

PRECIOS DE GANADO BOVINO CEBADO Y DE LEVANTE EN CÓRDOBA, COLOMBIA: UN EJERCICIO DE COINTEGRACIÓN

PRICE OF FAT AND YOUNG CATTLE IN CORDOBA DEPARTMENT, COLOMBIA: A COINTEGRATION EXERCISE

Omar E. Castillo¹, Malvin de J. Serpa²

Recibido para evaluación: Abril 21 de 2010 - Aceptado para publicación: Noviembre 04 de 2010

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue identificar relaciones entre los precios de los ganados de levante y cebado, tanto en machos como en hembras en el departamento de Córdoba. Se utilizó información de precios del ganado vacuno comercializado en siete subastas del departamento de Córdoba y se aplicaron sobre ella técnicas econométricas de series de tiempo. Los datos dejan ver que existen relaciones de largo plazo que gobiernan el comportamiento de los precios del ganado de levante y del cebado. Un aumento porcentual del 1% en el precio del ganado hembra cebado, eleva aproximadamente en 1,1% el precio del ganado macho cebado y de levante, y en 0,71% el precio del ganado hembra de levante. El precio de la hembra cebada actúa como precio líder, pues causa a lo Granger la evolución de los demás precios, mientras él evoluciona de manera independiente.

Palabras clave: Cointegración, precios ganado bovino, raíces unitarias

ABSTRACT

The objective of this study was to establish relations between the prices of fatten and rise livestock, both males and females. Using prices data proceeding from seven cattle auctions in Cordoba Department and applying techniques of econometrics time series on these. The data reveal that there are long term relationships that govern the behavior of prices. If the price of fatten cattle female increase 1%, the price of the male fatten and raise livestock increase approximately 1,1%, and the price of the female rise livestock in 0,71%. The causality relationship between prices is unidirectional: the price of female fatten cattle acts as a price leader, causing changes in other prices as he evolves independently, according to Granger causality.

Key words: Bovine cattle prices, cointegration, unit root.

¹Economista Ph.D. Profesor titular, Facultad de Ciencias Agrícolas, Universidad de Córdoba. Montería, Colombia. e-mail: ocastillo@sinu.unicordoba.edu.co

²Economista MSc. Profesor ocasional, Facultad de Ciencias Agrícolas, Universidad de Córdoba. Montería, Colombia.

INTRODUCCIÓN

Si se considera el ganado joven o de levante como un insumo y al ganado vacuno cebado como el producto final, las relaciones de largo plazo entre los precios de ganado cebado y el de levante pueden abordarse mediante la ecuación: $Pc = C + nPl$

En esta ecuación, Pc = el precio del ganado cebado; C = el costo de producir una unidad de ganado cebado; distinto al costo del ternero; n = el número de unidades necesarias para producir una unidad de ceba, $n = Q_1/Q_2$; Pl = el precio del ganado de levante. Puesto que $n = 1$, es decir, de una unidad de levante se obtiene una unidad de cebado: $Pc - Pl = C$. Es decir, el diferencial de precio es una cantidad fija, correspondiente a los costos de alimentación, drogas veterinarias, margen de ganancia, etc. De existir esta relación, significa que el mercado de ganado en pie funciona eficientemente, pues los agentes involucrados en el negocio no obtienen beneficios económicos en el largo plazo, es decir, los beneficios son nulos, como corresponde a empresas de mercados competitivos. En efecto, si en un determinado momento la relación de precios fuera tal que: $Pc > C + nPl$, los cebadores tendrían un beneficio extraordinario y por lo tanto existiría un incentivo para la entrada de nuevas cebadores en el mercado, lo cual daría lugar a un aumento en la cantidad producida de ganado cebado y a la consiguiente disminución de Pc . Al mismo tiempo, aumentaría la demanda de ganado de levante, lo cual daría lugar a un aumento de Pl . Si, por el contrario, la relación de precios fuera tal que: $Pc < C + nPl$ los cebadores tendrían pérdidas y algunos de ellos tendrían

que salir del mercado, lo que disminuiría la cantidad producida de ganado cebado con el consiguiente aumento del precio Pc ; por otra parte, disminuiría la cantidad demandada de levante, lo que bajaría su precio. Es decir, existen fuerzas de mercado que tienden a llevar el equilibrio en la igualdad antes indicada.

La ecuación anterior ha sido ampliamente utilizada en la economía agraria en el análisis de los márgenes de mercadeo de los productos agrarios, entre otros por Thomsen (1951), Buse and Brandow (1960), Dalrymple (1961), Shepherd (1962), Waugh (1964), George and King (1971) Gardner (1975), Caldentey y Gómez (1993). Elitzak (1996), Hudson (2007), especialmente en modelos estructurales.

El tratamiento estadístico y econométrico del tipo de relaciones definido por la ecuación $Pc = C + nPl$, está muy asociado a la econometría de las series de tiempo. Considerando una serie de tiempo como la realización de un proceso estocástico, se dice que éste es estacionario si tiene momentos de primer orden (la media) y momentos de segundo orden (la varianza) finitos y que no varían en función del tiempo. Cuando un proceso estocástico presenta una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo (tendencia estocástica, en varianza), se dice que el proceso es integrable. La aplicación del operador diferencia a una variable con una raíz unitaria en su polinomio autorregresivo la transforma en una nueva variable estacionaria en varianza. Si se han de aplicar "d" diferenciaciones para conseguir que la variable sea estacionaria, se dice que es integrada de orden d , $I(d)$. En términos económicos, la presencia de raíces unitarias en la serie de precios mensuales indica que sus

variaciones son impredecibles (Suriñach et al. 1995; Enders 2004).

Aunque los precios se presenten como no estacionarios individualmente, pueden formar relaciones de equilibrio estables cuando son considerados conjuntamente, en cuyo caso se dicen que están cointegrados. La existencia de una relación de cointegración entre las variables implica que existe entre ellas una relación de largo plazo que dirige sus movimientos. En el sentido de Engle y Granger (1987), la cointegración se refiere a las propiedades estocásticas de las combinaciones lineales de las series de tiempo. Dos o más series de tiempo no estacionarias, se dice que están cointegradas si existe una combinación lineal que es estacionaria. Si existe cointegración, es posible estimar un modelo de corrección del error, MCE, que combina variables en niveles, que recogen las relaciones de largo plazo sugeridas por la teoría económica, junto con las diferencias de dichas variables, que captan los desajustes existentes en el corto plazo.

Este artículo tiene como objetivo examinar la relación entre los precios del ganado cebado y de levante en el Departamento de Córdoba; en particular, si existen relaciones de largo plazo que gobiernen el comportamiento de los mismos, el ajuste entre ellos en situaciones de desequilibrio, y el sentido de la causalidad, esto es, cuál precio causa a los demás. Los resultados permiten aportar evidencia empírica adicional sobre la eficiencia con la que funciona el mercado regional de ganado en pie.

MATERIALES Y MÉTODOS

Para contrastar la presencia de raíces unitarias en la series de precios, se aplicó la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller con mínimos cuadrados generalizados destendencializados, propuesta por Elliot et al. (1996), conocida por su sigla en inglés como DFGLS. Básicamente, esta prueba implica la estimación de la ecuación del test de Dickey-Fuller Aumentada (1981) después de sustituir los valores originales del precio, P_t por los valores destendencializados de la regresión mínimo cuadrática generalizada, P_t^d :

$$\Delta P_t^d = \lambda P_{t-1}^d + \beta \Delta P_{t-1}^d + \dots + \beta_p P_{t-1}^d + v_t$$

ΔP_t^d = la serie precios mensuales en primeras diferencias destendencializados. La hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en las primeras diferencias de la serie se rechaza si las estimación de λ en la ecuación anterior cae por debajo de los valores críticos propuestos por Elliott et al. (1996).

Para probar si existe cointegración entre las series de precios se aplicó el test de Johansen (1988) multivariado el cual usa un vector autoregresivo, VAR, de los precios cuyos residuos no deben estar correlacionados, no ser heterocedásticos, y cumplir la hipótesis de normalidad. Esta prueba calcula el estadístico de la traza y del máximo valor propio para identificar la cointegración. El primer estadístico prueba la hipótesis nula H_0 : "a lo sumo existen "r" relaciones de cointegración" frente a una alternativa genérica. El segundo estadístico prueba la hipótesis nula: "a lo sumo existen "r" vectores de cointegración" frente a la alternativa de a lo sumo r +1 vectores

de cointegración existen. Para aceptar H_0 el estadístico calculado debe ser inferior al valor crítico tabulado.

Si las series de precios PI y PC , tanto para ganado macho como para hembra, están cointegradas, se puede estimar un modelo vector corrección del error, MCE, con cada una de las variables de precio en diferencias, de la forma siguiente (Enders, 2004):

$$\Delta p_t = \mu + \sum_{i=1}^k \Gamma \Delta P_{t-i} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\Delta P = (\Delta Pcm_t, \Delta Pch_t, \Delta Plm_t, \Delta Plh_t)^T$, es un vector columna de precios en primeras diferencias de tamaño (4 X 1)

Pcm_t = precio del ganado vacuno cebado macho; ΔPch_t = precio del ganado cebado hembra; Plm_t = precio del ganado de levante macho; ΔPlh_t = precio del ganado de levante hembra.

μ = vector columna de términos constantes en la parte dinámica del modelo.

Γ = matriz de coeficientes de las variables de precios diferenciadas.

ε_t = es el vector columna de perturbaciones aleatorias distribuido con media cero, varianza constante, y no correlacionadas entre ecuaciones en distintos momentos del tiempo.

Π = matriz de dimensión (4x4) que contiene la información sobre las relaciones a largo plazo o relaciones de equilibrio entre los precios, la cual puede descomponerse en el producto de dos submatrices α y β de orden (mxr), donde "m" es el número de precios, y "r" es el número de vectores de cointegración. De esta forma: $\Pi = \alpha\beta^t$, donde β^t contiene los coeficientes de los vectores de cointegración, o relaciones

de equilibrio de largo plazo; α contiene los parámetros de velocidad del ajuste y representa la proporción del desequilibrio de corto plazo que se va corrigiendo en cada período.

Interesa, además de probar la existencia de relaciones de largo plazo entre los precios, determinar si las variaciones de precios se transmiten totalmente, es decir, si una variación porcentual en un precio cualquiera se refleja en una variación porcentual igual en el conjunto. Para ello se imponen restricciones sobre matriz la matriz β de la forma siguiente:

$$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & * \\ 1 & 0 & -1 & 0 & * \\ 1 & 0 & 0 & -1 & * \end{bmatrix}^T$$

En la matriz β^t , las filas representan el número de vectores de cointegración; las columnas corresponden al número de variables de precios en el orden precio macho cebado, macho de levante, hembra cebada y hembra de levante, y un término constante, C. Así, el elemento $\beta_{11} = 1$, es el coeficiente del precio del ganado macho cebado en el primer vector de cointegración. El elemento $\beta_{12} = -1$, es el coeficiente del precio del ganado macho de levante, e indicaría que las variaciones entre los precios se transmiten de forma total. Y así sucesivamente con los demás vectores. El asterisco indica que el término constante de los vectores de cointegración toma valores libremente.

También interesa probar el orden de la causalidad entre los precios para lo cual se realiza la prueba de exogeneidad débil sobre la matriz de coeficientes de velocidad del ajuste α . Si cada uno de los valores del coeficiente de ajuste en los "r" vectores de cointegración son nulos, se dice que dicho precio es exógeno, e

indica que éste evoluciona independiente de los demás. La prueba que se plantea hace que la matriz α tenga la forma: $\alpha = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ * & * & * \\ * & * & * \end{bmatrix}$.

En ésta matriz, las filas representan el número de variables de precio en el mismo orden que tienen en la matriz β^T , sin el término constante; las columnas representan el número de vectores de cointegración. Así, el elemento $\alpha_{11} = 0$, es el coeficiente de ajuste del precio del ganado macho cebado en el primer vector de cointegración; $\alpha_{12} = 0$, es el coeficiente de ajuste de ese mismo precio en el segundo vector de cointegración y así sucesivamente. Si $\alpha_{11} = \alpha_{12} = \alpha_{13} = 0$, indica que el precio del ganado macho cebado es exógeno débil, causando a lo Granger a los demás. El test estadístico relación de verosimilitudes con una distribución $\chi^2(r \times (m-k))$ grados de libertad comprueba si las restricciones son válidas. $(m-k)$ es el número de restricciones impuestas.

La información de precios corresponde a ganado vacuno, machos y hembras de primera calidad, subastados semanalmente en las subastas de las ciudades de Montería (Compañía Comercializadora Ganadera S.A. y Subastar S.A.), Planeta Rica (Subagan Soga S.A. y Subastar), Buenavista (Unión de ganaderos, Unigan S.A.), Sahagún (Subastar S.A.) y Pueblo Nuevo (Subasta y negocios ganaderos, Sunegan S.A.). El precio departamental mensual del ganado de levante, en pesos por cabeza, es un precio medio agregado del precio por animal de las edades 1, 1¼, 1½ y 1¾ de año ponderado por las cantidades subastadas en cada municipio semanalmente, durante el período Enero/2004 a Marzo/2010. El precio de ganado gordo, macho y hembra, corresponde

al precio por animal de los ganados de 3 años, y vacas horras, respectivamente, construido de la misma forma para el mismo período. Se utilizó el software Econometric Views, versión 6.0, para los cálculos estadísticos y econométricos.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la gráfica 1 se muestran los precios observados en valores absolutos para hembras y machos, respectivamente. En el lado izquierdo se representa el precio del ganado cebado macho y hembra; en el lado derecho del mismo se representa el precio del ganado de levante, macho y hembra. Puede verse que siguen trayectorias parecidas, aunque los movimientos de corto plazo difieren en ocasiones.

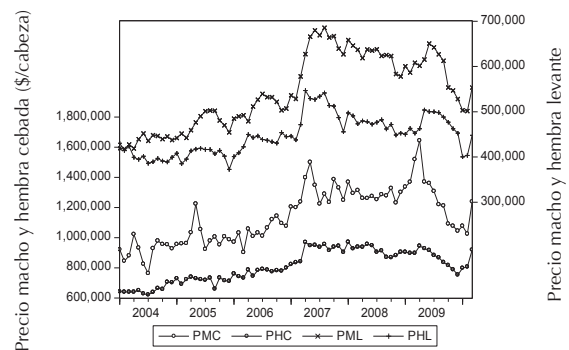


Figura 1. Precio del ganado vacuna cebado y de levante, macho y hembra de primera calidad en Córdoba, 2004-2010 (\$/cabeza)

En la tabla 1 se muestra el resultado de la pruebas de raíz unitaria DFGLS para las cuatro variables de precios absolutos en niveles y en primeras diferencias. Los resultados indican que las series de precios no son estacionarias en niveles pues el estadístico calculado DFGLS es mayor al valor crítico al 1%, por tanto no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en los precios. Al diferenciar las variables una vez, éstas

Tabla 1. Resultados de la prueba de raíz unitaria DFGLS para los precios en niveles y en primeras diferencias con intercepto.

Variable	Precios en Niveles	Precios en primeras diferencias
	t-estadístico DFGLS calculado	t-estadístico DFGLS calculado
Precio levante macho	-0,73	-6,8
precio hembra levante	-1,89	-7,4
precio macho cebado	-1,71	-8,2
precio hembra cebada	-0,39	-10,7

Los valores críticos, según la tabla de Mackinnon (1996), para rechazar la hipótesis nula al 1% es -2,59; al 5% es 1,94.

se vuelven estacionarias, pues el estadístico calculado DFGLS es menor al valor crítico al 1%, es decir, se puede rechazar la hipótesis nula de la presencia de una raíz unitaria en las primeras diferencias de los precios; por tanto, las series son integradas de orden 1.

Resultados en este mismo sentido han sido encontrados por Gilbert (2006), Bowman y Husain (2006) y Labys (2006) para diversos productos agrarios. Castillo (2009) encontró estas mismas características de los precios para ganado vacuno en Montería, Sincelejo, Medellín, Bogotá y Villavicencio.

En la tabla 2 se presentan los resultados de la prueba de cointegración de Johansen multivariada para el estadístico de la traza entre el logaritmo de los precios.

Los resultados consignados en la tabla 2 señalan que se puede rechazar la hipótesis nula de la no existencia de cointegración ($r=0$) entre los precios del ganado macho de levante-cebado y hembra de levante-cebada, pues el estadístico calculado de la traza, que es 93,8, es superior al valor crítico al 5%, 54,1; se rechaza también la hipótesis nula de la existencia de uno y dos vectores de cointegración, y se acepta la hipótesis que existen tres vectores de cointegración ya que el valor calculado, que es 5,5, es inferior al valor crítico o tabulado³. Por tanto, aunque los precios entre el ganado de levante y cebado tienden a diferir en sus movimientos de corto plazo, existe una relación de largo plazo que los une. Esta relación de largo plazo está dada por la ecuación: $Pc = C + \beta Pl$.

Tabla 2. Resultados de las pruebas de cointegración entre los precios del ganado cebado y de levante. Estadístico de la traza.

Hipótesis nula	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%*
$r = 0$	93,8	54,1
$r = 1$	49,8	35,2
$r = 2$	22,7	20,3
$r = 3$	5,5	9,2

* valores críticos de Mackinnon-Haug-Michelis (1999)

³La prueba de cointegración se realizó sobre un vector autoregresivo multivariado sin restricciones con un retardo óptimo de acuerdo con el criterio de Akaike, Swcharz y Hannan Quinn. Los residuos del vector no resultaron correlacionados, cumplen la condición de normalidad y son homocedásticos, de acuerdo con las pruebas Portmanteau, Cholesky, y White, respectivamente. El vector de cointegración incluyó una constante, en la ecuación de cointegración, como corresponde a la expresión evaluada $Pc = C + nPl$.

El modelo se estimó en logaritmos naturales, por tanto la relación entre los precios puede interpretarse como la elasticidad de transmisión entre los mimos. La estructura de los datos no acepta la hipótesis de transmisión perfecta con un precio que evoluciona independiente.

El modelo vector corrección del error del comportamiento de los precios que se estimó tiene la forma compacta: $\Delta P_t = \alpha\beta^t + \varepsilon_t$. La representación matricial del mismo, que es el que mejor describe la estructura de los datos existentes, se muestra a continuación:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_{mc} \\ \Delta P_{ml} \\ \Delta P_{hc} \\ \Delta P_{hl} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \beta_{11}P_{mc_{-1}} & \beta_{12}P_{ml_{-1}} & \beta_{13}P_{hc_{-1}} & \beta_{14}P_{hl_{-1}} & \beta_{15} \\ \beta_{21}P_{mc_{-1}} & \beta_{22}P_{ml_{-1}} & \beta_{23}P_{hc_{-1}} & \beta_{24}P_{hl_{-1}} & \beta_{25} \\ \beta_{31}P_{mc_{-1}} & \beta_{32}P_{ml_{-1}} & \beta_{33}P_{hc_{-1}} & \beta_{34}P_{hl_{-1}} & \beta_{35} \end{bmatrix}^T$$

$$= \begin{bmatrix} 0,6 & 0,26 & -0,09 \\ 0,001 & 0,54 & -0,16 \\ 0 & 0 & 0 \\ -0,02 & 0,06 & 0,28 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} -1 & 0 & 1,11 & 0 & -1,19 \\ 0 & -1 & 1,12 & 0 & -2,1 \\ 0 & 0 & 0,71 & -1 & 3,4 \end{bmatrix}^T + \begin{bmatrix} \varepsilon_{mc} \\ \varepsilon_{hc} \\ \varepsilon_{ml} \\ \varepsilon_{hl} \end{bmatrix}$$

La prueba razón de verosimilitud con tres grados de libertad permitió aceptar esa estructura de los datos del modelo con un nivel de significación del 5%. En palabras, la evidencia empírica señala que existen tres vectores de cointegración (Tabla 2).

Igualmente, el modelo indica que el precio de la hembra cebada es exógeno, como puede verse en la fila 3 de la matriz de coeficientes de ajuste, en la que el valor del coeficiente de ajuste de la hembra cebada es significativamente nulo. Ello significa que causa a lo Granger a los demás, y evoluciona de manera independiente de los demás.

CONCLUSIONES

El vector de cointegración 1 identifica la relación: $P_{mc_{-1}} = 1,11P_{hc_{-1}} - 1,19$. Es decir, en el largo plazo, una variación del 1% en el precio de la hembra cebada, aumenta el precio del macho cebado en 1,11%.

La información empírica existente sugiere que existen tres vectores de cointegración que expresan relaciones de equilibrio de largo plazo entre el precio del ganado de levante y cebado en el departamento de Córdoba, lo cual es expresión de la eficiencia de las fuerzas del mercado en la formación de los precios del ganado regionalmente. El precio de la hembra cebada actúa como precio líder, pues evoluciona independiente de los demás. Ello sería expresión del papel que cumple el ganado hembra como bien de capital y bien de consumo en la economía ganadera. Cuando el

El vector de cointegración 2 identifica la relación: $P_{ml_{-1}} = 1,12P_{hc_{-1}} + 2,1$. Indica que una variación del 1% en el precio de la hembra cebada aumenta el precio del ganado macho de levante en 1,12%.

El vector de cointegración 3 identifica la relación $P_{hl_{-1}} = 0,71P_{hc_{-1}} + 3,4$. Indica que una variación del 1% en el precio de la hembra cebada aumenta en 0,71% el precio de la hembra de levante.

precio de la carne aumenta, por ejemplo, el ganadero tiende a retener la hembra, que es su capital, lo cual disminuye las cantidades comercializadas en el mercado, y se encarece el precio de las crías y del macho cebado; si el precio de la carne disminuye, se tiende a vender las hembras, como bien de consumo, lo cual aumenta el número de animales comercializados afectándose el precio de los demás.

REFERENCIAS

- Baffes, J., Gohou, G. 2006.** Do cotton prices follow poliéster prices?. En: Sarris, A. and Hallam, D. (Ed). Agricultural commodity markets and trade, FAO-EE, UK-USA; p 233-255.
- Bowman, C. and Husain, A. 2006.** Forecasting commodity prices: futures and judgement. En, Sarris, A. and Hallam, D., (Ed), Ibidem, p. 61-87.
- Buse, R. and Brandow G. 1960.** The relations of volume, prices and cost to marketing margins for farm foods. Journal of farm economics 42:363-370.
- Caldentey, P., Gomez, A. 1993.** Economía de los mercados agrarios. Mundi- Prensa, Madrid, 218 p
- Castillo, O. 2009.** Mercados y precios del ganado en el noroccidente del caribe colombiano. Universidad de Córdoba, 126p.
- Dalrymple, D. 1961.** On the nature of marketing margin. Agricultural economics Mimeo Nro.824. Citado por Wohlgenant, M. 2001. Marketing margins: Empirical analysis. En Gardner, B. and Rausser, G (Ed). Handbook of agricultural economics. Volume 1B. Elseviers Science p 934-970.
- Dickey D and Fuller W. 1981.** Likelihood ratio statistic for autoregressive time series with a unit roots. Econometrica, 48:1057-1072.
- Elliott, G., Rottemberg, T. and Scout. J. 1996.** Efficient test for an autoregressive unit root. Econometrica, 64(4):813-836.
- Elitzak, H. 1996.** Food cost review. Agricultural economics report Nro. 729. Citado por Wohlgenant, M. Op cit
- Enders, W. 2004.** Applied econometric time series. Willey, USA, 460p
- Engle, R. and Granger, C. 1987.** Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica: 251-276.
- Gardner, B. 1975.** The farm retail price spread in a competitive food industry. American Journal of Agricultural Economics 57:399-409
- George, P. and King, G. 1971.** Consumer demand for food commodities in the United States with projections for 1980. Giannini foundation monograph Nro. 26. Citado por Wohlgenant, M. Op cit.
- Gilbert, C. 2006.** Trends and volatility in

- agricultural commodity prices. En: Sarris, A. and Hallam, D.(Ed), op. cit, p. 31-60
- Hudson, D. 2007.** Agricultural markets and prices. Blackwell publishing, Australia, 235p
- Johansen, S. 1988.** Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12. p 231-254.
- Labys, W. 2006.** Modeling and forecasting primary commodity prices. Asghate publishing company, England, 235p.
- Mackinnon J G. 1996.** Numerical distribution functions for unit roots and cointegration test. Journal Applied Econometrics, 11: 601-618.
- Mackinnon J, Haug A, Michelis L. 1999.** Numerical distribution functions for unit roots and cointegration test. J. Appl. Econometrics, 14:563-577.
- Quantitative Micro Software. Econometric views versión 6, 2007.** User's Guide., USA, 978p.
- Shepherd, G. 1962.** Marketing farm product. Economic analysis. Iowa States University Press, Ames, 265p
- Suriñach, M. Artis, M, López, E. y Sansó, A. 1995.** Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración. Antoni Bosch, Barcelona,179p.
- Waugh, F. 1964.** Demand and prices analysis. Technicals Bulletin Nro 1316. US Department of Agriculture, Washington, DC. Citado por Tomek, W. and Robinson, K. 2004. Agricultural product prices. Cornell University Press, 428p.
- Thomsen, F. 1951.** Agricultural marketing. Mc Graw Hill Book, New York, 156p