

# ESTACIONALIDAD, CICLOS Y VOLATILIDAD EN LOS PRECIOS DEL GANADO MACHO DE LEVANTE EN MONTERÍA, COLOMBIA

## SEASONALITY, CYCLE AND VOLATILITY OF PRICE CATTLE LEVANT MALE IN MONTERIA, COLOMBIA

Omar Castillo N, Ph.D.

Universidad de Córdoba, Facultad de Ciencias Agrícolas, Departamento de Ingeniería Agronómica y Desarrollo Rural. A.A. 354 Montería, Colombia. Correspondencia: ocastillo@sinu.unicordoba.edu.co

Recibido: Octubre 3 de 2006; Aceptado: Mayo 15 de 2007

### RESUMEN

**Objetivo.** Describir el comportamiento temporal de los precios del ganado vivo macho de levante de primera calidad en la ciudad de Montería, Colombia comercializado en las subastas. **Materiales y métodos.** Se realizaron análisis de los precios semanales y mensuales 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. **Resultados.** Se encontraron evidencias de estacionalidad y ciclos en los precios mensuales; no hubo evidencia de comportamientos volátiles en precios semanales de los ganados de 1,1¼ y 1½ años de edad, pero si para los de 1 año. **Conclusiones.** A pesar de la presencia de variaciones estacionales y cíclicas, alrededor del 70% del ganado comercializado presentó estabilidad en los precios.

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

### ABSTRACT

**Objective.** To describe the temporal behavior of prices from livestock young male of first quality in Monteria city, Colombia, marketed by cattle auctions. **Materials and methods.** Analysis of weekly and monthly prices during the period 1997-2006 using statistical and econometrics techniques such as multiplicative movil mean, rate growth on annual means  $T_{12}^{12}$ , and conditional autoregressive heteroscesdasticity ARCH, o GARCH models were carried out. **Results.** Seasonality evidences and cycles in monthly prices were found. There was no evidence of volatile behaviors in weekly prices for

1, 1¼ and 1½ years of age livestock, but there was for those of 1¾; years old.  
**Conclusions.** Despite the seasonal and cyclical variability around the 70% of the cattle marketed had stability prices.

**Key words:** Prices, seasonality, moving 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 crédito. Su estudio para identificar dichas variaciones, 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, ciclos y volatilidad.

La estacionalidad de los precios es un patrón de comportamiento que se repite regularmente completándose una vez cada doce meses, según Tomek y Robinson (1). 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 (1).

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 (1).

Para Weaver y Natcher (2) la volatilidad de precios indica el rango dentro del que los precios pueden variar en el futuro. 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 tornan 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. Específicamente, aumentos en la volatilidad de precios reducen la seguridad de las predicciones futuras de productores y consumidores sobre los precios de los productos.

Castro et al (3), Lorente (4), Jaramillo y Caicedo (5) y Pérez (6) 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 que permiten el estudio de los patrones de comportamiento temporal de los precios. El objetivo de este trabajo fue identificar las variaciones de precios durante el período comprendido entre 1997-2006 en Montería para vacunos machos de primera calidad.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Se realizó una prueba de igualdad de medias para examinar la existencia de diferencias significativas de los precios entre las diferentes edades de los animales. La prueba de igualdad de medias 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. La prueba se basó en un análisis de varianza, (ANOVA), con un solo factor. La idea básica fue que si los subgrupos de edades tenían igual media, entonces la variabilidad entre las medias muestrales (intergrupos) debió ser la misma que la variabilidad dentro de cualquier subgrupo (intragrupo). El estadístico F para la igualdad de media se calculó así:

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

$SS_E$ ,  $SS_D$  = sumas de cuadrados entre grupos y dentro del grupo respectivamente; N es el número total de observaciones. 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 acudió al estadístico *t*-

student, que es la raíz cuadrada del F, con un grado de libertad en el numerador.

Para el análisis de la estacionalidad de precios se calculó, a partir de la información semanal un precio nominal mensual 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 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 calculó la relación  $\tau_t = \frac{P_t}{x_t}$

iii) Se calcularon los índices estacionales,  $i_m$ . Para series de periodicidad mensual, el índice  $i_m$ , para el mes "m" es la media de  $\tau_t$  utilizando sólo las observaciones del mes "m".

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

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

v) La serie estacionalmente ajustada se obtuvo dividiendo  $P_t$  por los factores estacionales  $s_j$ .

La determinación del patrón cíclico de los precios se realizó con los precios mensuales mediante el enfoque de tasas de crecimiento, propuesto por Espasa y Canceló (7), como una variable que se obtiene filtrando la serie original, lo cual

constituye la base de la utilización de una serie de crecimiento para aproximar el componente cíclico de la serie original. En particular, se utilizó 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.

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

La volatilidad se modeló como la varianza condicional de las perturbaciones de la serie precios semanales. Desde los trabajos de Engle (8) y Bollerslev (9) los llamados modelos autoregresivos condicionales heterocedasticos, ARCH, o GARCH, son utilizados para capturar fenómenos donde la varianza condicional es cambiante, y ésta se tomó como una medida de la volatilidad, o de riesgo. El punto de partida de una modelación GARCH es ajustar un modelo de comportamiento de los datos, para lo cual fue necesario:

Primero, examinar la estacionariedad de las series de precios. Se aplicó la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller (10) aumentada para detectarla. Se realizó la prueba con el modelo que incluyó una constante y una tendencia lineal.  $P_t$  que es la serie precios. La hipótesis nula es  $\gamma=0$ , los precios no son estacionarios, o existe una raíz unitaria.

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

Segundo, debe probarse incorrelación de los errores entre si, para lo cual se usó el estadístico Q de Ljung y Box (11),  $\tau_k$  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 realizó con una distribución asintótica Chi cuadrado,  $\chi^2$ , con grados de libertad igual a k-p-q.

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

Tercero, debe probarse la existencia de heterocedasticidad condicional auto-regresiva en los errores para lo cual se acudió a la prueba multiplicador de Lagrange, ARCH LM, propuesta por Engle (8) que se describe a continuación:

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

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

Finalmente, si se rechazó la hipótesis nula de la prueba anterior, se estimó simultáneamente, por métodos de máxima verosimilitud, la media, y la varianza condicional bajo el supuesto de distribución normal de los errores Engle, (8). La estimación con no normalidad de los errores fue abordada con métodos seudo máximos verosímiles propuestos por Bollerslev y Wooldridge (12).

Siguiendo lo propuesto por Bollerslev (9), se estimó 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  $h_t$  es la varianza condicional de las perturbaciones de la serie precios.

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

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. La suma de  $\alpha_1 + \beta_1$  denota la persistencia de la volatilidad. Entre más

cercana a 1, mayor será la persistencia de la volatilidad de precios en el largo plazo. En este modelo si los  $\beta_1 = 0$  el modelo GARCH (p, q) es equivalente a un ARCH (q).

Los datos fueron tomados de las series históricas de precios y cantidades semanales del ganado macho de primera de levante, comercializado en una de las subastas ganaderas realizadas en Montería durante el período Enero de 1997 a Junio de 2006 expresados en pesos por Kg. de ganado vivo.

Para la estacionalidad y los ciclos se calculó un precio mensual nominal ponderado por las cantidades; se utilizó el deflactor índice de precios total al consumidor de ingresos medios de Montería para obtener precios reales de 1998. Para la conversión de los precios a dólares se tomó la tasa representativa del mercado (promedios mensuales); para 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 utilizaron los precios semanales. En estos hubo datos omitidos por la falta de sesiones de fin o de principios de un año, por Semana Santa, o por ausencia de comercialización de animales de una determinada edad en una sesión cualquiera. Los datos ausentes equivalieron al 7% del total. Para la estimación del modelo GARCH se asumió el criterio que el presente fue igual al pasado para los datos faltantes. Los precios se expresaron en pesos por kilogramo de ganado vivo. Se utilizó el Software Eviews 5.1 (13) para el procesamiento de los datos.

## RESULTADOS

**La estructura de las subastas ganaderas según edad, sexo y clase de los animales.** Durante el período 1997-2006 el grueso de los animales machos comercializados entre edades menores de

un año hasta 3 años y se concentró en los de 1 y 2 años. Estos representaron el 92,0% del total de animales. Los de mayor representación relativa, fueron: los de  $1\frac{1}{4}$  y los de  $1\frac{1}{2}$  años de edad con el 27% cada uno; los de 1 año, con el 13%;  $1\frac{3}{4}$  años de edad con el 12%; los de 2 años con el 7%, y los destetados, menores de un año, con el 6%.

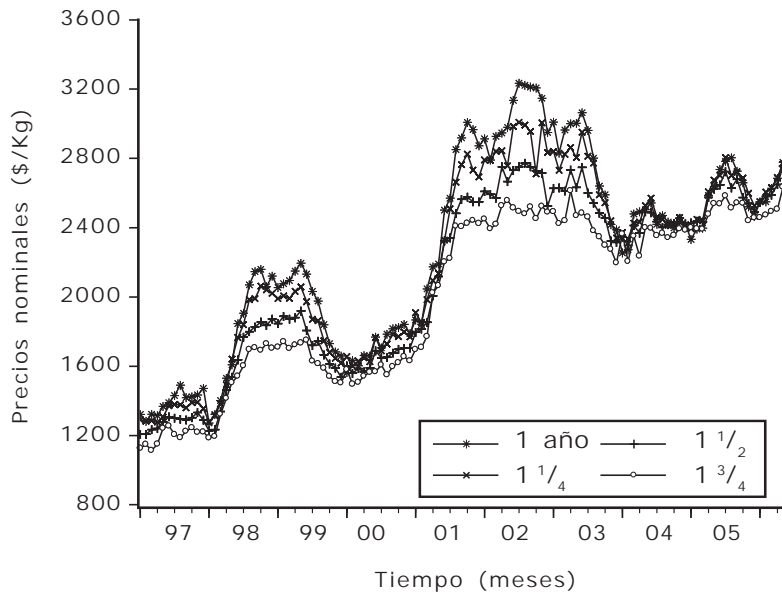
Del total de animales comercializados, según sexo y clase, el 79% fueron machos, y el restante 21% hembras. El 75% correspondieron a animales clasificados de primera calidad y el 25% a animales de segunda calidad. Entre los machos, se repitió esta proporción; entre las hembras fue el 73% y 27%, respectivamente. 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  $1\frac{3}{4}$  de año, que representaron niveles de comercialización por encima del 10% del total.

Si se comparan las medias de los precios mensuales reales entre las edades  $1\frac{3}{4}$  y 2 años (cuyos precios siguen la distribución normal en el período 1997-2006), en animales subastados en un mismo día, mediante la prueba de análisis de varianza, no se encontraron diferencias significativas entre los precios de estas edades al nivel del 1% de significación. Se analizaron, por tanto, los precios de las edades 1,  $1\frac{1}{4}$ ,  $1\frac{1}{2}$  y  $1\frac{3}{4}$  de año.

### Precios nominales y precios reales.

Dadas estas consideraciones, se presentan 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,  $1\frac{1}{4}$ ,  $1\frac{1}{2}$  y  $1\frac{3}{4}$  de año durante el período Enero de 1997 a Junio de 2006.

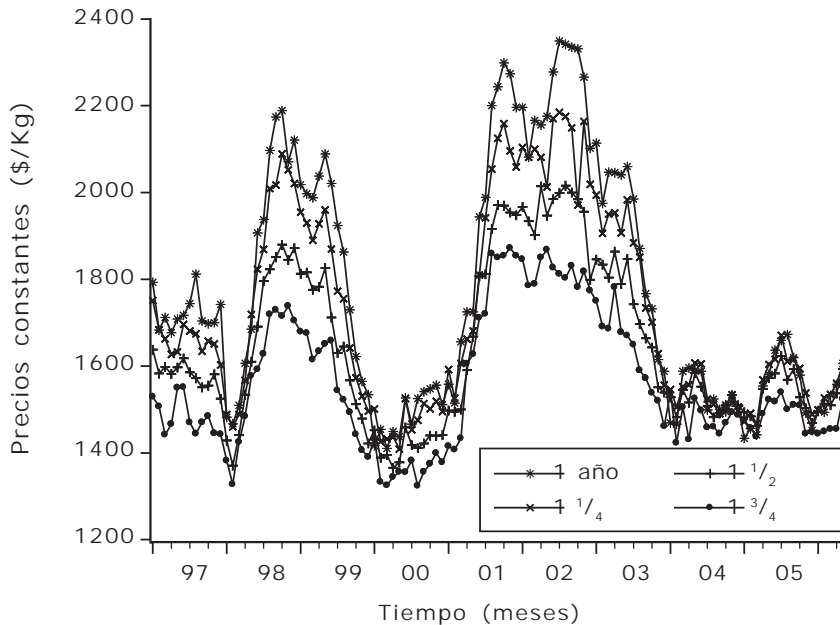
Puede observarse la tendencia creciente de los precios nominales con dos grandes picos de precios altos: uno que comenzó en Marzo



**Figura 1.** Precios nominales del ganado macho de levante de primera calidad en Montería, 1997 - 2006 (\$/Kg)

de 1998, hasta Julio 1999, cuando descendió (Figura 1); y otro que se inició desde Junio del año 2000 hasta alcanzar un pico en Julio del 2002, cuando descendió. A partir de Marzo 2004 se inició un período de ligeras recuperaciones y caídas de los precios.

En precios reales del año 1998, se observó este mismo comportamiento, pero aquí fue evidente la pérdida de poder adquisitivo del precio del ganado, cuyos niveles, desde finales del año 2003, estuvieron por debajo del año 1997 (Figura 2).



**Figura 2.** Precios reales del ganado macho de levante de primera calidad en Montería, 1997 - 2006 (\$/Kg)

En la tabla 1 se muestran las estadísticas descriptivas de los precios reales en pesos colombianos y en dólares americanos. A

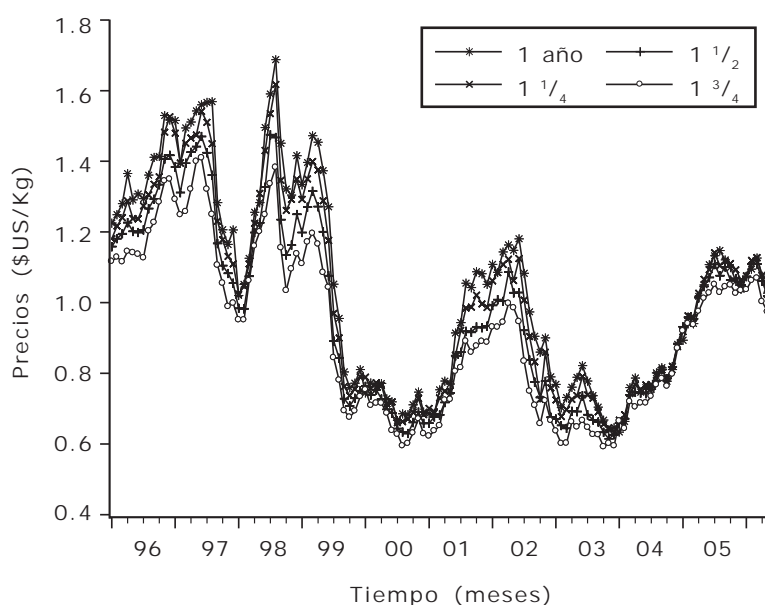
un nivel del 1% puede aceptarse la hipótesis de normalidad de los datos para las edades de  $1\frac{1}{2}$  y  $1\frac{3}{4}$  año.

**Tabla 1.** Estadísticas descriptivas de los precios reales del ganado macho de levante en Montería, 1997 - 2006

	Precio real 1 año		Precio real $1\frac{1}{4}$ año		Precio real $1\frac{1}{2}$ año		Precio real $1\frac{3}{4}$ año	
	\$Col.	\$US	\$Col.	\$US	\$Col.	\$US	\$Col.	\$US
Media	1784	1,04	1733	1,01	1654	0,97	1570	0,92
Mediana	1717	1,05	1663	1,01	1598	0,96	1538	0,93
Máximo	2349	1,69	2185	1,62	2016	1,47	1872	1,41
Mínimo	1410	0,63	1409	0,63	1366	0,61	1324	0,59
Desv. Std.	268,3	0,28	219,5	0,27	179,1	0,25	150,4	0,23
Jarque-Bera	10,26	8,3	10,82	8,33	9,17	8,16	8,08	7,68
Probabilidad	0,006	0,016	0,0045	0,016	0,010	0,017	0,018	0,02
Observaciones	127		127		127		127	

En dólares reales el comportamiento de los precios por Kg. presentó tres momentos: desde el año 1997 hasta Julio 1999 superó la barrera del dólar con máximos de 1,68 dólares; descendieron por debajo de dicha barrera desde ese entonces hasta Julio de 2001 en terneros de 1 año y hasta Diciembre 2001 y Enero

2002 en los de  $1\frac{1}{4}$  y  $1\frac{1}{2}$  año. Los de  $1\frac{3}{4}$  continuaron en esos niveles hasta Mayo 2005. En un ligero lapso, entre agosto de 2001, Enero y Febrero de 2002 hasta Julio / 2002, estuvieron por encima; y luego desde Marzo 2005; en Junio 2006 comenzaron a descender por debajo de la barrera del dólar (Figura 3).



**Figura 3.** Precios en dólares reales del ganado macho de levante de primera calidad en Montería, 1997 - 2006 (\$US/Kg)

**Estacionalidad de los precios.** En la tabla 2 se muestran los índices de estacionalidad mensual de los precios reales. El período de aumento en los precios comenzó entre los meses de Abril-Mayo-Junio y finalizó en Noviembre. Para los machos de 1 y  $1\frac{1}{4}$  de año, los precios alcanzaron aumentos hasta del 5% y 3,5% en el mes de Agosto y

disminuyeron hasta -6,7 y -4,6 puntos porcentuales en Febrero. Para los machos de  $1\frac{1}{2}$  y  $1\frac{3}{4}$  años la temporada de precios altos comenzó en Abril y Mayo con incrementos de precios hasta del 3% y 2% en el mes de Junio, respectivamente. En la temporada de precios bajos los precios reales cayeron hasta -4% en el mes de Febrero.

**Tabla 2.** Estacionalidad de los precios mensuales reales y de las cantidades de ganado macho de levante de primera clase en Montería. 1996 - 2006 (Índice de estacionalidad).

Meses	Pr. machos de 1 año	Pr. machos de $1\frac{1}{4}$ año	Pr. machos de $1\frac{1}{2}$ año	Pr. machos de $1\frac{3}{4}$ año	Oferta <sup>a</sup>
Enero	0,957	0,977	0,982	0,995	0,794
Febrero	0,933	0,954	0,964	0,961	0,876
Marzo	0,963	0,966	0,967	0,971	0,723
Abril	0,986	0,986	0,995	1,002	0,812
Mayo	0,999	0,999	1,009	1,017	0,941
Junio	1,041	1,035	1,030	1,019	1,190
Julio	1,027	1,026	1,020	1,010	1,306
Agosto	1,050	1,035	1,020	1,010	1,268
Sept.	1,034	1,023	1,019	1,013	1,137
Oct.	1,022	1,014	1,013	1,008	1,188
Nov.	1,004	1,010	1,002	1,004	1,163
Dic.	0,987	0,989	0,981	0,991	0,840

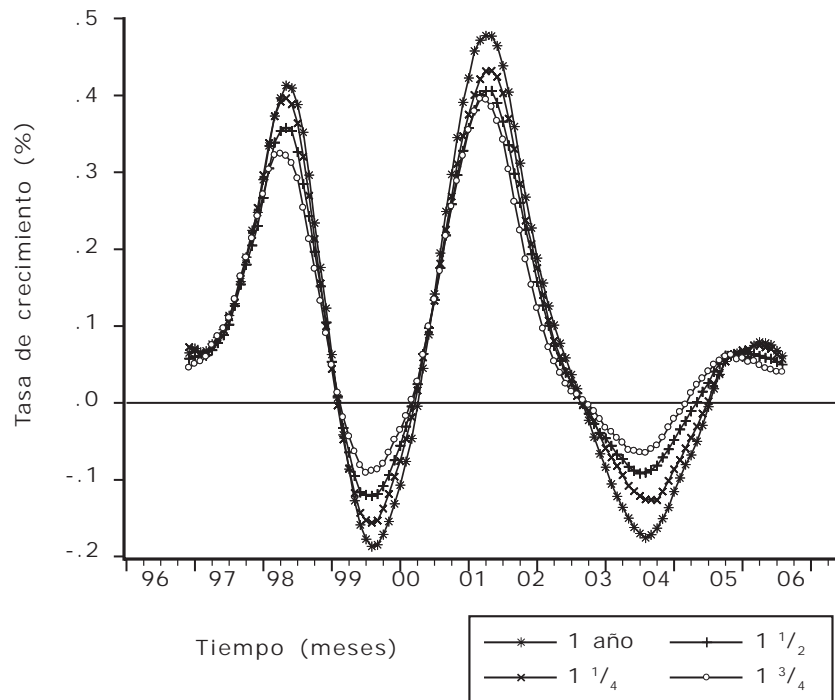
<sup>a</sup>comprende la cantidad de ganados entre 1 y 2 años comercializados los días Martes y Viernes.

**Ciclos de los precios reales.** Dos ciclos de precios reales se dieron durante este período de análisis (Figura 4). Como se anotó antes, los precios reales del ganado descendieron desde el año 1997 (Figura 2). La tasa de crecimiento acumulada anual empezó a recuperarse (evolucionando a tasas negativas decrecientes) desde Diciembre de 1996 y empezó a crecer a tasas positivas desde Septiembre de 1997 cuando alcanzó tasas picos del 23%, 21%, 18% y 5,4% en Junio de 1999 para las cuatro edades aquí analizadas, respectivamente. Desde ese momento descendieron hasta alcanzar un pico entre Mayo y Junio del año 2002 con tasas positivas reales del 35%, 31%, 29% y

17% respectivamente; por ende, este ciclo de precios reales duró 36 meses.

El segundo ciclo, medido también por el tiempo transcurrido entre un pico y otro, va desde Julio del año 2002 hasta Mayo-Junio del 2006, cuando alcanzaron tasas positivas del 3,7%, 3,2%, y 1,9% para las edades 1,  $1\frac{1}{4}$ , y  $1\frac{1}{2}$  años de edad. Para los de  $1\frac{3}{4}$ , las tasas de crecimiento reales, que alcanzaron una sima en Agosto del año 2004 (tasas negativas de crecimiento del -21% aproximadamente), no lograron crecer a tasas reales positivas. Este ciclo de precios reales tuvo una duración de 48 meses. Desde mediados del año 2006 marcó una inflexión hacia el descenso de





**Figura 4.** Ciclo de precios reales en ganado de levante en Montería, 1997 - 2006 (%)

las tasas de crecimiento de los precios reales. La intensidad del ciclo es mayor en la fase de crecimiento de las tasas: estos crecen entre 35 y 29 puntos porcentuales por encima de la tasa media, y descienden entre -18 y -25 puntos en época de decrecimiento con respecto a la misma; con excepción de la edad  $1\frac{3}{4}$ , cuyas tasas de descenso fueron superiores a las de ascenso (-23% y 18%).

**Volatilidad de precios.** Como puede verse en la tabla 3, los resultados de la prueba aumentada de Dickey Fuller,

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 son integradas de orden 1,  $I(1)$ .

Los precios de las edades analizadas se ajustaron bien a los modelos autoregresivos integrados univariantes de la tabla 4. Los coeficientes de tales modelos son todos significativos a los niveles de significación corrientes; sus errores no estuvieron correlacionados

**Tabla 3.** Resultados de las pruebas de raíces unitarias para los precios en primeras diferencias.

Variable	t-estadístico, DFA Calculado <sup>a</sup>	Probabilidad*
P	-22,14	0,00
P $1\frac{1}{4}$	-29,76	0,00
P $1\frac{1}{2}$	-20,42	0,00
P $1\frac{3}{4}$	-35,92	0,00

<sup>a</sup> Los valores críticos al 1% y al 5% son -3,98 y -3,42, respectivamente. Se usó el criterio Schwarz de selección automática del número máximo de retardos.

\* p-valor con una cola.

**Tabla 4.** Modelos autoregresivos de precios del ganado de levante

Modelo precios ganado 1 año:

$$(1 - L)(1 + 0,4005L)(1 + 0,2786L^2)(1 - 0,0891L^8)P_{1t} = \varepsilon_t$$

Modelo precios ganado 1¼ año:

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

Modelo precios ganado 1½ año:

$$(1 - L)(1 + 0,5238L)(1 + 0,4141L^2)(1 + 0,2698L^3)(1 + 0,1925L^4)(1 - 0,1004L^7)(1 - 0,17425L^8)(1 - 0,1452L^9)(1 - 0,1619L^{10})P_{3t} = \varepsilon_{3t}$$

Modelo de precios para la edad 1¾:

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

entre sí. La prueba del multiplicador de Lagrange para heterocedasticidad condicional auto-regresiva, ARCH LM, con un grado de libertad, presentó evidencias para aceptar, al 5%, la hipótesis nula para las edades 1, 1¼, y 1½, pero se rechazó para la edad 1¾ (Tabla 5).

Por tanto, no hay problemas de volatilidad en los precios semanales de las tres primeras edades de ganado de levante. La varianza es constante por lo que los rangos de predicción futura de los mismos son constantes. Para los precios de la edad 1¾ no se aceptó la hipótesis, por ende fue

**Tabla 5.** Pruebas de los residuos de los modelos AR y GARCH

Modelos	Estadísticos	Modelo ARIMA		Modelo GARCH		
		Valor	Prob.	Valor	Prob.	
P1	Ljung-Box	Q (4)	1,2	0,273		
		Q(24)	24,5	0,27		
		Q (36)	43,45	0,105		
	ARCH LM: T*R <sup>2</sup> , X <sup>2</sup> (1)	1,19	0,275			
P 1¼	Q (4)	1,68	0,195			
		Q (24)	13,6	0,138		
		Q (36)	40,3	0,179		
	LM ; T*R <sup>2</sup> , X <sup>2</sup> (1)	3,82	0,0505			
P 1½	Q (9)	3,06	0,08			
		Q (24)	15,46	0,491		
		Q (36)	23,01	0,729		
	LM : T*R <sup>2</sup> , X <sup>2</sup> (1)	2,35	0,125			
P 1¾	Q(5)	2,56	0,109	2,85	0,091	
		Q (24)	17,4	0,627	23,2	0,277
		Q (36)	23,4	0,859	43,66	0,082
	LM : T*R <sup>2</sup> , X <sup>2</sup> (1)	15,26	0,000	0,53	0,466	

necesario modelar simultáneamente la media y la varianza de los precios en un modelo GARCH (p,q). Los resultados de dicha estimación se muestran en la tabla 6.

Los signos de los parámetros fueron correctos, sus estimaciones fueron todas significativas; los residuos no estuvieron

auto correlacionados y se corrigió el comportamiento heterocedástico condicional autoregresivo (Tablas 5 y 6). Además, los residuos estandarizados tuvieron media cero y varianza unitaria. La ausencia de normalidad de los errores condujo a una estimación siguiendo el método propuesto por Bollerslev y Wooldridge (12).

**Tabla 6.** Modelo GARCH para la edad 1 ¾ año.

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

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

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

Las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar

El comportamiento de los precios del ganado macho de levante de primera clase de 1¾ año de edad siguió un modelo GARCH (1,1). Es clara la existencia de volatilidad en los precios como queda reflejado en la suma de los coeficientes  $\alpha_1 + \beta_1$ , que acompañan a las variables  $\epsilon_{t-1}^2$  y  $h_{t-1}$ , sumando 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.

## DISCUSIÓN

La estacionalidad de precios fue coincidente con la oferta y con el patrón climático de la región, caracterizado por un periodo de lluvias entre Mayo – Octubre

y otro de seco entre Noviembre - Abril, (14). La racionalidad del productor y los intermediarios de ganado de levante, es ofrecer en venta mayores cantidades en la época de precios altos (Tabla 2), en la que es evidente que la oferta total de ganados machos de levante de primera clase aumentó a partir de Junio (19%) hasta Noviembre (16%). La causalidad, corre en la dirección precios reales a cantidad (en valores absolutos ambas variables), es decir, los precios reales causan en el sentido de Granger a las cantidades ofrecidas (Tabla 7). En esta prueba, la variable  $X_t$  causa a  $Y_t$ , si  $X_t$  contiene información no disponible en  $Y_t$  que ayude a predecir a  $Y_t$  (15).

Se puede rechazar, a los niveles del 1% y 2% con dos meses de retardo la

**Tabla 7.** Resultados de la prueba de causalidad de Granger.

Hipótesis nula	Probabilidad de rechazar la $H_0$	
	(absolutos)	(tasa de crec.)
Pr 1 no causa a Q	0,016	0,949
Pr 1 ¼ no causa a Q	0,001	0,987
Pr 1 ½ no causa a Q	0,016	0,972
Pr 1 ¾ no causa a Q	0,014	0,909

hipótesis nula "los precios reales no causan en el sentido de Granger a las cantidades". Con las tasas de crecimiento, no existió causalidad en ningún sentido, ni tampoco fue clara la relación de las variaciones cíclicas de los precios con las de las cantidades (correlación negativa no superior a -0,11), lo cual estaría indicando que los agentes perciben los aumentos de precios como temporales y buscan aprovechar las bonanzas de precios para vender su producto.

El comportamiento de los precios relativos reales del ganado de levante es inverso a la realización del ciclo de ceba (correlación -0,18), lo cual es coincidente con los hallazgos de estudios de Fedegan (16). 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 5 en la que se

muestra la tasa de sacrificio de hembras a nivel nacional y la relación precio levante 1 año/precio cebado. Cuando el sacrificio desciende a niveles por debajo del 32%, la relación precio real del levante/precio real del cebado (ple/pce) aumentó a 1, 3; en tanto que en fases de liquidación (aumento de la tasa de sacrificio de hembras) la relación descendió hasta 0,9.

La ausencia de volatilidad en los precios nominales semanales del levante, estaría indicando que productores y comercializadores perciben el riesgo (la varianza) como constante. Los márgenes dentro de los que evolucionan los precios son estables, que una característica deseable de este mecanismo de comercialización ganadera, pues ello estimula la inversión en esta actividad en el largo plazo. Lo contrario, la presencia de volatilidad es señal de riesgo en la evolución futura de los mismos y se constituye en un factor desestimulante de la inversión ganadera.

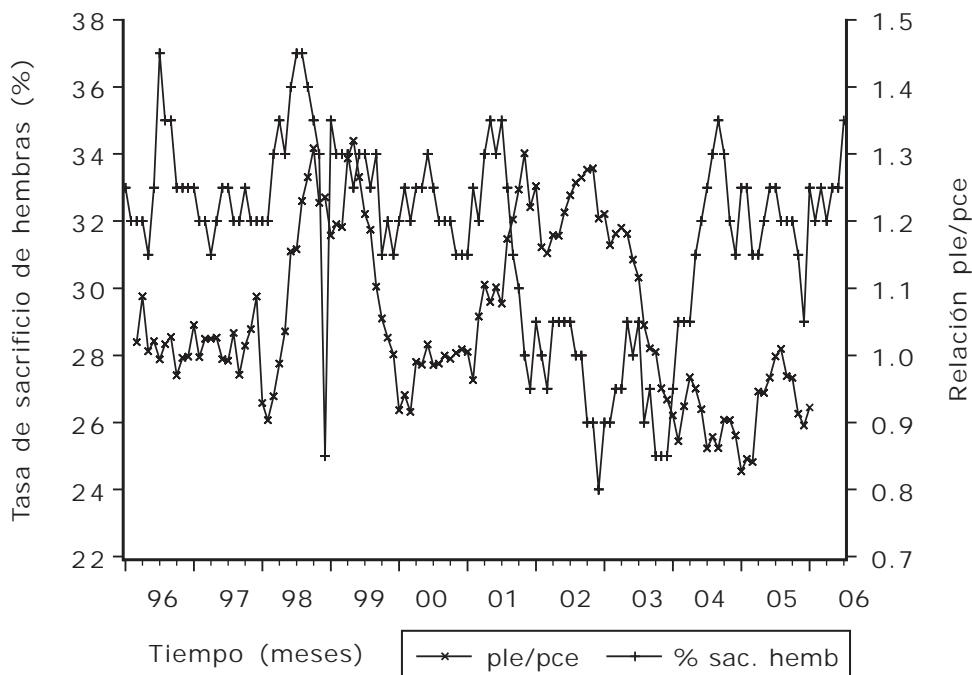


Figura 5. Relación tasa de sacrificio de hembras y precios relativos del levante.

Comportamientos volátiles en el mercado de carne de vacuno han sido reportados por Aradhyula y Holt (17). La volatilidad de precios fue notoria especialmente a mediados del año 1998 y posteriormente entre mediados del 2001 hasta mediados del año 2004 (Figura 6), en la que se presenta la predicción estática de la variación del precio con los rangos de

predicción (variación del precio + 0 - 2 veces la desviación estándar) así como la predicción de la varianza. Los rangos se amplían durante esos períodos y los picos de la varianza condicional son más persistentes. Este trabajo no alcanza a detectar aún las fuentes de este comportamiento, por lo que ha futuro será necesario identificarlas.

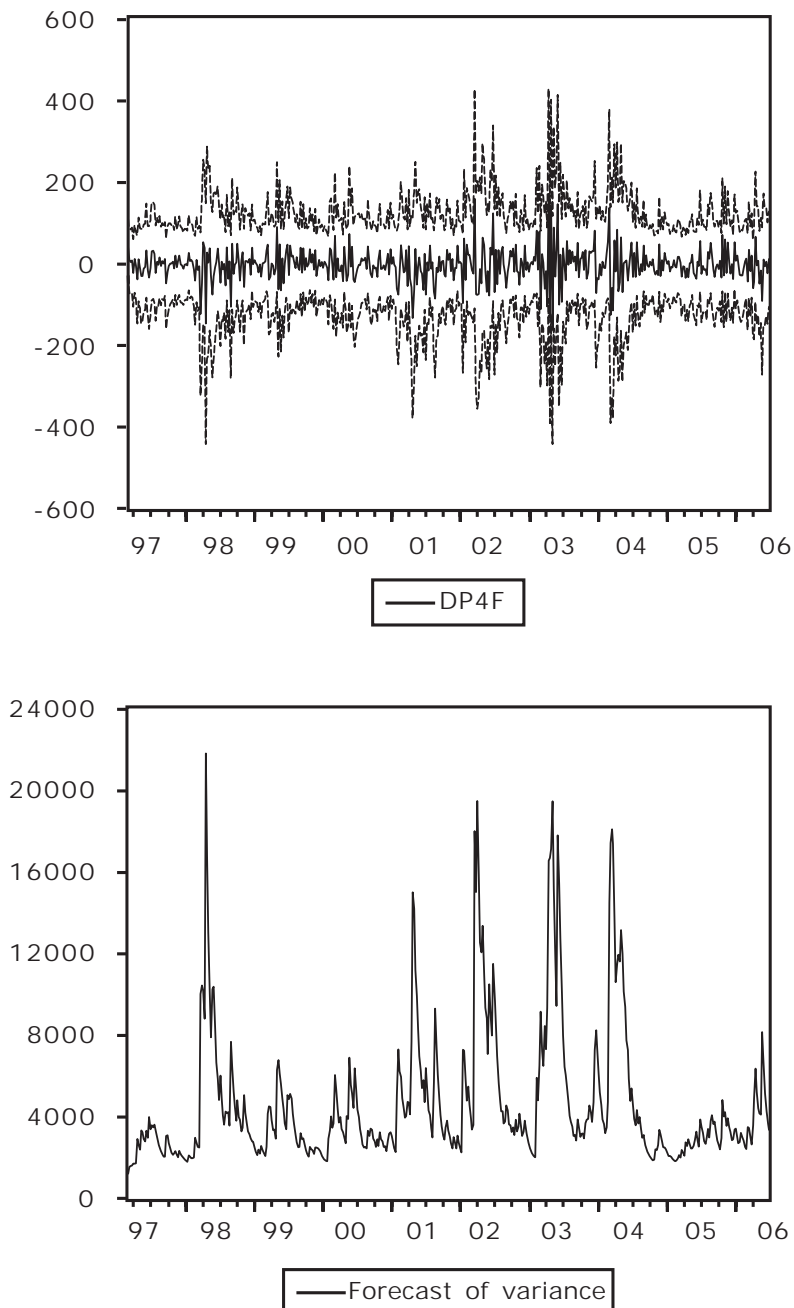


Figura 6. Predicción estática de la volatilidad en precios de levante de 1<sup>3</sup>/<sub>4</sub> año en Montería.

La estacionalidad de los precios impacto las ofertas y fue bastante estable. Se observaron aumentos a partir del mes de Abril - Mayo hasta Noviembre y reducciones en el resto de los meses del año, lo cual coincidió con los períodos seco y de lluvias en la región. El carácter cíclico de las variaciones de los precios reales fue también evidente, pero no se encontró una relación inversa significativa con la oferta, como lo describe la teoría del ciclo ganadero, por lo que es deducible que los productores y comercializadores buscan primero aprovechar las bonanzas de precios para realizar su producto.

Los ciclos tienen una duración entre 36 y 48 meses. Los precios relativos del levante mantienen una relación inversa con el ciclo del cebado. Se encontró evidencia de comportamientos no volátiles de los precios semanales en las edades que concentran la mayor proporción de ganados jóvenes comercializados, lo cual puede alentar la inversión ganadera en el largo plazo. En la edad 1<sup>3</sup>/<sub>4</sub> año, hubo comportamiento volátil. El precio se movió dentro de un

rango variable, lo cual crea riesgos en la inversión ganadera. Es necesario seguir ahondando en las fuentes de variación de los precios, en la caracterización de las estructuras de estos mercados, la relación de estas con la dinámica de los precios, y las relaciones espaciales con otras ciudades.

En este trabajo se identificó el patrón de comportamiento temporal de los precios del ganado macho de levante de primera clase en la ciudad de Montería mediante técnicas estadísticas y econométricas y se dió evidencia empírica adicional del mismo. Los precios nominales mostraron una tendencia creciente a lo largo del período de estudio, pero en precios y en dólares reales, se observó pérdida del poder adquisitivo desde finales del año 2003, con respecto a los niveles de precios de la década pasada.

### Agradecimientos

A la Oficina de Investigación de la Universidad de Córdoba, por el apoyo financiero del proyecto.

### REFERENCIAS

1. Tomek W, Robinson K. Agricultural Product Prices. Cornell University Press. Fourth edition, 2003, Ithaca and London 360 p.
2. Weaver R, Natcher W. Has market reform exposed farmers to greater price volatility? In: Farm Economics, Cooperative Extension Service, 2000, US Department of Agriculture. College Station, PA: Pennsylvania State University.
3. Castro Y, Londoño J, Escandón J, Cepeda, M. Precios cíclicos y estacionales: El caso del mercado de ganado y carne. En: Mercados y Formación de Precios. Ensayos en Microeconomía Aplicada. Fedesarrollo, Bogotá 1982; p.69-100.
4. Lorente L. La Ganadería Bovina en Colombia. En Problemas Agrarios Colombianos, Absalón Machado, Bogotá, 1986; p. 331-368.
5. Jaramillo C, Caicedo E. La dinámica del ciclo ganadero en Colombia. Boletín Mensual de Estadística, Dane, Bogotá 1997, N 529, p.174-190.

6. Pérez G. Los Ciclos Ganaderos en Colombia, 1950-2001. Documentos de trabajo sobre economía regional. Banco de la República de Cartagena, 2004; N 46.
7. Espasa A, Canceló R. 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 1993; p.325-399.
8. Engle R. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* 1982; 50:987-1007.
9. Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity *J Econom*, 1986; 31: 307-327.
10. Dickey D, Fuller W. Likelihood Ratio Statistic for Autoregressive Time Series with a Unit Roots. *Econometrica* 1981; 48: 1057-1072.
11. Ljung G, George B. On a Measure of Lack of Fit in Time Series models. *Biometria* 1978; 65: 297-303.
12. Bollerslev T, Wooldridge J. Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dinamic Models with Time Varying Covariances. *Econometrica* 1992; 11: 143-172.
13. Lilien D, Hall R, Engle R, Sueyoshi G, Wilkins CH, Liang G. et al: *Eviews 5.1*. Quantitative Microsoftware, 2006.
14. Palencia G, Mercado T, Combatt E. Tesis de Pregrado Estudio Agro climático del Departamento de Córdoba. Universidad de Córdoba, Montería, 2006, 128 p.
15. Granger C. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica* 1969; 37: 424-438.
16. Fedegan: La Ganadería Bovina en Colombia, 2001-2002, Bogotá, 2003; 340 p.
17. Aradhyula S, Holt M. Garch Time Series Models: An Application to retail livestock prices. *West J Agric Econ* 1988; 13(2): 365-374.