico

Característica del mercado	Participantes	Estructura de mercado
Poco regulado	Productores primarios (pequeños), procesadores de queso y otros derivados lácteos, asociaciones ganaderas	Mercado competitivo
Regulado	Grandes productores primarios, asociaciones ganaderas, industrias	Oligopsónico

Fuente: Elaboración propia a partir de Ramos (2006), Lombana *et al.* (2012) y De la Cruz *et al.* (2022).

El mercado regulado se rige por la Resolución 017 de 2012 expedida por el MADR. La política de fijación de precios pretende ajustar las distorsiones por asimetrías de información en el proceso de comercialización, y la heterogeneidad de los sistemas de producción a nivel departamental. El precio final pagado a los productores de leche cruda depende de cuatro elementos: la cantidad de sólidos o grasas totales y su valor comercial, las bonificaciones obligatorias y voluntarias, y una deducción por transporte. Así, el precio pagado al productor (P_{pp}) se define de acuerdo con la siguiente formula:

$$P_{pp} = V_{gs} Q_{gst} + BO + BV - T \quad [9]$$

Donde V_{gs} es el valor por gramo de sólidos totales, Q_{gst} la cantidad en gramos de sólidos totales. BO son las bonificaciones obligatorias, las cuales se reconocen por concepto de calidad higiénica, que se estima de acuerdo con la cantidad de Unidades Formadoras de Colonias por mililitro (UFC/ml) encontrados en la leche cruda; la calidad sanitaria asociada con la certificación de vacunación de hatos (fiebre aftosa y brúcela) emitido 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.

Las bonificaciones voluntarias, BV, 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, sino que dependen de la dinámica entre el oferente y el demandante (De la Cruz *et al.*, 2022). Sobre esto, las entrevistas realizadas a pequeños productores indican que estas bonificaciones no se negocian de manera independiente entre las partes, sino que viene incorporada en el precio pagado al productor, el cual lo viene a conocer este último día después de la entrega del producto. Lo anterior, porque la liquidación del precio definitivo depende la calidad higiénica de la leche, la cual es evaluada por el comprador dado que el pequeño productor no cuenta con acceso a los laboratorios para este fin.

La demanda en este mercado está dada por unas pocas industrias procesadoras, mientras que por el lado de la oferta están los productores primarios, quienes venden directamente, en el caso productores de mayor tamaño y a través del establecimiento de contratos, o a través de asociaciones y cooperativas en el caso de pequeños productores. Para estos últimos, el mercado es de tipo Spot (Ramos, 2006).

En el mercado no regulado los demandantes son diversos, principalmente pequeños procesadores de derivados lácteos. En este mercado la dinámica comercial se desarrolla en las fincas, espacio donde los precios son negociados directamente con los productores, no existe una logística formal para estimar la calidad de la leche comprada, además, el precio no depende estrictamente de una fórmula para su liquidación, predominando una estructura de mercado competitiva.

3.2. Datos

3.2.1. Clima

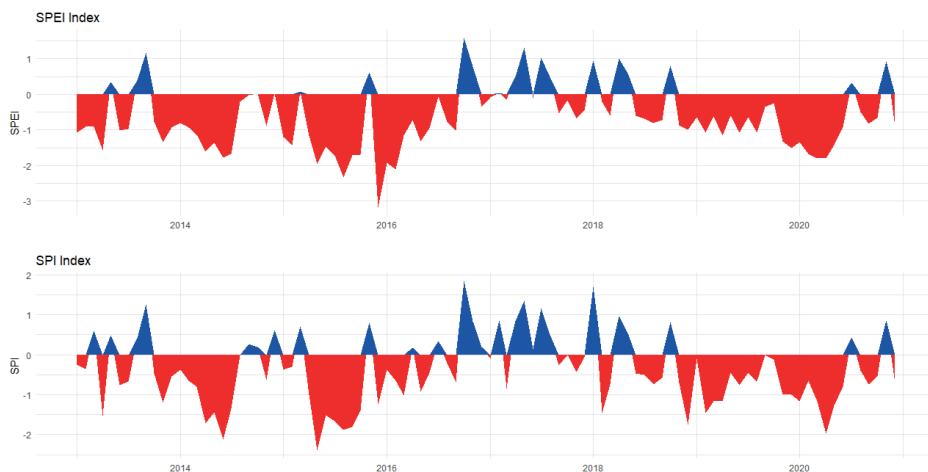
Se usaron los datos de temperaturas y precipitaciones en frecuencia mensual provistos por CRUTEM² versión 4.05, se tomó información de las precipitaciones y temperaturas mensuales para la grilla con latitud 10.75 y longitud -74.75, la cual contiene la zona productora de leche del departamento del Atlántico.

Procedimentalmente, las temperaturas y precipitaciones se combinaron usando el *Standarized Precipitation - Evapotranspiration Index* (SPEI), propuesto por Vicente-Serrano *et al.* (2010). Se usó la ecuación de Thornthwaite para el cálculo de la evapotranspiración potencial, tomando como referencia la latitud 10.45. También se calculó el *Standarized Precipitation Index* (SPI). Como se observa en la Gráfico 2, los dos índices presentan similar comportamiento. Para el periodo posterior a 2010, indican condiciones predominantes de sequía.

² CRUTEM son datos derivado de las temperaturas del aire cerca de la superficie terrestre registradas en estaciones meteorológicas en todos los continentes de la Tierra. [Tomado de: <https://crudata.uea.ac.uk/cru/data/crutem/ge/>].

En las estimaciones, se utilizó el SPEI por ser el más completo entre los dos índices pues contempla tanto la temperatura como las precipitaciones. Este es un índice normalizado, con lo cual sus valores se interpretan como desviaciones respecto a las condiciones hidroclimáticas del periodo de referencia. Así, los valores positivos señalan condiciones de superávit de agua, mientras que los negativos corresponden a condiciones de déficit. Por ejemplo, los valores mínimos de SPEI en nuestro periodo de estudio, corresponde a una anomalía climática extrema producida por el fenómeno de El Niño-Oscilación del Sur (ENSO) entre 2015 y 2016, en este periodo se combinan escenario de pocas o nulas precipitaciones y un aumento de la temperatura ambiente.

GRÁFICO 1
SPEI, SPI departamento del Atlántico, 2010 – 2020 (dato mensual)



Fuente: Elaboración propia a partir de CRUTEM.

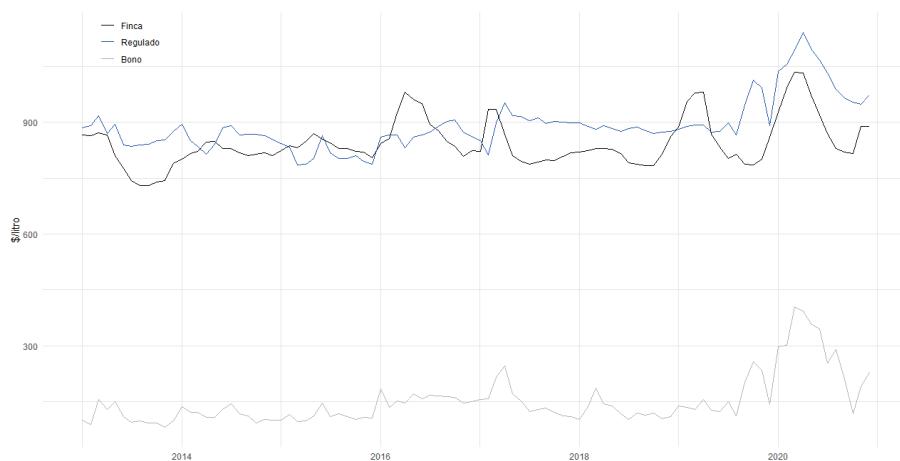
3.2.2. Precios

Respecto a los precios de la leche cruda fueron recopilados de dos fuentes de información. En el caso del precio regulado, se tomó el reporte de la Unidad de Seguimiento al Precio de la Leche (USP) adscrito al MADR en Colombia. Esta unidad reúne datos de acuerdo con la resolución 017 de 2012, por lo tanto, además del precio final liquidado al comprador, es posible extraer las bonificaciones voluntarias establecidas en la ecuación [9]. Para el precio no regulado se tomó el precio en finca recolectado en el Sistema de Información de Precios y Abastecimiento del Sector Agropecuario (SIPSA) cuya operación estadística es realizada por el Departamento

Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE). Los precios se deflactaron con el índice de precios al productor (IPP).

GRÁFICO 2

Precios regulados, precios en finca y bonificación voluntaria departamento del Atlántico, 2013-2020.



Fuente: Elaboración propia a partir de USP, SIPSA – DANE.

3.3 Modelo econométrico

El modelo tiene como propósito estimar el efecto de las condiciones climáticas, Z , sobre el precio de la leche cruda. De acuerdo con el modelo teórico, se espera un efecto negativo de las condiciones ambientales sobre el precio, especialmente para el caso de los precios en finca pues estos reflejan las transacciones en el mercado no regulado, así como condiciones cercanas a estructuras de mercado en competencia perfecta. Para el mercado regulado, se analizará, por un lado, el precio pagado al productor, y por otro, las bonificaciones voluntarias. Como este último es la parte del precio regulado que no obedece a una regla tarifaria, sino que es determinado a partir de la interacción entre la agroindustria procesadora y los productores primarios de leche, permite identificar si la estructura oligopsonista está inhibiendo la transmisión del choque climático al precio, como se esperaría que pase si la industria ejerce su poder oligopsonista en el corto plazo. Así, la diferencia en la respuesta del precio regulado respecto a las bonificaciones ayuda a discriminar entre el efecto de la regla de fijación de precio con aquel correspondiente al ejercicio de poder oligopsonista.

Adicionalmente, el efecto del clima sobre el precio puede ser asimétrico. Para el caso de la ganadería de leche, las condiciones de sequía suelen tener un efecto adverso importante sobre la producción del animal, esto debido al estrés calórico, y reducción en la cantidad y calidad del alimento disponible. Por el contrario, la abundancia de precipitaciones, si bien suele ser favorable para el animal, esto no genera una respuesta fisiológica fuerte que lleve a incrementar sustancialmente la producción en el hato ganadero.

Si consideramos que el precio de la leche cruda cambia en el tiempo de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$P_t = f(P_{t-1}, \dots, P_{t-p}, Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-q}, e_t) \quad [10]$$

Donde P_t es el precio de leche cruda, Z la variable climática y e_t es una variable aleatoria i.i.d. Esta es una ecuación en forma reducida que captura los efectos de retroalimentación de otras variables sobre el precio, y representa el efecto neto de Z_t sobre P_t . Las condiciones climáticas, Z_t , se asumen débilmente exógenas a los precios, algo que no es controversial. Si bien puede haber otros factores que afectan el precio en el mercado local, estos difícilmente tendrán un efecto causal sobre la variable climática y, por lo tanto, no confunden el efecto de esta sobre el precio. Planteamos entonces un modelo Autorregresivo de Retardos Distribuidos no Lineal (NARDL), que en su forma de corrección de errores se expresa como (Shin *et al.*, 2014):

$$\Delta P_t = \rho P_{t-1} + \theta^+ Z_{t-1}^+ + \theta^- Z_{t-1}^- + \varphi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \pi_i \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \eta \Delta x_{t-i} + e_t \quad [11]$$

Acá los coeficientes de largo plazo de la variable climática son $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ y $\beta^- = -\theta^-/\rho$. Los vectores x y φ contienen otras covariables y sus respectivos coeficientes. La variable Z_t se descompone como $Z_t = Z_0 + Z_t^+ + Z_t^-$, donde Z_t^+ y Z_t^- son sumas parciales de cambios positivos y negativos de Z_t .

$$Z_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0)$$

$$Z_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0)$$

Si se impone las restricciones $\beta^+ = \beta^-$ tenemos el ARDL simétrico:

$$\Delta P_t = \rho P_{t-1} + \theta Z_{t-1} + \varphi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \pi_i \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \eta \Delta x_{t-i} + e_t \quad [12]$$

Seguimos el procedimiento de prueba de relación de largo plazo propuesto por Shin *et al.* (2014), donde la hipótesis nula es $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$. Bajo la alternativa se plantea una relación en niveles entre el precio y la variable climática. Esta prueba sigue de cerca el test de Bounds de Pesaran *et al.* (2001) el cual es apropiado independientemente si las variables son I(0), I(1), o mutuamente cointegradas. Adicionalmente, se prueba la hipótesis nula de simetría en los parámetros de largo plazo, $\beta^+ = \beta^-$. Finalmente, para el caso en el que se encuentre relación asimétrica de largo plazo se calculan los multiplicadores dinámicos acumulados (Shin *et al.*, 2014):

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial P_{t+j}}{\partial Z_t^+}; m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial P_{t+j}}{\partial Z_t^-} \quad [13]$$

El modelo se estima para cada uno de los precios: finca, regulado y bonificación voluntaria. Como lo sugieren Melo-Velandia *et al.* (2022) para el caso del precio de los alimentos perecederos en Colombia, incorporamos en el modelo el precio de los combustibles y la tasa de cambio nominal, toda vez que permiten capturar choques de oferta. Para la primera variable usamos el índice de precio de los combustibles, Comb., producido por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas de Colombia, DANE. La tasa de cambio nominal peso-dólar americano, lxrate, se toma del Banco de la República de Colombia. Ambas variables se expresan en logaritmos. El periodo de análisis corresponde al periodo diciembre 2012-diciembre 2020.

4. Resultados

Las pruebas de raíz unitaria registrada en el Cuadro 2, no permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria para las series de precio regulado, bonificación voluntaria, precio de los combustibles, y tasa de cambio; mientras que, presentan evidencia a favor de comportamiento estacionario para los precios en finca y SPEI. Dado que la variable climática, SPEI, es I(0), mientras que los precios son I(0) o I(1), entonces es apropiado usar la aproximación del Test de Bounds (Pesaran *et al.*, 2001).

Como punto de partida tomamos el modelo ARDL simétrico (ecuación [12]). La definición de p y q se llevó a cabo siguiendo el procedimiento de búsqueda implementado a través del comando ARDL para STATA (Kripfganz & Schneider, 2023). Los resultados en el Cuadro 3 para cada una de las especificaciones indican que no se rechaza la hipótesis nula de no relación en el nivel de las variables, $H_0: \rho = \theta = 0$, para los modelos con el precio regulado y las bonificaciones voluntarias; mientras que se rechaza para el precio en finca. Para este último, el coeficiente negativo de largo plazo señala que ante una sequía los precios se incrementan, mientras que, en condiciones de superávit hídrico, estos disminuyen.

CUADRO 2
Pruebas de raíz unitaria

Variable	ADF		DFGLS		KPSS	
	Test	Cr 5 %	Test	Cr 5 %	Test	Cr 5 %
Finca	-5,60	-3,45	-4,29	-3,03	0,076	0,146
Regulado	-0,38	-1,95	-1,46	-1,94	0,56	0,463
Bono	0,40	-1,95	-1,008	-1,94	0,54	0,463
Spei	-2,06	-1,95	-2,56	-1,94	0,12	0,463
Comb	0,07	-1,95	-1,63	-1,94	0,34	0,460
lxrate	1,62	-1,95	0,31	-1,94	0,78	0,460

Fuente: elaboración propia.

CUADRO 3
Modelo simétrico: coeficientes de largo plazo

	Precio finca ARDL(3,0,0,1)		Precio regulado ARDL(1,0,0,0)		Bono ARDL(1,0,0,0)	
	Coef.	S.E	Coef.	S.E	Coef.	S.E
LR SPEI	-0,019	0,009	-0,013	0,022	-0,07	0,08
LR COMB	-0,072	0,12	0,57	0,31	0,71	0,63
LR XRATE	0,15	0,036	0,14	0,08	0,85	0,32
F_{PSS}	12,548		2,836		4,195	
t_{BDM}	-6,910		-3,13		-3,959	
Decisión	Rechaza		No rechaza		No rechaza	
χ^2_{SC}	10,223 [0,59]		6,724 [0,87]		13,548 [0,33]	
χ^2_H	3,18 [0,07]		6,72 [0,01]		1,09 [0,29]	
χ^2_N	13,1 [0,0015]		13,27 [0,013]		6,61 [0,04]	

$F_{PSS} H_0: \rho = 0, t_{BDM} H_0: \rho = 0$

Caso 3 $F_{crit} I(0) = 4,94, F_{crit} I(1) = 5,73, t_{crit} I(0) = -2,86, t_{crit} I(1) = -3,22$

$\chi^2_{SC}, \chi^2_H, \chi^2_N$ correlación serial, homocedasticidad y normalidad, p-value en corchetes.

Fuente: elaboración propia.

El modelo asimétrico, representado por la ecuación [11], rechaza la hipótesis nula de manera clara para el precio en finca (Cuadro 4). Los coeficientes de largo plazo indican que las condiciones de sequía tienen un efecto un poco más fuerte que las condiciones de superávit hídrico. La prueba de Wald rechaza la nula de simetría de largo plazo. El multiplicador dinámico para el precio en finca, Gráfico 3, muestra que la respuesta del precio a condiciones de sequía es más fuerte que frente a condiciones de superávit hídrico y que esta respuesta es rápida, lo que se refleja en la pendiente positiva inicial de la curva de diferencia.

Para el precio regulado y las bonificaciones voluntarias, las pruebas F_{pss} y t_{bmd} señalan que no hay una relación de largo plazo entre este precio y las condiciones climáticas, con lo cual no hay evidencia de que la variabilidad climática afecte el precio de la leche en el mercado regulado.

CUADRO 4

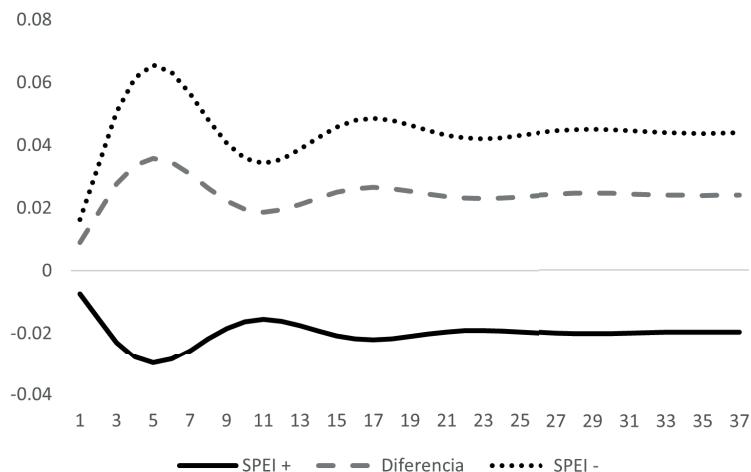
Modelo asimétrico: coeficientes de largo plazo

	Precio finca ARDL(3,0,0,0,0)		Precio regulado ARDL(1,0,1,0,0)		Bono ARDL(1,0,0,0)	
	Coef.	S.E	Coef.	S.E	Coef.	S.E
LR SPEI+	-0,019	0,01	-0,032	0,020	-0,089	0,081
LR SPEI-	-0,024	0,011	-0,043	0,024	-0,120	0,09
LR COMB	-0,330	0,220	-0,160	0,430	-1,060	1,870
LR XRATE	-0,003	0,130	-0,290	0,250	-0,310	1,080
F_{PSS}	9,620		3,331		3,607	
t_{BDM}		-6,815		-3,307		-4,106
Decisión		Rechaza		No rechaza		No rechaza
χ^2_{SC}		12,21 [0,42]		4,15 [0,98]		10,80 [0,54]
χ^2_H		3,83 [0,05]		6,60 [0,01]		0,53 [0,46]
$\chi^2_N N$		13,11 [0,0014]		11,98 [0,0025]		7,92 [0,019]
W_{LR}		9,89 [0,0016]				

$F_{PSS} H_0; \rho = \theta = 0$, $t_{BDM} H_0; \rho = 0$. Caso 3 y $k = 1$: $F_{crit} = 5,73$, $t_{crit} = -3,22$. χ^2_{SC} , χ^2_H , χ^2_N correlación serial, homocedasticidad y normalidad, W_{LR} test de simetría de largo plazo SPEI⁺ = SPEI⁻, p-value en corchetes.

Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO 3
Multiplicador dinámico acumulado



Fuente: elaboración propia.

5. Discusión

Los precios de insumos pecuarios (leche) dependen en suma medida de las condiciones climatológicas del territorio donde se produce, así como la estructura de los mercados donde se comercializan dichos bienes. Nuestros resultados muestran que en mercados competitivos el aumento de la temperatura y la reducción de las precipitaciones producen un incremento en el precio, mientras que las condiciones contrarias causan una reducción. Además, esta relación es asimétrica. La sequía tiene un impacto mayor que el superávit hídrico, coincidente con hallazgos para otros commodities e índices de precios de los alimentos (Abril-Salcedo *et al.*, 2020; Chatzopoulos *et al.*, 2020; Ubilava, 2017; Atems & Sardar, 2021; Mukherjee *et al.*, 2013). Para el caso de la leche cruda la asimetría en la respuesta del precio se explica porque las condiciones de sequía tienen un efecto adverso más marcado sobre el bienestar del animal y su capacidad de producción, y sobre la calidad y abundancia de las pasturas, que cuando son condiciones de superávit hídrico.

En presencia de mercados con precios regulados, donde la estructura es de tipo oligopsónica, el grado de transmisión del choque climático al precio depende, por un lado, de si la fórmula de fijación de precio incorpora directa o indirectamente el incremento en el costo de producción debido a una sequía, y, por otro lado, del ejercicio del poder oligopsónico por parte del comprador. Sobre esto, los resultados

señalan que la regla de fijación de precio es insensible los impactos del clima sobre los costos de producción. Además, la ausencia de efecto del clima sobre las bonificaciones voluntarias apunta a que aún en situación de sequía los pequeños productores tienen muy poca capacidad de trasladar parte del mayor costo de producción al comprador, indicio este de ejercicio de poder oligopsónico. Esto puede ser así por dos razones. Primero porque hay ausencia de relaciones contractuales de largo plazo entre las asociaciones de productores y la industria procesadora, o, en el caso que las haya, estas son débiles pues no son de estricto cumplimiento. Segundo, porque el precio de liquidación de la leche es posterior a la entrega del producto por parte del productor primario, y lo define la empresa compradora una vez ha realizado los exámenes de laboratorio para determinar la calidad de la leche, luego en la práctica el pequeño productor tiene limitada oportunidad de influir sobre el precio. Así, estas dos circunstancias concurren para reducir el poder de negociación del productor primario, quien en vista de esta situación prefiere transar en el mercado no regulado.

En términos de política económica, nuestros resultados evidencian un efecto no deseado de la regulación, a saber, que inhibe el incremento en el precio de la leche en períodos de sequía. Al impedir esta respuesta del precio, el pequeño productor de leche pierde uno de los mecanismos que reducen su vulnerabilidad frente a los choques climáticos adversos. Es sabido que para la población rural cuyos ingresos y medios de vida son altamente dependientes de las condiciones ambientales y vulnerables frente al cambio climático (Crispin *et al.*, 2023), la pérdida de ingresos y activos como consecuencia de un choque climático adverso puede terminar configurando una trampa de pobreza (Barbier, 2010). Finalmente, nuestros resultados indican que el componente de *libre mercado* del precio regulado, es decir la bonificación voluntaria, tiene un alcance limitado para absorber los choques climáticos. De manera indirecta, también sugieren un alcance limitado de la regulación en la reducción del poder oligopsónico en la fijación de precios. Este es un hallazgo que merece mayor investigación y que es de importancia toda vez que uno de los propósitos de la regulación es mejorar los precios recibidos por los productores primarios.

6. Conclusión

Este trabajo presentó un análisis de la respuesta de los precios de la leche cruda a choques climáticos en dos estructuras de mercado diferentes: competitiva, y oligopsónica y regulada. Usando datos para una región de Colombia mostramos que el precio competitivo responde de manera asimétrica a los choques climáticos, mientras que en el mercado regulado los precios son insensibles a estos. Para los productores primarios de leche, que suelen operar a pequeña escala y tener bajos niveles de ingreso, la rigidez de los precios frente a choques climáticos adversos resulta ser perjudicial. Esto es coincidente con la preferencia que expresan estos productores por operar en el mercado competitivo y no regulado. Nuestros resultados

contribuyen al debate sobre la intervención estatal en mercados de abastecimiento agrícola en las que podría ejercerse el poder del comprador en detrimento de los productores, sobre todo si gracias al cambio climático aumenta la frecuencia e intensidad de eventos extremos, en particular sequías.

Referencias

- Abbas, Q., Han, J., Adeel, A. & Ullah, R. (2019). “Dairy production under climatic risks: Perception, perceived impacts and adaptations in Punjab, Pakistan”. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(20), 4036. <https://doi.org/10.3390/ijerph16204036>
- Abril-Salcedo, D.S., Melo-Velandia, L.F. & Parra-Amado, D. (2020). “Nonlinear relationship between the weather phenomenon El niño and Colombian food prices”. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(4), 1059-1086. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12394>
- Ahn, B.-I. & Sumner, D.A. (2012). “Estimation of relative bargaining power in markets for raw milk in the United States”. *Journal of Applied Economics*, 15(1), 1-23. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(12\)60001-4](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(12)60001-4)
- Arias, R.A., Keim, J.P., Pinto, R. & Bombal, E. (2023). *Estimation of the economic impact of heat stress on dairy production systems in Chile*. Obtenido de: Research Square. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-2842956/v1>
- Attems, B. & Sardar, N. (2021). “Exploring asymmetries in the effects of El Niño-Southern Oscillation on U.S. food and agricultural stock prices”. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 81, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.04.013>
- Barbier, E.B. (2010). “Poverty, development, and environment”. *Environment and Development Economics*, 15(6), 635-660. <https://doi.org/10.1017/S1355770X1000032X>
- Bejarano-Salcedo, V., Cárdenas-Cárdenas, J.-A., Julio-Román, J.M. & Caicedo-García, E. (2020). *Entendiendo, modelando y pronosticando el efecto de “El Niño” sobre los precios de los alimentos: el caso colombiano*. Obtenido de: Borradores de Economía nº 1102, Banco de la República de Colombia. <https://doi.org/10.32468/be.1102>
- Chatzopoulos, T., Domínguez, I.P., Zampieri, M. & Toreti, A. (2020). “Climate extremes and agricultural commodity markets: A global economic analysis of regionally simulated events”. *Weather and Climate Extremes*, 27, 100193. <https://doi.org/10.1016/j.wace.2019.100193>

- Cramon, S.V. (1998). "Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market". *European Review of Agricultural Economics*, 25(1), 1-18. <https://doi.org/10.1093/erae/25.1.1>
- Crespi, J.M., Saitone, T.L. & Sexton, R.J. (2012). "Competition in U.S. farm product markets: Do long-run incentives trump short-run market power?" *Applied Economic Perspectives and Policy*, 34(4), 669-695. <https://doi.org/10.1093/aapp/pps045>
- Crispin, M., Ponce, R.D., Rendon, E. & Arias, E. (2023). "Modelamiento hidro-económico de los efectos del cambio climático y política en la agricultura andina". *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 23(1), 55-87. <https://doi.org/10.7201/earn.2023.01.03>
- Cuartas, A.K. (2021). *Estudio del efecto del clima sobre la producción de un hato bovino lechero desde la dinámica de sistemas*. Obtenido de: Universidad Nacional de Colombia. <https://repositorio.unal.edu.co/handle/unal/80261>
- De la Cruz, S., Vargas, A. & Martínez, M.L. (2022). "Integración espacial de mercados lácteos: Efectos de precios regulados". *Revista de Economía del Caribe*, 29, 76-98. <https://doi.org/10.14482/ecoca.29.658.421>
- Echeverri, M., Galeano-Vasco, L., Cerón-Muñoz, M. & Márquez-Girón, S.M. (2015). "Efecto de las variables climatológicas sobre la producción de leche de vacas Holstein". *Livestock Research for Rural Development*, 27, 246.
- Echeverría, J.J.E. & Restrepo, L.F. (2009). "Efecto meteorológico sobre la producción y calidad de la leche en dos Municipios de Antioquia—Colombia". *Revista Lasallista de Investigación*, 6(1), 50-57.
- Hernández-Castellano, L.E., Nally, J.E., Lindahl, J., Wanapat, M., Alhidary, I.A., Fangueiro, D., Grace, D., Ratto, M., Bambou, J.C. & De Almeida, A.M. (2019). "Dairy science and health in the tropics: Challenges and opportunities for the next decades". *Tropical Animal Health and Production*, 51(5), 1009-1017. <https://doi.org/10.1007/s11250-019-01866-6>
- Hertel, T.W. & Rosch, S.D. (2010). "Climate change, agriculture, and poverty". *Applied economic perspectives and policy*, 23(3), 355-385. <https://doi.org/10.1093/aapp/ppq016>
- Holloway, G.J. (1991). "The farm-retail price spread in an imperfectly competitive food industry". *American Journal of Agricultural Economics*, 73(4), 979-989. <https://doi.org/10.2307/1242425>

- Kharin, S., Lajdova, Z. & Bielik, P. (2017). "Price transmission on the Slovak dairy market". *Studies in Agricultural Economics*, 119(3), 148-155. <https://doi.org/10.7896/j.1711>
- Kripfganz, S. & Schneider, D. C. (2023). "ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models". *The Stata Journal*, 23(4), 983-1019. <https://doi.org/10.1177/1536867X231212434>
- Lombana, J., Martínez, D., Valverde, M., Rubio, J., Castrillón, J. & Marino, W. (2012). *Caracterización del sector ganadero del Caribe colombiano*. Barranquilla, Colombia: Editorial Universidad del Norte.
- Melo-Velandia, L.F., Orozco-Vanegas, C.A. & Parra-Amado, D. (2022). "Extreme weather events and high Colombian food prices: A non-stationary extreme value approach". *Agricultural Economics*, 53(S1), 21-40. <https://doi.org/10.1111/agec.12753>
- Morales, V. & Ospina J. (2017). *Análisis de la cadena de valor de la industria láctea en Colombia y sus oportunidades en los mercados internacionales*. Obtenido de: Universidad Libre Colombia. <https://hdl.handle.net/10901/16293>
- Mukherjee, D., Bravo-Ureta, B.E. & De Vries, A. (2013). "Dairy productivity and climatic conditions: Econometric evidence from South-eastern United States". *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 57(1), 123-140. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.2012.00603.x>
- Oñate-Valdivieso, F., Uchuary, V.H.E. & Oñate-Paladines, A. (2020). "Large-scale climate variability patterns and drought: A case of study in South-America". *Water Resources Management*, 34(6), 2061-2079. <https://doi.org/10.1007/s11269-020-02549-w>
- Ordofa, G., Zemedu, L. & Tegegne, B. (2021). "Structure conduct and performance of dairy market in Ada'a Berga district, Ethiopia". *Cogent Food and Agriculture*, 7(1). <https://doi.org/10.1080/23311932.2021.1918878>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Picinin, L.C.A., Bordignon-Luiz, M.T., Cerqueira, M.M.O.P., Toaldo, I.M., De Souza, F.N., Leite, M., Fonseca, L. & Lana, Â.M.Q. (2019). "Effect of seasonal conditions and milk management practices on bulk milk quality in Minas Gerais State - Brazil". *Arquivo Brasileiro De Medicina Veterinaria E Zootecnia*, 71(4), 1355-1363. <https://doi.org/10.1590/1678-4162-10063>

- Ramos, J.L. (2006). *Modalidades organizativas de los encadenamientos productivos en países de economías emergentes: El caso del sector lácteo del Caribe colombiano*. Obtenido de: Universitat Politècnica de València. <https://doi.org/10.4995/Thesis/10251/1876>
- Russo, C., Goodhue, R.E., & Sexton, R.J. (2011). “Agricultural support policies in imperfectly competitive markets: Why market power matters in policy design”. *American Journal of Agricultural Economics*, 93(5), 1328-1340. <https://doi.org/10.1093/ajae/aar050>
- Schroeter, J.R. (1988). “Estimating the degree of market power in the beef packing industry”. *The Review of Economics and Statistics*, 70(1), 158-162. <https://doi.org/10.2307/1928165>
- Sexton, R. J. (1990). “Imperfect competition in agricultural markets and the role of cooperatives: A spatial analysis”. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3), 709-720. <https://doi.org/10.2307/1243041>
- Sexton, R.J. & Xia, T. (2018). “Increasing concentration in the agricultural supply chain: Implications for market power and sector performance”. *Annual Review of Resource Economics*, 10, 229-251. <https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100517-023312>
- Sexton, R.J. & Zhang, M. (2001). “An assessment of the impact of food industry market power on U.S. consumers food industry market power and U.S. consumers”. *Agribusiness*, 17(1), 59-79. [https://doi.org/10.1002/1520-6297\(200124\)17:1<59::AID-AGR1003>3.0.CO;2-D](https://doi.org/10.1002/1520-6297(200124)17:1<59::AID-AGR1003>3.0.CO;2-D)
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014) “Modeling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework”. En Horrace, W.C. & Sickles, R.C. (Eds.): *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* (pp. 281-314). New York, Estados Unidos: Springer Science & Business Media. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- St-Pierre, N.R., Cobanov, B. & Schnitkey, G.D. (2003). “Economic losses from heat stress by US livestock industries”. *Journal of Dairy Science*, 86, E52-E77. [https://doi.org/10.3168/jds.s0022-0302\(03\)74040-5](https://doi.org/10.3168/jds.s0022-0302(03)74040-5)
- Tait, A.B., Renwick, J.A. & Stroombergen, A.H. (2005) “The economic implications of climate-induced variations in milk production”. *New Zealand Journal of Agricultural Research*, 48(2), 213-225. <https://doi.org/10.1080/00288233.2005.9513651>

- Thornton, P.K. (2010). "Livestock production: recent trends, future prospects". *Philosophical Transactions of the Royal Society B*, 365(1554), 2853-2867. <https://doi.org/10.1098/rstb.2010.0134>
- Ubilava, D. (2017). "The ENSO effect and asymmetries in wheat price dynamics". *World Development*, 96, 490-502. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.03.031>
- Vicente-Serrano, S.M., Beguería, S. & López-Moreno, J.I. (2010). "A multiscalar drought index sensitive to global warming: The Standardized Precipitation Evapotranspiration Index". *Journal of Climate*, 23(7), 1696-1718. <https://doi.org/10.1175/2009JCLI2909.1>
- Wedgegbriel, H.T. (2004). "Imperfect price transmission: Is market power really to blame?" *Journal of Agricultural Economics*, 55(1), 101-114. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00082.x>
- Zhang, P., Zhang, J. & Chen, M. (2017). "Economic impacts of climate change on agriculture: The importance of additional climatic variables other than temperature and precipitation". *Journal of Environmental Economics and Management*, 83, 8-31. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2016.12.001>