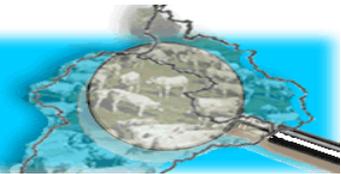




OPCA

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



ESTACIONALIDAD, CICLOS Y VOLATILIDAD EN LOS PRECIOS DEL GANADO MACHO DE LEVANTE DE PRIMERA EN MONTERIA Y SINCELEJO, COLOMBIA,1997-2006

Omar Castillo Nuñez¹.

Resumen

En este artículo se describe el comportamiento temporal de los precios del ganado vivo macho de levante de primera calidad en las ciudades de Montería y Sincelejo, comercializado en las subastas. Para ello se acude al análisis de los precios semanales durante el periodo 1997-2006 utilizando técnicas estadísticas y econométricas como la media móvil multiplicativa, la tasa de crecimiento sobre medias anuales, T_{12}^{12} , y modelos auto-regresivos heterocedásticos condicionales, ARCH, o GARCH. Los resultados indican la presencia de estacionalidad y ciclos en los precios mensuales; en los precios semanales hubo evidencias de estabilidad en los rangos de precios, pero en los de las edades 1, 1 ¼ y 1 ¾ años han evolucionado dentro de rangos cambiantes, señal de riesgo en la evolución futura de los mismos.

Palabras claves: precios, estacionalidad, ciclos, volatilidad, media móvil, tasas de crecimiento, modelos econométricos

SEASONALITY, CYCLE AND VOLATILITY OF PRICE IN CATTLE LEVANT MALE PRICE OF MONTERIA AND SINCELEJO, COLOMBIA,1997-2006

Abstract

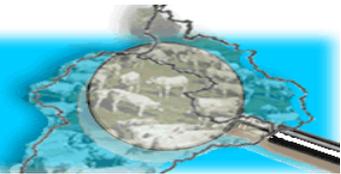
This article shows the price behavioral temporal of Levant male cattle live in Sincelejo marketed by cattle auctions. Technical statistical such as movil average multiplicative, rate of growth and autoregressive heteroskedasticity conditional models are applied to monthly price from 1997 until 2006. The results trace out seasonal and cyclical patterns are present in the price behavioral temporal. The weekly price show evidence of change within stable range but 1, 1¼ and 1¾ year old show evidence of volatility, signal of risk in the future price evolution.

¹ Economista. Profesor asociado de la Universidad de Córdoba. Facultad de Ciencias Agrícolas, Montería, Córdoba, Colombia. Correo electrónico ocastillo@sinu.unicordoba.edu.co



OPCA

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



Keywords: price, seasonality, movil average, rate of growth, cycle, volatility, econometric models

Introducción

Los precios de los productos agrarios son un componente importante en los ingresos de los productores y en el gasto de los consumidores; sus variaciones excesivas constituyen una fuente de incertidumbre y riesgo que afecta a productores pues impide la realización de planes de inversión a largo plazo, y puede rehusar a los prestamistas a concederles créditos en dinero. Su estudio para identificarlas, así como para detectar sus fuentes, es entonces de gran importancia.

El análisis de las variaciones de los precios de los productos agrarios en el tiempo incluye patrones estacionales, fluctuaciones anuales, tendencias y ciclos, y volatilidad.

La estacionalidad de los precios es un patrón de comportamiento que se repite regularmente completándose una vez cada doce meses (Tomek y Robinson, 2003). Tal comportamiento regular puede originarse por estacionalidad de la demanda, de la oferta y del mercadeo, o de una combinación de ambas. Para el ganado y los productos ganaderos la estacionalidad de la producción se origina por razones tales como las variaciones climáticas, estacionalidad en la oferta de alimentos, y el carácter biológico del proceso productivo.

Las tendencias en los precios agrarios están asociadas con la inflación y la deflación general de la economía y con factores específicos de los productos agrarios tales como gustos y preferencias de los consumidores, crecimiento de la población y del ingreso, y el cambio técnico en la producción.

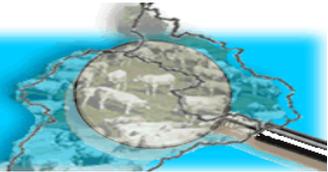
El ciclo es un patrón que se repite por sí mismo, y/o por factores externos, regularmente con el paso del tiempo. La periodicidad o longitud de un ciclo se mide por el tiempo transcurrido de un ciclo al siguiente (el tiempo que transcurre desde un pico hasta el siguiente o desde una sima hasta la próxima), usualmente relacionado con el tiempo requerido para producir una nueva generación de ganados. La intensidad o amplitud es la diferencia en el valor de una variable de referencia entre un máximo o pico y su sima o mínimo consecutivo o, mejor, entre el valor medio y su pico.

La volatilidad de precios indica el rango dentro del que los precios pueden variar en el futuro (Weaver y Natcher, 2000). Un incremento en la volatilidad implica mayor



OPCA

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



incertidumbre sobre los precios futuros puesto que el rango en el que podrían permanecer se torna más amplios. Como resultado, productores y consumidores se ven afectados por la volatilidad de precios puesto que aumenta el riesgo y la incertidumbre en los mercados. Más específicamente, aumentos en la volatilidad de precios reduce la seguridad de las predicciones futuras de productores y consumidores sobre los precios de los productos.

Castro et al. (1982), Lorente (1986), Jaramillo y Caicedo (1997) y Pérez (2004) han estudiado el comportamiento estacional y cíclico del ganado vacuno cebado en Colombia en las regiones consumidoras, pero no se ha abordado para el ganado joven de levante en las regiones productoras. La realización de subastas ganaderas, tal vez la innovación institucional más importante en materia de comercialización ganadera en la región en los últimos años brinda la oportunidad de disponer de bases de datos de precios largas que facilitan el estudio de los patrones de comportamiento temporal de los precios. Este trabajo tiene como objetivo identificar dichas variaciones durante el periodo comprendido entre 1997-2006 en Montería y Sincelejo para ganados machos de levante de primera calidad. Luego de esta introducción, el artículo describe la metodología usada y se presentan los resultados y las conclusiones.

Metodología

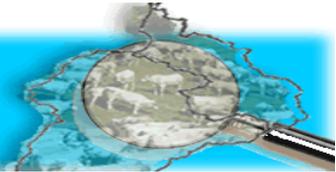
Puesto que el estudio se propone analizar precios de los animales machos de primera calidad de distintas edades, se realizó una prueba de igualdad de medias con el fin de examinar la existencia de diferencias significativas de los precios entre las diferentes edades. La prueba de igualdad de medias que se aplicó, tanto para los precios mensuales de las distintas edades en días diferentes de la semana, como para contrastar esta misma hipótesis entre las edades en un mismo día, se basó en un análisis de varianza, ANOVA, con un solo factor. La idea básica es que si los subgrupos de edades tienen igual media, entonces la variabilidad entre las medias muestrales (intergrupos) debe ser la misma que la variabilidad dentro de cualquier subgrupo (intragrupo). El estadístico F para la igualdad de media se calcula:

$$F = \frac{SS_E / (G - 1)}{SS_D / (N - G)}$$



OPCA

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



SS_E, SS_D = sumas de cuadrados entre grupos y dentro del grupo respectivamente; N es el número total de observaciones; G el número de grupos. El estadístico- F tiene una distribución F con G-1 grados de libertad en el numerador y N-G grados de libertad en el denominador bajo la hipótesis nula de independencia y distribución normal con igualdad de media y varianza en cada subgrupo. Para la prueba con solo dos subgrupos se acude al estadístico t –student, que es la raíz cuadrado del F, con un grado de libertad en el numerador.

La estacionalidad de precios se ha calculado a partir de la información mensual obtenida de precios nominales semanales ponderado por las cantidades semanales comercializadas. En la medición de la estacionalidad se utilizó la técnica de relación a la media móvil multiplicativa, calculada según el procedimiento siguiente:

i) Obtención de la media móvil centrado de los precios,

$$x_t = (0,5P_{t+6} + \dots + P_t + \dots + 0,5P_{t-6})/12$$

x = media móvil centrada

P = precios mensuales

ii) Se calcula la relación $\tau_t = \frac{P_t}{x_t}$

iii) Se calculan los índices estacionales, i_m . Para series de periodicidad mensual, el índice i_m para el mes “m” es la media de τ_t utilizando sólo las observaciones del mes “m”.

iv) Se ajusta el índice estacional tal que su producto sea 1. Esto se logra calculando los factores estacionales como la relación del índice estacional a la media geométrica de los índices,

$$s = \frac{i_m}{\sqrt[12]{i_1 i_2 \dots i_{12}}}$$

s , son los factores de escalamiento. La interpretación es que la serie P es s_j por ciento más alto en el periodo j con relación a la serie ajustada.

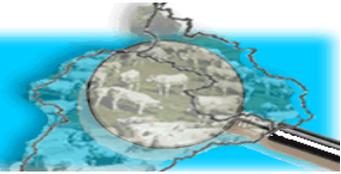
v) La serie estacionalmente ajustada se obtiene dividiendo P_t por los factores estacionales s_j

La determinación del patrón cíclico de los precios se realiza mediante el enfoque de tasas de crecimiento como una variable que se obtiene filtrando la serie original, el cual constituye la base de la utilización de una serie de crecimiento para aproximar el



OPCA

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



componente cíclico de la serie original (Espasa y Canceló,1993). En particular, se utilizará el crecimiento de la media de doce meses sobre la media de los doce meses inmediatamente anteriores, conocida como T_{12}^{12} , tasa de crecimiento sobre las medias anuales.

$$T_{12}^{12}(t) = \frac{\sum_{j=0}^{11} P_{t+j}}{\sum_{r=1}^{12} P_{t-r}} - 1 \quad (1)$$

La volatilidad se modela como la varianza condicional de las perturbaciones de la serie precios semanales. Desde los trabajos de Engle (1982) y Bollerslev (1986) los llamados modelos autoregresivos condicionales heterocedasticos, ARCH, o GARCH, son utilizados para capturar fenómenos donde la varianza condicional es cambiante, y esta se toma como una medida de la volatilidad, o del riesgo. El punto de partida de una modelación Garch es ajustar un modelo de comportamiento de la media de los datos, para lo cual es necesario:

Primero, examinar la estacionariedad de las series de precios. Se aplicó la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada (1981) con la ecuación que incluye una constante y una tendencia:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \gamma P_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

P, es la serie precios. La hipótesis nula es $\gamma = 0$, la serie no es estacionaria.

Segundo, debe probarse incorrelación de los errores para lo cual se usa el estadístico Q de Ljung y Box (1978),

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s \tau_k^2 / T - k \quad (3)$$

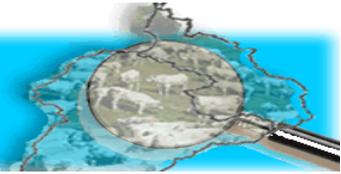
τ_k , es la k-ésima autocorrelación y T el número de observaciones. La contrastación de la hipótesis nula: "no existe autocorrelación de los errores hasta el orden s" se realiza con una distribución asintótica Chi cuadrado, χ^2 , con grados de libertad igual a k-p-q.

Tercero, debe probarse la existencia de heterocedasticidad condicional autoregresiva en los errores para lo cual se acude a la prueba Multiplicador de Lagrange, ARCH LM, propuesta por Engle (1982):



OPCA

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



$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 \quad (4)$$

La prueba de la hipótesis nula: “no hay comportamiento arch en los residuos hasta el orden q”, sigue una distribución asintótica, Chi cuadrado con q grados de libertad, $\chi^2(q)$, siendo q el número de retardos de los errores al cuadrado.

Finalmente, si se rechaza la hipótesis nula de la prueba anterior, se estima simultáneamente, por métodos de máxima verosimilitud, la media, y la varianza condicional bajo el supuesto de distribución normal de los errores (Engle, 1992). La estimación con no normalidad de los errores ha sido abordada con métodos cuasi máximo-verosímiles propuestos por Bollerslev y Wooldridge (1992)

Siguiendo a Bollerslev (1986), se propone un modelo GARCH (p, q). Sea que el proceso de error, $\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$

v_t es ruido blanco; $\sigma_v^2 = 1$, y

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (5)$$

h, es la varianza condicional de las perturbaciones de la serie precios semanales.

El modelo implica que los agentes calculan la varianza condicional actual como la suma ponderada de varios términos: una constante (la varianza incondicional, en este caso); la volatilidad anterior (termino Arch, o q), y la varianza del periodo pasado (termino Garch, o p). Los valores estimados de “h” dan una medida del riesgo en los precios. La suma de $\alpha_1 + \beta_1$ denota la persistencia de la volatilidad. Entre más cercana a 1, mayor es la persistencia de la volatilidad de precio en el largo plazo. En este modelo si los $\beta_i = 0$ el modelo Garch (p, q) es equivalente a un Arch (q).

En este modelo si los $\beta_i = 0$ el modelo Garch (p, q) es equivalente a un Arch (q).

Los datos son tomados de las series históricas de precios y cantidades semanales del ganado macho de primera de levante comercializado en las subastas CC Ganadera en Montería, y Cogasucre en Sincelejo durante el periodo enero de 1997 a junio de 2006, expresados en pesos por kilogramo de ganado vivo. Para la estacionalidad y los ciclos se ha calculado un precio mensual nominal ponderado por las cantidades; se ha utilizado el deflactor índice de



OPCA

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



precios total al consumidor de ingresos medios de Montería base 1998 =100 con lo cual los precios se obtienen precios reales de 1998; la conversión de los precios nominales a dólares se ha usado la tasa de cambio representativa del mercado (promedios mensuales); la conversión a dólares reales se utilizó el índice de la tasa de cambio real comercio total base 1994, según el Banco de la República; para la volatilidad se han tomado los precios semanales. En estos hay datos omitidos por no realización de sesiones de fin de año, por semana santa, o por ausencia de comercialización de animales de una determinada edad en una sesión cualquiera; los datos ausentes equivalen al 16% del total. En la estimación del modelo Garch se predijeron algunos datos con modelos Autoregresivos, en otros se siguió el criterio que el presente fue igual al pasado. Se ha utilizado el Software Eviews 5.1 (Lilien, D, et al, 2006) para el procesamiento de los datos.

Resultados y discusión.

La estructura de las subastas ganaderas según edad, sexo y clase de los animales

Durante el periodo 1997-2005 el grueso de los animales machos comercializados entre la edad menores de 1 hasta 3 años se concentró en los de 1 hasta 2 años. Los de mayor representación relativa, en promedio, fueron: los de 1, 1^{1/4} y los de 1^{1/2} años de edad con el 24%, 28% y 24% respectivamente, en Sincelejo; en Montería, los de 1 ¼ y 1 ½ con el 27% aproximadamente cada uno. En la tabla 1 se muestra la participación relativa de las distintas edades.

Del total de animales comercializados, según sexo y clase, en promedio, el 80% eran animales machos, y el restante 20% animales hembras. Alrededor de las ¾ partes correspondían a animales clasificados de primera calidad y la restante son animales de segunda calidad. Entre los machos, entre el 76% en Montería y el 77% en Sincelejo se clasificó como de primera, el resto fueron animales de segunda categoría.

Tabla 1. Montería y Sincelejo. Participación porcentual de las distintas edades en la comercialización,1997-2005, (%)

Subastas	Edad 8años							
	< 1	1	1 ¼	1 ½	1 ¾	2	2 ¼	2 ½
Montería	5,9	13,4	26,6	26,8	11,8	7,2	5,4	2,0
Sincelejo	11,0	23,7	28,0	23,9	7,9	3,6	1,4	1,0

Fuente: Cálculos del estudio con base en información de CCG y Cogasucre



OPCA

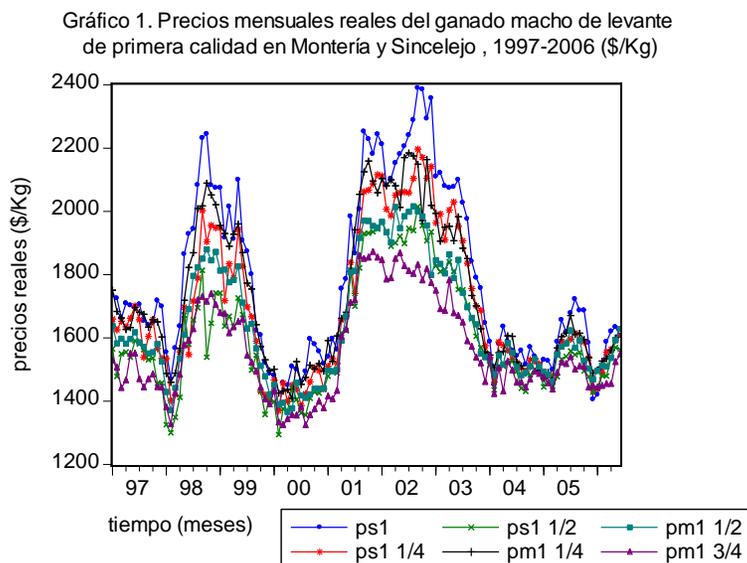
Observatorio de Precios y Costos Agrarios de la Zona Noroccidental del Caribe Colombiano



En Sincelejo, de una muestra común de 90 observaciones de precios mensuales reales para las edades desde destetos hasta 2 años, se compararon las medias con el fin de comprobar la existencia o no de diferencias significativas entre ellas: se encontró que estas diferencias no existen entre los precios de las edades menos de 1 y 1 año, que tuvieron una distribución probabilística normal. En Montería, de una muestra común de 115 observaciones no se encontraron diferencias significativas de las medias de los precios entre las edades $1\frac{3}{4}$ y 2 años, cuyos precios siguen la distribución normal en el periodo 1997-2006. Se analizarán los precios mensuales reales de las edades 1, $1\frac{1}{4}$, $1\frac{1}{2}$ en Sincelejo, y las de $1\frac{1}{4}$, $1\frac{1}{2}$, y $1\frac{3}{4}$ año de edad en Montería, cuyas participaciones relativas son importantes, y son representativas de otras edades.

Precios reales.

En el gráfico 1 se presenta la evolución de los precios mensuales reales de estas edades durante el periodo enero de 1997 a junio de 2006. Dos grandes picos son observables: uno que comienza entre marzo-abril de 1998, hasta mayo-junio del año 1999, aproximadamente, momento en que comienza a descender; el otro, que arranca desde septiembre del año 2000 hasta mayo-julio del 2003, desde cuando comienza a descender. A partir de marzo 2004 se inicia un periodo de ligeras recuperaciones y caídas de precio, que a duras penas alcanzan el nivel de precios reales de 1997.





OPCA

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

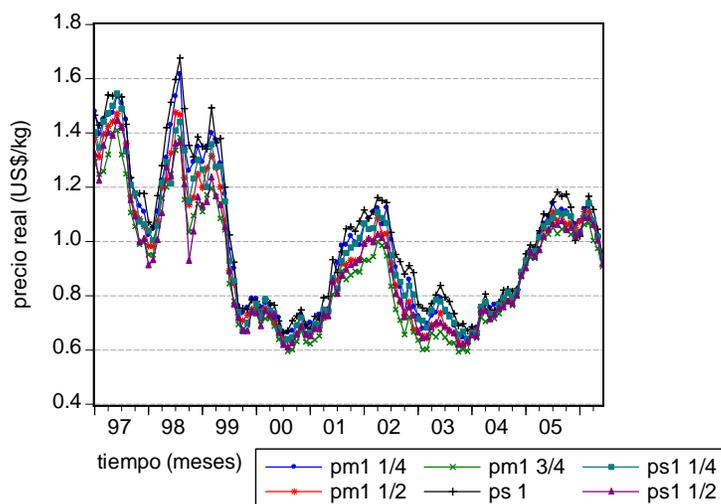


En la tabla 1 se presentan las estadísticas descriptivas de los precios reales, tanto en pesos colombianos como en dólares. El precio medio de los animales de una misma edad tiende a ser mayor en Montería.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de los precios mensuales reales del ganado macho de levante de primera clase en Sincelejo y Montería, enero/1997-junio/2006

Estadísticos	Precios reales							
	1 año		1 ¼ año		1 ½ año		1 ¾ año	
	Sin cel.	Sin cel. Mont.	Sin cel.	Sin cel. Mont.	Sin cel.	Sin cel. Mont.	Sin cel.	Sin cel. Mont.
Media	1.785	1.691	1.725	1.600	1.645	1.561		
Mediana	1.691	1.607	1.638	1.549	1.583	1.519		
Máximo	2.389	2.197	2.185	2.015	2.016	1.872		
Mínimo	1.373	1.370	1.409	1.295	1.366	1.324		
Dev. Std	273,4	227,6	228,5	182,6	184,5	153,9		
Sesgo	0,58	0,64	0,57	0,63	0,55	0,54		
Curtosis	2,03	2,1	1,93	2,34	2,04	2,15		
Jarque-Bera	10,87	11,6	11,7	9,64	10,1	9,05		
Probabilidad	0,004	0,003	0,003	0,008	0,006	0,01		
Observaciones	114	114	114	114	114	114		

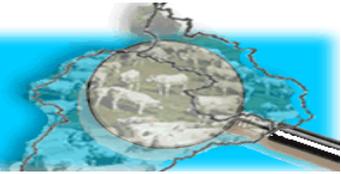
Gráfica 2. Precios en dolares reales del ganado macho de levante de primera en Montería y Sincelejo, 1997:01-2006:06.(US\$/kg)





OPCA

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



En dólares reales de 1994 el precio por kg. ha estado en tres momentos por encima del tope de un dólar/kg.: uno, entre enero 1997 hasta Julio de 1999; dos, entre agosto-enero 2001 aproximadamente hasta junio-julio del 2002; tres, entre abril y mayo del 2005 hasta mayo del año 2006; en junio de este mismo año cayeron (gráfica 2).

Estacionalidad de los precios

En la tabla 2 se muestran los índices de estacionalidad mensual de los precios reales. El periodo de precios altos comienza en el mes de mayo y se extiende hasta noviembre, excepto el precio de los animales de 1½ año en Sincelejo, que llega hasta septiembre; la variación alcanza tasas hasta de 3,9 puntos porcentuales. El periodo de precios bajos comienza entre octubre y diciembre y termina en abril, alcanzando disminuciones hasta de 6,6 puntos porcentuales en el mes de febrero.

La estacionalidad de precios parece originarse en la estacionalidad de la oferta y esta a su vez en el patrón climático de la región, caracterizado por un periodo de lluvia entre mayo – octubre y otro de sequía entre noviembre y abril aproximadamente, el cual determina la abundancia o la escasez de pastos para la alimentación en ganados bajo pastoreo. La racionalidad del productor y los intermediarios de ganado de levante es ofrecer en venta mayores cantidades en la época de precios altos, como se deja ver en la tabla 2, en la que es evidente que la oferta total de ganados machos de levante de primera clase aumenta a partir de mayo en Sincelejo (3,4%) hasta noviembre (19%); y en Montería, desde junio con aumentos del 31% y 29% en julio y agosto.



OPCA

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



Tabla 2. Estacionalidad de los precios reales y de la oferta del ganado macho de levante de primera clase en Sincelejo y Montería.

Meses	Índices de estacionalidad							
	1 año	1 ^{1/4}		1 ^{1/2}		1 ^{3/4}		Oferta
	Sincelejo	Sincel. Mont.	Sincel. Mont.	Sincel. Mont.	Mont.	Sincel ^a Mont.	Monteria	
Enero	0,972	0,992	0,977	0,982	0,982	0,995	0,758	0,794
Febrero	0,934	0,948	0,954	0,958	0,964	0,961	0,906	0,876
Marzo	0,957	0,967	0,966	0,975	0,967	0,971	0,775	0,723
Abril	0,982	0,995	0,986	0,989	0,995	1,002	0,721	0,812
Mayo	1,021	1,026	0,999	1,029	1,009	1,017	1,034	0,941
Junio	1,024	1,010	1,035	1,024	1,030	1,019	1,093	1,190
Julio	1,014	1,003	1,026	1,018	1,020	1,010	1,451	1,306
Agosto	1,030	1,011	1,035	1,010	1,020	1,010	1,084	1,268
Septiembre	1,039	1,032	1,023	1,031	1,019	1,013	1,270	1,137
Octubre	1,038	1,020	1,014	0,999	1,013	1,008	1,191	1,188
Noviembre	1,008	1,009	1,010	0,989	1,002	1,004	1,190	1,163
Diciembre	0,986	0,989	0,980	0,997	0,981	0,991	0,816	0,840

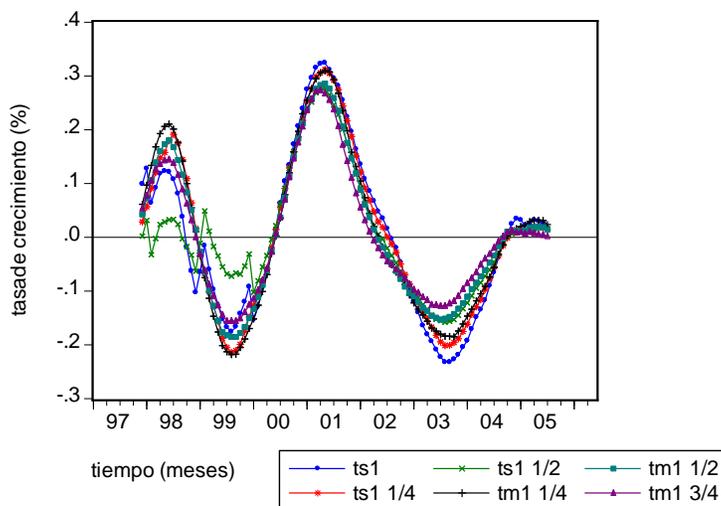
^a comprender el total de animales desde destetos hasta 2 años, en Cogasucre, Sincelejo; y Subastar, Sampués.

Ciclo de los precios reales.

En la gráfica 3 se observa el comportamiento cíclico de los precios reales, medido por el comportamiento de la tasa de crecimiento acumulada de un año con respecto a la del año inmediatamente anterior. La tasa de crecimiento de los precios reales de los ganados de 1 y 1 ½ año en Sincelejo mostró un comportamiento errático e inestable entre 1997-1998 y mediados de 1999. El ciclo de precios de estas edades es más claro si se mide desde la sima que comenzó en septiembre de 1999 con tasas negativas pero decrecientes de los precios y alcanzó picos máximos de 32% y 28% entre mayo-junio del 2001, hasta la sima siguiente en la que se tuvieron tasas negativas cercanas al -25% en septiembre-octubre del año 2003. Este ciclo tuvo duración de 48 meses.



Gráfica 3. Ciclo de precios reales en el ganado macho de levante de primera en Montería y Sincelejo.(%)



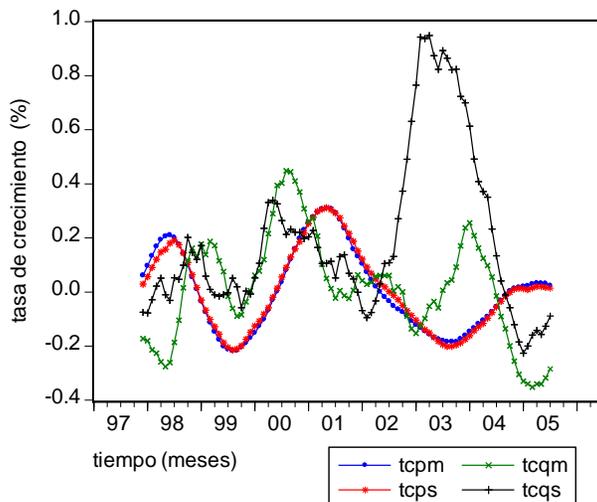
Un segundo ciclo para estas mismas edades comenzó desde entonces sin haber culminado, pero se observa una inflexión al decrecimiento de los precios desde abril- mayo-junio del 2005.

Las 4 edades restantes se puede diferenciar dos ciclos: un pico de tasas máximas logradas entre mayo-julio del año 1998 hasta otro entre abril-junio del 2001 con tasas reales entre 26 y 30% aproximadamente, con duración de 36 meses. El segundo comienza inmediatamente con tasas reales positivas pero decrecientes hasta junio de 2005 cuando se deja ver la misma inflexión anotada antes; en este ciclo las tasas de crecimiento no alcanzaron a superar los niveles del 3% de crecimiento real, lo cual ha sido interpretado como signo de agotamiento de la demanda (Fedegan,2004). Este ciclo duró 48 meses.

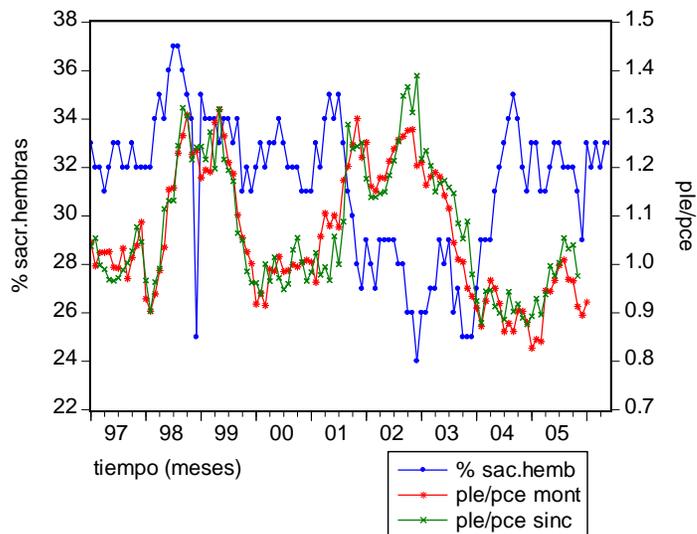
Cuando se compara la evolución de las tasas de crecimiento de los precios mensuales reales con la evolución de la tasas de crecimiento de la oferta (gráfica 4), se observa una correlación inversa (-0,42) en Sincelejo; este comportamiento es más evidente entre Julio/2001 y Abril-Mayo/ 2005 en el que la tasa de crecimiento de la oferta y de los precios reales se movieron en sentido contrario, reflejo de un comportamiento cíclico de los productores y comercializadores; en la literatura de la economía agraria este fenómeno se conoce como ciclo ganadero desarrollado por Iver (1972) y Jarvis (1974). En Montería es menos evidente este comportamiento, reflejo que los productores y comercializadores buscan aprovechar sobre todo las bonanzas temporales de pecios



Gráfica 4. Tasas de crecimiento de los precios reales y las cantidades de ganado macho de levante en Montería y Sincelejo, (%)



Gráfica 5. Relación precios relativos levante y ciclo de hembras



El comportamiento de los precios relativos reales del ganado de levante es inverso a la realización del ciclo de ceba (correlación $-0,28$ en Sincelejo y $-0,16$ en Montería), lo cual es coincidente con los hallazgos de estudios de Fedegan (2003). En la fase de retención (disminución de las tasas de sacrificio de hembras), al escasear la oferta de ganado cebado, se acentúa la demanda por flacos para cebar, lo cual presiona al incremento de precios del



levante. Ello es evidente en la gráfica 5 en la que se muestra la tasa de sacrificio de hembras a nivel nacional y los precios relativos reales levante /cebado. Cuando el sacrificio desciende a niveles por debajo del 30% la relación precio real del levante/precio real del cebado (ple/pce) aumenta a 1,2 y 1,3; en fases de liquidación (aumento de la tasa de sacrificio de hembras) la relación llega a ser de 0,85.

Volatilidad de precios semanales

Como puede verse en la tabla 3, los resultados de la prueba de Dickey Fuller Aumentada permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria al 1% de significación en las series de precios semanales en sus primeras diferencias. Por tanto estos son integrados de orden 1, $I(1)$. Los precios semanales se ajustan bien a los modelos auto regresivos univariantes de la tabla 4.

Tabla 3. Resultados de las pruebas de raíces unitarias de la serie precios en primeras diferencias.

Variable	t-estadístico, DFA calculado ^a	Probabilidad*
Sincelejo:		
precio 1 año	-29,12	0,00
precio 1 ¼ año	-24,63	0,00
precio 1 ½	-18,13	0,00
Montería		
precio 1 ¼ año	-29,76	0,00
precio 1 ½	-20,42	0,00
precio 1 ¾	-35,92	0,00

^a Los valores críticos al 1% y al 5% son -3,99 y -3,42, respectivamente. Se usó el criterio Schwarz de selección automática del número máximo de retardos.

* p-valor con una cola, Mackinnon (1996).



OPCA

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

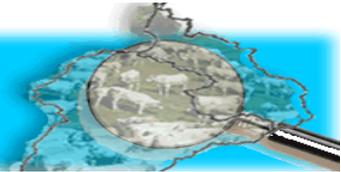


Tabla 4. Modelos autorregresivos de los precios semanales del ganado macho de levante de primera clase en Sincelejo y Montería

Sincelejo

(i) Modelo de precio del ganado macho de 1 año:

$$(1-L)(1+0,4624L)P_{1t} = \varepsilon_t$$

L es el operador de retardos $L^i P_t = P_{t-i}$

(ii) Modelo de precio del ganado macho de 1 ¼ año:

$$(1-L)(1+0,4868L)(1+0,3622L^2)P_{2t} = \varepsilon_t$$

(iii) Modelo de precio de ganado macho de 1 ½ año:

$$(1-L)(1+0,6551L)(1+0,4127L^2)(1+0,2016L^3)(1+0,2388L^4)P_{2t} = \varepsilon_t$$

Montería:

(i) Modelo de precio de ganado macho de 1 ¼ año:

$$(1-L)(1+0,4118L)(1+0,1554L^2)(1+0,0874L^4)P_{2t} = \varepsilon_{2t}$$

(ii) Modelo de precio de ganado macho de ½ año:

$$(1-L)(1+0,5238L)(1+0,4141L^2)(1+0,2698L^3)(1+0,1925L^4(1-0,1004L^7)(1-0,1742L^8)(1-0,1452L^9)(1-0,1619L^{10}))P_{3t} = \varepsilon_{3t}$$

(iii) Modelo de precios de ganado macho de la edad 1 ¾:

$$(1-L)(1+0,5873L)(1+0,2269L^2)(1+0,2067L^3)(1-0,1337L^7)P_{4t} = \varepsilon_{4t}$$

Los coeficientes de tales modelos son significativos al 1% y 5%. Sus errores están incorelacionados entre si a los niveles de significación corrientes. La prueba Multiplicador de Lagrange para heterocedasticidad condicional auto regresiva, ARCH LM, en el caso de Sincelejo presenta evidencia para aceptar, al 5% de significatividad, la hipótesis nula en el modelo de precio para ganados de levante de 1 ½ año, pero no se acepta para los de 1 año, ni para los de 1 ¼ año (tabla 5).

En el caso de Montería, se acepta la hipótesis nula de comportamientos no heterocedásticos en los precios de los ganados de 1 ¼ y 1 ½ año de edad, y se rechaza para los de 1 ¾ año (tabla 5). Por tanto, el precio del ganado de 1½ en Sincelejo, 1 ¼ y 1 ½ en Montería no parece tener problemas de volatilidad, estos precios se han movido dentro de un rango constante, señal que los agentes conciben el riesgo (la varianza) como una constante; esta es sin duda, una característica deseable de este mecanismo de comercialización.



OPCA

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



Tabla 5. Pruebas de los residuos de los modelos de precios

Estadísticos	Modelo AR				Modelos Garch					
	Sincelejo		Montería		Sincelejo		Montería			
	Precio 1 año		Precio 1 ¼		Precio 1 año					
	Valor	Probab.	Valor	Probab.	Valor	Probab.	Valor	Probab.		
Ljung-Box										
Q (2)	3,8	0,05	Q(4)	1,7	0,19	2,62	0,105			
Q (10)	9,14	0,42	Q(24)	13,6	0,14	13,5	0,14			
Q (20)	25,65	0,14	Q(36)	40,3	0,18	29,9	0,052			
ARCH LM; T*R ² :	$\chi^2(1)$ 18,09 0,00		3,82 0,051		0,043		0,835			
	Precio 1 ¼		Precio 1 ½							
Q (3)	1,13	0,288	Q (9)	3,06	0,08					
Q (10)	7,6	0,474	Q (24)	15,5	0,49					
Q (20)	12,1	0,841	Q (36)	23,0	0,73					
ARCH LM: T*R ² ,	$\chi^2(1)$ 26,7 0,00		2,3 0,12							
	Precio 1 ½		Precio 1 ¾				Precio 1 ½			
Q (5)	1,16	0,282	Q(5)	2,56	0,11	2,85	0,09			
Q (10)	3,52	0,741	Q (24)	17,4	0,63	23,2	0,28			
Q (20)	8,85	0,923	Q (36)	23,4	0,86	43,7	0,08			
ARCH LM: T*R ² ,	$\chi^2(1)$ 0,66 0,42		15,3 0,00				0,53	0,47		

Las cifras entre paréntesis en el estadístico Q indican el orden del retardo de la autocorrelación; en la prueba LM, indica los grados de libertad

Dados estos resultados se procede a estimar los modelos Garch propuestos arriba para el precio de los ganados de 1 y 1 ¼ año en Sincelejo, y para los de 1 ¾ año en Montería. Los resultados se muestran en la tabla 6.

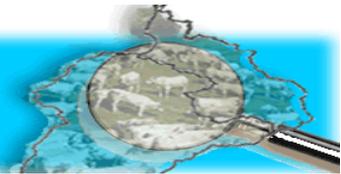


Tabla 6. Resultados de la estimación de modelos Garch del precio de ganados machos de levante en Sincelejo y Montería

Sincelejo:

(i) Modelo de precio del ganado macho de 1 año:

$$(1-L)(1+0,3688L)P_{1t} = \varepsilon_{1t}$$

$$h_t = 2536,9 + 0,2045\varepsilon_{t-1}^2 + 0,5708h_{t-1}$$

(1000,3) (0,08) (0,124)

(ii) Modelo de precio del ganado macho de 1 ¼ año

$$(1-L)(1+0,3616L)(1+0,1580L^2)P_{2t} = \varepsilon_{2t}$$

$$h_t = 2504,1 + 0,2417\varepsilon_{t-1}^2 + 0,4070h_{t-1}$$

(1279,1) (0,099) (0,216)

Montería:

(i) Modelo de precio de ganado macho de 1 ¾ año de edad

$$(1+0,5435L)(1+0,227L^2)(1+0,179L^3)(1-0,0809L^7)P_{4t} = \varepsilon_{4t}$$

$$h_t = 435,24 + 0,1727\varepsilon_{t-1}^2 + 0,7387h_{t-1}$$

(174,9) (0,173) (0,739)

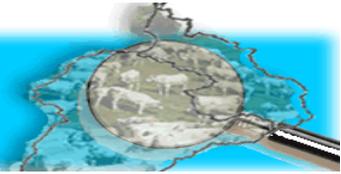
Errores estándar entre paréntesis

El signo de los parámetros es correcto, estos son significativos a niveles del 1%, 5% y 10% de significación; los errores no están autocorrelacionados y se ha corregido el comportamiento Arch (tabla 5 y 6); los residuos estandarizados tienen media cero y varianza unitaria. Dada la no normalidad de los errores se hizo las estimaciones siguiendo los procedimientos de Bollerslev y Wooldridge (1992). Como puede verse, el precio de los ganados de 1 y 1¼ año de edad en Sincelejo presentan evidencias de volatilidad: ambos responden a un modelo Garch (1,1): la suma de los coeficientes α y β suman 0,65 y 0,77 respectivamente, señal de alguna persistencia en la volatilidad de precios. En Montería, el comportamiento de los precios semanales del ganado macho de levante de primera clase de 1¾ año sigue también un modelo Garch (1,1); la suma de los coeficientes $\alpha_1 + \beta_1$, que



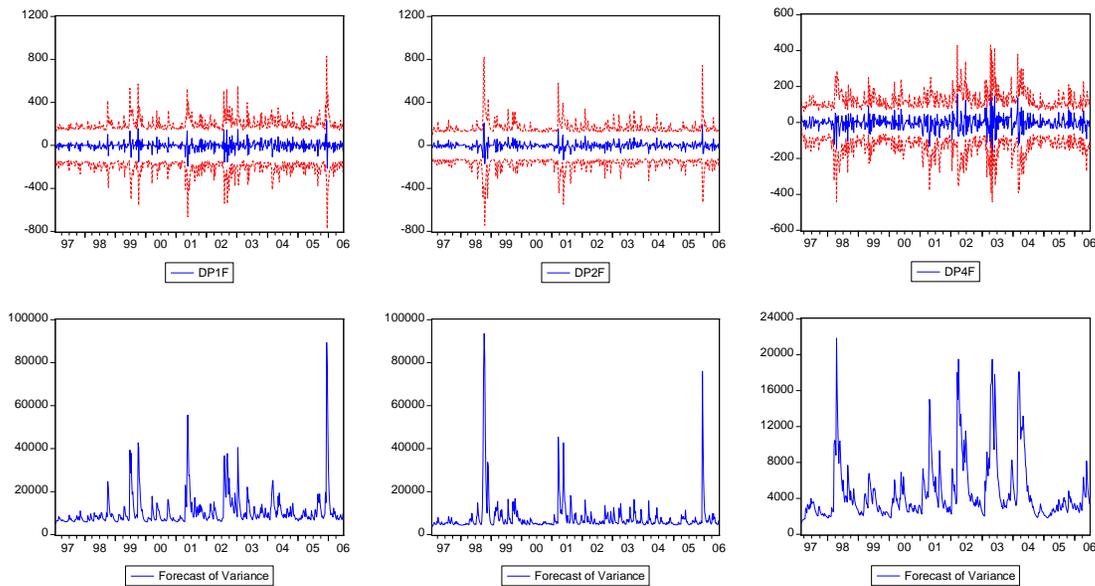
OPCA

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



acompañan a las variables ε_{t-1}^2 y h_{t-1} , suman 0,91, señal de persistencia en la volatilidad de los precios a largo plazo, lo cual genera incertidumbre en la predicción futura de los precios.

Gráfica 6. Volatilidad de precios en ganados macho de levante de primera clase en Montería y Sincelejo, 1997-2006



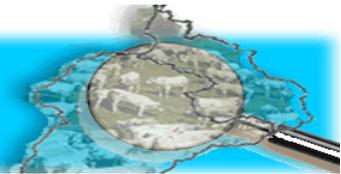
La volatilidad ha sido notoria entre 1999-2000, 2002-2003 y comienzos del 2006 en los ganados de 1 año, y entre 1998-1999, 2001 y comienzos del 2006 en ganados de 1¼ ; en Montería, ha sido notoria especialmente a mediados del año 1998 y posteriormente entre mediados del 2001 hasta mediados del año 2004, como se deja ver en la gráfica 6 en la que se muestra la predicción estática de las variaciones de precios más o menos dos veces la desviación estándar, así como la predicción de la varianza condicional. Los intervalos de predicción se amplían en dichos periodos y la varianza condicional es persistente. En la literatura internacional Aradhyula y Holt (1988) han reportado comportamientos volátiles en los precios de la carne de vacuno; en lo nacional no hay antecedentes empíricos. Investigaciones futuras deben abordarse para identificar las fuentes de dicha volatilidad.

Conclusiones y recomendaciones



OPCA

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



En este artículo se ha caracterizado el patrón de comportamiento temporal de los precios del ganado macho de levante de primera clase en las ciudades de Sincelejo y Montería mediante técnicas estadísticas y econométricas. Los precios nominales muestran una tendencia creciente a lo largo del periodo de estudio, pero en precios reales, se observó pérdida del poder adquisitivo desde finales del año 2004. La estacionalidad de los precios es bastante estable: aumentos a partir del mes de mayo hasta octubre – noviembre y reducciones en el resto de los meses del año, lo cual parece estar en coincidencia con los periodos de lluvia y sequía en la región. El carácter cíclico de los precios es también evidente: los ciclos tienen una longitud entre 36 y 48 meses. Frente al ciclo de los precios, la oferta de los ganaderos adopta comportamientos cíclicos, algunas veces; y anticíclicos, en otras. En general, los precios relativos del levante mantienen una relación inversa con el ciclo del cebado: se aprecia en fase de retención y se deprecia en fase de liquidación. Se encontraron evidencias de comportamientos estables de los precios de las edades $1 \frac{1}{4}$, $1 \frac{1}{2}$ año en Montería y Sincelejo respectivamente; pero también hubo volatilidad de los precios semanales de las edades 1, $1 \frac{1}{4}$ y $1 \frac{3}{4}$ año de edad, los cuales se han movido en rangos inestables generando riesgos en la evolución futura de los mismos. Hacia adelante es necesario seguir ahondando en las fuentes de dicha volatilidad, en la caracterización de las estructuras de estos mercados, la relación de estas con la dinámica de los precios, y las relaciones espaciales con los de la feria de Medellín.

Agradecimientos:

Este artículo es una derivación de un trabajo de investigación más amplio del autor sobre “Subastas Ganaderas en Córdoba y Sucre”, financiado con recursos de la Universidad de Córdoba, cuyo patrocinio agradezco.

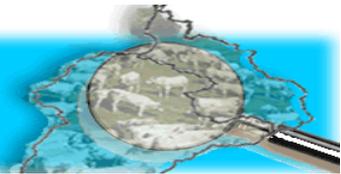
Bibliografía

- Aradhyula, S. y Holt, M. 1988: Garch Time Series Models: An Application to retail Livestock Prices. *Western Journal of Agricultural Economics*, 13(2):365-374, December.
- Bollerslev, T. 1986: Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.



OPCA

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



Bollerslev, T y Wooldridge, J. 1992: Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances. *Econometric Reviews*, 11:143-172.

Castro, Y.; J. Londoño; J. Escandón y M. Cepeda 1982: Precios cíclicos y estacionales: El caso del mercado de ganado y carne. En, *Mercados y Formación de Precios. Ensayos en Microeconomía Aplicada*. Fedesarrollo, Bogotá p:69-100.

Dickey, D. and Fuller, W. 1981: Likelihood Ratio Statistic for Autoregressive Time Series with a Unit Roots. *Econometrica*, 48:1057-1072.

Engle, R. 1982: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation *Econometrica*, 50: 987-1007.

Espasa, A. y Canceló, J. 1993. Tasas de crecimiento y la velocidad subyacente en la evolución de un fenómeno económico. En, *Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica*. Alianza Economía, Madrid p:325-399.

Fedegan, 2003: *La ganadería bovina en Colombia*, 315 p, Bogotá

Jaramillo, C. y Caicedo, E 1997: La dinámica del ciclo ganadero en Colombia. *Boletín Mensual de Estadística*, Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas, Dane, Bogotá, Nro 529, p:174-190, abril

Jarvis, L. 1974: Cattle as capital goods and ranchers as portfolio managers: An Application to the Argentina cattle sector. *Journal of Political Economy*, 82:489-520.

Lilien, D.; Hall, R.; Engle, R.; Sueyoshi, G. et al 2006: *Eviews 5.1. Quantitative Microsoftware*.

Ljung, G. y George. B. 1978: On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65:297-303.

Lorente, L. 1986: La ganadería bovina en Colombia. En *Problemas Agrarios Colombianos*, Absalón Machado (coordinador) Bogotá, p 331-368,

Pérez, G. 2004: Los ciclos ganaderos en Colombia, 1950-2001. Documentos de trabajo sobre economía regional. Banco de la República de Cartagena, Nro 46.

Tomek, W. y Robinson, K. 2003: *Agricultural Product Prices*. Cornell University Press. Fourth edition, Ithaca, and London 360 p.

Weaver, R.D. y Natcher, W. 2000: Has market reform exposed farmers to greater price volatility? In *Farm Economics*, Cooperative Extension Service, US



Department of Agriculture. College Station, PA: Pennsylvania State University.

Yver, R. 1972: Investment Behavior and the Supply Response of Cattle Farmers in Argentina. Ph. D. dissertation. Department of Economics, University of Chicago. Chicago