

Documento de trabajo

Incidencia de las lluvias y del precio en la oferta de leche cruda en los departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia.

Omar Castillo Nuñez¹

Introducción

La producción de leche cruda de vaca en los departamentos de Córdoba y Sucre tiene varias características:

Una, la obtención proviene principalmente del sistema de producción doble propósito en el que la vaca es utilizada para obtener un producto, el ternero y se ordeña para obtener otro, la leche cruda. De hecho, en la Encuesta Nacional Agropecuaria, ENA, del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE (DANE, 2019) se deduce que, del total de cabezas del hato ganadero en Córdoba, 6,7% tiene orientación productiva hacia leche y 40,6% hacia el doble propósito: leche y carne; en Sucre, 4,4% y 84,3%, respectivamente. La introducción incorporación del ordeño ha aumentado la producción en estos territorios, aunque con menores niveles de productividad de leche por vaca si se cotejan con el de sistemas especializados de lechería (Cadena et al. 2019 p.3).

Dos, se utiliza la técnica de pastoreo para el cuidado y alimentación de los animales; estos se procuran el alimento de pasturas naturales cuya disponibilidad a lo largo del año varía de acuerdo con el régimen de lluvias; ello define en gran medida su carácter estacional: excesos en época de lluvia acompañado con caída del precio al productor, y escasez en época de sequía con incremento del precio, una relación que, desde el lado de la oferta-precio de corto plazo, intuye mayor oferta con precios reducidos y menor oferta con precios aumentados, si otras variables de oferta permanecen fijas.

Tres, en promedio el tamaño de las unidades de producción, upa, es relativamente pequeño. En efecto, el censo nacional agropecuario, CNA, DANE (2014), reportó en Córdoba una producción de leche diaria el día antes de la entrevista de 1.390.878 litros en 24.939 upa con presencia de bovinos, esto es, 56 litros por upa. En Sucre, 634.833 litros por día en 17.296 upas, es decir, 37 litros por upa. La condición de pequeño productor ha sido vista como expresión de una menor sensibilidad del productor a incentivos mercado, aunque el influyente libro de Schultz (1964) mostró que los pequeños productores son “pobres pero eficientes”.

Cuatro, como en el país, la base estadística de los territorios carece de información continua acerca de cuánta leche cruda de vaca se produce en las unidades de

¹ Economista. Profesor titular de tiempo completo de la Universidad de Córdoba, Colombia. Correo electrónico: ocastillo@correo.unicordoba.edu.co <https://orcid.org/0000-0002-8403-7729>

producción ganaderas pues no hay seguimiento continuo de las variables que afectan la producción de un bien que tiene un componente biológico, la vaca: i) la productividad por vaca, influenciada por variaciones en las raciones de alimentación, por cruces de razas, mejoramiento genético; la lactancia. ii) el número de vacas del hato, influido por la tasa de sacrificio, de reposición. Sin información continua, la contrastación empírica de las relaciones teóricas entre la oferta de leche cruda y sus determinantes se torna difícil.

De la información anual existente provista por la ENA del DANE entre 1995-2019, se deduce, en un primer nivel descriptivo de correlación, que la asociación entre las variaciones de la cantidad de vacas en ordeño, la producción, y la productividad de leche por vaca con la variación del precio anual nominal tiene signo negativo en Córdoba durante el período 1997-2019: -0,31, -0,17; y -0,1, respectivamente. Ninguno de ellos, sin embargo, es significativo estadísticamente. En Sucre, la correlación muestra signo correcto en la variación de la producción, 0,20, no significativo; en la de vacas en ordeño, 0,46, significativa al 5%, pero tiene signo equivocado en la variación de la productividad, -0,43, significativa al 10%. Una segunda aproximación en ese mismo nivel a partir de información mensual (MADR, 2017), también deja ver el coeficiente de correlación lineal de Pearson con signo negativo al examinar las variaciones de la producción física de leche cruda y las del precio nominal sin bonificación: en Sucre, -0,23, significativa al 5%; en Córdoba, -0,10, no significativa. Si se utiliza ese mismo estadístico para correlacionar las variaciones de la producción mensual y las precipitaciones pluviales medias, es positiva: 0,37, significativo al 1%, en Córdoba. En Sucre, 0,21, significativa al 5% (Castillo, 2019).

La teoría convencional de la Microeconomía establece, bajo condiciones de racionalidad de los agentes económicos, mercados competitivos, y costos marginales crecientes, una relación positiva de largo plazo entre la oferta de un producto y su precio, y una relación de corto plazo inversa entre la oferta y las variaciones climáticas en productores adversos al riesgo (Goodwin, 1994, pp. 136-138; Tomek & Robinson, 2004, p.175-178; Ferris, 2005, p. 136-138; Hudson, 2007, p. 40-47; Chavas, 2019, pp.603). Esas primeras aproximaciones empíricas usando la información disponible en estos dos departamentos son contradictorias y confusas a la luz de dicha teoría.

Esta investigación, en consecuencia, busca responder a la pregunta, cuál es el efecto cuantitativo que sobre la producción de leche cruda de vaca en el eslabón del productor primario tiene en el largo y corto plazo el precio del producto como variable económica, y las precipitaciones pluviales como una variable climática en los departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia, durante el período enero/2007-diciembre/ 2018; se plantea, además, probar si la reacción de la oferta de largo y corto plazo es simétrica o asimétrica a las variaciones del precio.

Mundlak (2001 pp. 47-51), ha resumido la respuesta empírica de la oferta de un producto agrario al precio y a otras variables determinantes y las técnicas econométricas con las que se ha abordado: i) el modelo nerloviano de expectativas adaptativas y ajuste parcial de la oferta; y ii) la función de oferta, derivada de un problema de maximización de la ganancia, a través de la cultura de la dualidad.

La primera toma en cuenta en el ajuste gradual de la respuesta de la oferta al precio la rapidez y el tamaño del ajuste para cerrar la brecha entre el producto esperado y el actual. Sin embargo, se ha criticado que la variable precio ni la producción esperada son observables, y la literatura tampoco provee evidencia inequívoca respecto a cuál modelo de expectativa debe ser usada para la estimación empírica de la respuesta de la oferta agraria. La segunda, es intensa en datos de precios de insumos detallados y la estimación simultánea de la demanda del insumo y la ecuación de la oferta del producto². De esta información se carece en estos territorios.

Por estas limitaciones propias del territorio objeto de esta investigación y con el fin de incorporar progresos de la literatura econométrica de series de tiempo aplicados a la Economía agraria, para dar respuesta a las preguntas planteadas se propone estimar un modelo econométrico de series de tiempo autoregresivo con retardos distribuidos, ARDL, propuesto por Pesaran & Shin (1998) y Pesaran, Shin & Smith (2001) que permite contrastar empíricamente la incidencia que en largo y corto plazo tiene sobre la oferta de leche cruda las variables consideradas. Éste asume una relación lineal, simétrica de largo plazo y de corto plazo entre las variables consideradas; sin embargo, Shin et al. (2014) ha propuesto una modelación no lineal entre las variables relacionadas en el largo plazo y corto plazo. En este escrito se explora si la especificación del modelo propuesto acepta asimetrías probadas a través de un ARDL no lineal.

Los resultados obtenidos pueden tener una utilidad pública: i) aporta evidencia empírica adicional acerca de la validez de relaciones establecidas y probadas por la teoría económica en economías pequeñas y con dependencia de factores climáticos no controlados por el productor; ii) amplía la base estadística regional marcada por limitaciones de información sobre las actividades agrarias, las cuales tienen un peso importante en la generación del producto agrario, en la generación de ingresos a la población, y en la seguridad alimenticia; iii) puede servir, además, de insumo en las decisiones de política pública en la cadena láctea regional.

En lo que sigue a esta introducción, el artículo está organizado con el siguiente orden: presenta elementos del marco teórico, la metodología utilizada; y los resultados y conclusiones.

²Para una revisión crítica de la aplicación de estas técnicas econométricas remito a Mundlak (2001), Haile, et al (2016, pp.141-144), Bessler & Palma (2019, pp. 474-479)

2. Marco teórico

El examen de las relaciones entre la oferta de leche cruda y el precio recibió atención temprana en la Economía de la producción agraria. Ezequiel et al. (1932) estudiaron esta relación y concluyeron que entre 53-58% de los cambios no estacionales de la producción en la estación de invierno se pueden explicar por cambios en la relación precio relativo del alimento respecto al de la leche. Cassels (1933) argumentó que la curva de oferta del mercado de largo plazo es difícil, si no imposible, de estimar estadísticamente. En contraste, concluyó que la de corto plazo es más fácil de estimarla; destacó, además, que la curva de oferta depende del plazo considerado y no es reversible, es decir, simétrica, lo que implica una alta elasticidad cuando los precios se elevan comparada a cuando estos disminuyen³.

Los estudios de la respuesta de la oferta, en particular los que usan técnicas de regresión, aparecieron en la década de los cincuenta y sesenta, entre otros, Cochrane (1957), Cowling & Gardner (1964). El trabajo seminal de Nerlove (1956) marcó la literatura econométrica de los productos agrarios, incluyendo la leche, recogido en el trabajo de Askari & Cummings (1977).

La investigación sobre los factores determinantes de la oferta de leche fue resumida por Buckwell (1984) quien sostuvo que la concentración en la variable relación precio-producto no proporciona una explicación satisfactoria de la producción de leche. Utilizó información del Reino Unido y encontró que el crecimiento en la producción fue determinado sobre todo por el crecimiento en el tamaño medio del rebaño que a su vez fue determinado por el precio relativo de los factores capital-trabajo.

Chavas y Kraus (1990) encontraron que la respuesta de la leche al precio de mercado fue inelástica en cinco Estados de los Lagos en Estados Unidos entre 1950-1985.

Adelaja (1991) abordó la relación entre las elasticidades de la oferta de largo y corto plazo frente a los rendimientos, el tamaño de la unidad productiva y el de la población del rebaño en el Noreste de Estados Unidos entre 1971-1985. La sensibilidad al precio fue decreciente con el tamaño de la unidad productiva: en el largo plazo las unidades mayores eran más sensibles a este que las más pequeñas.

Bozic, et al (2012) examinaron la evolución de la elasticidad de la oferta de leche en EU, en el largo plazo basada en datos nacionales agregados entre 1975-2010; reportaron diferencias apreciables en la respuesta a cambios de precio en el corto y largo plazo y concluyeron que los hacedores de política deben tomar en cuenta los impactos de la política a mediano y largo plazo.

³ Sigo en este punto de revisión a Bravo- Urueta et al. (2022 pp.1241-1279)

Bhattacharya et al (2016, pp.180-181), Hutchins & Hueth (2022, pp.40-41) han examinado también esta literatura sobre la respuesta de la oferta de leche cruda a su precio, a la de otras variables distintas al precio, y el efecto de las políticas públicas de intervención a través del precio y/o de las cantidades.

En resumen, de forma general, los estudios difieren en la metodología econométrica, los niveles de agregación de la información, la variable dependiente utilizada y el plazo considerado. La mayoría de ellos encuentran un significativo impacto del precio sobre la oferta, Sin embargo, el coeficiente de la elasticidad-precio difiere: desde respuesta elásticas al precio, es decir, con elasticidad-precio mayor que 1; igual a 1, o sea, unitaria; e inelásticas al precio, coeficiente menor que 1; en el largo plazo es mayor que en el corto plazo.

El efecto del progreso tecnológico también ha sido objeto de estudio. Blayney & Mittelhammer (1990) con datos agregados descompusieron la respuesta de la oferta en un efecto tecnológico y el precio en el Estado de Washington, EE. UU. Concluyó que el progreso tecnológico puede contrarrestar el efecto de cambios en el precio sobre la oferta de leche.

El riesgo y la incertidumbre son factores inherentes a la producción agraria (Moschini & Hennesy, 2001; Chavas, 2019). La actividad de producción de leche está sujeta a múltiples riesgos: riesgo técnico por su dependencia de factores climáticos, por la volatilidad de la calidad del producto, pero también riesgos por la volatilidad de los precios del mercado. Finger et al (2018) han provisto referencias relevantes sobre estas fuentes de riesgo. Inviernos y primaveras más cálidos tienen un efecto positivo, mientras precipitaciones más altas conducen a resultados negativos, Los efectos climáticos combinados sobre la producción de leche durante un periodo de 17 años fueron negativos en explotaciones de leche en Wisconsin (Qi et al, 2015; Njuki et al 2020).

3. Metodología

Sin abandonar la filosofía del enfoque nerloviano original de 1958, que se anticipó a la flexibilidad de la modelación no estructural con datos observados de series de tiempo caracterizada porque hay cierta disposición a “que los datos hablen” lo cual evita el problema de la determinación a priori de muchos de los resultados propios de los modelos estructurales (Ardeni y Freebairn, 2002 pp. 1456-1485), en esta investigación se sigue este enfoque, pero incorporando algunos avances teóricos y empíricos de la Econometría de series de tiempo y su aplicación al campo de la Econometría agraria. Resumir los desarrollos del análisis de series de tiempo, ha recordado Zapata et al. (2019, pp. 402), “es una tarea desafiante y abrumadora” citando la primera sentencia del libro de Newbold (1981). Es posible, sin embargo, destacar dos contempladas en el presente artículo:



OPCA

Observatorio de Precios y Costos Agrarios de la Zona Noroccidental del Caribe Colombiano



i) La identificación de tendencias estocásticas de las variables y su tratamiento.

La teoría detrás de los modelos autoregresivos de media móvil de Box & Jenkins está basada en series de tiempo no estacionarias. Una serie de tiempo es estacionaria si la media y auto-covarianzas de la serie no están en función del tiempo. Cualquier serie que no es estacionaria, se dice que es no estacionaria. Una serie estacionaria en diferencia se dice que es integrada, y se denota como $I(d)$, donde d es el orden de integración. Éste es el número de raíces unitarias contenidas en la serie o el número de operaciones de diferenciación que toma hacer para volverla estacionaria. Si existe una raíz unitaria, la serie es $I(1)$; una serie no estacionaria es $I(0)$ ⁴. La consecuencia de este cambio de un mundo estacionario a otro no estacionario es que los procedimientos de inferencia estándar no aplican a regresiones que contienen a una variable dependiente o regresores integrados. Por lo tanto, es importante chequear si una serie es estacionaria o no antes de utilizarla en una regresión. El método formal para probar la estacionariedad de la serie son las pruebas de raíz unitaria.

ii) La cointegración. En el caso de series integradas aplicar los procedimientos estadísticos estándar derivan en regresiones que son espurias, sin sentido. Con los modelos que se derivan del análisis de cointegración, los principales problemas de regresiones espurias desaparecen. El concepto de cointegración, en su forma más básica establece que la diferencia entre dos series integradas puede ser estacionaria. En el caso de N series de tiempo no estacionarias mayores que 1,

$y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{N,t})$ un método alternativo de obtención de estacionariedad es formar combinaciones lineales de las series. La cointegración es una propiedad – decía Granger a la audiencia en la ceremonia de entrega del nobel de Economía-, que puede darse entre series integradas pero que muchas series integradas no tienen esa propiedad, por lo que la cointegración cuando se da podría considerarse como una “sorpresa”, y añadía “en la práctica, muchos pares de series macroeconómicas parecen tener la propiedad [de cointegración], tal como sugiere la teoría económica” (Espasa, 2007, p. 25). En resumen, la propiedad de cointegración -la diferencia entre dos o más series integradas es estacionaria- implica la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas, y la diferencia entre ellas constituye en sí misma el desequilibrio existente en el corto plazo. La teoría económica establece relaciones de equilibrio de este tipo entre variables.

⁴ El ejemplo más común de una serie estacionaria es el paseo aleatorio o modelo AR (1): $y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$, ε_t es un término de perturbación aleatorio estacionario, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$. La serie y tiene un valor de predicción constante, condicional en t , y la varianza es creciente en el tiempo. El paseo aleatorio es una serie estacionaria en diferencia pues la primera diferencia de y es estacionaria: $y_t = \phi y_{t-1} = (1 - \phi L)y_t = \varepsilon_t$, donde L es el operador de retardos. Básicamente, lo que se prueba es si el parámetro de la pendiente ϕ es igual a 1 usando una prueba t . Como la prueba sobre la pendiente es equivalente a probar que la raíz del polinomio $(1 - \phi L)$ es la unidad, se le conoce como prueba de raíz unitaria. Casi todo lo que necesita ser conocido sobre raíces unitarias de relevancia en la investigación aplicada se encuentra en Choi (2015).

La presente investigación no sigue, empero, la prueba de cointegración Engle-Granger (1987) ni la de Johansen (1995) las cuales requieren que todas las variables de un sistema de vectores autoregresivos sean $I(1)$. Este requerimiento exige no solo la prueba previa de raíces unitarias de cada una las variables endógenas, sino que estas también pueden estar sujeta a sesgos en el orden de integración. Se acude a la innovación metodológica propuesta por Pesaran y Shin (1998) y Pesaran, et al. (2001) de un modelo lineal autoregresivo con retardos distribuidos, ARDL. En contraste con las anteriores, estos proponen la prueba de límites (test bounds) para evaluar la existencia de cointegración entre las variables, la cual es robusta a si las variables de interés son $I(0)$, $I(1)$, nunca que sean $I(2)$, y es formulada como una prueba F estándar de parámetros significativos en la ecuación de cointegración contenida en el modelo ARDL.

Si y_t es la variable dependiente (autoregresiva) con p retardos; $x_{1,t}, \dots, x_{k,t}$ son k variables explicativas con p_r retardos de los k regresores retardados distribuidos x_r ; $d_{1,t}, \dots, d_{s,t}$ son s variables exógenas, potencialmente determinísticas, la representación intertemporal dinámica de un modelo general ARDL ($p, q_1, \dots, q_k$) lineal se expresa:

$$\Delta y_t = -\phi \left[y_{t-1} - \sum_{r=1}^k \frac{\lambda_r}{\phi} x_{r,t-1} \right] + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{r=1}^k \eta_r \Delta x_{r-t} + \sum_{r=1}^k \sum_{j=1}^{p_r} \delta_{r,j} \Delta x_{r,t-j} + \sum_{s=1}^m \alpha_s d_{s,t} + \epsilon_t \quad [1]$$

ϕ es el parámetro de corrección del error.

$EC_t = y_{t-1} - \sum_{r=1}^k \frac{\lambda_r}{\phi} x_{r,t-1}$ es el término de corrección del error o la ecuación de cointegración que recoge la relación de equilibrio de largo plazo entre la variable dependiente y los regresores en niveles; $\frac{\lambda_r}{\phi}$ son los coeficientes de esta para $r = 1, \dots, k$

$\gamma_j, \eta_r, \delta_{r,j}$ son los coeficientes de corto plazo de la variable dependiente, la variable independiente y de sus retardos distribuidos, respectivamente

α_s son coeficientes de las variables determinísticas que pueden entrar a la ecuación de cointegración.

ϵ_t son las innovaciones idéntica e independiente distribuidas, con media cero, varianza constante, y no correlacionadas entre sí.

La obtención empírica de [1] sigue 3 pasos: i) ejecutar una prueba de raíz unitaria para corroborar que ninguna de las variables propuestas es $I(2)$; ii) aplicar la prueba de límites para probar la existencia de cointegración; iii) estimar la ecuación a través de mínimos cuadrados ordinarios.

La hipótesis nula y alternativa de la prueba límites se expresan como:

$$\begin{aligned} H_0 &= \phi, \lambda_1, \dots, \lambda_k = 0 \\ H_1 &= \phi, \lambda_1, \dots, \lambda_k \neq 0 \end{aligned} \quad [2]$$

Calculado el estadístico F de la prueba, se compara con dos valores críticos asintóticos correspondientes a dos casos polares de todas las variables siendo puramente $I(0)$ o $I(1)$. Si este valor calculado del estadístico F está por debajo del valor crítico más bajo, se fracasa en rechazar H_0 y se concluye que no existe relación de largo plazo entre las variables, es decir, no están cointegradas. Lo contrario, cuando el valor del estadístico está por encima del valor crítico más alto, se tiene evidencia para rechazar la hipótesis nula y aceptar que la cointegración es, en efecto, posible.

El modelo de la ecuación [1] asume que la relación EC_t es una combinación lineal implicando ajustes simétricos en el largo y corto plazo. Para tener en cuenta la asimetría, Shin et al. (2014) propusieron una estructura en la que no linealidades o asimetrías de largo y corto plazo son modeladas como la descomposición de una suma parcial positiva y negativa de las variables explicativas para probar efectos asimétricos de estas. Esto es,

$$x_t = x_0 + x^+ + x^- \quad [2]$$

Donde $x^+ = \sum_{r=1}^t \Delta x_r^+ = \max(\Delta x_r, 0)$ y $x^- = \sum_{r=1}^t \Delta x_r^- = \min(\Delta x_r, 0)$

En consecuencia, la relación de equilibrio de largo plazo o ecuación de cointegración la representan:

$$y_t = y_{t-1} - \sum_{r=1}^k \left(\frac{\lambda_r^+}{\phi} x_{r,t-1}^+ + \frac{\lambda_r^-}{\phi} x_{r,t-1}^- \right) \quad [3]$$

Donde $\frac{\lambda_r^+}{\phi}$ y $\frac{\lambda_r^-}{\phi}$ son los parámetros de largo plazo asociados con los cambios positivos y negativos en las variables regresoras x_t . Estos autores mostraron que la combinación de [3] con el modelo [1] se obtiene el modelo no lineal asimétrico ARDL o, por su sigla en inglés, NARDL. Una representación general de este este, siguiendo a Shin et al. (2014) es:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & -\phi \left(y_{t-1} - \sum_{r=1}^k \left(\frac{\lambda_r^+}{\phi} x_{r,t-1}^+ + \frac{\lambda_r^-}{\phi} x_{r,t-1}^- \right) \right) \\ & + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{r=1}^k \eta_r^+ \Delta x_r^+ + \eta_r^- \Delta x_r^- \\ & + \sum_{r=1}^k \sum_{j=1}^{p_{r-1}} (\delta_{r,j}^+ \Delta x_{r,t-j}^+ + \delta_{r,j}^- \Delta x_{r,t-j}^-) + \sum_{s=1}^m \alpha_s d_{s,t} + \epsilon_t \end{aligned} \quad [4]$$

Donde ϕ es el parámetro de corrección del error

$\frac{\lambda_r^+}{\phi} x_{r,t-1}^+ + \frac{\lambda_r^-}{\phi} x_{r,t-1}^- = ECA_t$ son los parámetros de la relación de equilibrio de largo,

o la ecuación de cointegración asimétrica dados por $\frac{\lambda_r^+}{\phi}$ y $\frac{\lambda_r^-}{\phi}$ para $r = 1, \dots, k$;

$\eta_r^+, \eta_r^-, \delta_{r,j}^+, \delta_{r,j}^-$ son los parámetros de corto plazo de las variables explicativas

Como su contraparte simétrica, el modelo NARDL se estima con mínimos cuadrados; además, el procedimiento de la prueba de límites permanece válido y no requiere ajustes significativos.

La ecuación [4] es utilizada en esta investigación para probar si la ecuación [1] acepta una estructura no lineal tanto de largo como de corto plazo ocasionada por asimetría de la variable precio, y de la variable lluvia en el corto plazo. Es decir, se trata de probar si la oferta de leche responde asimétricamente a las variaciones positivas y negativas del precio y de los incrementos y disminuciones de la lluvia en el corto plazo.

La estimación empírica de [4] siguió 3 pasos: i) Descomponer la variable precio en 4 variables correspondientes a las variaciones positivas y negativas de la variable en niveles para el efecto de largo plazo del precio y de las sumatorias positivas y negativas de las primeras diferencias para el corto plazo; ii) Estimar el modelo por mínimos cuadrados; iii) verificar la existencia de la relación de cointegración asimétrica de las series en niveles y_t , λ_r^+ y λ_r^- utilizando la prueba de límites asimétrica propuesta por Sing et al. (2001). iii) Aplicar la prueba de simetría de los coeficientes en el largo y corto plazo.

Para el largo plazo la hipótesis nula relevante es para la variable precio:

$$H_0 = \lambda_r^+ = \lambda_r^- \text{ conjunta con } H_0 = \eta_r^+ = \eta_r^- \text{ y } H_0 = \delta_{r,j}^+ = \delta_{r,j}^-.$$

Para el caso de la variable lluvia de corto plazo, $H_0 = \eta_r^+ = \eta_r^-$ y $H_0 = \delta_{r,j}^+ = \delta_{r,j}^-$. La simetría formalmente se prueba mediante la ejecución de las pruebas F de la igualdad de coeficientes de Wald. La existencia de coeficientes asimétricos tanto en el largo plazo como en el corto plazo implica rechazar la hipótesis nula de coeficientes simétricos.

3.1. Datos

La variable dependiente, oferta de leche cruda de vaca está expresada en litros, se dedujo de la producción durante el período enero/2007-diciembre/2018 descontándole el porcentaje de autoconsumo reportados por las ENA. La serie enero/2007-diciembre/2015 proviene del MADR (2017); la de enero/2016-diciembre/2018 es predicción con modelación ARIMA (Castillo 2019). Se simboliza L_y al ser transformada en logaritmo natural.

La variable explicativa precio real mensual, x_1 , es el precio nominal sin bonificación expresada en \$/litro proveniente del MADR (2012) entre enero/2007-sept/2012, y DANE (2018) entre oct/2012-dcbre/2018 deflactado por el índice de precio pagado por el productor agrario del DANE (2020), base diciembre 2014=100. El de Sucre, fue deflactado por el índice de precio sin bonificación recibido por el productor en la subregión Córdoba-Sucre, base feb-marzo/2018=100 (OPCA, 2020). Se simboliza Lx_1

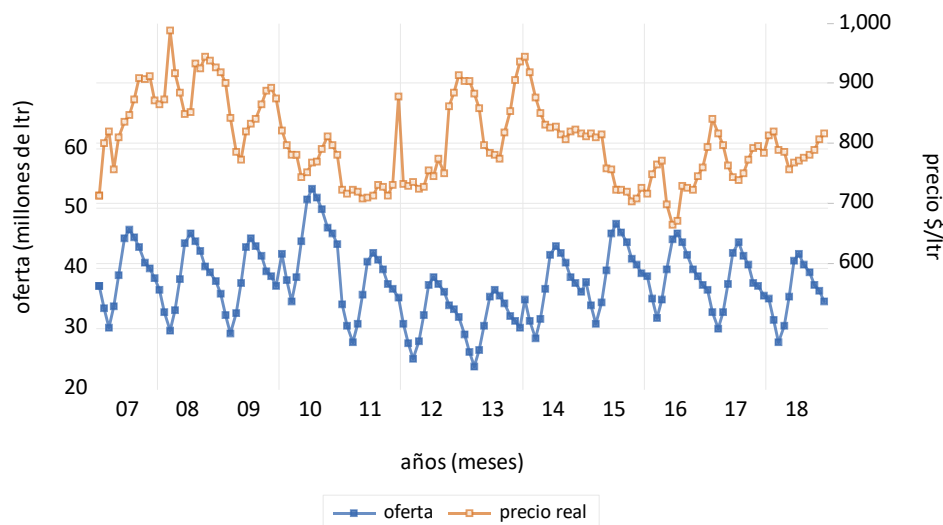
La variable explicativa lluvias mensuales, x_2 , es la desviación estándar de la media simple de las lluvias en milímetros en 37 estaciones pluviométricas de Córdoba y 35 de Sucre durante el período enero/2007-dcbre/2018 obtenidas del Instituto de estudios ambientales y meteorológicos, IDEAM, y organizada por el Observatorio de precios y costos agrarios de la zona noroccidental del caribe colombiano, OPCA de la Universidad de Córdoba, Colombia. Se simboliza Lx_2

Las variables fueron transformadas en logaritmo natural para ser interpretadas como elasticidades de la oferta ante el precio y las lluvias.

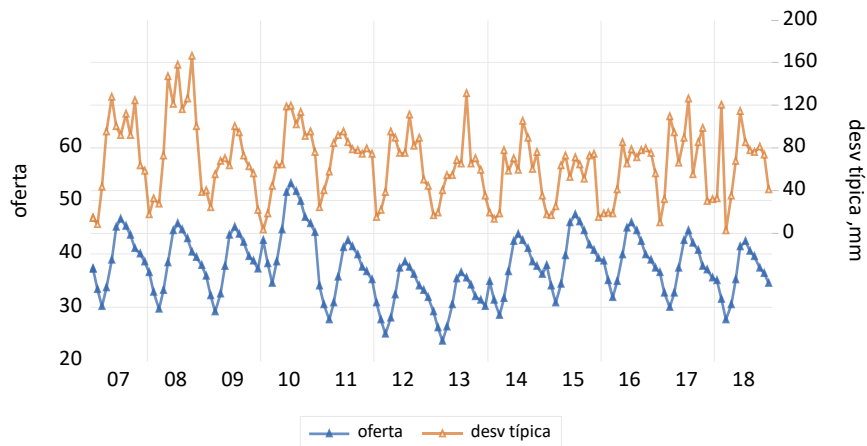
4. Resultados

En la gráfica 1 y 2 se presenta la evolución de la oferta de leche y del precio real, y de la oferta con la desviación típica de las lluvias en el Dpto. de Córdoba. En la gráfica 3 y 4 la evolución de las mismas variables en el de Sucre.

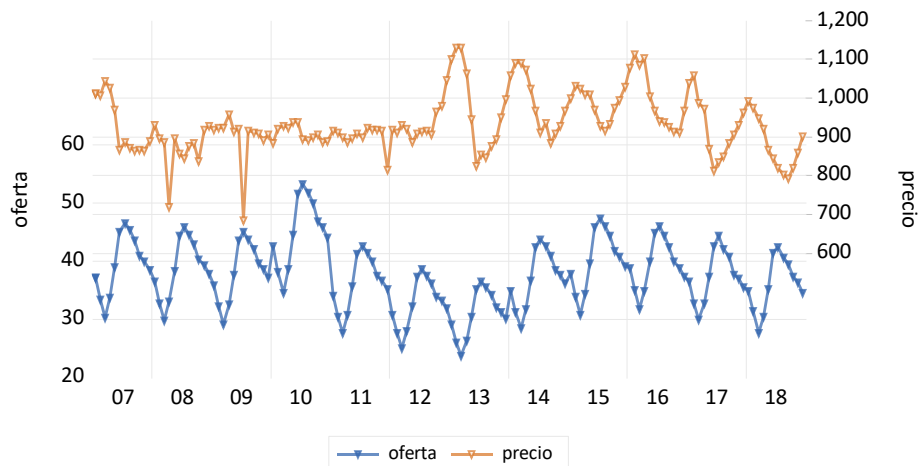
Gráfica 1. Dpto de Córdoba. Oferta de leche cruda y precio real del litro de leche enero/2007-dcbre/2028



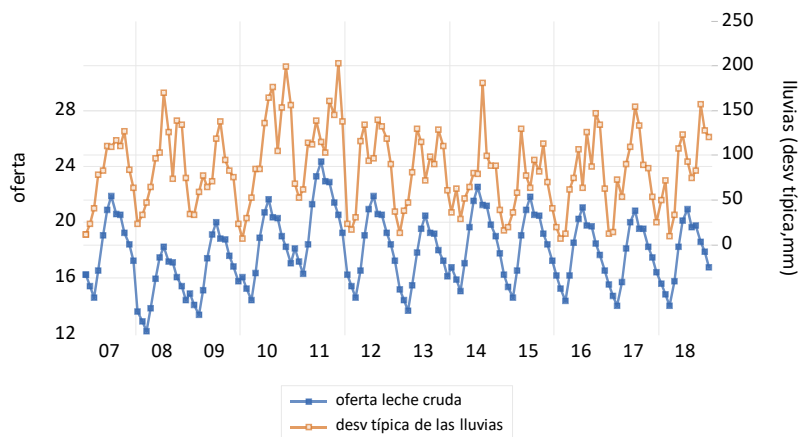
Gráfica 2. Córdoba, oferta de leche cruda y desv típica de las lluvias,
ener/2007-dcbr/2018



Gráfica 3. Sucre. Oferta de leche cruda y precio real, ener/2007-dcbr/2018



Gráfica 4. Sucre. Oferta de leche cruda y desv típica de las lluvias,
ener/2007-dcb/2028





OPCA

Observatorio de Precios y Costos Agrarios de la Zona
Noroccidental del Caribe Colombiano



La evolución de la oferta de leche en ambos departamentos refleja su carácter estacional coincidente con el régimen dual de lluvias: una época seca desde noviembre/diciembre a marzo/abril y otra lluviosa desde abril/mayo hasta octubre/noviembre. En ganaderías de doble propósito bajo sistema de pastoreo y alimentación con pasturas naturales el factor clima, medido por las precipitaciones pluviales, es un factor de choque persistente sobre la producción y la oferta. En promedio, en Córdoba llegan al mercado 37,6 millones de litros con un máximo de 53,2 millones, mínimo de 23,6 millones; sin embargo, la media no es constante: del 2007-2011 es más alta que la del período 2012 -2014, del 2015-2018 vuelve a aumentar. En Sucre, la oferta es menor: 17,9 millones en promedio, máximo de 24, mínimo de 12 millones, pero deja ver que la media tampoco es constante. Con algunas diferencias de tiempo, a ojos vista la evolución del precio real no da señales de media ni varianza constante en ambos departamentos por lo menos en 3 períodos de tiempo en Córdoba y 2 en Sucre. La variable desviación estándar de las lluvias refleja gráficas al parecer con media más constante.

Para identificar con exactitud el orden de integración de las variables y confirmar que ninguna de ellas es $I(2)$, se ejecutó la prueba de raíz unitaria de Zivot- Andrews (1992). Esta toma en cuenta la existencia de cambio estructural en las variables lo cual es una ventaja frente a las otras pruebas de raíz unitaria en las que no es considerado; el desconocimiento de cambio estructural reduce su poder sesgando a la aceptación de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria (Perron, 1989). Zivot- Andrews presentan 3 ecuaciones denominados modelos A, B y C. Se escogió el modelo A que evalúa cambio estructural en el intercepto, pues la representación gráfica no refleja tendencias. La ecuación de la prueba escogida es:

$$Y_t = \beta_0 + \theta DU_t(T_b) + \tau Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t$$

DU_t es la variable dicotómica que captura cambio estructural en intercepto y T_B es el año en el que ocurre la ruptura. La variable queda definida así:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}.$$

La hipótesis nula, H_0 , es: la serie tiene raíz unitaria, contra la alternativa, H_1 , la serie es estacionaria con ruptura en intercepto. Si τ calculado es menor que los valores críticos proporcionados por Volgesand (1998) se rechaza H_0 . En la tabla 1 se muestran los resultados.

Con $k = 10$ retardos, en el caso de Córdoba la oferta de leche, y_t , y el precio real, x_1 , son $I(1)$ pues el valor estadístico τ en primeras diferencias es menor que los valores críticos a cualquier nivel de los valores críticos, por ende, se rechaza la hipótesis nula que las primeras diferencias tengan una raíz unitaria. La desviación estándar de las lluvias es $I(0)$, es decir, estacionaria. Para el caso de Sucre, la oferta también es $I(1)$, las demás $I(0)$.

Tabla 1. Prueba de raíz unitaria de Zivots y Andrews. Modelo con quiebre en intercepto

variables	Dpto de Córdoba			Dpto de Sucre		
variables	niveles	primera diferencia	Orden	niveles	primera diferencia	Orden
oferta, y	-3,88	-9,94	I(1)	-2,18	-14,03	I(1)
precio, x_1	-4,45	-12,65	I(1)	-8,2		I(0)
lluvias, x_2	-7,48		I(0)	-6,48		I(0)
Valores críticos de Volgesand: al 1%=-5,34; al 5%=-4,85; al 10%=-4,61						
Fuente . Elaboración del autor con base en salida de Software						

Justo, el que la oferta de leche cruda y el precio tengan raíz unitaria significa que está sometida a choques persistentes, con alta inflexibilidad, endógenos al mercado de la leche cruda como lo es el patrón dual de lluvias que condiciona en mucho la producción de leche a partir de ganado de doble propósito alimentados con pasturas naturales. Igual puede decirse del precio del litro de leche, el cual está sometido a inflexibilidades que provienen de la incidencia de las cantidades gobernadas por estaciones de sequía y lluvias, y de la intervención de este por el gobierno desde 2007.

Dadas estas características estocásticas de las variables, $I(0)$ e $I(1)$, se estimó la ecuación [1] como un modelo de oferta lineal autoregresivo con retardos distribuidos, ARDL. La prueba F de límites, que evalúa la existencia de relaciones de cointegración entre la variable y_t y las k variables independientes x_1 y x_2 en sus valores originales, o en niveles, se muestra en la tabla 2.

Tabla 2. Prueba F de Límite. Modelo con intercepto restringido y sin tendencia

Depto de Córdoba					Depto de Sucre			
Prueba Límite	valor calculado	significatividad	I(0)	I(1)	valor calculado	significatividad	I(0)	I(1)
estadístico F	7,3	10%	2,63	3,35	17,6	10%	2,63	3,35
k=2		5%	3,1	3,87		5%	3,1	3,87
		1%	4,13	5		1%	4,13	5
Fuente. Elaborado por el autor con base en salida de Software								

El valor calculado es 7,3, en Córdoba y 17,6 en Sucre, superior al valor crítico más alto para muestras asintóticas. Por ende, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración y se acepta que las variables están cointegradas: existe una relación lineal de largo plazo entre la oferta de leche, el precio real y las lluvias en ambos departamentos.

El modelo empírico ARDL de la ecuación [1] se muestran en la tabla 3.

Tabla 3. Resultados del modelo ARDL lineal de la oferta de leche cruda en Córdoba y Sucre, Colombia					
Cordoba. Variable dependiente, Ly			Sucre. Variable dependiente, Ly		
Largo plazo. Ec. Cointegrante			Largo plazo. Ec. Cointegrante		
V/ble. indep	valor	probab	V/ble. indep	valor	probab
Φ	-0,13	0,00	Φ	-0,16	0,00
c	11,86	0,00	c	19,8	0,00
Lx ₁	1,05	0,03	Lx ₁	-0,3	0,48
Lx ₂	-0,42	0,02	Lx ₂	-0,31	0,03
Cordoba. Corto plazo, v/ble dep. ΔLy			Sucre. Corto plazo, v/ble dep. ΔLy		
V/ble. indep	valor	probab	V/ble. indep	valor	probab
$\Delta(Ly(-1))$	0,18	0,02	$\Delta(Ly(-1))$	0,16	0,03
$\Delta(Ly(-2))$	-0,14	0,07	$\Delta(Lx_1)$	-0,16	0,03
$\Delta(Ly(-3))$	-0,2	0,007	$\Delta(Lx_2)$	0,02	0,02
$\Delta(Lx_1(-1))$	-0,21	0,09	$\Delta(Lx_2(-1))$	0,07	0,00
$\Delta(Lx_2)$	0,02	0,01	$\Delta(Lx_2(-2))$	0,07	0,00
$\Delta(Lx_1(-1))$	0,09	0,00	$\Delta(Lx_2(-3))$	0,04	0,08
$\Delta(Lx_2(-2))$	0,11	0,00			
$\Delta(Lx_2(-3))$	0,07	0,00			
$\Delta(Lx_2(-4))$	0,05	0,00			
$\Delta(Lx_2(-5))$	0,02	0,01			

Fuente. Elaboración del autor con base en salida de software

En Córdoba, con 294 modelos evaluados el que mejor se ajusta a los datos existentes es un $ARDL(p_1; q_1, q_2) = (4,6,2)$, esto es, 4 retardos en la oferta; 6 en la desviación estándar de las lluvias, y 2 en el precio real, seleccionados con base en el criterio de información R^2 ajustado y el estimador del coeficiente de la matriz de covarianza de White (1980). Para Sucre, el modelo es $ARDL(2,4,1)$.

El examen de la ecuación de cointegración que recoge las relaciones de largo plazo de las variables en niveles en Córdoba señala que los productores son sensibles al incentivo económico del precio: con nivel de confianza del 90%, una variación del 10% en el precio real de la leche cruda se traduce en el largo plazo en una variación de la oferta en la misma dirección de 10,5%, por lo tanto, es una respuesta algo elástica. En Sucre, la oferta varía en sentido inverso, un resultado no esperado, pero no es significativo estadísticamente.

El factor clima es determinante en la evolución de la oferta en Córdoba: con nivel de significación de 5%, una variación del 10% en la desviación estándar de las lluvias por encima o por debajo de la media (129 mm por mes) produce una variación en sentido contrario 4,2% en la oferta de leche cruda. En Sucre, la desviación estándar de las lluvias tiene signo correcto: con nivel de significación del 5%, una

variación de 10% por encima o por debajo de la media de las lluvias (151 mm) disminuye la oferta 3,1%.

Con excepción del resultado inesperado en Sucre, el resto confirma la regularidad empírica de la teoría microeconómica predominante. Utilizando Econometría de datos de panel dinámicos y como variable dependiente el número de vacas en ordeño, Bhattacharya et al (2016), en los países que conforman el BRIC (Brasil, Rusia, India y China) encontraron elasticidades que van desde 0,75 a 1,35. Si utilizan como variable dependiente la producción total de leche, la respuesta es inelástica. Si se toma las precipitaciones como una variable de riesgo técnico, los resultados indican que los productores son adversos al riesgo, confirmando los hallazgos de Qi et al (2015), Finger (2018) y Njuki et al (2020).

Las relaciones de corto plazo se muestran también en la tabla 3. En Córdoba, la variación de 1% de la oferta retardada del mes anterior tiene relación positiva con la variación de la oferta corriente 0,18%; la de 2 y 3 meses atrás la relación es inversa, 0,14% y 0,20%. En Sucre, la variación de la oferta retardada 1 mes afecta la variación de la oferta de leche cruda del mes corriente con signo positivo 0,16%.

Una variación del 1% del precio retardado un mes provoca una variación negativa de la oferta corriente de -0,21%. En Sucre, la variación corre en la misma dirección del precio 0,16%. En el corto plazo, como se observa la respuesta de la oferta al precio es inversa a la variación del precio. Una relación inversa como esta se encontró en la ganadería de ceba cuando se incorpora el componente biológico de los animales. Es lo que se conoce como el ciclo ganadero de la ceba (Jarvis, 1974; Aadland 2004). Con información de campo experimental en la que los datos de producción provienen de la unidad de producción a nivel del animal, es decir, se incluye el componente biológico de estos, Hutchins y Hueth (2022) encontró que la elasticidad de corto plazo es 0,286 en Wincosin, Estados Unidos.

La relación entre la oferta corriente y las variaciones de la desviación estándar de las lluvias y sus retardos de 1, 2, 3, 4 y 5 meses es positiva en Córdoba; en Sucre, hasta con 3 meses.

La capacidad explicativa del modelo, medida por el coeficiente de determinación ajustado, en el caso de Córdoba es 67%; en Sucre, 65%.

¿Existe asimetría en la respuesta de la leche cruda ante variaciones positivas y negativas del precio tanto en el largo como en el corto plazo, y ante la variable lluvias en el corto plazo?

En Córdoba, la estimación empírica de la ecuación [4] es un modelo no lineal, asimétrico, NARDL (4,5,6) en la relación entre la oferta y el precio en el corto plazo. La prueba de asimetría así lo comprueba. En la tabla 4 se muestra el resultado.

Tabla 4 . Dpto de Córdoba. Resultados de la prueba de coeficientes simétricos

Variable	Prueba conjunta (largo y corto plazo)		
	Estadístico	valor	probab
Lx ₁	F	3,64	0,03
	t	7,28	0,03
Solo largo plazo			
Lx ₁	F	0,79	0,37
	t	0,79	0,37
Solo corto plazo			
Lx ₁	F	6,75	0,01
	t	6,75	0,009
Lx ₂	F	0,299	0,58
	t	0,299	0,58

Fuente.Elaboración con base en software

Como se puede ver la hipótesis nula de coeficientes simétricos para probar efectos asimétricos conjuntos del precio real tanto en el largo como en el corto plazo no se pudo rechazar a nivel de significación del 1%. El precio real tiene efectos asimétricos en el corto plazo pues se puede rechazar la hipótesis nula de coeficientes simétricos con un nivel de confianza del 99% en la prueba del estadístico t de la prueba chi - cuadrado, en ese plazo. Tampoco se pudo rechazar en el caso de la lluvia como variable de corto plazo. En consecuencia, el precio real es una variable simétrica en el largo plazo, pero asimétrica en el corto plazo; la lluvia es una variable simétrica en el largo y corto plazo⁵.

El modelo empírico con esas características es el que mejor se ajusta a los datos existentes y se presenta en la tabla 5.

El parámetro de velocidad del ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, ϕ , es bajo, aunque mayor que el modelo simétrico [1]; dada la periodicidad mensual de los datos, significa que se necesita alrededor de 10 meses para alcanzarlo. El coeficiente de elasticidad-precio de la oferta de leche cruda en el largo plazo es inelástica, 0,96, significativo al 10% y corresponde a variaciones negativas del precio de 1%, el de las positivas (0,9) no es significativo y, según la prueba de Wald, acepta la hipótesis nula de igualdad. La elasticidad frente a los excesos y/o déficit de lluvias de 1% reduce la oferta: 0,43.

⁵ Dado el resultado inesperado del modelo simétrico en Sucre, no se aplicó restricciones de asimetría.

Tabla 5.Resultados del modelo NARDL

oferta de leche cruda en Córdoba

Largo plazo.Variable dependiente L_y

Ecuación de cointegración

v/ble indep	valor	probab
ϕ	-0,16	0,00
c	19,06	0,00
Lx_1n	0,956	0,07
Lx_1p	0,896	0,105
Lx_2	-0,431	0,02

Córdoba. Corto plazo, v/ble dep ΔL_y

v/ble. indep	valor	probab
$\Delta(L_y(-1))$	0,23	0,008
$\Delta(L_y(-2))$	-0,18	0,03
$\Delta(L_y(-3))$	-0,18	0,02
$\Delta(Lx_1n)$	0,56	0,02
$\Delta(Lx_1p(-2))$	-0,42	0,04
$\Delta(Lx_1n(-2))$	0,7	0,00
$\Delta(Lx_1p(-4))$	-0,36	0,07
$\Delta(Lx_2(-1))$	0,11	0,00
$\Delta(Lx_2(-2))$	0,12	0,00
$\Delta(Lx_2(-3))$	0,09	0,00
$\Delta(Lx_2(-4))$	0,07	0,00
$\Delta(Lx_2(-5))$	0,03	0,07

Fuente.Elaboración salida software

En el corto plazo, la variación negativa del precio del mes corriente de 1% aumenta la variación de la oferta en el mes corriente 0,56%; dos meses atrás, la variación positiva de 1% de éste la disminuye 0,4%, la variación negativa la aumenta 0,7%; las variaciones positivas del precio cuatro meses atrás, la disminuyen. Los retardos de la desviación estándar de las lluvias hasta el quinto mes la afectan positivamente de forma simétrica. El retardo de la oferta del mes anterior la aumenta en el período corriente, el de 2 y 3 meses atrás la disminuye.

El NARDL mejoró la capacidad explicativa al aumentar el R^2 ajustado de 67% a 72%; mediante la prueba LM de Breuch-Gofrey se acepta la hipótesis nula de no correlación serial de los residuos hasta los retardos 12; la prueba de White no rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad; los residuos no son gaussianos.

4. Conclusiones y recomendaciones

Utilizando información observada con frecuencia mensual de la producción de leche

cruda de vaca entre enero/2006-dcbre/2018 en los departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia, en esta investigación se contrastó empíricamente a través de un modelo ARDL lineal y una extensión asimétrica o no lineal, la regularidad empírica de la teoría económica convencional entre la oferta del mercado y dos variables determinantes de ella: el precio y un factor climático, las lluvias.

Los resultados, soportados con evidencia econométrica, indican que, en el largo plazo, la relación entre la oferta y el precio tiene sentido o dirección positiva; la respuesta de la oferta al precio, medida por la elasticidad-precio, es inelástica, y simétrica o lineal en ambos departamentos, aunque en Sucre, la relación apareció inversa, aunque no significativa. La relación entre la oferta y el clima, medido por la desviación estándar de las lluvias, es inversa indicando que los excesos como los déficits afectan la producción de leche por la vía del desmejoramiento que causan de los pastos y por la propagación de plagas y enfermedades sobre los animales.

En el corto plazo, en Córdoba se identificó una relación no lineal, lo cual indica que la respuesta de la oferta es asimétrica: frente a variaciones positivas del precio, coincidente por lo general con épocas de sequía, la variación de la oferta disminuye, pero en proporción inferior a cuando las variaciones negativas del precio, coincidente por lo general con época de abundancia de lluvias, la aumentan.

Aunque estos resultados son plausibles, es necesario y deseable capturar información desde la unidad productiva ganadera y su capital biológico: la vaca con su período de lactancia, las raciones alimenticias, la tasa de reposición, el tamaño del rebaño, etc. para medir respuestas de largo y corto plazo del productor a cambios de precios, esto exige un esfuerzo investigativo interdisciplinario entre la Economía agraria y la Zootecnia en la región.

Los resultados pueden tener implicaciones de política generales: la relación inversa de la oferta con las precipitaciones es expresión de que los productores son adversos al riesgo por este factor aleatorio, por lo tanto, es recomendable diseñar instrumentos financieros para reducir este riesgo- climático y protegerse; dada la resistencia del sector financiero privado para asumir estas iniciativas, esto sería un aspecto de intervención de la política pública en los mercados financieros rurales. El patrón dual del régimen de lluvias dominante en esta subregión exige una política de manejo de aguas para asegurar su disponibilidad a lo largo del año. La implementación de tecnologías de riego a nivel de predios sería otra opción por evaluar dentro de un proyecto con recursos público-privado.

La sensibilidad de la oferta al precio es evidencia empírica adicional de la racionalidad de los productores en esta actividad agraria, por lo tanto, políticas de

intervención de precios mínimos, predominante desde el año 2007, podrían ser desestimulantes.

Referencias bibliográficas

- Aadland, D. (2004). Cattle Cycles Heterogeneous Expectations and the age distribution of capital. *Journal of Economic Dynamics and control*, Vol 28(10), 1997-2002 <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2003.08.003>
- Adelaja, AO. (1991). Prices change, supply elasticities, industry organization, and dairy output distribution. *American Journal of Agricultural Economics*, 73, 89-103. <http://doi.org/10.2307/1242886>
- Ardeni, P. & Freebairn, J. (2002). The Macroeconomics of Agriculture. En Gardner, B. and Raussier, G. (Editors): *Handbook of Agricultural Economics, Agricultural and its external linkage*. pp-1456-1485. North Holland: Elsevier.
- Askari, H & Cummings, JT (1977). Estimating agricultural supply response with the Nerlove model: a survey. *International Economics Review* 18, pp 257-292. <https://doi.org/10.2307/2525749>.
- Bessler, D. & Palma, M. (2019). On the Evolution of Agricultural Econometrics. En G. Cramer, C. Paudel, & A. Schmitz (Eds). *The Routledge Handbook of Agricultural Economics* (pp. 467-487). <https://doi.org/10.4324/9781315623351> .
- Bhattacharya, P., Rath, B., & Dash, A. (2016). Supply Response of Milk Production: Analysis and Implications for BRIC Countries. *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 16 (1), 179-192. Recuperado de <https://www.usc.gal/economet/reviews/aaid16114.pdf>
- Blayney, P. & Mittelhammer, RC (1990). Decomposition of milk supply response into technology and price -induced effects. *American Journal of Agricultural Economics* 72, 864-972. <https://doi.org/10.2307/1242618>
- Bozic, M., Kanter C. Gould B. (2012). Tracing the evolution of the aggregate U.S milk supply elasticity using a herd dynamics model. *Agricultural Economics* 43, 515-530. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2012.00600.x>
- Bravo-Urueta, B, Wall, A, & Neubauer, F (2022). Dairy Farming from a Production Economics Perspective: An Overview of the Literature. En S. Ray, R. Chambers, & S. Kumbhakar (Editors). *Handbook of Production Economics*. <https://doi.org/10.1007/978-981-10-3455-8>

Buckwell, A (1984). Herd structure and milk supply response. *Journal of Agricultural Economics* 35 pp 341-353. Citado por Bravo-Urueta et al. (2022)

Cadena, X., Reina, M. & Rivera, A. (2019). Precio regulado de la leche, Ineficiencias, costos y alternativas. Bogotá: Fedesarrollo. Recuperado de <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/3865>

Cassels, J. (1933). The nature of statistical supply curves. *Journal of Farm Economics* 20, 448-461. <https://doi.org/10.2307/1231011> .

Castillo, O. (2019). Producción de leche cruda de vaca en Córdoba y Sucre, Colombia. Documento de trabajo del OPCA. Recuperado <https://www.unicordoba.edu.co/wp-content/uploads/2023/05/Documento-de-trabajo-sobre-leche-cruda-de-vaca-1.pdf> , recuperado mayo/2022

Chavas, J. (2019): Rol of risk and uncertainty in agriculture. En G. Cramer, C. Paudel, & A. Schmitz (Eds). *The Routledge Handbook of Agricultural Economics* (pp 603-615). <https://doi.org/10.4324/9781315623351> .

Choi, I. (2015). *Almost all About Unit Roots: Foundations, Development, and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press
<https://doi.org/10.1017/CBO9781316157824>

Cochrane, W. (1958). *Farm prices: myth and reality*. University of Minesota Press. Citado por Bravo-Urueta et al. (2022)

Cowling, K. & Gardner, T. (1964). Milk supply response: an interbreed analysis. *Statistician* 14 , 255-266. Recuperado de [Milk Supply Response: An Interbreed Analysis \(jstor.org\)](https://www.jstor.org/stable/2332141)

DANE (2019). Encuestas Nacionales Agropecuarias. Series históricas. Serie histórica por departamentos pecuario. Recuperado de <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/agropecuario/encuesta-nacional-agropecuario-ena>

DANE (2018). Sistema de información de precios, SIPSA. Recuperado de: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/agropecuario/sistema-de-informacion-de-precios-sipsa/mayoristas-boletin-mensual-1/boletin-mensual-precios-de-leche-en-finca-historicos>

DANE (2014). Censo Nacional Agropecuario. Recuperado <https://www.dane.gov.co/files/CensoAgropecuario/entrega-definitiva/Boletin-10-produccion/10-Anexos.xls>

DANE (2020). Índice de precio al productor. Recuperado de <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/precios-y-costos/indice-de-precios-del-productor-ipp/ipp-historicos>

Engle, R. F. & Granger, C.W. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/i332753>

Espasa, A. (2007). Clive Granger: Sus semillas en Econometría y su visión sobre la construcción de modelos empíricos en Economía. En Clive Granger: *Construcción de modelos empíricos en Economía*. Madrid: Marcial Pons.

Ezequiel, M., Rauchenstein, E. & Wells, O. (1932). Farmers' response to price in the production of market milk. United States Department of Agriculture. Bureau of Agricultural Economics, Washington, DC. Citado por Bravo- Urueta, et al. (2022).

Ferris, J (2005). *Agricultural Price and Commodity Market Analysis*, USA: Michigan State University.

Finger, R., Dalhaus, T., Allendor, J. & Hirsch, S. (2018). Determinants of downside risk exposure of dairy farm. *European Review of Agricultural Economics* 45 , 641-674. <https://doi.org/10.1093/erae/iby012>

Goodwin, J. (1994). *Agricultural Prices Analysis and Forecasting*, New York: John Willey and Sons, Inc.

Haile, M., Kalkuhl, M. & von Braun, J. (2016). Worldwide Acreage and Yield Response to International Price Change and Volatility: A Dynamic Panel Data Analysis for Wheat, Rice, Corn, and Soybeans. En M. Kalkuhl, J. von Braun, & M. Torero (Editors): *Food prices volatility and its implications for security and policy* (pp.139-165). USA: Springer open.

Hudson, D. (2007). *Agricultural Markets and Prices*. Australia: Blackwell Publishing.

Hutchins, J. & Hueth, B. (2022). Supply Response in Dairy Farming: Evidence from Monthly, Animal -level Data. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 47(1),38–56. Recuperado de [Supply Response in Dairy Farming: Evidence from Monthly, Animal-Level Data – Journal of Agricultural \(jareonline.org\)](https://doi.org/10.1093/erae/iby012)

Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. <https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>

MADR (2017) Informe técnico Misión 1.1. Estructura de la producción nacional y departamental de leche 2006 – 2015 y sistema de actualización mensual.

Apoyo a la competitividad del sector lácteo en Colombia, fase II. Recuperado de http://uspleche.minagricultura.gov.co/assets/producto_2_y_5_de_20182.pdf

MADR (2012). Unidad de seguimiento de los precios de la leche cruda. Recuperado <http://uspleche.minagricultura.gov.co/precio-pagado-al-proveedor-sin-bonificaciones-voluntarias-departamental.html>

Moschini, G. & Hennessy, D. (2001): Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers. En B. Gardner & G. Rausser (Eds). *Handbook of Agricultural Economics, 1A. Agricultural production* (pp. 87-153). Amsterdam: Elsevier science.

Mundlak, Y. (2001). Production and Supply. En B. Gardner & G. Rausser (Eds): *Handbook of Agricultural Economics, Volume 1A*, (pp 3-85). North Holland: Elsevier Science.

Nerlove, M. (1956). Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics* 38, 496-509. <https://doi.org/10.2307/1234389>

Newbold, P. (1981). Some Recent Developments in Time Series Analysis. *International Statistical Review* 49 , 53-66 <https://doi.org/10.2307/1403037>

Njuki, E., Bravo-Urueta, B. & Cabrera, BE (2020). Climatic effects and total factor productivity: econometric evidence for Winconsin dairy farms. *European Review of Agricultural Economics* 47, 1276-1301. <https://doi.org/10.1093/erae/jbz046>

OPCA, (2019). Índice de precio pagado al productor formalizado de leche cruda en Córdoba-Sucre. Recuperado de <https://view.officeapps.live.com/op/view.aspx?src=https%3A%2F%2Fwww.unicordoba.edu.co%2Fwp-content%2Fuploads%2F2022%2F02%2Findice-y-base-leche-cord-suc.xls&wdOrigin=BROWSELINK>

Pesaran, M.H, Shin, Y. & Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>

Pesaran M.H. & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis in Econometric and Economic Theory. In, *The 20 th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. <http://dx.doi.org/10.1017/CCOL0521633230.011>

Qi, L, Bravo-Urueta, BE, & Cabrera, BE (2015), From cold to hot: climatic effects and productivity in Winconsin dairy farm. *Journal Dairy Science* 98,8664-8677. <https://doi.org/10.3168/jds.2015-9536>

Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, J. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL Framework. In, R.C. Sickles, and W. Horrace (Eds). *Festschrift in Honor of Peter Schmidt. Econometric Methods and Applications* (pp. 281–314). New York: Springer Science and Business

Schultz, T. (1964). *Transforming Traditional Agriculture*. New Haven: Yale University Press

Tomek, W. & Robinson, K. (2005). *Agricultural Product Prices*. USA: Cornell University Press,

White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.
<https://doi.org/10.2307/1912934>

Zapata, H, Carter, H & Fomby, T. (2019). Econometrics for the Future. En G. Cramer, C. Paudel, & A. Schmitz (Eds). *The Routledge Handbook of Agricultural Economics* (pp. 445-466). London and New York: Routledge.