



OPCA

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



La oferta primaria de ganado vacuno para ceba en los Departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia, 2007-2018

Omar Castillo Nuñez¹

Introducción

La industria de la carne bovina se divide en tres etapas de acuerdo con la fase de crecimiento del ganado: 1) La producción de la vaca con el ternero; 2) El levante y la ceba; 3) El sacrificio de ganado cebado y el embalaje de la carne.

En la primera etapa, los productores crían una vaca para producir leche y obtener un ternero. La del levante transcurre entre el destete y el período de ceba -o el primer servicio, en el caso de las hembras-, cuando el animal alcanza un peso equivalente al 55 o 60 por ciento del peso adulto. La ceba es el engorde en la que el productor ganadero asume la alimentación de los ganados de levante por varios meses hasta que estén listos para llevarlos a sacrificio con un peso entre 400-450 kilogramos. La tercera etapa es el sacrificio del ganado gordo, el embalaje y la distribución de la carne.

Los Departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia, se caracterizan por ser productor de carne de ganado vacuno con técnicas de alimentación basada en pasturas naturales. En el primero de 975.715 cabezas con orientación a la producción de carne en las unidades productivas existentes el día antes de la entrevista en el año 2018, el 49% estaban en etapa de ceba; 23%, en cría y levante; y 28% en ceba completa. En Sucre, de 108.234 cabezas, el 84% estaban en fase de ceba; 9%, en fase completa, y 7% en cría y levante (Dane, 2018).

¹ Economista. Profesor de tiempo completo en la Facultad de Ciencias Agrícolas de la Universidad de Córdoba, Colombia. Documento de trabajo.



OPCA

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



El modelo empresarial predominante de producción de carne no es homogéneo desde el punto de vista de la provisión de los animales para cebar. Algunas unidades productivas integran la primera y la segunda etapa proveyéndose el ternero de levante con la producción de la misma unidad productiva procedente de la etapa vaca-cría. Otras lo compran en mercados organizados, o en unidades productivas de cría para hacer ceba intermedia, y/o completa. La principal fuente de provisión del ganado de levante de estas últimas ha sido las subastas de ganado vacuno vivo. En promedio, según el Observatorio de precios y costos agrarios del noroccidente del caribe colombiano, OPCA, durante el período enero/2007-diciembre/2018, una proporción del 50 por ciento del ganado ofrecido y vendido en subastas comerciales de primera clase fueron animales machos y hembras de menos de 1 hasta 1,75 año, con peso medio entre 116-234 kilogramos.

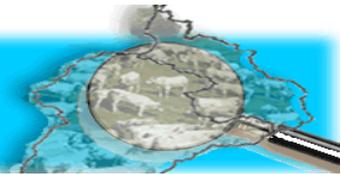
La indagación empírica sobre los factores relacionados con el ambiente físico y económico que influyen en el comportamiento de esta oferta primaria de ganado vacuno en pie para cebar proveniente de esos mercados organizados ha sido poco explorada. ¿Cómo responden los productores a las variaciones del precio del producto y al precio de otros productos relacionados? ¿Cuánto afecta el riesgo-precio? ¿Cuánto el riesgo- clima? Córdoba, es el principal productor de maíz en Colombia, ¿compite este cultivo con la producción de ganado vacuno? ¿Afecta el ciclo de la ceba a la oferta del ganado de levante?

Esta investigación da respuestas empíricas a estas preguntas y, en general, identifica algunos factores relacionados con la oferta de ganado vacuno macho y hembra de levante para ceba durante el período enero/2007-diciembre/2018. Para ello se estima un modelo econométrico lineal de series de tiempo que los asocia con el fin de evaluar su efecto en la evolución de la oferta a largo y corto plazo.



OPCA

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



Esta indagación aporta evidencia empírica adicional acerca de la dinámica de la oferta de mercado de ganado para cebar en la subregión del Noroccidente del Caribe Colombiano. Los resultados pueden ser provechosos a las unidades productivas privadas dedicadas a esta actividad económica; tal información, además, sirve de referencia al sector público y a los gremios privados que discuten e implementan políticas sectoriales a nivel regional para afrontar riesgos indeseables en el productor y la economía ganadera regional.

I. Revisión de literatura

La función de la oferta total agraria se refiere a la relación analítica existente entre la oferta de un producto agrario y los factores determinantes de la misma. Entre los factores considerados por la teoría económica dominante, se tiene: el precio del producto; el riesgo, asociado a la variación del clima y del precio; el precio de los productos conjuntos; el precio de los insumos de producción; la rentabilidad de los productos relacionados con el producto bajo análisis; y factores institucionales (Tomek & Robinson, 2005; Castillo, 2015).

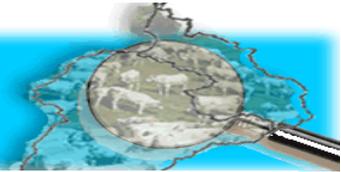
El precio del producto

Bajo el supuesto de racionalidad y estructuras de mercado competitivas, la teoría económica dominante predice que si los otros factores que afectan la oferta permanecen constantes - y si el costo marginal de producción es creciente, entre mayor sea el precio, mayor es la disposición del productor a ofrecer una cantidad mayor de producto. Los principales hallazgos empíricos de la literatura en este tema han sido resumidos por Mundlak (2001). En particular, destaca: i) que las elasticidades decrecen con el nivel de agregación: son más altas cuando se estiman para productos individuales que cuando para el producto agregado; ii) cuando se introduce el producto retardado en la ecuación empírica



OPCA

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



de la oferta, mejora el ajuste y elimina la correlación serial. En la industria ganadera, Jarvis (1974, citado en Chavas, Chambers y Pope, 2010) mostró que el envío de animales adultos a sacrificio tiene dos efectos: uno es incrementar la oferta de carne; el otro es reducir el tamaño del rebaño de cría.

La investigación nacional sobre oferta ganadera final destinada a sacrificio ha sido abordada por Jaramillo y Caicedo (1996), García (1983), Hertford y Nores (1982), DNP (1980), y Lorente (1978). Estos autores utilizan información anual y como variable dependiente la oferta interna final o de consumo, esto es, el sacrificio más las exportaciones; en otras utilizan una medida relativa como lo es la tasa de extracción. Siguiendo a Jarvis (1974), identificaron una relación positiva de largo plazo con el precio, y una relación inversa de corto plazo, la cual es expresión del ciclo ganadero de la ceba.

En general, desde el punto de vista de la metodología econométrica utilizada, sus resultados suponen que las series de tiempo de las variables utilizadas tienen propiedades estadísticas estacionarias y al combinarlas omiten que pueden estar cointegradas².

Cambios en el precio de los insumos

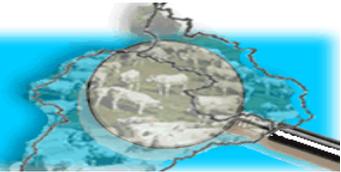
Teóricamente – todo lo demás constante-, a nivel del productor, el incremento del precio de un insumo implica un aumento del costo medio del mismo lo cual significa que el costo medio de producción aumenta, desplazándose la nueva curva de costo medio hacia arriba de la inicial. La curva de costo marginal se desplaza hacia atrás como expresión que la nueva relación precio del insumo/precio del producto ha aumentado, esto es, se ha encarecido el precio relativo del insumo lo cual reduce la cantidad usada del mismo y la

² Desde Nelson y Plosser (1982), quienes encontraron no estacionariedad en variables macroeconómicas de EUA, las pruebas de raíces unitarias son una práctica estándar. Y desde Engle y Granger (1987) las pruebas para contrastar la existencia de una combinación lineal estacionarias en series no estacionarias es también pan de cada día en la Econometría de series de tiempo.



OPCA

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



cantidad de producto óptima, como lo indica la teoría microeconómica clásica (Hudson, 2007). Esta nueva curva de costo marginal intercepta a la nueva curva de costo medio aumentada en su nivel más bajo, que constituye la curva de oferta de largo plazo. Como la oferta de mercado es la suma de las ofertas individuales, la relación precio del insumo-oferta es inversa.

La relación precio del insumo/precio del producto ha sido importante en la determinación de la oferta agraria, especialmente en productos ganaderos (Castillo, 2015:198). En estos los cambios en los costos de alimentación influyen la ganancia económica y los cambios en el uso de alimentos influyen la cantidad del producto. Por lo tanto, para predecir la oferta los analistas han colocado particular atención al uso de los alimentos como insumo.

En la estructura de costos de la ganadería el componente de manejo de paraderas representa alrededor del 21% del costo total en ganadería de leche; 18% en carne y 13% en doble propósito (CCI-MADR-SIA, 2008).

Modificaciones en la rentabilidad de los productos competentes

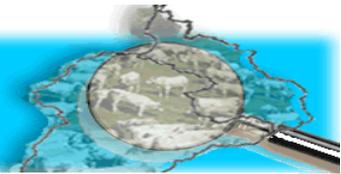
Productos competentes son aquellos que compiten por el uso de recursos productivos durante el ciclo de producción. La oferta de un producto competente disminuye si la rentabilidad del otro producto alternativo crece. La rentabilidad de este último aumenta si su precio aumenta más rápido que el del primero; o porque su costo de producción relativo disminuye más rápido que el otro (Tomek y Robinson, 2005). Esto último podría provenir de un avance tecnológico que eleve la productividad de este con respecto al otro e incremente la rentabilidad relativa. Bajo racionalidad, una variación en la rentabilidad de un producto competente tiende a mantener una relación inversa con la oferta del otro.

Variación del precio del co-producto



OPCA

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



La oferta de un producto agrario es determinada en parte por relaciones conjuntas. En la ganadería bovina, el sistema de doble propósito es producción conjunta, esto es, se obtienen varios productos utilizando los mismos insumos y factores de producción o, al menos, con factores e insumos comunes. La leche cruda es un co-producto de la carne de ganado vacuno pues son creados en el mismo proceso y al mismo tiempo. La teoría económica sugiere que el precio del co-producto influencia la oferta del otro producto en sentido directo. El aumento del precio de la leche representa un estímulo para los ganaderos que optarían por aumentar su inventario de vacas, o mejorar la nutrición y la salud de las reses, lo cual se traduciría en aumento del número de terneros llevados al mercado³.

Riesgo e Incertidumbre

La incertidumbre y el riesgo en la producción agraria se deben al hecho que trabaja con seres vivos y depende de elementos incontrolables como el tiempo atmosférico y el clima (riesgo-clima). La variabilidad del precio es otro atributo estándar de las actividades agrarias (riesgo- precio) y está asociado a la inestabilidad de los mercados agrícolas por dos razones: los choques de oferta por cuestiones climáticas y la inelasticidad –precio de la oferta y demanda primaria por productos agrícolas. Como resultado de ello, pueden variar con el tiempo haciéndolos difícil de predecir (Gilbert, y Morgan, 2011).

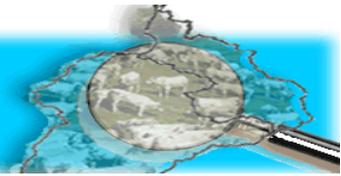
La evidencia empírica en el examen del efecto del riesgo sobre la oferta agraria ha sido resumida por Chavas (2019), Chavas, Chambers y Pope, 2010), Moschini y Hennessy (2001). Sugieren que las variables de riesgo son significativas en la explicación de las decisiones de producción agraria. Normalmente, se espera que el productor adverso al

³ De 2.007.611 cabezas existentes (Dane, 2018), la orientación productiva de las unidades de producción de la ganadería vacuna en Córdoba es: de doble propósito, 38,9%; carne, 48,6%; leche 12,5%. En Sucre, 83,3% doble propósito; 9,4% carne; 7,3% leche.



OPCA

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



riesgo produzca menos que el productor neutral al riesgo, ceteris paribus, y que ajuste el producto a las condiciones cambiantes del riesgo (esto es, disminuirá la producción cuando el riesgo es mayor). Además, la inclusión del riesgo en los modelos econométricos de estimación de la función de oferta sugiere que el impacto del precio se vuelve más importante, es decir, cuando se tiene en cuenta el riesgo la oferta es más sensible al precio.

La técnica de producción ganadera predominante en la región bajo estudio es la del pastoreo en praderas naturales en el cual el animal es alimentado con pastos y forrajes. Bajo este sistema el riesgo- clima tiene efectos importantes sobre el crecimiento de los ganados, las tasas de reproducción, las tasas de morbilidad y mortalidad, la oferta de alimentación, el contenido nutricional y la incidencia de pestes y enfermedades. Algunos hallazgos específicos encontrados en la literatura son:

(i) La precipitación pluvial afecta la distribución y cantidad de pasto, los déficits hídricos disminuyen la oferta de alimento, de modo que es necesario un período más largo de alimentación para obtener el mismo volumen de producción animal (Mader et al. 2009; Arunanondchai et al., 2019).

(ii) La ausencia o el exceso de la lluvia aumenta la incidencia de pestes y enfermedades alterando la salud animal y la fecundidad (Gale et al. 2009).

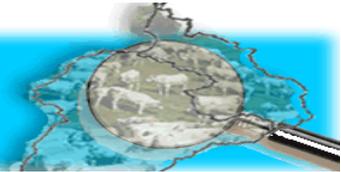
iii) Se ha observado que el incremento en la intensidad de las lluvias amplía el rango de degradación de suelos y pastizales (Howden, Crimp & Stokes, 2008).

En lo regional, Arrieta, Bracamonte y Castillo (2018) evidencian el efecto del riesgo-clima en el largo y corto plazo, y riesgo- precio en el corto plazo en la ganadería del Departamento de Sucre, Colombia. Manifestaciones de volatilidad o riesgo- precio, medida



OPCA

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



por la varianza condicional del precio semanal de ganado de levante en Montería, Córdoba, han sido reportadas por Castillo (2009).

Ciclo del ganado vacuno de ceba

La oferta primaria de ganado vacuno de levante para cebar es afectada por el ciclo ganadero. La existencia del ciclo en ganadería de ceba ha sido abordada por Tonsor y Mitchell (2017), Mundlak y Huang (1996); Yver (1972, citado por López, 2002). Señalan que cuando el precio de la carne de res aumenta, los productores piensan que tal incremento es permanente, reaccionan reteniendo más ganado hembra, por lo tanto, reducen la oferta de carne en el corto plazo. La razón por la que actúan de esta manera es porque esperan que el incremento del precio persistirá en el futuro y la rentabilidad de largo plazo aumente. Entre más altas sean en el largo plazo las expectativas de ganancia, más rápido incrementarán su capital y lo harán reteniendo más terneros para aumentar su stock de vacas y toros. Esta es la fase de retención, en ella disminuye el sacrificio, especialmente la proporción de hembras; al escasear el ganado para sacrificio se acentúa la demanda por ganado de levante para engorde lo cual lo valoriza relativamente afectando la oferta primaria por la vía del aumento del precio.

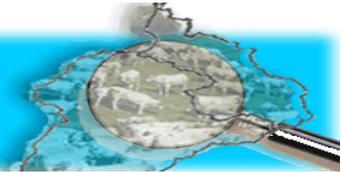
Contrario, si la expectativa es de reducción del precio y de la rentabilidad ganadera, se produce una fase de liquidación. En esta aumenta la proporción sacrificada de hembras y decae el precio relativo del ganado de levante.

La presencia del ciclo en la ganadería en Colombia ha sido destacada por Escobar y Rojo (2014), Parra y Gómez, 2008), Pérez (2004), Jaramillo y Caicedo (1996), Lorente (1986), entre otros.



OPCA

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



La respuesta al ciclo de la oferta primaria podría ser diferenciada. En un sistema de producción de solo carne, un productor-cebador directo bajo racionalidad se ajusta mecanismo descrito. En un sistema de producción de doble propósito, como el predominante en la región, la venta de leche podría alterar el mecanismo tradicional del ciclo (Suarez, 2005). Un comercializador maximizador de ganancias inmediatas buscaría realizarlas independiente de las fases del ciclo (Bracamonte, Arrieta y Castillo, Ibid).

II. Modelo econométrico

La contrastación de las predicciones de la teoría sobre los determinantes de la oferta con la realidad empírica ha seguido dos enfoques: i) el modelo de ajuste parcial nerloviano, (Nerlove & Bessler, 2010), pero el producto deseado ni el precio esperado son observables; ii) el enfoque de la función de oferta, que deriva la oferta de la maximización de la función de ganancia (Mundlak, 2001)

La aplicación de cualquiera de estos enfoques es complicada en la zona de estudio. Por el enfoque primero, ¡los mercados de futuros en ganado son inexistentes y no pueden ser utilizados para el análisis; hay evidencia empírica —además— de expectativas heterogéneas entre los productores (Chavas, 2000). En el segundo enfoque, la estructura detallada de datos que exige sobre precios de los insumos es un obstáculo real: algunos mercados de factores como el de la tierra, laboral y de crédito están ausentes o poseen estructuras de mercado imperfectas (Cano, 2016; González y Bonilla, 2016).

En consecuencia, la contrastación se hizo utilizando el enfoque del modelo Autoregresivo con Retardos Distribuidos, ARDL (por su sigla en inglés). Este se apoya en regresiones mínimo- cuadráticas estándares que incluyen retardos tanto de la variable dependiente como de las variables explicativas relacionándolas con valores contemporáneos e



OPCA

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



históricos. Aunque ha sido utilizados en Econometría desde hace décadas, ha ganado popularidad en años recientes por las innovaciones metodológicas propuestas por Pesaran, Shin y Smith (2001) y Pesaran y Shin (1998), en el caso del enfoque ARDL lineal; y por Shin, Yu, y Greenwood-Nimmo, (2014) en el enfoque no lineal. Permite, por tanto, examinar relaciones lineales y no lineales de largo y de corto plazo entre variables económicas estacionarias, $I(0)$, y no estacionarias de orden 1, $I(1)$.

Una ventaja de utilizar este enfoque en la determinación de relaciones lineales de largo y corto plazo entre la oferta agraria y sus determinantes es que, a diferencia de las pruebas de cointegración de Johansen, (1995), Park (1990), Phillips y Ouliaris (1990) o Engle - Granger (1987) que requieren que todas las variables del Vector Autoregresivo, VAR , sean $I(1)$, este enfoque propone una prueba de cointegración que es robusta a si las variables de interés son $I(0), I(1)$ o una combinación de ambas. No es válido si se tienen variables integradas de orden 2, $I(2)$.

Si y_t es la variable dependiente y x_1, \dots, x_k son k variables independientes o explicativas.

Un modelo general $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ tiene la siguiente representación:

$$y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^p \psi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j} x_{j,t-l_j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

a_0, a_1, ψ_i y $\beta_{j,l}$. Son respectivamente los coeficientes asociados con un intercepto, una tendencia lineal, los retardos de y_t y los retardos de los k regresores $x_{j,t}$ para $j = 1, \dots, k$.

p y q . Representan el orden de los retardos de la variable dependiente y de las variables explicativas, respectivamente. ε_t = Son las perturbaciones o innovaciones, idéntica e independiente distribuidas con media cero, varianza constante y no correlacionadas entre sí.



OPCA

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



Considérese L como el operador de retardo tal que $L^0 x_t = x_t$; $L^1 y_t = y_{t-1}$, y, en general,

$$L^k x = x_{t-k} .$$

Si se considera $\psi(L)$ y $\beta_j(L)$ como los retardos polinomiales:

$$\psi(L) = 1 - \psi_1 L - \psi_2 L^2 - \dots - \psi_p L^p = 1 - \sum_{i=1}^p \psi_i L^i$$

$$\beta_j(L) = 1 - \beta_{1j} L - \beta_{2j} L^2 - \dots - \beta_{qj} L^q = 1 - \sum_{l=1}^{qj} \beta_{j,lj} L^{lj}$$

Entonces, la ecuación (1) puede ser re-escrita como:

$$\psi(L)y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{j=1}^k \beta_j(L)x_{j,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

A partir de esta formulación general, Pesaran, Shin y Smith (2001) demostraron que la ecuación (1) se puede reducir a una representación como la siguiente.

$$y_t = a_0 + a_1 t - \psi(1) \left(y_{t-1} - \sum_{j=1}^k \beta_j(1)x_{j,t-1} \right) + \left(\tilde{\psi}^*(L)\Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j(L) \Delta x_{j,t-1} \right) + \sum_{j=1}^k \beta_j(L)\Delta x_{j,t} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t - \psi(1)EC_{t-1} + \left(\tilde{\psi}^*(L)\Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j(L) \Delta x_{j,t-1} \right) + \sum_{j=1}^k \beta_j(L)\Delta x_{j,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

En la ecuación (3): $\psi(1)$ es el término constante o velocidad de ajuste hacia el equilibrio.

EC_{t-1} es el término Corrección del Error o la ecuación cointegrante del modelo VAR (p)

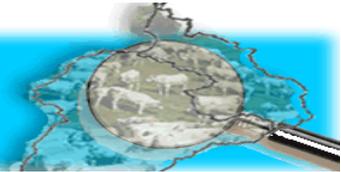
ya conocido: $\Phi(L)(z_t - \mu - \gamma t) = \varepsilon_t$ cuando y_t y $x_{1,t}, \dots, x_{k,t}$ están cointegradas.

Donde, z_t es el $(k + 1)$ vector, $(y_t, x_{1,t}, \dots, x_{k,t})^T$



OPCA

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



μ , γ = representan respectivamente $(k + 1)$ vectores de los coeficientes de intercepto y tendencia desconocidos.

$\Phi(L) = I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i$. Es la matriz cuadrada $(k + 1)$ de los retardos del polinomio.

La identidad de la ecuación (3) del enfoque *ARDL* con el enfoque de cointegración del modelo *VAR(p)* se hace evidente a través de la Prueba Límite (Test Bound). Esta es la prueba de significancia de los parámetros en la ecuación de cointegración del modelo Corrección del Error, que define la existencia de relaciones de largo plazo en niveles entre la variable dependiente y las explicativas.

La prueba Límite es una *F* estándar de significación conjunta o una prueba de Wald de la hipótesis nula, H_0 , y alternativa, H_1 (Pesaran, Shin y Smith, 2001: 9-11).

$$H_0: (\psi(1) \cap \{\beta_j(1)_{j=1}^k\}) = 0 \quad (4)$$

$$H_A: (\psi(1) \cap \{\beta_j(1)_{j=1}^k\}) \neq 0$$

La expresión (4) es la hipótesis nula H_0 : no hay ninguna relación de largo plazo entre la variable dependiente y las explicativas del modelo. La hipótesis alternativa, H_1 , es: sí existe esa relación.

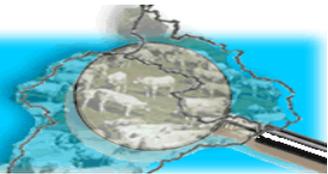
Una vez que se calcula el estadístico *F* se compara con dos valores críticos asintóticos correspondientes a dos casos polares de todas las variables siendo puramente $I(0)$ o $I(1)$.

Si este valor calculado del estadístico *F* está por debajo del valor crítico más bajo, se fracasa en rechazar la hipótesis nula 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. Si el estadístico cae



OPCA

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



entre el valor más bajo y el más alto del valor crítico, la prueba no es conclusiva, y se requiere conocer el rango de cointegración para completar los cálculos. Los valores críticos para muestras finitas son proporcionados por Narayan (2005).

Además, Pesaran, Shin y Smith (2001:8-9) ofrecen 5 interpretaciones alternativas del modelo de Corrección del Error de la ecuación (3) distinguiéndolos según si se le incorporan términos determinísticos, esto es intercepto y tendencia. Si estos se incorporan como parte del término de Corrección del Error implícitamente se proyectan en el espacio del vector cointegrante, por lo tanto, los coeficientes a_0 y a_1 deben estar restringidos, es decir, sus coeficientes deben contrastarse en la hipótesis nula de la prueba Límite.

Los casos que consideran son:

Caso 1: Sin intercepto y sin tendencia: $a_0 = 0$; $a_1 = 0$

Caso 2: Intercepto restringido y no tendencia: $a_1 = 0$. El intercepto entra en la ecuación cointegrante y su coeficiente se contrasta en la hipótesis nula de la prueba Límite.

Caso 3: Intercepto sin restricción y no tendencia: $a_0 \neq 0$, $a_1 = 0$. El intercepto se ignora en la ecuación de cointegración y no se evalúa el coeficiente en la hipótesis nula.

Caso 4. Intercepto sin restricción y tendencia restringida: $a_0 \neq 0$. La tendencia se incorpora a la ecuación cointegrante y su coeficiente se contrasta en la hipótesis nula.

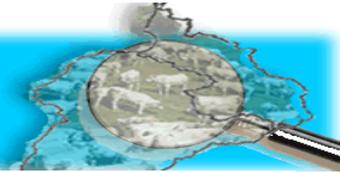
Caso 5. Intercepto sin restricción y tendencia sin restricción. $a_0 \neq 0$, $a_1 \neq 0$. La tendencia se ignora en la ecuación cointegrante, y su coeficiente no se evalúa en la hipótesis nula.

La medición de la repuesta de la oferta agraria a distintos factores con este enfoque econométrico ha sido utilizado por Bracamonte, Arrieta y Castillo (2018) a ganado vacuno vivo en el Departamento de Sucre, Colombia; Ogundari (2016) a la oferta y los precios del maíz en Nigeria; Maleki et al (2012) a la oferta de exportación de carne en Irán; Wyk y



OPCA

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



Treurnicht (2012) a la oferta de carne de oveja; Ozkan y Karaman (2011) al área de algodón en Turquía; Muchapondwa (2009) a la oferta agregada de los cultivos en Zimbawe.

Datos y fuentes

Variable dependiente: $y_t = ql$ = Oferta primaria de ganado vacuno vivo para ceba. Es la cantidad mensual vendida de ganado vacuno macho y hembra en pie de primera calidad entre las edades menos de 1 hasta 1,75 años en subastas comerciales de Montería, Planeta Rica y Sahagún, Córdoba. En Sucre, incluye la de Sincelejo, Sampués, San Marcos y San Pedro.

VARIABLES explicativas: $x_1 = pl$ = Precio del ganado vacuno para ceba. Se formó como un promedio ponderado por las cantidades del precio por kilo de las edades consideradas y del sexo. Se mide en pesos colombianos corrientes por kilogramo de ganado vivo.

$x_2 = rp$ = Riesgo – precio. Es la desviación estándar del precio del ganado vacuno de levante en pie. Se calculó a partir de una media móvil del precio corriente por kilogramo retardado 3 meses.

$x_3 = rc$ = Riesgo-clima. Es el coeficiente de variación de las precipitaciones pluviales mensuales en milímetros en 37 estaciones de Córdoba y 31 en Sucre (IDEAM).

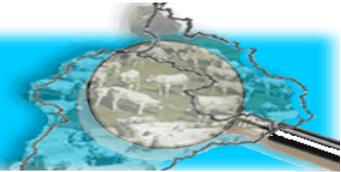
$x_4 = plc$ = El precio del co-producto. Es el precio pagado al productor de leche cruda de vaca en la unidad productiva por la industria lechera. la información enero/2007 - sept/2012 es del MADR-USP, precio sin bonificación; octubre/2012-dcubre/2018, corresponde al reportado por DANE). Expresado en pesos colombianos corrientes por litro de leche cruda.

$x_5 = psh$ = Porcentaje de sacrificio de hembras de ganado vacuno en la región Caribe Colombiana. Se utiliza como variable proxy del ciclo de la ceba en la región. Se construyó



OPCA

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



con base en la Encuesta de sacrificio de ganado (DANE) entre enero/2007-dcbre/2017.

Enero/2018-dcbre/2018 es predicción del OPCA.

$x_6 = pru$ = precio de la urea como proporción del precio del ganado vacuno cebado vivo de 3 años en Córdoba y Sucre. Es una variable proxy al costo de producción. El precio de la urea proviene de Fenalce (2013) y de Sipsa. El precio del ganado cebado de 3 años es el observado en mercados organizados de subastas ganaderas en Córdoba

$x_7 = prm$ = Precio relativo del maíz amarillo con respecto al precio del ganado cebado vivo cebado de 3 años en Córdoba y Sucre. Es una aproximación a la rentabilidad de productos competentes por recursos productivos. El precio del maíz amarillo duro es el observado en de Montería y proviene de Agronet-Sipsa.

La información de oferta, precio del ganado, y demás variables proxy procede de la base de datos del OPCA, de la Universidad de Córdoba, Colombia, organizadas con base en distintas fuentes. La periodicidad de las variables utilizadas es mensual. La variable y_t , y las variables independientes x_1 , x_4 , x_6 y x_7 , fueron transformadas a logaritmo natural (L), lo cual permite interpretarlas como elasticidades. Se usó el Software Econometric –Views (2015) para estimación y prueba de los parámetros del modelo.

III. Discusión de resultados

Descripción, Características de los datos y Estimación.

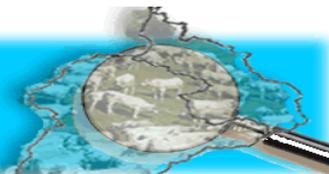
El comportamiento de la variable dependiente oferta de ganado vacuno vivo para ceba se muestra en la

Gráfica 1 y 2. En Córdoba, su comportamiento deja ver la existencia de una tendencia decreciente desde los años 2012-2013, lo cual es probable que exija la inclusión de una tendencia determinística en la ecuación de oferta. En Sucre, se combinan momentos crecientes y decrecientes a lo largo del período.

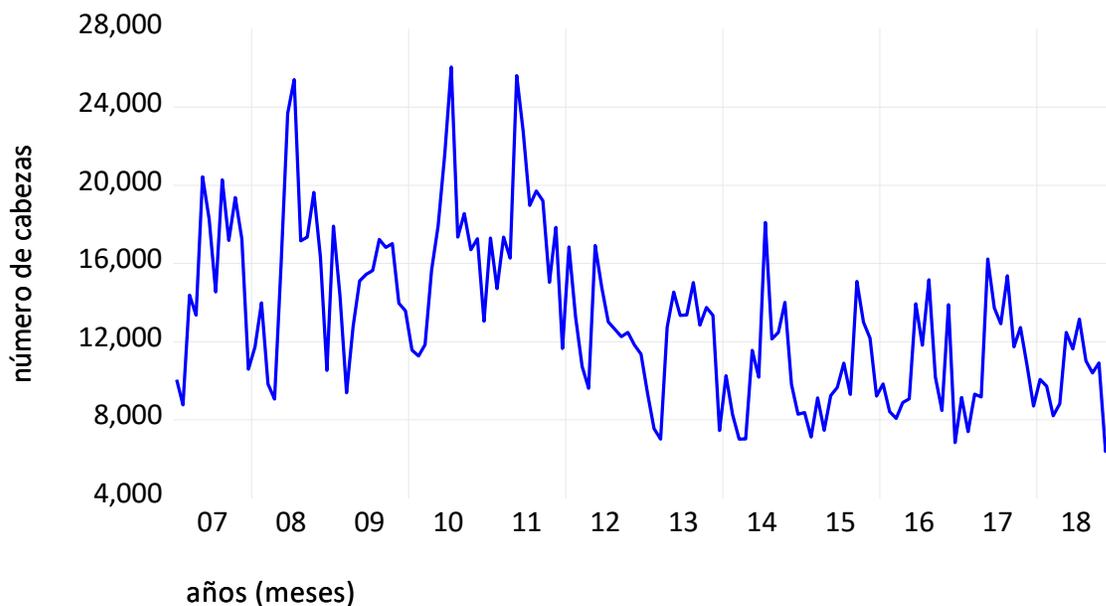


OPCA

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

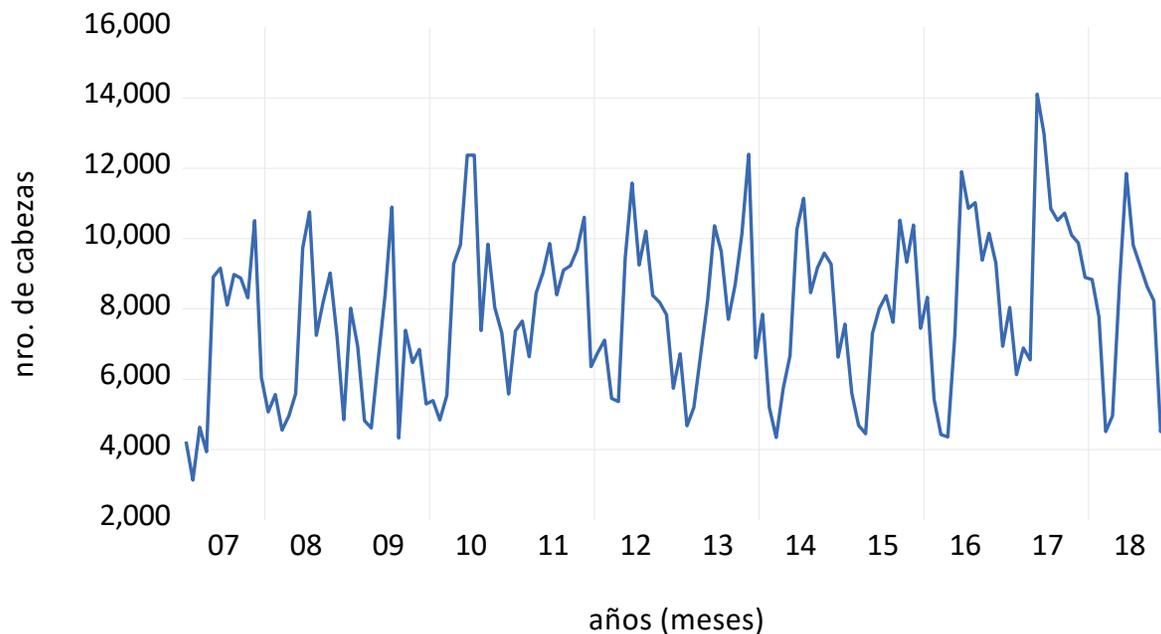


Gráfica 1. Departamento de Córdoba. Evolución de la oferta de ganado vacuno de levante para ceba, enero/2007-diciembre/2018, (número de cabezas)



Fuente: Cálculos OPCA con base en información semanal de subastas ganaderas

Departamento de Sucre. Evolución de la oferta de ganado vacuno para ceba, enero/2007-dcbre/2018 (cabezas)





OPCA

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



Fuente: Cálculos OPCA con base en información semanal de subastas ganaderas

En la tabla 1 se muestran algunas estadísticas descriptivas de las variables de análisis.

Tabla1. Depto. de Córdoba y Sucre. Estadísticas descriptivas de las variables de análisis

Variables	Córdoba				Sucre			
	Media	Valor máximo	Valor mínimo	Desv. estándar	Media	Valor máximo	Valor mínimo	Desv. estándar
$y = ql =$ oferta	13.181	26.047	6.374	4.179	7.876	14.107	3.128	2.254
$x_1 = pl =$ precio	3.305	4.881	2.388	728	3.363	4.910	2.381	723
$x_2 = rp =$ riesgo-precio	64,1	311,5	1,8	40,9	93.6	429,9	8,1	64,3
$x_3 = rc =$ riesgo-clima	0,81	4,5	0,18	0,77	0,81	3,79	0,3	0,51
$x_4 = ple =$ precio leche	763	992	504	101	723	960	471	77
$x_5 = psh =$ sacrificio hembras (%)	0,41	0,57	0,28	0,06	0,41	0,57	0,28	0,06
$x_6 = pru =$ precio relativo urea	0,34	0,65	0,25	0,07	0,36	0,62	0,25	0,07
$x_7 = prm =$ precio relativo maíz	3,87	5,31	2,54	0,62	3,63	4,92	2,61	0,54

El número medio de cabezas mensuales destinadas a ceba en mercados organizados fue 13.181 y 7.876 en Córdoba y Sucre, respectivamente. El precio medio por kilo de ganado de levante, \$3.305 y \$3.363. El precio medio de leche cruda por litro, \$763/litro y \$723. La



desviación estándar de la media móvil del precio retardado es mayor en Sucre que en Córdoba, \$64,3 y \$40,9 por kilo.

La desviación del coeficiente de variación de las lluvias es superior en Córdoba que en Sucre: 0,77 y 0,51. En promedio, un kilo de ganado cebado se intercambia en Córdoba por 3,9 kilos de maíz amarillo, en Sucre con 3,6 kilos. En el Departamento de Córdoba, la distribución probabilística del precio de la leche y del precio relativo del maíz con respecto al del ganado cebado es la normal. En Sucre, lo es la oferta de ganado y el precio relativo del maíz. Con el resto de las variables se rechaza la hipótesis nula de normalidad de acuerdo con el estadístico Jarque -Bera.

Para identificar el orden de integración de las variables, se realizó la prueba de raíz unitaria de Zivot- Andrews (1992). Esta prueba 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). En la tabla 2 se muestran los resultados.

Tabla 2. Prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews sobre las variables en análisis. Modelo con intercepto y tendencia.

Variables	Córdoba			Sucre		
	Estadístico calculado (Variables en niveles)	Estadístico calculado (Primeras diferencia)	Orden de integración	Estadístico calculado (Variables en niveles)	Estadístico calculado (Primeras diferencia)	Orden de integración
<i>ql</i>	-7,0		I (0)	-7,7		I (0)
<i>pl</i>	-4,1	-10,6	I (1)	-3,4	-9,4	I (1)
<i>rp</i>	-8,9		I (0)	-9,0		I (0)
<i>rc</i>	-10,5		I (0)	-8,8		I (0)
<i>ple</i>	-6,3		I (0)	-7,9		I (0)
<i>sh</i>	-3,8	-18,4	I (1)	-3,8	-18,4	I (1)
<i>pu</i>	-6,4		I (0)	-6,4		I (0)
<i>pm</i>	-5,63		I (0)	-5,64		I (0)

Valor crítico 1 % = -5,34; al 5% = -4,85; al 10% = -4,60

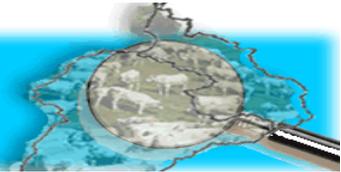
Fuente: Organizadas con base en salida de software

Ninguna de las variables consideradas es integrada de orden 2; lo son $I(0)$, es decir, estacionarias, e $I(1)$. En consecuencia, el enfoque ARDL puede ser aplicado. Las dos



OPCA

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



variables integradas de orden 1, $I(1)$ son el precio del ganado de levante y el sacrificio de hembras en el caribe colombiano (en cabezas).

El sacrificio de hembras del caribe mostró un punto de rompimiento en diciembre del 2008; el precio del levante en marzo y junio 2016 en Sucre y Córdoba, respectivamente. Se incorporaron sendas variables dummy en el modelo ARDL, las cuales no resultaron significativas.

Para contrastar el supuesto de no correlación de las perturbaciones de la ecuación (3) se estimó el vector autoregresivo, $VAR(p)$, subyacente en el enfoque $ARDL$, con y sin tendencia determinística, con el fin de seleccionar apropiadamente el número de retardos de las variables, p . Hay un delicado balance en esta elección de modo que este debe ser lo suficiente largo para evitar problemas de correlación serial y lo suficiente pequeño para que el modelo no quede sobre- parametrizado.

Evalrados con el criterio de información de Akaike, AIC , y el de Schwarz, SC , los resultados indican que, en el caso de Córdoba, con la inclusión de una tendencia lineal determinística el número de retardos óptimos del VAR es 3 y 1, respectivamente. En el caso de Sucre, el número óptimo de retardos es 5 y 1. Con ese orden de retardos se acepta la hipótesis nula de no correlación serial del retardo 1 hasta 12. El valor mínimo que toman ambos criterios de información es ligeramente menor con la tendencia que sin ella. Este hecho y el comportamiento decreciente observado de la oferta de ganados para cebar en Córdoba en la gráfica 1 condujeron a una estimación de los casos 5 y 4 del modelo general, que contienen una tendencia. En el departamento de Sucre, se optó por estimar el caso 1, sin intercepto ni tendencia.

La ecuación (5) es la representación más general del modelo.

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + b_0 y_{t-1}$$

$$+ \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

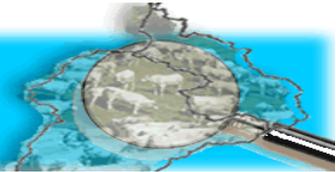
La prueba Límite del caso 5 contrasta la hipótesis nula:

$$H_0: b_0 = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = b_7 = 0 .$$



OPCA

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



Lo que es lo mismo de forma compacta: $H_0: b_0 = b_j = 0, \forall j$

$$H_1: b_0 = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = b_7 \neq 0$$

El caso 4: $H_0: a_1 = b_0 = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = b_7 = 0$

Con 3 retardos de la variable dependiente y 3 retardos de las variables independientes, sobre un total de 49.152 modelos evaluados con el criterio de información *AIC*, el modelo óptimo seleccionado es el caso 5:

$$ARDL(p, q) = ARDL(3, 0, 3, 3, 3, 2, 0, 3)$$

Esto es, el número de retardos de la variable dependiente es 3. El de las variables independientes, x_1 , y x_6 es 0; x_2 , x_3 , x_4 , y x_7 es 3; el de x_5 es 2 retardos.

Para el Departamento de Sucre, el caso 1 supone que $a_0 = 0$; $a_1 = 0$

Por lo tanto, la prueba Límite contrasta la hipótesis nula:

$$H_0: b_0 = b_j = 0, \forall j$$

Con 2 retardos de la variable dependiente y 4 retardos de las variables independientes, sobre un total de 32.768 modelos evaluados con el criterio de información *AIC*, el modelo óptimo es:

$$ARDL(p, q) = ARDL(1, 2, 0, 2, 1, 0, 2, 0)$$

Relaciones de largo plazo

Siguiendo la metodología propuesta, se prueba la existencia o no de una relación de largo plazo entre la oferta de ganado y las variables independientes a través de la prueba F de Límite. Los resultados se muestran en la tabla 3.

En el Departamento de Córdoba, utilizando la distribución asintótica se puede rechazar al 1,0% de significancia la hipótesis nula de no existencia de cointegración entre las variables, independiente que sean todas $I(0)$ o $I(1)$. Se acepta, por lo tanto, la hipótesis alternativa. Con la distribución para muestras finita, se rechaza también H_0 , pero al 5% de significación.

En el Departamento de Sucre, utilizando la distribución asintótica se rechaza la hipótesis nula de no cointegración al 1%.



Tabla 3. Resultados de la prueba F de Límite. Hipótesis nula: no existe relación de de cointegración.

Depto. de Córdoba. Prueba F de Limite, caso 4					Depto de Sucre. Prueba F de Límite, caso 1		
Distribución asintótica, n=1000					Distribución asintótica, n=1000		
Prueba estadística	Valor	Significancia (%)	I (0)	I(1)	Valor	I (0)	I (1)
Estadístico F (k=7)	4,88	10	2,38	3,45	9,89 (k=7)	1,7	2,83
		5	2,69	3,83		1,97	3,18
		2,5	2,98	4,16		2,22	3,49
		1	3,31	4,63		2,54	3,29
Tamaño de muestra = 141 Muestra finita n=80							
		10	2,5	3,63			
		5	2,88	4,11			
		1	3,73	5,16			

Fuente: Organizada con base en salida de software

Los parámetros de la ecuación cointegrante y el p-valor están contenidos en la tabla 4.

Tabla 4. Departamento de Córdoba y Sucre. Relaciones de largo plazo entre la oferta de ganado vacuno para ceba y sus determinantes.

Variable dependiente: $y_t = LqI$

Depto. de Córdoba			Depto. de Sucre	
Variables independientes, x_i	Coefficientes b_j	p-valor	Coefficientes b_j	p-valor
Lpl	1,92	0,001	0,434	0,086
rp	-0,005	0,008	-0,0004	0,303
rc	-0,117	0,261	-0,63	0,000
Lple	-1,132	0,212	0,85	0,010
psh	1,943	0,051	1,05	0,064
Lpru	-0,527	0,083	0,071	0,72
Lprm	-0,852	0,019	-0,026	0,89

Fuente. Organizada con base en salida de software.

En ambos Departamentos existe una relación de largo plazo entre la oferta y el precio, predicha por la teoría económica.

En términos de elasticidad, con nivel de significancia del 1%, en el Depto. de Córdoba una variación porcentual del 1,0% en el precio produce en la oferta una variación en el mismo sentido del 1,9%. En el Depto de Sucre, con nivel de significación del 10%, aumenta en 0,44%. Esta reacción del precio confirma los hallazgos empíricos de Mundlak (2001),



OPCA

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



Chavas (2019) cuando se estima la oferta de productos individuales y se le incorporan variables de riesgo. Evidencia empírica de la reacción de la oferta de ganado vivo al precio en Córdoba se encuentra en Castillo, Macea y Negrete (2015), cuando la función de oferta-precio parcial se obtiene de la función de costo total.

En Córdoba, los productores reaccionan negativamente a la variabilidad del precio del producto. Este resultado es plausible: los agentes esperan el patrón de lluvias dual de la región: una época de lluvia oscilante entre una media de 186-207 milímetros durante los meses de mayo-agosto, y otra de sequía fuerte entre diciembre-marzo de 16-119 milímetros, lo cual afecta el precio de forma distinta en ganadería bajo pastoreo. Perciben que la varianza del precio no es constante: al 1% de significación, una variación en la desviación estándar de \$82 pesos por encima o por debajo de la media móvil del precio de los últimos tres meses, reduce la oferta en 0,01%. Con varianza condicional en el tiempo dentro de una estructura ARCH de Engle (1982), Aradhyula y Holt (1990) encontró en la oferta de carne de pollo en USA una elasticidad de -0,03. Aunque tiene signo esperado correcto, esta variable no es significativa en el Depto. de Sucre.

El cultivo del maíz y la oferta de levante son productos competentes por recursos productivos. En Córdoba, una variación del 1% del precio relativo del maíz amarillo hace que la oferta varíe en sentido contrario en 0,85%. Igual relación inversa encontró Hertford y Nores (1982) en la oferta final de ganado cebado vivo con el cultivo de algodón. El resultado es señal que el uso de cereales como alimento animal no es una opción técnica atractiva en regiones con relativa abundancia de tierra ((Nin et al. 2007). En Sucre, también son productos competentes, pero no es significativa la relación.

Existe una relación inversa entre la oferta y el gasto relativo del manejo de praderas. Con un nivel de confianza del 90%, un incremento (o disminución) del 1% de este disminuye (o aumenta) la oferta en 0,53%. En Sucre esta variable no es significativa, ni tienen signo correcto.

La variable proxy al ciclo de ceba tiene signo positivo en ambos territorios. En Córdoba, al 10% de significación, a una variación del 1% en el sacrificio de hembras, la oferta responde en la misma dirección afectándola en 1,9%. En Sucre, lo hace en 1,05%. El signo positivo de esta relación es consistente con las características de la ganadería de esta región:



OPCA

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



i) La intensidad del ordeño del ganado en el sistema de producción de doble propósito ha modificado el mecanismo tradicional del ciclo en los agentes económicos. Para un productor que integra el proceso de producción de la ceba, un aumento de la tasa de sacrificio por la disminución del precio del producto final no lo conduce necesariamente a liquidar ganado joven para sacrificio sino a comprar más para producir más del otro producto leche y vender después más crías. De hecho, según OPCA, durante 2007-2019 el precio relativo del litro de leche cruda de vaca con respecto al precio del kilo de ganado vivo cebado de 3 años pasó de 0,18 a 0,32, se valorizó. Bajo racionalidad, es de esperar incrementos de la oferta dentro de la unidad productiva (Suarez, Ibid). Este resultado, sin embargo, no es observable con los datos de subastas.

Un comercializador, agente predominante en las subastas, buscará realizar un margen alto proveniente tanto de la diferencia entre el precio pagado por el producto en la unidad productiva y el precio de venta en subastas organizadas⁴, así como de la ceba intermedia que realiza.

ii) Un indicador también proxy al ciclo es la evolución del inventario ganadero, pero no existe información con periodicidad mensual. En Córdoba, la correlación entre las variaciones del inventario y las variaciones de la oferta de ganado de levante es positiva al 5% de significancia: un menor inventario, expresión de una fase de liquidación, está asociado a una menor oferta; un inventario mayor, expresión de una fase de retención está asociado a una mayor oferta⁵.

En el Depto. de Sucre el precio del coproducto leche es significativo al 5%. Una variación porcentual del 1% incrementa la oferta de ganado para cebar en 0,85%. En Córdoba, además de tener signo no esperado, no es significativa.

Finalmente, el riego –clima una variable de corto plazo es significativa al 1% en el largo plazo en el Depto. de Sucre. Una variación de la desviación típica del 1% por encima o por

⁴ Los datos del OPCA indican que en una fase de liquidación como fue enero/2007-junio/2012, la correlación entre la tasa de sacrificio de hembras y las primeras diferencias del precio relativo tiene signo positivo, pero no es significativa. Igual asociación en las dos variables se tiene en fase de retención, julio/2012-dcubre/2018.

⁵ Según la Encuesta Nacional Agropecuaria (DANE), el inventario de ganado vacuno en Córdoba, entre 1997-2000/2003 creció de 2,6 a 2,8 millones; se redujo posteriormente hasta 2,0 millones en el año 2018. En Sucre, pasó de 1 millón quince mil en 1997 a 1 millón ciento cincuenta mil en 2018.



debajo de la media disminuye la oferta de ganado para ceba en 0,63%. En Córdoba, tiene signo esperado

Relaciones de corto plazo

En el numeral anterior se destacó las relaciones de largo plazo indicadas por la teoría económica entre la oferta y sus determinantes. En este se resalta las relaciones de corto plazo dadas por los coeficientes de las variaciones de la oferta, $c_{0,i}$, de las variables independientes, d_j , y los de los sus retardos, c_{j,l_j} . La incidencia empírica de estos se muestra en la tabla 4.

Tabla 4. Depto. de Córdoba y Sucre. Modelo de Corrección del Error. Relaciones de corto plazo entre la oferta de ganado vacuno para ceba y sus determinantes.

Variable dependiente: ΔLq_l

Depto. de Córdoba			Depto. de Sucre		
Variables	Coficientes	p-valor	Variables	Coficiente	p-valor
Coef. de ajuste del error	-0,47	Nd	Coef. de ajuste del error	-0,698	nd
a_0	1,06	0,00	$\Delta(Lpl(-1))$	0,965	0,09
a_1	0,004	0,00	Δrc	-0,17	0,00
$\Delta(Lql(-1))$	-0,327	0,00	$\Delta(rc(-1))$	0,127	0,008
$\Delta(Lql(-2))$	-0,175	0,013	$\Delta(Lpru(-1))$	-0,452	0,019
Δrp	-0,001	0,044			
$\Delta(rp(-2))$	0,002	0,00			
Δrc	-0,053	0,018			
$\Delta(rc(-2))$	-0,073	0,002			
$\Delta Lple$	-1,126	0,010			
$\Delta(Lple(-1))$	-0,760	0,085			
$\Delta(Lple(-2))$	-0,812	0,055			
$\Delta(psh(-1))$	-1,054	0,096			
$\Delta(prm(-1))$	-0,481	0,017			

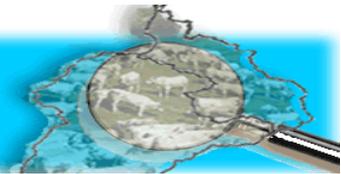
Fuente: Organizado con base en salida de Software.

El Coeficiente de Ajuste del Error es -0,47 y tiene el signo correcto: indica que los desequilibrios se corrigen en 2 semanas (14 días). En Sucre, es -0,7; se corrigen en 21 días. Los términos determinísticos, el intercepto y la tendencia, son significativos al 1%. Esta última indica que en promedio la oferta decreció durante el periodo a un ritmo de -0,004%.



OPCA

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



La variación del retardo de la oferta un mes y dos meses se relaciona de manera inversa con la variación de la oferta corriente: una variación del 1% provoca una reacción en sentido contrario del 0,33% y 0,17%, respectivamente con nivel de significancia del 1 y 5%.

En Sucre, la variación del retardo del precio del mes anterior causa una variación de la oferta en el mismo sentido del 0,96%, con significación del 10%.

La variación de la desviación estándar del precio del mes corriente y la de su retardo de dos meses afectan de manera diferente la variación de la oferta actual: la primera la disminuye en 0,001%, su retardo la aumenta en 0,002%, al 5% y 1% de significación, respectivamente.

El efecto del riesgo-clima es superior al de riesgo-precio en Córdoba. Una variación de las lluvias del 1% por encima o por debajo del promedio del mes corriente y la de su retardo de dos meses provocan una variación de la oferta corriente en sentido contrario de 0,05% y 0,07%, respectivamente. En Sucre, el efecto de una variación del riesgo-clima y la de su retardo un mes provoca una variación en sentido contrario en el de la oferta del ganado para ceba de 0,17 y 0,13 respectivamente con niveles de significación del 1%.

La variación del precio de la leche cruda del mes actual y la de su retardo de uno y dos meses afecta en sentido inverso la variación de la oferta del mes corriente: una variación positiva del 1%, la disminuye en 1,1% y en 0,76%, el de su retardo de 2 meses en 0,81%. Resultados en esa misma dirección con todas estas variables encontró Bracamonte, et al (2018); Jaramillo y Junguito (1993:62) en riesgo-clima con cultivos a nivel nacional.

Con un nivel de confianza del 90%, se comprueba que una variación del 1% en la tasa de sacrificio de hembras en la región retardada un mes provoca en la oferta corriente una variación negativa del 1,05%, lo cual confirma el efecto indirecto del ciclo del cebado en la oferta del levante en el corto plazo.

La variación del precio relativo del maíz amarillo retardado dos meses se relaciona de forma inversa con la variación de la oferta corriente: un aumento del precio relativo en 1% disminuye la variación de la oferta corriente de ganado en 0,48% con nivel de significación del 5%.



OPCA

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



Finalmente, en el depto. de Sucre la variación del retardo del precio de la urea un mes se relaciona inversamente co la variación de la oferta de ganado para ceba de manera significativa.

Contrastación de los resultados

Medido por el R^2 ajustado, en Córdoba el modelo explica el 51,8% de las variaciones de la oferta; en Sucre, el 49,3%.

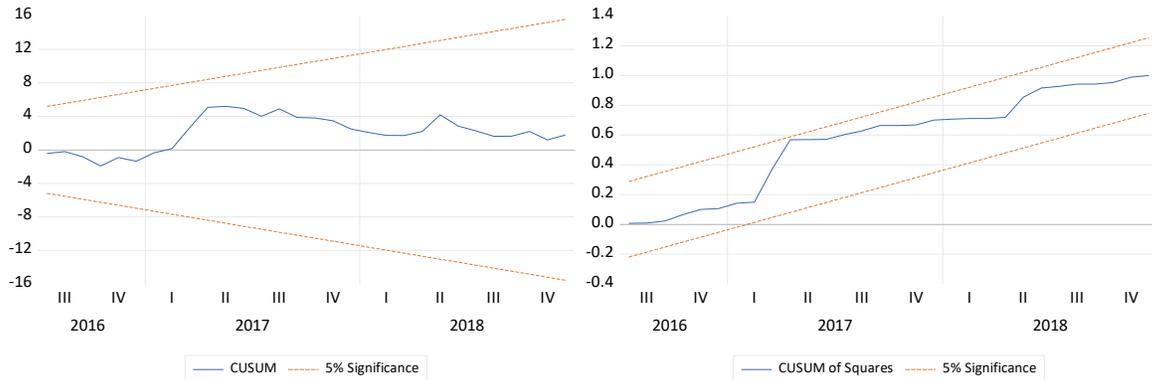
Los residuos poseen características estadísticas deseables:

- a) Acepta al 5% de significación la hipótesis nula de no correlación serial del estadístico F de la prueba $LM(12)$ en el modelo de Córdoba, y $LM(8)$ en el de Sucre.
 - b) Son gaussianos, según la prueba de Jarque –Bera;
 - c) Son homocedásticos evaluados según la prueba de Breuch-Pagan-Geoffrey.
- Contrastadas estas mismas características de los residuos a través del Test Especificación del Error de la Regresión, RESET, propuesto por Ramsey (1969), el estadístico F acepta la hipótesis nula $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2, I)$ al 2,5% de significación⁶.

Las pruebas de estabilidad de los coeficientes fueron evaluadas a través de Mínimos Cuadrados Recursivos, en particular la prueba CUSUM y CUSUM de cuadrados (Brown, Durbin y Evans, 1975). Como se ve en la gráfica 3 -lado izquierdo-, los residuos recursivos divididos por la desviación estándar de los mismos, aunque se alejan de la línea cero, su salida se mantiene dentro de las líneas de significación del 5%; del lado derecho, la suma de cuadrados acumulativos permanece dentro de las líneas de significación del 5%, sugiriendo que la varianza de los residuos es estable. Comportamiento similar se observa para Sucre en la gráfica 3^a.

⁶ Se incorporó el cuadrado de los valores ajustados de las variables independientes de la regresión original; por ende, se evaluó con 1 grado de libertad en el numerador y 112 en el denominador.

Gráfica 3. Prueba CUSUM y CUSUM de cuadrados de estabilidad de los coeficientes del modelo en el Depto. de Córdoba



Gráfica 3A. Prueba CUSUM y CUSUM de cuadrados de estabilidad de los coeficientes del modelo en el Depto. de Sucre



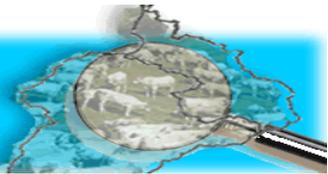
IV Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación examinó relaciones entre la oferta de ganado vacuno para ceba y factores climáticos y económicos en el Departamento de Córdoba y Sucre, Colombia, enero/2007-dcbre/2018, utilizando la prueba Límite del enfoque ARDL lineal. Los resultados aportan evidencia empírica adicional de la existencia de esas relaciones de largo y de corto plazo predichas por la teoría económica.



OPCA

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



La oferta ganadera responde a estímulos de mercado. Reacciona positivamente al precio en el largo plazo; la respuesta a una variable proxy al costo de producción se da en sentido inverso.

Los ganaderos reaccionan al riesgo-precio y al riesgo -clima en sentido negativo, esto es, responden con disminución de la oferta cuando la desviación estándar de estos dos factores o variables se coloca por encima o por debajo de su media móvil trimestral y mensual. Este resultado deja ver de nuevo la importancia de idear índices de medición de riesgo al igual que mecanismos de administración de este, sean públicos y/o privados.

La actividad ganadera y la del cultivo de maíz compiten por recursos productivos; en tal sentido la política pública de mejorar de utilización de los suelos se enfrenta a disyuntivas no solo técnicas, relacionadas con la aptitud agroecológica de éstos, sino también con cuestiones económicas relacionadas con precios y costos relativos, es decir, incentivos de mercado. Refleja también que el uso de cereales como alimentación animal no es una opción técnica atractiva en regiones de relativa abundancia de tierras. Sin embargo, la combinación de cultivos con cría de animales existe en la región.

Por la vía indirecta del precio relativo de la leche y del animal joven con respecto al producto final cebado, la oferta mantiene una relación positiva con el ciclo de la ceba a largo plazo. Esta respuesta es plausible por el fenómeno de intensificación del ordeño en el sistema de producción del doble propósito predominante en esta parte del país el cual hace depender el ingreso ganadero no solo de la venta de animales sino también de la del coproducto leche. En el caso de los comercializadores, predominantes en los mercados organizados de subastas, que, además, hacen actividad de ceba intermedia, este resultado comprueba su objetivo de maximizar márgenes de comercialización inmediatas.

Referencias bibliográficas

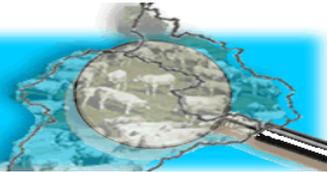
Arunanondchai, P., Fei, Ch., Fisher, A., MaCarl B., Wang, W. & Yang, Y. (2019). ¿How does climate change affect to agriculture? In G. Cramer, C. Paudel, & A. Schmitz (Eds). *The Routledge handbook of agricultural economics* (pp. 191-210). London and New York: Routledge.

Bracamonte, J., Arrieta, E. & Castillo, O. (2018). Determinantes de la oferta de ganado vacuno para ceba en el Departamento de Sucre, 2007-2014: Un enfoque ARDL. *Revista de*



OPCA

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



Economía del Caribe 21, 57-74 <http://www.scielo.org.co/pdf/ecoca/n21/2011-2106-ecoca-21-57.pdf>

Brown, R., Durbin, J. & J. Evans (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37, 149–192. https://hhstokes.people.uic.edu/ftp/e535/Brown_Durbin_evans_1975.pdf

Castillo, O. (2015). *Economía agraria: Apuntes de clase*. Montería, Colombia: Fondo Editorial Universidad de Córdoba.

Castillo, O., Macea, M. & Negrete, M. (2015). Microeconomía de la producción de ganado vacuno de carne en el valle medio del río Sinú, Montería –Colombia. Un estudio de caso. *Revista Facultad de ciencias económicas. Investigación y reflexión*, 23 (2), 123-135. <https://revistas.unimilitar.edu.co/index.php/rfce/article/view/1611/1375>

Castillo, O. (2009). *Mercados y precios del ganado en el noroccidente del Caribe Colombiano*. Montería, Colombia: Editora Guadalupe.

Chavas, JP. (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). London and New York: Routledge.

Chavas, J., Chambers, R. & Pope, RD (2010). A century of contributions production economics and farm management: A century of contributions. *American Journal of Agricultural Economics*, 92 (2), 356-375. <https://www.jstor.org/stable/40647993?seq=1>

Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE (2018). Encuesta Nacional Agropecuaria. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/agropecuario/encuesta-nacional-agropecuaria-ena>

_____. Encuestas de sacrificio de ganado. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/agropecuario/encuesta-de-sacrificio-de-ganado>

Departamento Nacional de Planeación, DNP. (1980): La economía ganadera en Colombia. *Revista de Planeación y Desarrollo*, 12 (3), 91-141.

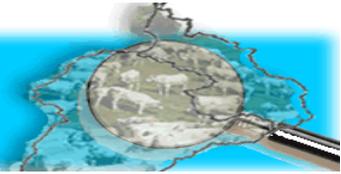
Econometric Views (2015). *User's Guide Version 11*. USA: IHS Global Inc.

Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50 (4), 987–1007. <https://www.jstor.org/stable/1912773?seq=1>



OPCA

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



Engle, R. F. & Granger, C.W. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
<https://www.jstor.org/stable/i332753>

Escobar, S. & Rojo, A. (2014). El Ciclo de Ganado en Colombia. Una caracterización desde las series de tiempo. Tesis de maestría no publicada. Universidad EAFIT, Medellín, Colombia.
https://repository.eafit.edu.co/xmlui/bitstream/handle/10784/7864/AndresEduardo_RojoZapata_Sebastian_EscobarPorras_2015.pdf;jsessionid=F9EC23B119DE50FE16E36A078DC09697?sequence=2

Gale, P., Drew, L., David, G. & Wooldridge (2009). The effect of climate change on the occurrence and prevalence of livestock disease in Great Britain: A review. *Journal of Applied Microbiology*, 106(5), 1.409-1.423. Citado por Arunanondchai, P. et al. (2019).

García, J. (1983). Las políticas económicas y el sector ganadero en Colombia: 1950-1977. *Cuadernos de historia económica y empresarial*, 19. Cartagena, Colombia: Banco de la República.

Gilbert, C. & Morgan W. (2011). Food price volatility. En I-P Lepetit, & R. M'Braek (Eds). *Methods to Analyze Agricultural Commodity Price Volatility* (pp 45-61). New York: Springer.

Hertford, R. & Nores, G. (1982): Caracterización del sector ganadero de Colombia 1953-1975. Cali: CIAT.

Holt, M. & Aradhyula, S. (1990). Price risk in supply equations: An application of GARCH time series models to the U.S. broiler market. *Southern Economic Journal*, 57 (1), 230-242
<https://www.jstor.org/stable/1060492?seq=1>

Howden, S., Crimp, S. & Stokes, C. (2008). Climate change and Australian livestock systems: Impact researchs and policy issues. *Australian Journal of Experimental Agriculture*, 48(7), 780. Citado por Arunanondchai, P. et al. (2019).

Hudson, D. (2007). *Agricultural markets and prices*. Australia: Blackwell Publishing.

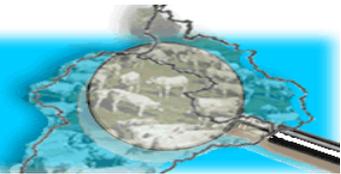
Jaramillo, C.F & Caicedo, E. (1996): *Caracterización del ciclo ganadero*. Bogotá: Fedesarrollo.
https://www.repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/1386/Repor_Mayo_1996_Jaramillo_y_Caicedo.pdf?sequence=2&isAllowed=y

Jaramillo, C.F. & Junguito, R. (1993). Crisis agropecuaria y política macroeconómica *Debates de Coyuntura Económica*, 29 (pp 46-67). Bogotá: Fedesarrollo.



OPCA

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



Jarvis, L. (1974). Cattle as capital goods, ranchers as portafolio managers: An application to Argentine. *Journal of Political Economy* 82 (3), 489-520. Citado por López (2002)

Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based inference in cointegrated vector autoregressive models*. UK: Oxford University Press

López, R. (2002). The economics of agriculture in developing countries: The Role of the environment. In B. Gardner & G. Rausser (Eds). *Handbook of Agricultural Economics, 2A, Agriculture and its External Linkages* (pp 1.213- 1.247).Amsterdam: Elsevier Science.

Lorente, L. (1978): Producción de ganado de carne en Colombia. Bogotá: Banco Ganadero.

Lorente, L. (1986): La ganadería bovina en Colombia. En A. Machado (Coordinador). *Problemas agrarios Colombianos* (pp. 331-368). Bogotá: CEGA-Siglo XXI.

Mader, T., Frank, J., Harrington, G & others (2009). Potencial climate change effect on warm season livestock production in the great plains. *Climate change*, 97(3-4), 525-541. [DOI: 10.1007/s10584-009-9615-1](https://doi.org/10.1007/s10584-009-9615-1)

Maleki, B. Avestisyan, Z. & Paseban, F. (2012): Factors affecting Iran's animal products export: A co-integration analysis. [Journal of Agricultural Science and Technology 14\(6\):1195-1203](https://doi.org/10.1007/s10584-009-9615-1)

Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, MADR. Unidad de seguimiento de precios de la leche. <http://uspleche.minagricultura.gov.co/>

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

Muchapondwa, E. (2009): Supply response of Zimbabwean agriculture: 1970–1999. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 3 (1), 28-42. <https://ageconsearch.umn.edu/record/56954>

Mundlak, Y. (2001). Production and supply. In B. Gardner & G. Rausser (Eds): *Handbook of Agricultural Economics, 1A. Agricultural production* (pp. 3-85). Amsterdam: Elsevier science.

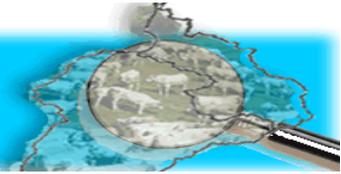
Mundlak, Y. & Huang, H. (1996). *International comparisons of cattle cycles*, 78 (4), 855-868. <https://doi.org/10.2307/1243843>

Narayan, P. K. (2005). The saving and Investment Nexus for China: Evidence from cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17):1979–1990. [DOI: 10.1080/00036840500278103](https://doi.org/10.1080/00036840500278103)



OPCA

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



Nelson, C. & Plosser, C. (1982). Trend and random walks in economic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162. http://128.151.246.4/a425/jme82_NP.pdf

Nerlove, M., & Bessler, D. (2001). Expectations, Information and Dynamics. In B. Gardner & G. Rausser (eds). *Handbook of Agricultural Economics*, 1A. Agricultural production (pp. 156-206). Elsevier.

Nin, A., Ehui, S. & Benin, S. (2007). Livestock productivity in developing countries : an assessment. In R. Evenson & P. Pingali (Eds): *Handbook of agricultural economics, Volume 3: Agricultural development, farm production and farm markets* (pp.2.461-2.532). Amsterdam: Elsevier science.

Ogundari, K. (2016): Maize supply response to price and nonprice determinants in Nigeria: Bounds testing approach. *International transactions in operational research*: 1-15. [DOI: 10.1111/itor.12284](https://doi.org/10.1111/itor.12284)

OPCA (Observatorio de Precios y Costos Agrarios del Noroccidente del Caribe Colombiano) <https://www.unicordoba.edu.co/wp-content/uploads/2019/07/precios-y-cantidad-ganado-bovino-en-Sucre-y-C%C3%B3rdoba.xlsx>

Ozkan ,B. & Karaman, S. (2011): Acreage response for cotton regions in Turkey: An application of the Bounds testing approach to cointegration. *A Mediterranean Journal of Economics, Agriculture and Environment, New Medit*, 10 (2), 43-50. https://www.researchgate.net/publication/287677211_Acreage_response_for_cotton_regions_in_Turkey_An_application_of_the_bounds_testing_approach_to_cointegration

Park, J. (1990). Testing for unit roots and cointegration by variable addition. *Advances in Econometrics*, 8 (2), 107–133.

Parra, T. & Gómez, M. (2008). Libre comercio y la cadena de carne de res: ¿Una amenaza real? Tesis de Maestría en Economía no publicada. Bogotá: Universidad Javeriana.

Pérez, G. (2004) Los ciclos ganaderos en Colombia, 1950-2001. Documentos de trabajo sobre economía regional, 46. Cartagena: Banco de la Republica, Colombia. <https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/DTSER-46.pdf>

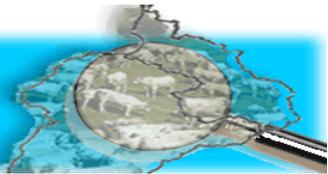
Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1.361-1.401. [DOI: 10.2307/1913712](https://doi.org/10.2307/1913712)

Pesaran M.H. & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.153.3246&rep=rep1&type=pdf>



OPCA

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



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>

Phillips, P. & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58 (1), 165–193.[DOI: 10.2307/2938339](https://doi.org/10.2307/2938339)

Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31, 350–371.

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

SIPSA (2008). Boletín mensual precios de insumos y factores de producción pecuarios, 7 (2), Febrero. Bogotá: CCI-MADR-SIA

Suarez, R. (2005): Incidencia de la Academia y de los Centros de Investigación en las Políticas Ganaderas. En, *La academia y el Sector Rural 4*, (pp.17-67). Bogotá:Universidad Nacional de Colombia.

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

Tonsor, G & Mitchell, J (2017): Evaluating cattle cycles: Changes over time and implications. Kansas State University Department of Agricultural Economics https://www.agmanager.info/sites/default/files/pdf/KSU_FactSheet_CattleCycle_01-31-17.pdf

Wyk, D. & Treurnicht, N. (2012): A quantitative analysis of supply response in the Namibian mutton industry. *South African Journal of Industrial Engineering*. 23 (1).

Yver, R. (1972). Investment Behavior and the Supply Response of Cattle Farmers in Argentina. Ph. D. dissertation (Department of Economics, University of Chicago. Citado por López (2002).

Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, (3), 251–270.[DOI: 10.2307/1391541](https://doi.org/10.2307/1391541)