

COMPORTAMIENTO TEMPORAL DE LOS PRECIOS DEL GANADO MACHO DE LEVANTE DE PRIMERA EN SINCELEJO

TEMPORAL BEHAVIOR OF MALE CATTLE LEVANT PRICE IN SINCELEJO

Omar Castillo¹

Recibido para evaluación: Febrero 28 de 2007 - Aceptado para publicación: Mayo 9 de 2007

RESUMEN

En este artículo se describe el comportamiento temporal de los precios del ganado vivo macho de levante de primera calidad en la ciudad de Sincelejo, comercializado en las subastas. Para ello se acude al análisis de los precios mensuales y semanales durante el período 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 de las edades de 1 y de 1¼ año se observaron comportamientos volátiles, el precio de los de 1½ año se han movido dentro de rangos estables.

Palabras clave: Precios, estacionalidad, ciclos, volatilidad, media móvil, tasa de crecimiento, modelos econométricos.

ABSTRACT

This article shows the price temporal behavior of male cattle livestock in Sincelejo marketed by cattle auctions. Technical statistical such as mobile average multiplicative, growth rate and autoregressive conditional heteroskedasticity models are applied to prices from 1996 to 2006. The results showed that seasonal and cyclical patterns are present in the monthly price behavior. The weekly price of age 1 and 1¼ year old showed evidence of volatility, 1½ had changed within stable range.

Key words: Price, seasonality, cycle, volatility, movil average, growth rate, econometric models.

¹Universidad de Córdoba, Departamento de Ingeniería Agronómica y Desarrollo Rural. Economista. Carrera 6 No. 76 - 103 Montería, Colombia. Telefax (57-4) 786 0255. Email: ocastillo@sinu.unicordoba.edu.co

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 incertidumbre sobre los precios futuros puesto que el rango en el que podrían permanecer en el futuro se torna más amplio. 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.

Para ganado cebado, 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, 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 artículo tiene como objetivo identificar dichas variaciones durante el período comprendido entre 1997 - 2006 en 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.

MATERIALES Y MÉTODOS

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

Los datos son tomados de las series históricas de precios y cantidades semanales del ganado macho de primera de levante comercializado en la subasta Cogasucre y Subastar en el período Enero de 1997 a Junio de 2006, expresados en pesos por kilogramo de ganado vivo.

Precios nominales y precios reales, estacionalidad y ciclo de los precios reales

Para el análisis de los precios nominales, así como para la estacionalidad y los ciclos, se ha calculado un precio nominal mensual ponderado por las cantidades el cual ha sido deflactado por el índice de precios al consumidor total de ingresos medios de la ciudad de Montería, base 1998=100; para expresar los precios en dólares nominales se ha usado la tasa representativa del mercado mensual, para expresarlos en dólares reales se ha usado el índice de la tasa de cambio real del comercio total, ITCRIPC(T), según el Banco de la República, base 1994=100.

Volatilidad de precios semanales

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. Para 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 *et al.*, 2006) para el procesamiento de los datos.

Puesto que se analizan los precios de los animales machos de primera calidad para distintas edades, se realizó una prueba de igualdad de medias para 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:

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

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 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. En ambos casos la hipótesis nula es: no existe deferencia significativa entre la media de precios.

Estacionalidad de los precios

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 centrada 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_j , son los factores de escalamiento. La interpretación es que la serie P es s_j por ciento más alto en el período j en 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 realizó 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

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} , 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. 1981 se aplicó la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada 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_t 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, X^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):

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

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, $X^2(q)$, 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 pseudo 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_t es la varianza condicional de las perturbaciones de la serie de márgenes.

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 período pasado (termino Garch, o p). Los valores estimados de "h" dan una medida del riesgo en los precios. En este modelo si los $\beta_i = 0$ el modelo Garch (p, q) es equivalente a un Arch (q).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

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

Dos firmas comercializadora realizan subastas de ganado semanales: una en Sincelejo, día miércoles, desde 1995; y otra en Sampués, día viernes, desde 2003 (municipios separados por escasos 10 Km de distancia). Este estudio comparó el comportamiento de los precios semanales para el período 2003 - 2006 (los cuales presentan distribución normal), y no encontró diferencias estadísticas significativas ($Pr > 0.05$) entre los precios de edades iguales entre ambas. Por tanto, se decidió tomar información de precios de la subasta de mayor antigüedad y agregar los datos de cantidades comercializadas, con el fin de aprovechar la disponibilidad de datos.

Durante el período 1997 - 2006 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. En promedio, durante los 9 años, estos representaron alrededor del 97% del total de animales. Los de mayor representación relativa, en promedio, fueron: los de 1, $1\frac{1}{4}$ y los de $1\frac{1}{2}$ años de edad con el 23%, 28% y 24%, respectivamente; siguiendo en importancia los destetos, menores de un año, que representaron el 11%; los de $1\frac{3}{4}$ con el 8% y los de 2 años con el 4%.

Del total de animales comercializados, según sexo y clase, en promedio el 80% eran animales machos, y el restante 20% animales hembras. El 76% correspondían a animales clasificados de primera calidad y el 24% a animales de segunda calidad. Entre los machos, el 77% se clasificó como de primera; entre las hembras fue el 73%. Los restantes 23% y 27% fueron animales de segunda categoría, respectivamente. Por tanto, las subastas parecen ser bastante representativas de la comercialización de animales machos de primera calidad de ganado joven de levante entre 1 y 2 años, pero especialmente, en el caso de Sincelajo, de animales menores de 1, 1, 1¹/₄, y 1¹/₂ años de edad, que representan porcentajes por encima del 10% del total de animales hasta 3 años durante este período de análisis. Además, cuando se comparan las medias de precios mensuales reales para algunas de estas cuatro edades con el fin de comprobar la existencia o no de diferencias significativas entre ellas, se encuentra que estas no existen entre las edades menos de 1 y 1 año de edad ($P_r=0,19$). Por ende, se puede analizar los precios de las edades 1, 1¹/₄, y 1¹/₂ años sin pérdida de información relevante. En el

estudio de Arroyo (2005), se ha dado cuenta de otras características, tales como la procedencia de los animales, el destino y el tipo de vendedores y compradores.

Precios nominales y precios reales

Dados estos hallazgos, se presenta en las figuras 1 y 2 respectivamente, la evolución de los precios mensuales, nominales y reales, para terneros de primera calidad de las edades 1, 1¹/₄ y 1¹/₂ años de edad, durante el período Enero de 1997 a Junio de 2006. Puede observarse la tendencia zigzagueante pero creciente de los precios nominales con dos momentos de elevación de los precios absolutos: uno que comenzó en Marzo de 1997 y alcanzó un máximo de \$2.206 Kg⁻¹ en Mayo de 1999 para los ganados de 1 año de edad, desde allí comenzaron a descender; luego provino un incremento sostenido de aumentos desde el mes de Agosto del año 2000, que alcanzó un precio máximo de \$3.309 Kg⁻¹ en Diciembre del año 2002, desde cuando comenzaron a descender hasta niveles cercanos a los \$2.300 Kg⁻¹. Entre los años 2005 y lo corrido de 2006, ligeros descensos y ascensos marcaron su evolución, sin una tendencia sostenida.

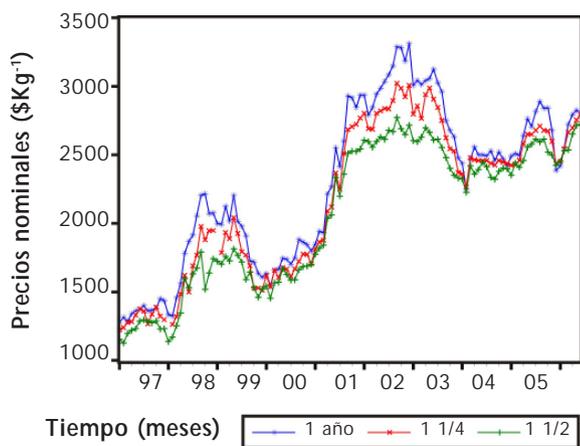


Figura 1. Precios nominales del ganado macho de levante de primera en Sincelajo, (\$Kg⁻¹) 1997:01 - 2006:06

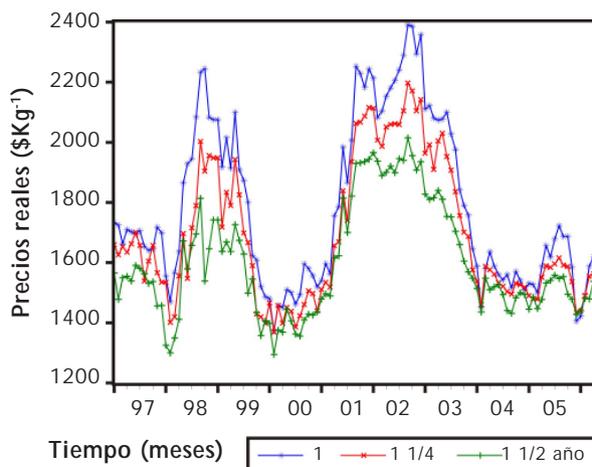


Figura 2. Precios reales del ganado macho de levante de primera en Sincelajo, 1997 - 2006

En precios reales de 1998, deflactados por el índice de precios al consumidor total para ingresos medios de la ciudad de Montería, se observa este mismo comportamiento, pero aquí es evidente la pérdida de poder adquisitivo del precio desde Septiembre - Noviembre del año 2003 con respecto a los niveles de finales e la década pasada. En la tabla 1 se presentan las estadísticas descriptivas de los precios reales, tanto en pesos colombianos como en dólares constantes. El precio medio de los animales

de 1 año es superior al de 1¼ y 1½ años; en promedio, durante estos 114 meses, el precio del Kg de carne de ganado de levante flaco en pie ha rondado el nivel de 1 dólar de 1994. En dólares reales de 1994, el precio por Kg ha estado en tres momentos por encima del tope de un dólar Kg⁻¹: uno, entre Enero 1997 y Julio de 1999; dos, entre Agosto - Septiembre 2001 hasta Julio - Agosto del 2002; tres, entre Abril - Mayo del 2005 hasta Mayo del año 2006; en Junio de este mismo año cayeron (Figuras 3 y 4).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de los precios mensuales reales del ganado macho de levante de primera en Sincelajo, 1997:01- 2006:06

	1 año		1 ¼ año		1 ½ año	
	\$ Kg ⁻¹	US\$ Kg ⁻¹	\$ Kg ⁻¹	\$ Kg ⁻¹	\$ Kg ⁻¹	\$ Kg ⁻¹
Media	1785	1,01	1691	0,96	1600	0,91
Mediana	1691	0,98	1607	0,94	1549	0,90
Máximo	2389	1,68	2197	1,54	2015	1,44
Mínimo	1373	0,66	1370	0,63	1295	0,61
Dev. Std	273,4	0,27	227,6	0,24	182,6	0,22
Sesgo	0,58	0,57	0,64	0,53	0,63	0,56
Curtosis	2,03	2,27	2,1	2,27	2,34	2,37
Jarque-Bera	10,87	8,79	11,6	7,84	9,64	7,99
Probabilidad	0,004	0,01	0,003	0,02	0,008	0,018
Observaciones	114		114		114	

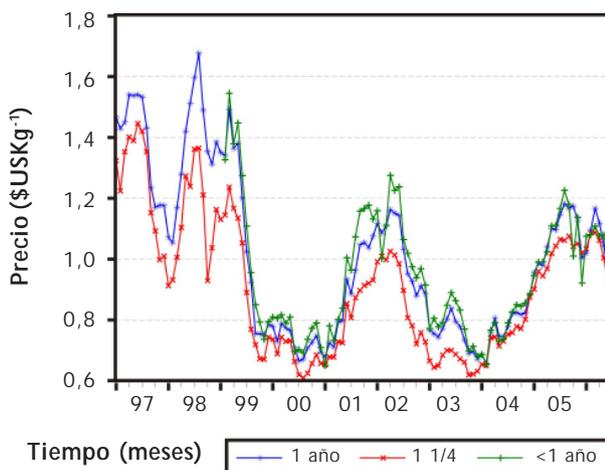


Figura 3. Precio en dólares del ganado macho de primera de levante en Sincelajo, 1997 - 2006

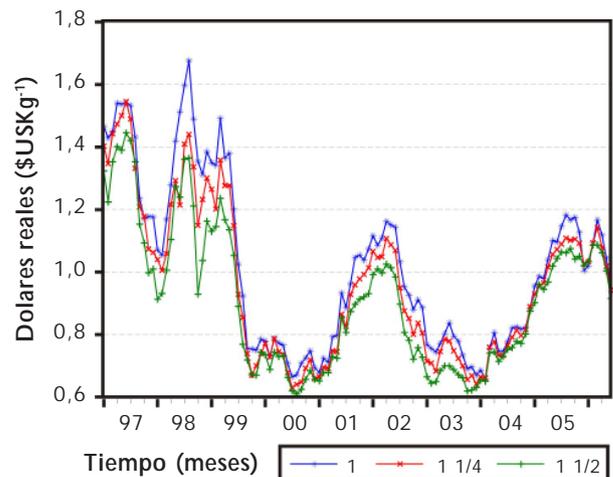


Figura 4. Precio en dólares del ganado macho de levante en Sincelajo, 1997 - 2006 (\$USKg⁻¹)

Estacionalidad de los precios

En la tabla 2 se muestran los índices de estacionalidad mensual de los precios reales. El período de precios altos comienza en el mes de Mayo y se extiende hasta Noviembre, excepto el precio de los animales de 1½ años de edad que llega hasta Septiembre; la variación alcanza tasas hasta de 3,9% en el mes de Septiembre. El período de precios bajos comienza entre Octubre y Diciembre y termina en Abril, alcanzando disminuciones hasta de 6,6% en 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 período de lluvia entre Mayo y 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 (3,4%) hasta Noviembre (19%). En realidad, la relación de causalidad va de los precios a la oferta, es decir las variaciones de precios causan o anteceden en el tiempo a las variaciones de oferta. Ello es claro en la tabla 3 en la que se puede rechazar a niveles del 1% y 5% la hipótesis nula de la prueba de causalidad de Granger (1969): "los precios no causan en el sentido Granger a la oferta". Sin embargo, los agentes no responden a las variaciones de los precios reales, sino a las de los precios nominales, con un mes de retardo de éstos.

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

Meses	Índices de estacionalidad			Oferta ^a
	Precio real 1 año	Precio real 1¼	Precio real 1½	
Enero	0,972	0,992	0,982	0,758
Febrero	0,934	0,948	0,958	0,906
Marzo	0,957	0,967	0,975	0,775
Abril	0,982	0,995	0,989	0,721
Mayo	1,021	1,026	1,029	1,034
Junio	1,024	1,010	1,024	1,093
Julio	1,014	1,003	1,018	1,451
Agosto	1,030	1,011	1,010	1,084
Septiembre	1,039	1,032	1,031	1,270
Octubre	1,038	1,020	0,999	1,191
Noviembre	1,008	1,009	0,989	1,190
Diciembre	0,986	0,989	0,997	0,816

^acomprende el total de animales desde destetos hasta 2 años, en Cogasucre, Sincelejo; y Subastar, Sampedra.

Tabla 3. Prueba de causalidad de Granger de Precios nominales y oferta

Hipótesis nula	Probabilidad de rechazar La hipótesis nula
P 1 no causa a la oferta	0,0494
P 1¼ no causa a la oferta	0,0315
P 1½ no causa a la oferta	0,0134

Ciclo de los precios reales

En la figura 5 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. Luego de un comportamiento errático y volátil de la tasa entre 1998 y mediados de 1999 de las edades 1, 1½ año, puede verse de forma clara un ciclo completo para las tres edades: desde una sima que comenzó en Septiembre del año 2000 con tasas negativas pero decrecientes de los precios respecto a 1999, que alcanzó picos máximo de 32% y 28% entre Mayo - Junio del 2002, hasta la sima siguiente en la que se tuvieron tasas negativas cercanas al 25% en Septiembre - Octubre del año 2004. Este ciclo tuvo

duración de 48 meses. Un segundo ciclo para estas mismas edades comenzó desde entonces sin haber culminado, pero si se observa una inflexión al decrecimiento de los precios desde Abril - Mayo - Junio del 2006, 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 del mercado (Fedegan, 2004).

Si 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 (figura 6), tienden a correlacionarse inversamente (-0,5); este comportamiento es más evidente entre Julio de 2002 y Abril - Mayo de 2006 en el que

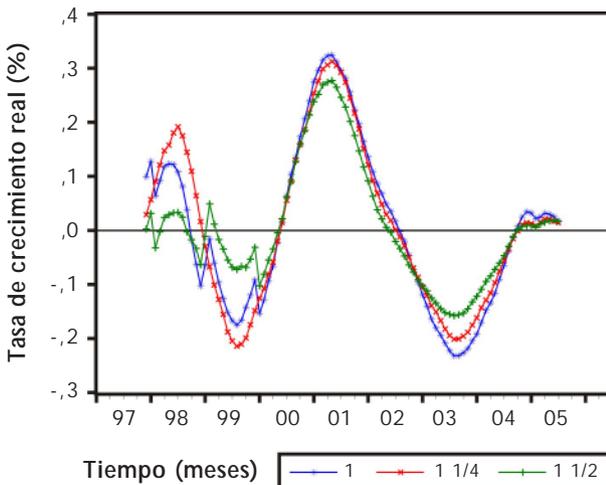


Figura 5. Ciclo de precios reales del ganado macho de levante en Sincelajo, 1997 - 2006(%)

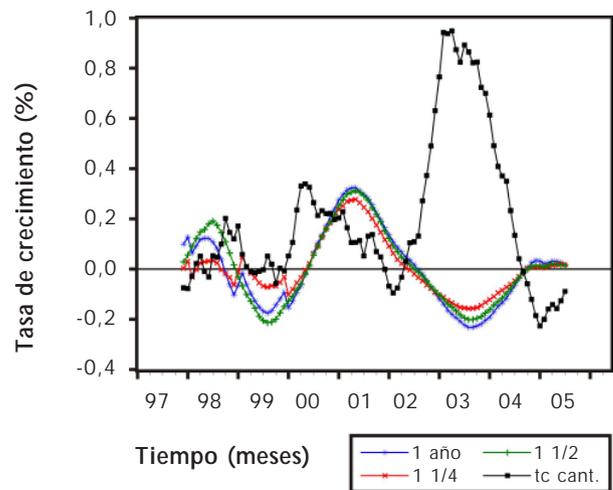


Figura 6. Porcentaje de la tasa de crecimiento de los precios reales y de las cantidades de ganado macho de levante en Sincelajo.

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 Yver (1972) y Jarvis (1974).

El comportamiento de los precios relativos reales del ganado de levante es inverso a la realización del ciclo de ceba (correlación -0,28), 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 figura 7 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 32% la relación precio real del levante/precio real del cebado (ple/pce) aumenta a 1,15; 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 4, los resultados de la prueba de Dickey Fuller Aumentada permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria al

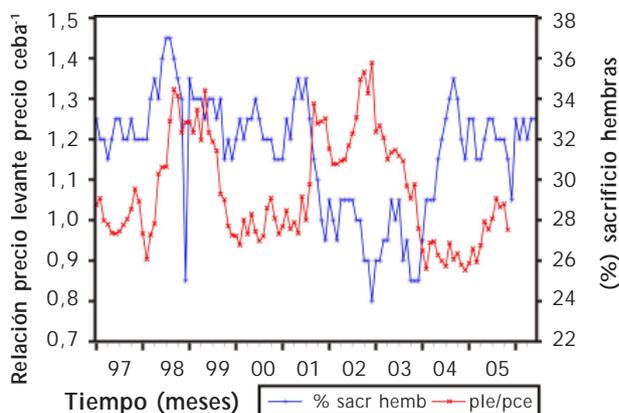


Figura 7. Ciclo ganadero y precios relativos del ganado macho de levante en Sincelejo.

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 integrados univariantes de la tabla 5.

Los coeficientes de tales modelos son significativos al 1% y 5%. Sus errores están incorrelacionados entre si a los niveles de significación corrientes; la prueba Multiplicador de Lagrange para heterocedasticidad condicional auto regresiva, ARCH LM presenta evidencia para aceptar, al 5% de significatividad, la hipótesis nula "los residuos no son ARCH" en el modelo de precios para ganados de levante de 1½ año de edad, pero no se acepta para los de 1 y 1¼ año (tabla 6). Por

Tabla 4. Resultados de las pruebas de raíces unitarias de la serie precios en primeras diferencias.

Variable	t-estadístico, DFA calculado ^a	Probabilidad*
P 1	-29,12	0,00
P1 ¼	-24,63	0,00
P 1 ½	-18,13	0,00

^aLos 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.

Tabla 5. Modelos Autogresivos integrados para los precios

Modelo de para los precios de los ganados de 1 año:
$(1 - L)(1 + 0,4624L)P_{1t} = \varepsilon_t$
L es el operador de retardos $L^i P_i = P_{t-i}$
Modelo para precio de los ganados de 1¼:
$(1 - L)(1 + 4868L)(1 + 0,3622L^2)P_{2t} = \varepsilon_t$
Modelo de precios ganados de 1½ año de edad:
$(1 - L)(1 + 0,6551L)(1 + 0,4127L^2)(1 + 0,2016L^3)(1 + 0,2388L^4)P_{2t} = \varepsilon_t$

Tabla 6. Pruebas de los residuos de los modelos de precios

Modelos	Modelo AR			Modelos Garch	
	Estadísticos	Valor	Prob.	Valor	Prob.
P 1	Lung-Box Q (2)	3,8	0,05	2,62	0,105
	Q (10)	9,14	0,42	13,5	0,14
	Q (20)	25,65	0,14	29,9	0,052
	ARCH LM: T*R ² , X ² (1)	18,09	0,00	0,43	0,835
P 1¼	Q (3)	1,13	0,288	4,69	0,03
	Q (10)	7,6	0,474	10,8	0,21
	Q (20)	12,1	0,841	27,6	0,07
	ARCH LM ;T*R ² , X ² (1)	26,7	0,000	0,003	0,96
P 1½	Q(5)	1,16	0,282		
	Q(10)	3,52	0,741		
	Q(20)	8,85	0,923		
	ARCH LM ;T*R ² , X ² (1)	0,66	0,42		

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

tanto, el precio del ganado de 1½ año de edad no presenta evidencia de volatilidad, estos se han movido dentro de un rango poco variable, señal que los agentes conciben el riesgo (la varianza) como una constante; esta es, sin duda, una característica deseable de este mecanismo de comercialización, pues la estabilidad en los precios genera confianza para inversiones de largo plazo y estimula el crecimiento de la producción de ganado. Lo contrario, la volatilidad es un desestímulo a la inversión y la producción. Dados estos resultados se procede a estimar los modelos Garch propuestos arriba para precio de los ganados de 1 y 1¼ año de edad. Los resultados se muestran en la tabla 7.

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 (tablas 6 y 7); 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 presentan evidencias de volatilidad: ambos responden a un modelo Garch (1,1): la suma de los coeficientes suman 0,65 y 0,77 respectivamente, señal de alguna persistencia en la volatilidad de precios.

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, como se deja ver en la gráfica 8 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 períodos 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.

Tabla 7. Resultados de la estimación de modelos Garch para el precio de ganados machos destetos y de 1 año.

Precio ganados de 1 año:
$(1 - L)(1 + 0,3688L)P_{1t} = \epsilon_{1t}$
$h_t = 2536,9 + 0,2045\epsilon_{t-1}^2 + 0,5708h_{t-1}$ (1000,3) (0,08) (0,124)
Precio ganados de 1¼ año:
$(1 - L)(1 + 0,3616L)(1 + 0,1580L^2)P_{2t} = \epsilon_{2t}$
$h_t = 2504,1 + 0,2417\epsilon_{t-1}^2 + 0,4070h_{t-1}$ (1279,1) (0,099) (0,216)

Errores estándar entre paréntesis

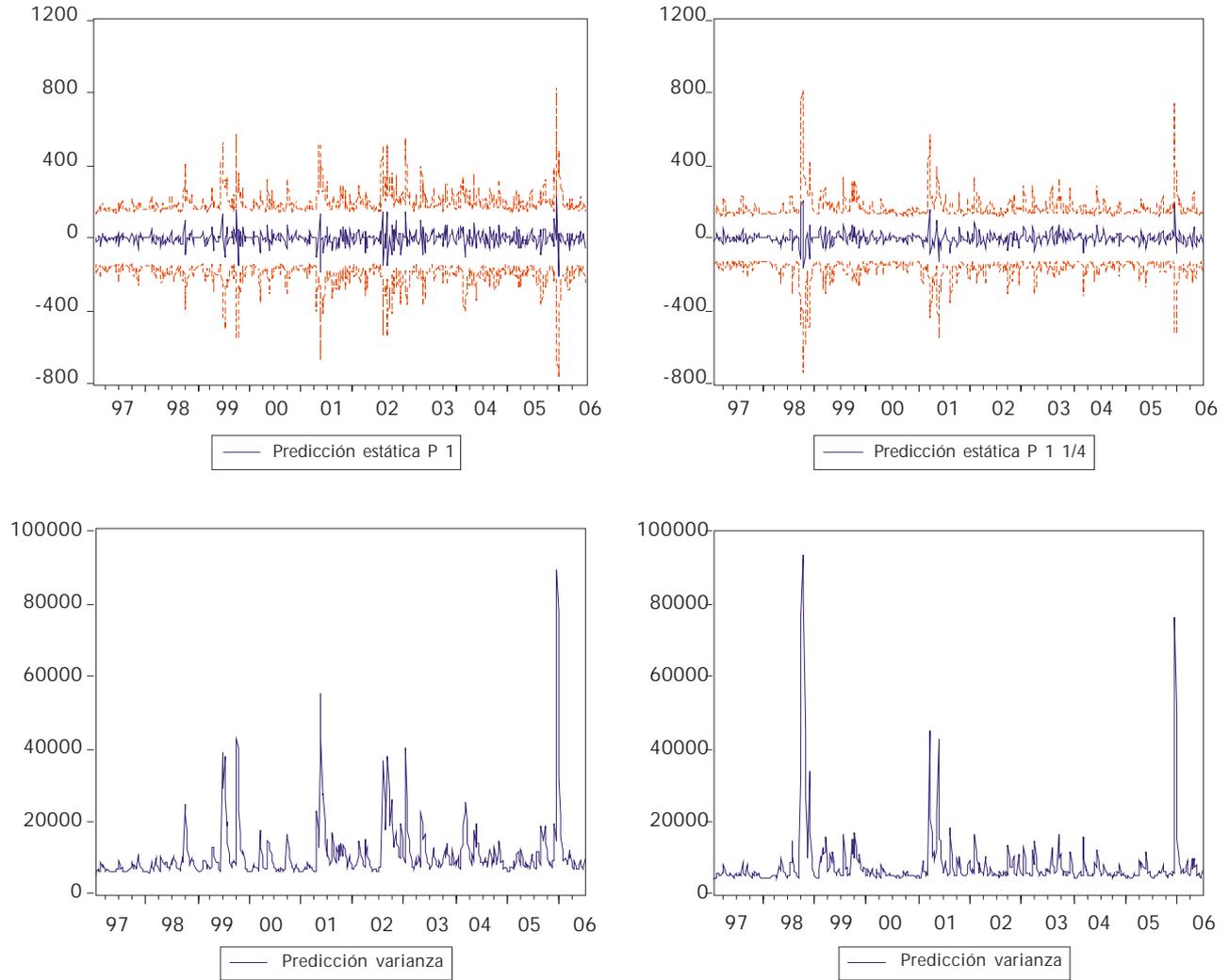


Figura 8. Volatilidad de precios en ganados macho de levante de primera Calidad en Sincelejo, 1997-2006

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

- Los precios nominales muestran una tendencia creciente a lo largo del período de estudio, pero en precios reales, se observó pérdida del poder adquisitivo desde finales del año 2003, con excepción de los ganados de $1\frac{1}{2}$, que han tendido a mantenerlo desde principios del año 2006.

- 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 períodos de lluvia y sequía en la región. Las variaciones de los precios nominales causan, a lo Granger, las de la oferta con un retardo de un mes.

- El carácter cíclico de los precios es también evidente: los ciclos tienen una longitud de 48 meses. Frente al ciclo de variación de los precios, las variaciones de la oferta de los ganaderos tiende a adoptar comportamientos cíclicos inversos, lo cual podría estar contribuyendo a acentuar la variabilidad de los precios. 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 volátiles de los precios semanales en las edades 1 y 1¼ año, estos se han movido dentro de un rango variable, generando riesgos en la

evolución futura de los mismos, lo cual es un factor de desestímulo a la inversión de largo plazo en esta actividad. En los de 1½ año los precios han evolucionado dentro de rangos estables.

- Hacia adelante es necesario seguir ahondando en las fuentes de variación de los precios y en la caracterización de las estructuras de estos mercados, y en el análisis espacial con otros mercados nacionales.

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 es agradecido.

BIBLIOGRAFÍA

- Arroyo, L. 2006. Informe a la Junta directiva de Cogasucre, Sincelejo 12p.
- 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
- Bollerslev, T. 1986: Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* 31:307-327
- 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.; Londoño, J.; Escandón, J. y Cepeda, M. 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, p69-100
- Dickey, D. y 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, p325-399
- Fedegan. 2004. La ganadería bovina en Colombia 2003 - 2004. Fedegan, Bogotá, 150p.
- Granger, C. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica* 37:424-438
- Jaramillo, C. y Caicedo, E. 1997. La dinámica del ciclo ganadero en Colombia. Boletín Mensual de Estadística, Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas, DANE, Bogotá, No. 529, p174-190
- 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; Wilkins, C.; Liang, G.; Fuquay, P.; Wong, J.; Startz, R.; Kawakatzu, H.; Ellsworth, S. y Noh, J. 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: Machado, A (Ed). Problemas Agrarios Colombianos, Bogotá, p331-368
- Pérez, G. 2004. Los ciclos ganaderos en Colombia, 1950 - 2001. Documentos de trabajo sobre economía regional. Banco de la República, Cartagena, No 46, 75p.
- Tomek, W. y Robinson, K. 2003. Agricultural Products Prices. Cornell University Press, Ithaca and London, 360p.
- Weaver, R. y Natcher, W. 2000. Has market reform exposed farmers to greater price volatility?. *Farm Economics, Cooperative Extension Service, US Department of Agriculture*. College Station, Pennsylvania State University, 123p.
- Yver, R. 1972. Investment Behavior and the Supply Response of Cattle Farmers in Argentina. Ph.D. dissertation, University of Chicago, Chicago