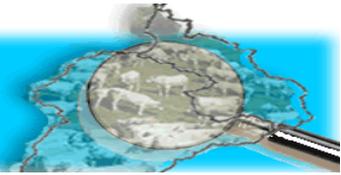




OPCA

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



MODELACIÓN UNIVARIANTE DE LOS PRECIOS DEL GANADO CEBADO VIVO EN MONTERIA, CÓRDOBA, COLOMBIA, CON METODOLOGÍA BOX-JENKINS.

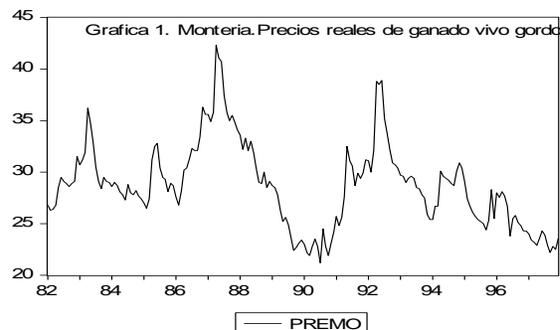
Omar Castillo Nuñez, Economista

0. Introducción.

Desde el trabajo de Leuthold et. al (1970), la aplicación del análisis de series de tiempo en la Economía de los precios agrarios se ha popularizado. En este trabajo se hace una modelación siguiendo la metodología Box-Jenkins (1976) de una serie mensual de precios de ganado macho cebado vivo en Montería, una región ganadera de Colombia. La serie contiene los precios (en \$/kg.) en pesos reales del año 1978 durante el periodo comprendido entre enero de 1982 a diciembre de 1997 obtenida de la Corporación de estudios ganaderos y agrícolas, Cega. Se ha utilizado el paquete Econometric Views, versión 3.1, para el procesamiento de la información.

1. Identificación de la serie.

En la gráfica 1 se muestra la serie de precios reales del ganado cebado en Montería y como puede verse no parece ser estacionaria en media ni en varianza.



Para presentar más evidencia de esta afirmación en la tabla 1 (anexo1) se muestra el correlograma con las funciones de autocorrelación, AC, y de autocorrelación parcial, PAC. La AC decrece lentamente y el primer retardo de la PAC es significativamente diferente de cero.

Una evidencia más fuerte se presenta en la tabla 2 en la que se muestra los resultados de la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada, ADF (1981). El estadístico ADF calculado es, en todos los casos, mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%, por lo que no es posible rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad de la serie. Esta tiene una raíz unitaria.



OPCA

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

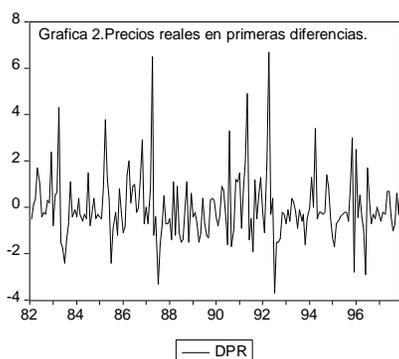


Tabla 2. Resultados de la prueba ADF de la serie precio real del ganado macho vivo en Monteria

ADF Test Statistic	-2,161542	1% critical value*	-3,4565
		5% critical value	-2,8770
		10% critical value	--2,5749

*Mackinnon critical values for rejection of hipótesis of a unit root

Para corregir la no estacionariedad se transforma la serie obteniendo sus primeras diferencias, $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$. En la gráfica 2 se muestra el grafico de las primeras diferencias en la que parece verse una serie estacionaria en la media, pero no muy claro en lo referente a la varianza al mostrar picos pronunciados en el periodo 24, 48 y 73, que sería



indicativo de un ciclo de precios de largo plazo característico de la ganadería bovina (tabla 3, anexo).

Cuando se analiza la prueba de raíz unitaria de Dickey- Fuller aumentada (tabla 4) se presenta evidencia que puede rechazarse al 1% de significación la hipótesis nula de no estacionariedad al encontrarse el estadístico ADF, (-6,28) menor que el valor crítico de Mackinnon. La serie es ahora estacionaria

Tabla 4. Prueba ADF para la primera diferencia del precio real

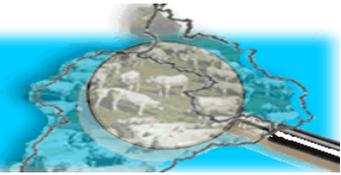
ADF test Statistic	-6.285096	1% critical value	-4,0101*
		5% critical value	-3,4348
		10% critical value	-3,4111

*Mackinnon critical values for rejection of hipótesis of a unit root



OPCA

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



2. Modelación

Del análisis del correlograma (tabla 3) puede intuirse que el proceso generador de los datos parece ser un ARMA ya que los valores iniciales de la AC y la PAC no tienen un comportamiento fijo; además puede verse que el retardo tres es significativamente diferentes de cero al 5%.

Por ende, se modela un ARMA (3,3), cuyos resultados se muestran en la tabla 5 y dado que la serie es diferenciada de orden 1, I (1), se tiene un modelo ARIMA (3,1,3) de la forma siguiente.

$$\begin{aligned} \Delta P_t &= P_{t-3} + \varepsilon_{t-3} \\ \Delta P_t &= -0,972824P_{t-3} + 0,969446\varepsilon_{t-3} \\ P_t - P_{t-1} - P_{t-3} &= \varepsilon_{t-3} \\ (1-L)(1-\alpha L^3)P_t &= (1-\beta L^3)\varepsilon_t \\ (1-\alpha L^3 - L + \alpha L^4)P_t &= \varepsilon_t - \beta\varepsilon_{t-3} \\ P_t - \alpha P_{t-3} - P_{t-1} + \alpha P_{t-4} &= \varepsilon_t - \varepsilon_{t-3} \\ P_t &= P_{t-1} + \alpha P_{t-3} - \alpha P_{t-4} + \varepsilon_t - \beta\varepsilon_{t-3} \end{aligned}$$

Tabla 5. Modelo ARMA (3,3) para la serie diferenciada de precio, ΔP_t , DPR.

Dependent Variable: DPR
 Method: Least Squares
 Date: 06/04/02 Time: 13:51
 Sample(adjusted): 1982:05 1997:12
 Included observations: 188 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 22 iterations
 Backcast: 1982:02 1982:04

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
AR (3)	-0.972824	0.011441	-85.02644	0.0000
MA (3)	0.969446	0.000311	3122.006	0.0000
R-squared	0.115623	Mean dependent var		0.017021
Adjusted R-squared	0.110868	S.D. dependent var		1.433941
S.E. of regression	1.352117	Akaike info criterion		3.451802
Sum squared resid	340.0491	Schwarz criterion		3.486232
Log likelihood	-322.4694	Durbin-Watson stat		1.897143
Inverted AR Roots	.50+.86i	.50-.86i	-.99	
Inverted MA Roots	.49+.86i	.49-.86i	-.99	



OPCA

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



3. Validación.

Para probar que los residuos de este modelo son ruido blanco, se obtiene el correlograma de los residuos (tabla 6, anexa), la cual muestra que ninguno de ellos está correlacionado significativamente al 5%. Los coeficientes estimados son significativos al 1% y el coeficiente de determinación ajustado es el 11% (tabla 5).

4. Predicción

Finalmente, en la tabla 7 y en la gráfica 3 se presenta el resultado de la predicción estática, precio de montería pronosticado, premo, versus la serie original precios de montería, premo.

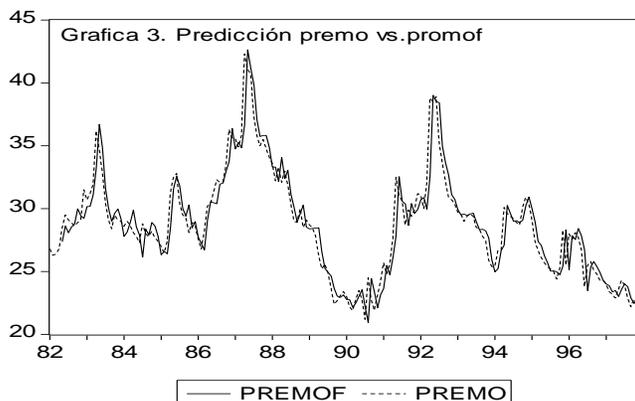


Tabla 7. Resultados de predicción estática de la serie precio real

Forecast: PREMOF

Actual: PREMO

Forecast sample: 1982:01 1997:12

Adjusted sample: 1982:05 1997:12

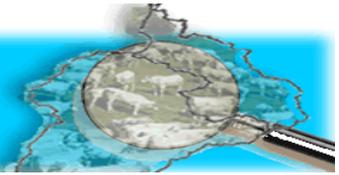
Included observations: 188

Root Mean Squared Error	1.344906
Mean Absolute Error	0.952865
Mean Absolute Percentage Error	3.256958
Theil Inequality Coefficient	0.023151
Bias Proportion	0.000143
Variance Proportion	0.000106
Covariance Proportion	0.999751



OPCA

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



El índice de desigualdad de Theil es menor que 1 pero mayor que cero. La suma de las proporciones de sesgo, varianza y covarianza suman 1. Tanto la proporción de sesgo como la de varianza son próximas a cero, mientras la mayor parte del error se concentra en la proporción de covarianza, lo cual indica que la predicción es buena.

5.Conclusión:

Utilizando la metodología de Box-Jenkins en este trabajo de investigación se ha hecho una modelación univariante de la serie de precios de ganado cebado vivo en Montería, una región ganadera de Colombia. El modelo ajustado es un Arima (3,1,3) de la forma

$$P_t = P_{t-1} - 0,972824P_{t-3} + 0,972824P_{t-4} - 0,96944\epsilon_{t-3} + \epsilon_t$$

Tanto las pruebas de validación como las de predicción dejan ver que el ajuste es bueno.

Bibliografía.

Box, G. and G. Jenkins (1976): Time series analysis. Forecasting and control in time series analysis.574p

Dickey, D. y Fuller, W. (1981): “Likelihood Ratio Statistic for Autoregressive Time Series with a Unit Roots”. Econometrica, 48:1057-1072.

Leuthold, R.; Maccornick,A.; Schmitz,A. y Watts,D (1970):Forecasting daily hog prices and quanties. A study of alternative forecasting techniques. Journal of the American Statistical Association, 52:90-107