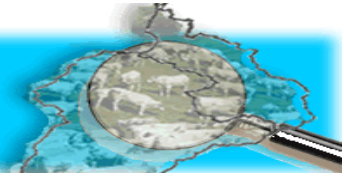




OPCA

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



TRANSMISIÓN DE PRECIOS ENTRE MERCADOS REGIONALES GANADEROS DE COLOMBIA.

Omar Castillo Nuñez, Economista-profesor. Universidad de Córdoba, Colombia

Luis Ambrosio Flores, Profesor Universidad Politécnica de Madrid, España

-Introducción

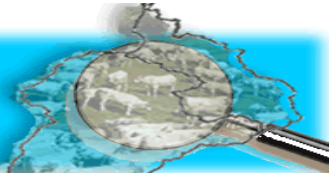
La producción de ganado de carne en Colombia se concentra en unas cuantas regiones productoras especializadas con amplios excedentes de oferta, y unos grandes centros de consumo, en los que se concentran los excedentes de la demanda. Así, los estudios sobre flujos de ganado cebado en pie para sacrificio (Ulloa y Supelano,1985; Vargas et al,1999), señalan que la región Norte, conformada por los departamentos de Antioquia (zona de Urabá), Córdoba, Sucre y la parte sur de Bolívar; y la Oriental, conformada por los departamentos de Arauca, Casanare, Meta y Caquetá, producen alrededor del 62% de la producción de ganado para sacrificio. El consumo se concentra en cuatro centros urbanos que absorben el 78% del ganado de carne comercializado. En particular, dos de dichos centros urbanos receptores de ganado cebado, como son Medellín y Bogotá, absorben más de la mitad (52%) del ganado movilizado. Este sistema de mercadeo de ganado en pie ha sido cuestionado por las ineficiencias que genera a nivel de pérdidas físicas y en el encarecimiento por el exceso de intermediación; el mecanismo básico para las transacciones lo constituyen las ferias de ganado, las que permiten la concentración del ganado en pie listo para el mercadeo en los centros de consumo y distribución.

En este artículo se examina si los precios a nivel mayorista para ganado cebado en pie en las dos principales regiones productoras, Montería y Villavicencio, se equiparan a los precios en los dos principales centros de consumo, Medellín y Bogotá, más los costos de la transferencia, es decir, ¿se mantiene a largo plazo la condición de arbitraje espacial? ¿Existe un mercado único de ganado cebado en Colombia? En el corto plazo, ¿en que magnitud se transmite un shock de precios entre estos mercados? En qué sentido va la causalidad de la variación de los precios, ¿de los mercados de consumo a los de productores, lo contrario, o hay interdependencia?



OPCA

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



Para Colombia, Rueda (1995) en diversos productos agrícolas; Kamp, Sanint et al., (1996) en arroz; CCI (2000) en papa; Ramírez et al (2004) en productos ligados al mercado internacional, han examinado la integración espacial de mercados, pero no se ha abordado el tema en mercados ganaderos. Los resultados contribuirían a detectar posibles ineficiencias en la formación de precios a largo plazo entre los mercados y a señalar la dirección, la magnitud y la distribución de los efectos sociales generados por posibles shocks de mercados.

I. Revisión de literatura

Los modelos de transmisión de precios se apoyan en la ley de un único precio. Para mercados regionales competitivos Takayama y Judge (1971) probaron que:

i) La diferencia entre los precios P_{1t} y P_{2t} en dos regiones (o mercados) cualesquiera que comercian entre sí ($Q_{12} > 0$) es igual a justo los costos de transferencia, T_{12t} , esto es, $P_{2t} = P_{1t} + T_{12t}$ (1)

ii) Las diferencias de precio entre dos regiones cualesquiera que no comercian entre si ($Q_{12} = 0$) es menor o igual a los costos de transferencia,

$$P_{2t} \leq P_{1t} + T_{12t} \quad (1a)$$

Cuando hay comercio, las rentas, R , se agotan por el arbitraje,

$$Q_{12t} (P_{2t} - P_{1t} - T_{12t}) = 0 = R_{12t} \quad (2)$$

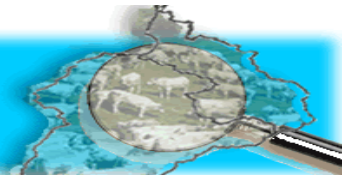
Donde, Q_{12} es la cantidad enviada desde la región 1 a la 2. Si las condiciones (1) - (2) permanecen en regiones que comercian, se conviene en que existe un mercado único (Stigler, 1968), o que los mercados son eficientes e integrados perfectamente (Ravallion, 1986:103).

La contrastación empírica de esta ley para un conjunto de mercados agrarios plantea dificultades especiales, principalmente debidas a que los costos de transferencia, T_{12} , son difíciles de observar. Para paliar este déficit de información se han propuesto diversas técnicas. En los primeros trabajos empíricos [Cummings (1967), Lele (1967) y Jones (1968), entre otros] se utilizaron las técnicas de correlación. Estas técnicas presentan la limitación de que recogen la influencia de componentes comunes que afectan a todos los mercados, por lo cual la relación puede resultar de naturaleza espuria [véase Harris (1979)]



OPCA

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



y Heytens (1986), entre otros]. La regresión bivalente ha sido también utilizada [Richardson (1978); Mundlak y Larson (1992) y Gardner y Brooks (1994), entre otros] en el marco de modelos que no describen el proceso de ajuste de los precios en el tiempo, por ser estáticos (San Juan y Gil, 1997: 279; Baffes e Ihsan, 2001:1928).

Algunos de los modelos dinámicos propuesto en la literatura [Gupta y Mueller (1982), Adamowics, et al (1984), Uri et al (1993), Gordon et al (1993), Mendoza y Rosegrant (1995), entre otros] utilizan el criterio de causalidad de Granger, interpretando la existencia de causalidad unidireccional como señal de ineficiencia informacional.

Ravallion (1986) propone un modelo dinámico con retardos distribuidos basado en las interrelaciones entre un mercado central, que determina la formación de los precios en un conjunto de mercados locales, pero cuyo precio se forma exógenamente a éstos. La estructura radial de estos modelos, así como el hecho que a priori se considere la no influencia del precio de los mercados locales en la determinación de los precios del mercado central, se han señalado como las principales debilidades de estos (Silvapulle y Jayasuriga, 1994).

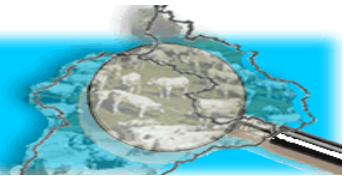
En los últimos años, desde los trabajos de Granger (1981, 1983), Granger y Weiss (1983) y Engle y Granger (1987), han sido objeto de especial atención los llamados modelos de cointegración para el análisis de los precios de mercados separados geográficamente. Ardeni (1989:667) justificó el uso de la cointegración en el análisis de la transmisión de precios argumentando que en mercados integrados los precios podían fluctuar ampliamente y no coincidir entre si por periodos breves, pero en el largo plazo debían tener una relación estable implicada por las actividades de arbitraje espacial; por tanto deben estar cointegrados.

La literatura sobre modelos de cointegración incluye, entre otros , los trabajos de Ardeni (1989) ; Baffes (1991) ; Goodwin y Schroeder (1991) ; Alderman (1993); Alexander y Wyeth (1994) ; Zanías (1993.1999) ; Goletti y Tsigas (1995) , y Martin et al (1995), todos ellos usan modelos bivariantes, y los que utilizan modelos multivariantes, incluyen los trabajos de Silvapulle y Jayasuriga (1994); Asche, Bremnes y Wessells (1999) ; Gonzalez y Helfand (2001), y San Juan y Gil (1997, 2001a, 2001 b), Boshjanjku et al (2003) .



OPCA

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



Uno de los supuestos fuertes de los modelos de cointegración es que los costos de transferencia (no observables) se asumen estacionarios [McNew y Fackler (1997) y Fackler y Goodwin (2001)].

Cuando no existe comercio continuo, los flujos de comercio entre los mercados corren en ambas direcciones, y los costos de transacción son no estacionarios, las técnicas de análisis basadas en comovimiento de precios resultan inadecuadas, como ha sido destacado por Barret (1996:827). Esta situación ha dado origen a los modelos con régimen cambiante (Switching Regime Models) planteados por Sexton, Kling y Carman (1991), Baulch (1997) y Barrett y Li (2002) en los que se considera un conjunto discreto de estados de equilibrio y desequilibrio en los diferenciales de precios. Los modelos de régimen cambiante han sido también utilizados para estudiar la posible asimetría entre la dinámica de precios ascendentes y descendentes [Chavas y Mehta (2004)]. Una aproximación similar es la de los modelos de cointegración umbral (Threshold Autoregression and Cointegration Models) propuestos por Goodwin y Piggott (2001) y Sephton (2003) en los que un costo de transporte actúa como umbral para pasar de un estado de equilibrio a otro.

En este trabajo se analizan mercados que mantienen comercio continuo, una relación estable y en sentido único (de exportadores a importadores) por lo que consideramos verosímil el uso de las técnicas de cointegración para captar las relaciones de largo plazo determinadas por la ley de un solo precio. No se considera la posible existencia de asimetría entre la dinámica de precios ascendentes y descendentes porque en la serie de datos los precios son ascendentes, reduciéndose los casos en que $p_t - p_{t-1} < 0$ a series menores a los cuarenta datos

Para analizar las relaciones a corto plazo seguiremos una aproximación de impulso-respuesta, que mide los efectos de shocks exógenos en las variables en términos de una representación de media móvil de un sistema de vectores autoregresivos, VAR, [Williams and Bewley (1993); Goodwin, Grennes y McCurdy (1999)].

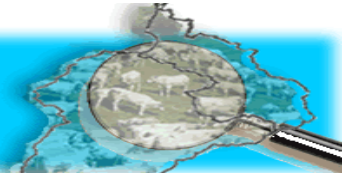
II. Metodología econométrica

Se consideran los precios nominales mensuales correspondientes a los mercados de ganado vacuno macho cebado de primera en Bogotá, PCBO; Medellín, PCME; Montería, PCMO, y Villavicencio, PCV, en Colombia para el periodo 1982-1998. La información proviene de



OPCA

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



la base de datos del Centro de Estudios Ganaderos y Agrícolas, Cega; está expresada en pesos colombianos por kg. de ganado vivo. Para interpretar los resultados de las estimaciones como elasticidades de transmisión de los precios, los datos originales son transformados a logaritmos.

A]. Modelo de Corrección del Error (MCE): Transmisión de Precios a largo plazo

Para analizar la transmisión de precios entre m mercados se considera el vector p_t de precios observados simultáneamente en los m mercados, en un mismo instante de tiempo t . Se asume que las series de precios componentes de este vector no son estacionarias (sus características dependen de t), pero son integradas de orden 1, $I(1)$, esto es, las series de las diferencias entre los precios observados en dos instantes consecutivos del tiempo, $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$, son estacionarias. Los precios observados en un instante dado t dependen de los observados en los k períodos anteriores, de acuerdo con el modelo de Vector AutoRegresivo (VAR):

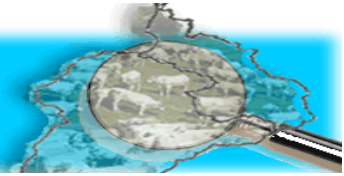
$$p_t = A_1 p_{t-1} + \dots + A_k p_{t-k} + \Phi d_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde A_i son matrices de parámetros ($m \times m$), $i = 1, \dots, k$; μ es un vector de constantes; Φ es un vector coeficientes asociados a las variables dummy centradas, d_t , que captan la estacionalidad de los precios agrarios, y ε_t es un vector ($m \times 1$) de perturbaciones aleatorias con distribución normal, $\varepsilon_t \rightarrow N_m(0, \Omega)$, de media nula y temporalmente incorrelacionadas. Con el fin de examinar la correcta especificación del modelo (1) se requiere contrastar sus supuestos básicos: (i) para verificar que p_t es $I(1)$ se utilizan las prueba de raíz unitaria de Ng –Perron (2001), que integra cuatro estadísticos modificado : los dos clásico de Phillip-Perron (1988), el de Bhargava (1986) y el de Elliott, Rothemberg y Stock (1996), (ii) se hará uso de la prueba de Jarque – Bera, en versión multivariada de Doornik y Hansen (1994) para testar la normalidad de los errores, (iii) de los criterio de información de Akaike, Schwartz, y Hannan Quinn, (Lütkepohl, 1993:129-132) para la determinación del orden del retardo k y (iv) del estadístico Portmanteau, en



OPCA

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



versión multivariada, para verificar la no autocorrelación de los residuos en momentos diferentes del tiempo

Si el modelo (3) está correctamente especificado, entonces se puede expresar como un Modelo de Corrección del Error (MCE):

$$\Delta p_t = \Gamma_1 \Delta p_{t-1} + \Gamma_2 \Delta p_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta p_{t-k+1} + \Pi p_{t-1} + \Phi d_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Gamma_i = -(I_m - \sum_{j=i+1}^k A_j) \text{ para } i=1, \dots, k-1; \quad \Pi = -(I_m - \sum_{i=1}^k A_i)$$

El sistema (4) está cointegrado si existen dos matrices α y β de dimensión $(m \times r)$ y de

rango completo r (con $1 \leq r < m$), tales que (i) $\Pi = \alpha\beta^T$ y (ii) las $r \times 1$ componentes del

vector $z = \beta^T p_{t-1}$ son estacionarias. El modelo con la restricción (i) es:

$$\Delta p_t = \Gamma_1 \Delta p_{t-1} + \Gamma_2 \Delta p_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta p_{t-k+1} + \alpha\beta^T p_{t-1} + \Phi d_t + \varepsilon_t, \quad (4a)$$

Y, puesto que las series $\Delta p_t, \Delta p_{t-1}, \dots, \Delta p_{t-k+1}$ son estacionarias, se requiere la condición (ii)

de estacionariedad de $\beta^T p_{t-1}$ para que (4a) sea consistente. Cada una de las $(r \times 1)$

componentes del vector $\beta^T p_{t-1}$ -las llamadas relaciones de cointegración-, se interpretan

como una desviación respecto de la relación de equilibrio a largo plazo entre los precios de

los m mercados, dada por la condición de arbitraje espacial. Esa desviación es aleatoria pero

estacionaria, esto es, estable en el tiempo. Los elementos de las r columnas de α

asociadas a cada una de esas desviaciones se denominan coeficientes de la velocidad del

ajuste y representan la proporción de las desviaciones pasadas (errores) que se va

corrigiendo en cada periodo. A partir de α se puede determinar el sentido de causación (en

el sentido de Granger) entre las variables.

Para obtener estimaciones sujetas a esa restricción se han propuesto en la literatura dos

aproximaciones diferentes, aunque con idénticos resultados: una, [Ahn y Reinsel (1988,

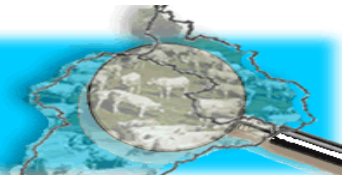
1990)] considera las matrices de parámetros del modelo como de rango reducido, y la otra

[Johansen (1988, 1991)] se basa en las correlaciones canónicas. Aquí utilizaremos ésta



OPCA

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



última por ser la de más amplio uso. Nótese que dado un valor del conjunto de parámetros en α y β^T existe un número no identificado de otros valores $\Pi = \alpha\beta^T = \alpha\xi^{-1}(\beta\xi^T)^T$, para cualquier ξ de orden $r \times r$ y rango completo, a cada uno de los cuales corresponde la misma distribución de p_t , de modo que las estimaciones de α y β^T no son únicas. Sin embargo, en este trabajo estamos interesados sólo en testar hipótesis sobre las componentes de α y β^T y la distribución asintótica del estadístico que utilizaremos para estos test sí es única.

Johansen (1988) propone dos pruebas de razón de verosimilitudes para detectar el número r de relaciones de cointegración. Uno es el llamado test de la traza, cuya hipótesis nula (H_0) es: a lo sumo existen “ r ” relaciones de cointegración entre las “ m ” variables; la hipótesis alternativa (H_1) es: no existe relación de cointegración alguna entre las “ m ” variables. El otro es la llamada prueba del máximo valor propio, cuya hipótesis nula es: existen “ r ” relaciones de cointegración entre las “ m ” variables; y la alternativa: existen “ $r+1$ ” relaciones de cointegración. Los valores críticos de ambos estadísticos se encuentran en Osterwald –Lenun (1992). Tales valores están condicionados a dos factores: i) el número de relaciones de cointegración, y ii) los componentes deterministas incluidos en el modelo. En este trabajo se ha incluido, con base en el análisis de los datos, una tendencia lineal en los datos y un vector de constantes en las relaciones de cointegración.

Una vez fijado r , las restantes hipótesis consideradas se formulan especificando la hipótesis nula, H_0 , como restricciones lineales sobre los parámetros en α y β^T , dejando libres todos los restantes parámetros del modelo que no sean de α ó β [Johansen (1991) y Johansen y Juselius (1990, 1992,1994)].

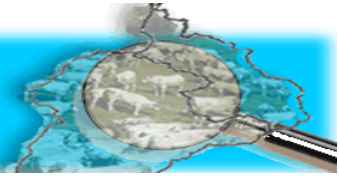
En particular, en este estudio interesa probar las siguientes hipótesis:

i) Fragmentación de mercados: Se dice que el mercado i -ésimo está fragmentado si la variable precio asociada al mismo no figura en ninguna de las relaciones de cointegración. La hipótesis nula consiste en restringir la dimensión de β^T de $(r \times m)$ a $(r \times (m-1))$



OPCA

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



eliminando de β^T la columna asociada al mercado i -ésimo. El estadístico para ésta hipótesis es una $\chi^2(r)$ asintótica.

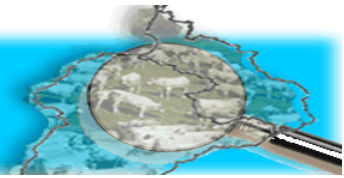
ii) Transmisión perfecta de precios: Es la hipótesis de que los cambios en los precios de un mercado se transmiten en su totalidad a los demás mercados, esto es, la hipótesis de que la ecuación (1) se verifica para todo par de mercados (i, i') , considerando constantes los costes de transferencia entre los mercados del par. Si la hipótesis se acepta y, además, se verifica la condición (2) se dice que los mercados son eficientes y están integrados de forma perfecta, o son un mercado único. Para $i=1$, la hipótesis nula consiste en imponer en β^T la restricción de que los coeficientes en cada vector de cointegración son todos nulos, excepto los asociados al par de mercados $(1, 1+j)$, que son iguales, pero de signo contrario, y el término independiente, que es libre y representa los costes de transferencia. Ésta hipótesis restringe la dimensión del espacio de parámetros de β^T de $(r \times m)$ a

$\sum_{j=1}^r (m - s_j)$ donde s_j denota el número de restricciones, $(m-2)$, sobre el vector de cointegración j -ésimo. La distribución asintótica del estadístico para esta hipótesis es una

$$\chi^2 \left(\sum_{j=1}^r s_j \right).$$

iii) Existencia de mercados centrales o líderes. Es la hipótesis de que el precio del mercado i -ésimo (no fragmentado) es débil exógenamente al resto de los mercados. La hipótesis nula, consiste en restringir la dimensión de α de $(m \times r)$ a $((m-1) \times r)$ eliminando de α la fila asociada al mercado i -ésimo. Nótese que de esta forma se especifica que el precio i -ésimo no depende de las relaciones de equilibrio que representan los vectores de cointegración asociados a α . El estadístico para ésta hipótesis es una $\chi^2(r)$ asintótica.

iv) Transmisión perfecta de precios e interdependencia. Es la hipótesis conjunta de transmisión perfecta y de exogeneidad débil. La hipótesis nula consiste en la (ii), que restringe la dimensión del espacio de parámetros de β^T de $(r \times m)$ a $\sum_{j=1}^r (m - s_j)$ y en



restringir la dimensión de α de $(m \times r)$ a $\sum_{j=1}^r (m - w_j)$ donde w_j denotan el número de

restricciones sobre el vector columna de α asociado al vector de cointegración j-esimo. El

estadístico se distribuye como una $\chi^2 \left(\sum_{j=1}^r s_j + \sum_{j=1}^r w_j \right)$ asintótica

La diferencia entre los modelos de régimen cambiante propuestos en la literatura y los clásicos como el modelo (4) que se utiliza en este trabajo estriba básicamente en que los primeros admiten que los coeficientes de las matrices Γ_{k-1} cambien de uno a otro régimen.

La matriz Π , sin embargo, es la misma que la de los modelos clásicos. Sin embargo, la metodología de estimación y contrastación es la misma en ambos tipos de modelos, si bien los modelos de régimen cambiante son más flexibles y resultan más eficientes para la estimación y contrastación de hipótesis que los más clásicos. En este trabajo nos limitamos a la aproximación más clásica, aunque somos conscientes de que es menos eficiente.

B]. Análisis de Impulso Respuesta. Magnitud de la Transmisión.

La respuesta generalizada del vector de precios p en el instante $t + n$ a un impulso

δ_i ejercido sobre el precio i-ésimo en el instante t , $\psi_{p,i}^g(n)$, se define como la diferencia entre la esperanza de p en $t + n$ condicionada a $\varepsilon_{it} = \delta_i$ y la esperanza de p en t . Para

un impulso equivalente a una desviación típica, $\delta_i = \sqrt{\sigma_{ii}}$, se tiene [Pesaran y Shin (1998)]:

$$\psi_{p,i}^g(n) = \frac{M_n \Omega e_i}{\sqrt{\sigma_{ii}}}, \quad n = 0, 1, 2, \dots, \quad (5)$$

Donde: $M_n = A_1 M_{n-1} + A_2 M_{n-2} + \dots + A_k M_{n-k}$, $n = 1, 2, \dots$ (6),

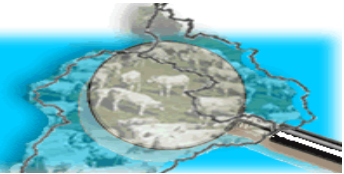
representa una matriz de parámetros de las medias móvil del MCE [Pesaran y Shin (1996)]

y donde

$$A_1 = I_m + \Gamma_1 - \Pi; \quad A_i = \Gamma_i - \Gamma_{i-1} \quad \text{para } i = 2, \dots, k-1; \quad A_k = -\Gamma_{k-1} \quad (7)$$

y $M_0 = I_m$ y $M_n = 0$ para $n < 0$. e_i es un vector $(m \times 1)$ con todos sus elementos nulos

excepto el correspondiente a la posición i-ésima que es igual a uno.



A partir del modelo (4a) con restricciones conjuntas sobre α y β y estimando el modelo obtenemos las matrices de parámetros A_i siguiendo (7), para luego calcular (6). Por sustitución de esas estimaciones en (5) se tiene una estimación de $\psi_{p,i}^g(n)$.

III. Resultados y discusión

A] Contrastación de los Supuestos Básicos del Modelo

La aplicación de las pruebas de raíz unitaria de Ng-Perron para las series sin transformación logarítmica indica que las series de precios son I(1) al rechazarse la hipótesis nula de no estacionariedad de las primeras diferencias(tabla 1). Los criterios de información de Akaike, Schwartz, y Hannan Quinn para la determinación del orden de retardos óptimo determina un VAR de orden dos, VAR (2), que implica un modelo MCE de la forma :

$$\Delta p_t = \mu + \Gamma_1 \Delta p_{t-1} + \alpha (\beta^*)^T p_{t-1}^* + \Phi d_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\beta^* = (\beta_0, \beta^T)^T \quad p_{t-1}^* = (p_{t-1}^T, 1)^T$$

Tabla 1. Prueba de Raíz Unitaria Ng-Perron para las primeras diferencias.

Valores y Variables → Estadísticos ↓	Valor. Critico Asint. ^a (0.01)	Valor. Critico Asint. ^a (0,05)	Valor. Critico Asinto ^a (0,10)	Precio nominal Medellín	Precio nominal Bogotá	Precio nominal Montería	Precio nominal Villavieja
MZ _α	-13.8	-8.1	-5.7	-6.03	-58.95	-91.59	-34.11
MZ _t	-2.58	-1.98	-1.62	-1.39	-4.22	-6.55	-3.84
MSB	0.174.	0.233	0.275	0.23	0.07	0.07	0.11
MP _T	1.78	3.17	4.45	5.10	3.02	0.69	1.55

^a Valor crítico asintótico para rechazar la H₀.de no estacionariedad para el caso p = 0 y $\bar{c} = -7$.



El estadístico Portmanteau, en versión multivariada, para este modelo acepta la hipótesis nula de no autocorrelación de los residuos en momentos diferentes del tiempo, y la prueba Jarque – Bera, acepta la hipótesis nula de normalidad para las series a un nivel del 2.5%

B] Relaciones de Equilibrio a largo plazo.

Los resultados para los estadísticos de la traza y el máximo valor propio se presentan en la tabla 2. Ambos estadísticos indican que no puede rechazarse la hipótesis de la existencia de tres vectores de cointegración a un nivel del 5% de significación; se acepta, por lo tanto, que existen tres vectores de cointegración, que determinan las relaciones de equilibrio de los precios en el largo plazo.

Tabla 2. Prueba de Cointegración Multivariante de Johansen. Estadístico de la Traza y Máximo Valor Propio

Hipótesis nula	Valores Propios	Est. de la Traza	Est. Máximo Valor propio
$H_0: r = 0^{**}$	0.306465	114.9955	70.62912
$H_0: r = 1^{**}$	0.133614	44.36638	27.68108
$H_0: r = 2^*$	0.074534	16.68530	14.94946
$H_0: r = 3$	0.008954	1.735839	1.735839

*(**) denota el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 5% (1%)

La existencia de m-1 vectores de cointegración implica que cada par de precios estén cointegrados, o lo que es lo mismo, existe una única tendencia común que dirige los movimientos de precios en el largo plazo (Stock y Watson,1988).

B.1] Fragmentación de Mercados y Mercados Centrales

Sobre el modelo (8) se imponen las restricciones definidas para probar las hipótesis de fragmentación de mercados y la existencia de un mercado líder cuyos resultados se presentan en la tabla 3 .



OPCA

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



Tabla 3. Relación de Verosimilitud, RV, para la Prueba de Fragmentación y Exogeneidad Débil o Mercados Líderes

Mercados	Prueba de fragmentación		Prueba de mercados líderes	
	Estadístico RV	Probab.	Estadístico LR	Probabilidad
Medellín	55.43360	0.000000	18.46236	0.000353
Bogotá	33.92691	0.000000	13.73719	0.003286
Montería	18.42541	0.000359	26.72032	0.000007
Villavicencio	29.35725	0.000002	18.25551	0.000390

Como puede verse, a un nivel de significación del 1% se puede rechazar la hipótesis nula de que cualquiera de los precios no pertenezca al espacio de cointegración, lo que significa que no hay fragmentación de mercados; no hay tampoco evidencia de exogeneidad débil, por tanto que haya un mercado central o líder que influya sobre los demás pero él no sea influenciado por estos: la estructura de los mercados ganaderos en Colombia no es radial

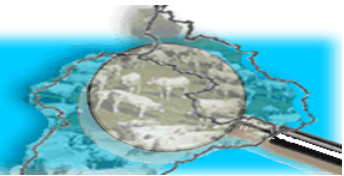
B.2. Transmisión Perfecta de Precios

Se considera la hipótesis que las variaciones de los precios del mercado de Medellín se transmiten perfectamente de manera conjunta al resto de los mercados. El valor del estadístico Relación de Verosimilitud (RV) es 18.12. El valor crítico de la χ^2 (3) para un nivel de significación del 5% es 7.81, por ende, no se acepta la hipótesis. Teniendo en cuenta que los mercados de Medellín y Bogotá son mercados con excedentes de demanda, es de esperar un flujo muy débil de comercio de ganados entre ellos, por lo que se ha contrastado la misma hipótesis, pero asumiendo no transmisión perfecta de precios entre estos mercados importadores. En este caso, el valor del estadístico RV es 1.4962. El valor crítico χ^2 (2) para un nivel de significación del 5% es 5.9915, lo que impide rechazar la restricción impuesta. Por tanto, la estructura de los datos aquí analizados soportan la idea de un alto grado de integración de los mercados ganaderos de ceba en Colombia, especialmente entre los mercados importadores y los mercados exportadores en los que



OPCA

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



existe una transmisión perfecta de precios a largo plazo implicando con ello la permanencia de la condición de arbitraje espacial o ley de un único precio en su forma fuerte; pero no existe en conjunto transmisión perfecta de precios en los mercados como un todo, pues, no obstante que existe integración y transmisión de precios entre los mercados importadores, ésta no es completa entre los mismos¹. Este resultado confirmaría que el mercado de ganado cebado macho en Colombia no es único, tiene en Medellín y Bogotá los dos grandes centros de referencia e influencia de los precios a nivel nacional.

B.3] Transmisión de Precios e Interdependencia

Dados estos resultados, se prueba la hipótesis de transmisión no perfecta de precios entre los mercados importadores y la existencia de exogeneidad débil entre éstos y los mercados exportadores de Montería y Villavicencio. El valor del estadístico para esta hipótesis es 8.6486. El valor crítico para χ^2 (8) con un nivel de significación del 5% es 15.50, lo cual indica que se pueda aceptar la hipótesis planteada. Por tanto, el mecanismo de transmisión de precios entre estos mercados, vistos como una red de comercio, se caracteriza por la existencia de transmisión imperfecta de precios, desequilibrios temporales en el proceso de ajuste y un patrón de interdependencia marcado por la presencia de relaciones de causalidad en el sistema².

¹ Es decir, no es necesario que las regiones tengan comercio directo para que exista un alto grado de integración; lo que es importante es que las regiones sean parte de una red común de comercio. Los shocks de precios pueden por tanto transmitirse indirectamente vía los vínculos de comercio que conectan a las regiones.

² Para corroborar esto último se realizó la prueba Pairwise de Causalidad de Granger. Ella rechaza al 1% con χ^2 (6) la hipótesis conjunta que el grupo de variables retardadas, diferentes a la considerada dependiente, en cada una de las cuatro ecuaciones del VAR puedan considerarse exógenas. Esta prueba señala las siguientes relaciones de causalidad significativas al 1% con χ^2 (2) :

Medellín ↔ Bogotá	Bogotá → Montería
Medellín → Montería	Villavicencio → Bogotá
Medellín → Villavicencio	



OPCA

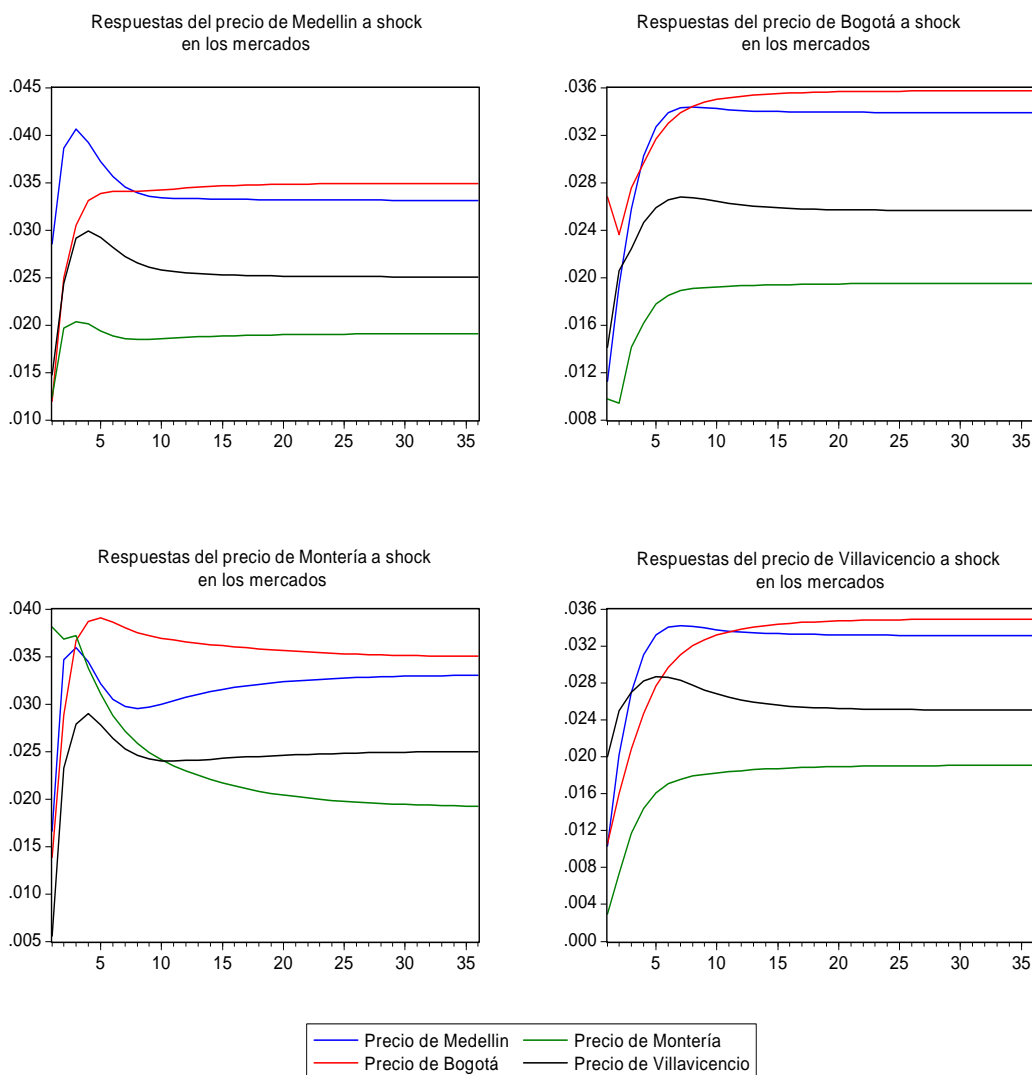
Observatorio de Precios y Costos Agrarios de la Zona Noroccidental del Caribe Colombiano



CJ Magnitud de la Transmisión de Precios en el Corto Plazo

Las respuestas de los mercados a un shock equivalente al valor de una desviación típica en la ecuación de una variable cualquiera se muestran en la gráfica 1, que mide el horizonte de tiempo en el eje horizontal (36 meses) y la variación en el eje vertical.

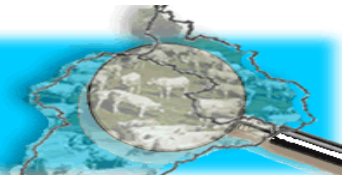
Gráfica 1. Impulso respuestas generalizadas. Respuestas de los precios en un mercado a shock en los otros mercados.





OPCA

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



Estas funciones se han calculado con los precios en niveles procedentes de un sistema cointegrado, por lo que un shock en cualquiera de los precios se espera tenga un efecto permanente sobre el sistema conducente a un nuevo equilibrio, lo que es evidente en el grafico 1

Los shocks de precios a corto plazo se sienten con mayor rigor en un principio en el mercado donde se originan los mismos, lo cual ratifica la transmisión imperfecta de los precios; choques aleatorios en los mercados importadores de Medellín y Bogotá se transmiten en mayor grado entre ellos, y entre los mercados exportadores de Villavicencio y Montería, que los de estos últimos a los primeros. Ante shock locales el precio de Medellín responde al alza hasta el tercer mes; hasta el quinto si el shock se origina en Bogotá y hasta el cuarto si proviene de los mercados exportadores. A partir de dichos meses tiende a estabilizarse conformando un nuevo equilibrio.

Luego de un ligero descenso del precio ante un shock local, el precio en Bogotá aumenta desde el tercer mes hasta un máximo en el noveno; y hasta el sexto si el choque proviene de los restantes mercados.

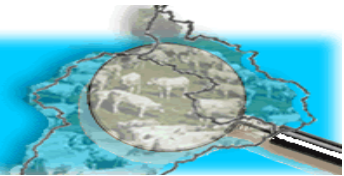
El precio en el mercado de Villavicencio siente- hasta el décimo mes- un mayor impacto de los choques aleatorios del mercado de Medellín que los de Bogotá, no obstante, su mayor cercanía geográfica a este último. Ante un cambio inesperado en el mercado local, el precio del ganado cebado en Montería desciende a partir del tercer mes; aumenta hasta el tercero, cuarto y sexto mes si el shock proviene de Medellín, Villavicencio y Bogotá respectivamente.

Luego de la elevación de los precios, el impacto de los shocks sobre estos disminuye, o tiende a mantenerse originando un nuevo equilibrio.



OPCA

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



IV. Conclusiones

Mediante modelos econométricos de cointegración y de corrección del error se han detectado empíricamente relaciones de equilibrio a largo plazo entre los precios de mercados separados geográficamente y se han probado hipótesis relativas a la estructura de esas relaciones. Las relaciones a corto plazo se han captado mediante funciones de impulso respuesta generalizadas.

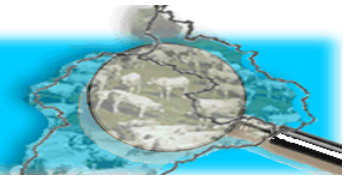
No existe un mercado único en el conjunto de mercados analizados en Colombia. Sin embargo, existen evidencias empíricas de que en el largo plazo hay transmisión perfecta de precios e integración entre los mercados urbanos con excedentes de demanda y los mercados regionales con excedentes de oferta, especialmente entre los mercados de Medellín con el de Montería y Villavicencio; la transmisión de precios entre los mercados importadores de Bogotá y Medellín es imperfecta. Este fenómeno último es la expresión clara de la existencia de estos dos grandes centros de mercados de consumo con capacidad para fijar en el largo plazo los precios del ganado cebado en el ámbito nacional.

Estos resultados permiten concluir que en el largo plazo la actividad de intermediación o de arbitraje que realizan los agentes de comercialización en estos mercados garantiza que el diferencial de precios entre los mercados tienda a ser igual o menor a los costos de transferencia, expresión de un funcionamiento eficiente de los mismos; no conducente, por tanto, a intervenciones gubernamentales en los procesos de formación de precios. Esto da fuerza a iniciativas del sector privado tendientes a establecer mataderos en las zonas de producción para transporte en canal a los centros de consumo. A corto plazo, sin embargo, existen desequilibrios en el proceso de ajuste, lo cual podría considerarse como expresión de ineficiencia, sobre todo porque la velocidad de ajuste es bastante lenta. El mecanismo de



OPCA

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



transmisión de los precios también se caracteriza por la existencia de relaciones de causalidad entre los distintos mercados, lo cual determina un patrón de interdependencia en el proceso de ajuste de los precios ante situaciones de desequilibrio temporal.

Desde el punto de vista metodológico caben algunas observaciones. Todos los estudios revisados, incluyendo éste, abordan el análisis con un reducido número de mercados y asumiendo espacios discretos. El término espacial, asociado con frecuencia al Análisis Espacial de los Precios, no es considerado de manera explícita; el análisis se centra en la identificación del mecanismo temporal de transmisión de cambios de precios entre mercados, mientras la variabilidad espacial de precios debido a los costos de transportes no se toma en consideración de forma explícita. Una aproximación a este problema desde la perspectiva de la estadística y la econometría espacial contribuiría a enriquecer el análisis.

Bibliografía.

ADAMOWICZ, W.; BAAH, S. and HAWKINS, M (1984): "Pricing Efficiency in Hog Markets". *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 32:462-476. November

ALEXANDER, Carol. and WYETH, John. (1994): "Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market" . *Journal of Development Studies*, 30: 303-328.

ALDERMAN, Harold. (1993): "Intercommodity Price Transmittal: Analysis of Food Markets in Ghana" . *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 55: 43-64.

AHN S.K., and REINSEL, G.C. (1988): "Nested Reduced-rank Autorregressive Models for Multiple Time Series" . *Journal of the American Statistical Association*, 83:849-856

AHN S.K., and REINSEL, G.C. (1990): "Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autorregressive Models". *Journal of the American Statistical Association*, 85: 813-823

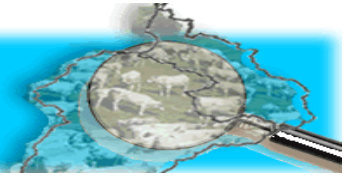
ARDENI, Pier (1989): "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?" *American Journal of Agricultural Economics*, *AJAE*, 71:661-69. August

ASCHE, Frank., BREMNES, Helge and WESSEL, Cathy R. (1999): "Product Aggregation, Market Integration, and Relationships Between Prices: An Application to World Salmon Markets", *AJAE*, 81 :568-81, August



OPCA

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



BAFFES, John and ISHAN, Mohamed (2001) : “Identifying Price Linkage : A Review of the Literature and Application to the World Market of Cotton” . *Applied Economics*, 33:1927-1941.

BAFFES, John (1991): “Some Further Evidence on The Law of One Price: The Law of One Price Still Holds”. *AJAE*, 73: 1264-73, Dec.

BARRETT, Christopher and LI, Jau (2002): “Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis”. *AJAE*, 84 (2): 292-307.May.

BARRETT, Christopher (1996): “Market Analysis Methods: Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets?”. *AJAE*, 78:825-29. August.

BAULCH, Bob (1997): “Transfer Costs, Spatial Arbitrage, and Testing for Food Market Integration”. *AJAE*. 79:477-87, May.

BHARGAVA, Alok. (1986). “On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Times Series”. *Review of Economic Studies*, 53:369-384

BOSHNJAKU, L.; BEN-KABIA, Monia y GIL, José M. (2003): “Transmisión de Precios en los Mercados Regionales de Ovino en España”. *Economía Agraria y Recursos Naturales*. Vol 3, (1):71-103. Madrid.

CORPORACIÓN COLOMBIA INTERNACIONAL, CCI, (2000): “La integración Espacial del Mercado de la Papa en Colombia”. *Sistema de Información de Precios del Sector Agropecuario*, Sipsa. Boletín 38, Nov-dic.

CUMMINGS, R. (1967): “Pricing Efficiency in the Indian Wheat Market”. Citado por Fackler and Godwin, 2001

CHAVAS, Jean- Paul and METHA, Aashish (2004). Price Dynamics in a vertical sector; the case of Butter, *AJAE*, 86(4): 1078-93, November

DIAKOSAVVAS, Dimitris (1995): “How Integrated Are World Beef Markets?.The Case of Australian and U.S. Beef Markets”. *Agricultural Economics*,12:37-53.

DOORNIK, Jurgen. and HANSEN, H. (1994): *A Practical Test of Multivariate Normality*. Oxford:Nuffield College.

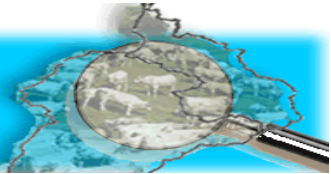
ELLIOT, Graham; ROTHEMBERG, Thomas and STOCK, James (1996): “Efficient Test for an Autoregressive Unit”. *Econometrica*, 64(4): 813-836.

ENGLE, Robert. and GRANGER, Clive W. (1987): “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. *Econometrica* ,55:251-276.



OPCA

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



FACKLER Paul and GOODWIN, Barry (2001): *Spatial Price Analysis*. En, Bruce Gardner and Gordon Rausser (Editores): *Handbook of Agricultural Economics. Vol.1B*: pp 971-1024 North Holand. Elsevier Science.

GARDNER, Bruce and BROOKS, Karen (1994) “Food Prices and Market Integration in Russia:1992-1993”, *AJAE*, 76: 641-46. Aug.

GOLETTI, Francesco and CRISTINA-TSIGAS, Eleni (1995): *Analysing Market Integration*. In, Gregory J. Scott, (editor): *Price, Product and People. Analysing Agricultural Markets in Developing Countries* pp:325-342.Lynne Rienner publisher, 492 p. London

GONZALEZ-RIVERA, Gloria. and HELFAND, Steven (2001): “The Extend. Pattern, and Degree of Market Integration: A multivariate Approach for the Brazilian Rice Market”. *AJAE*, 83(3):576-92, Aug.

GOODWIN, Barry. and PIGGOTT, Nicholas (2001): “Spatial Market Integration in the Presence of Threshold effects”. *AJAE*, 83(2):302-17, May.

GOODWIN, Barry; GRENNES, T. and McCURDY, C. (1999): “Spatial Price Integration in Russian Food Markets”. *Journal of Policy Reform*. Vol 3:157-193

GOODWIN, Barry and SCHROEDER, Ted (1991): “Cointegration Test and Spatial Market Linkage in Regional Cattle Markets”. *AJAE*, 73:452-464.May.

GORDON, Daniel, HOBBS, Jill and KERR, Aberden (1993): “A Test for Price Integration in the Lamb Market” . *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 43:126-134.

GRANGER, CliveW. (1981): “Some Properties of Times Series Data and their Use in Econometric Model Specification” .*Journal of Econometrics*:121-130

GRANGER, Clive W. (1983): Co-Integrated Variables and Error –Correcting Models, UCSD. Discussion paper, 83-13a

GRANGER, Clive W and WEISS, Anita (1983): *Time Series Analysis of Error Correcting Models*. In, *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariates Statistics*, New York, Academic Press, pp:255-278.

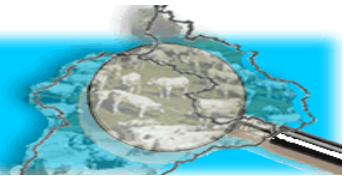
GUPTA, Sanjeev. and MUELLER, Rolf (1982): “Analyzing the Pricing Efficiency in Spatial Markets: Concept and Application”. *European Review of Agricultural Economics*. Vol 9:301-312.

HARRIS, Barbara (1979): *There is Method in my Madness. Or Is It Vice Versa? Measuring Agricultural Market Perfomance*. Food Research Institute Studies.



OPCA

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



HEYTENS, P.J. (1986): *Testing Market Integration*. Food Research Institute Studies. XX (1):25-41.

JOHANSEN, Soren (1991): “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Autoregressive Models”. *Econometrica*, 59(6): 1551-1580

JOHANSEN, Soren (1988): “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12. pp:231-254.

JOHANSEN, Soren and JUSELIUS, Katarina (1990): “Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp:169–210.

_____ (1992): “Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK”. *Journal of Econometrics*, 53: 211-244.

_____ (1994): “Identification of de Long Run and the Short Run Structure: An Application to the IS-LM Model”. *Journal of Econometrics*, 63(1):7-36-

JONES, W. (1968): The Structure of Staple Food Marketing in Nigeria as Revealed by Price Analysis. Food Research Institute Studies, 8:95-124.

KAMP, B.; Lutz, C.; Tilburg, A. and Sanint, L. (1996): *Testing Market Integration : The Case of Maize in Benin and Rice in Colombia*. In F. Heidhues and B. Knerr (eds), *Food and Agriculture Policies under Structural Adjustment*, Frankfurt: Peter Lang:317-333.

KOOP, G.; PESARAN, M. and POTTER, S. (1996): “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”. *Journal of Econometrics*, 74, 119-147. Citado por H. Pesaran y Y. Shin (1998).

LELE, Uma (1967): “Market Integration: A Study of Sorghum Prices in Western India”. *Journal of Farm Economics*, 49 (1): 147-159. Feb.

LUTHEPOHL, Helmut (1993): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Second Edition. Springer Verlag, 545p.

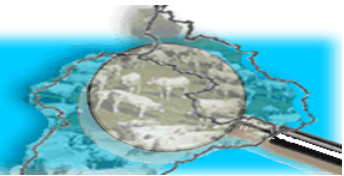
McNEW Kevin, and FACKLER, Paul (1997): “Testing Market Equilibrium: Is Cointegration Informative?”. *Journal of Agriculture and Resources Economics*. 22:191-207. Dec.

MARTIN, Francisco; CANO, Victor y MURILLO, C. (1995): “Integración Espacial de Mercados Agrarios: Un Análisis de Cointegración”. *Investigación Agraria . Economía*. Vol. 10(2):295-307, Inia, Madrid.



OPCA

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



MENDOZA, Meyra and ROSEGRANT, Mark (1995): *Pricing Conduct of Spatially Differentiated Markets*. In G. Scott (editor): *Price, Products and People: Analyzing Agricultural Markets in Developing Countries*, pp:343-357.

MUNDLAK, Jair. and LARSON, Donald (1992): "On the Transmission of World Agricultural Price" *The World Bank Economic Review*. Vol 6(3):399-422. Sept.

NG, Serena and PERRON, Pierre (2001): "Lag Length Selection and the Construction of Unit Roots Tests with Good Size and Power". *Econometrica*, 69(6):1519-1554.

OSTERWALD –LENUN, M. (1992): "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 461–472.

PESARAN, Hashem and SHIN, Yongcheol (1998): "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters*, 58:17-29.

_____ (1996): "Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium". *Journal of Econometrics*, 71, pp:117-143

PHILLIPS, Peter C.B. and PERRON, Pierre (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335–346.

RAVALLION, Martin (1986): "Testing Market Integration", *AJAE*, 68:102-09

RAMIREZ, Manuel; MARTINEZ, H; JIMÉNEZ, L; GONZALEZ, F.; BARRIOS, C. (2004): "Relaciones de precio entre los diferentes eslabones de las cadenas productivas". Documento de trabajo Nro 50 Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural. Observatorio de Competitividad

RICHARDSON, D (1978): "Some Empirical Evidence on Commodity Arbitrage and the Law of One Price". *Journal of International Economics*, 8:341-351.

RUEDA, Ximena (1995): "La transmisión d los precios externos a los mercados domésticos en la agricultura colombiana 1970-1992". Revista de Planeación y Desarrollo, DNP Vol. 26(1):69-90, Bogotá

SAMACA Henry y ROLDAN, Diego (2003): La Formación de Precios al Productor en Algunos Productos Agrarios en Colombia. En <http://www.agrocadenas.gov.co> . Memorando Agrocadenas No. 7. Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural.



OPCA

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



SANJUAN, Ana and GIL, José M. (2001a): “A Note on Test for Market Integration in a Multivariate Non-Stationary Framework”. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 52(2):113-121.

_____ (2001b): “Price Transmisión Analysis: A Flexible Methodological Approach Applied to European Pork and Lamb Markets”. *Applied Economics*, 33: 123-131.

_____ (1997): “Integración Espacial de Mercados: Revisión Empírica y Aplicación al Sector Porcino de la UE”. *Investigación Agraria. Economía*. Vol 12(1-2-3):277-97. Inia, Madrid.

SEPHTON, Peter (2003): “Spatial Market Arbitrage and Threshold Cointegration”. *AJAE*, 85(4):1041-1046. Nov

SEXTON, Richard.; KLING, Catherine and CARMAN, Hoy (1991): “Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery”. *AJAE*, 73:568-80. Aug.

SILVAPULLE, Param and JAYASURIGA, Sisira (1994): “Testing for Philipines Rice Market Integration: a Multiple Cointegration Approach”. *Journal of Agricultural Economics*, 45(3):369-380.

STIGLER, George (1966): *La teoría de los Precios*. Colección Revista de Derecho Privado, Madrid, 441p

STOCK, James. and WATSON, M. (1988): “Testing for Common Trends”. *Journal of American Statistical Association*, 83 :1097-1107. December

TAKAYAMA, T. and JUDGE, George (1971): *Spatial and Temporal Price Allocation Models*. Amsterdam: North Holland.

ULLOA, Carlos y Supelano, Alberto (1985): “El Abastecimiento de Ganado para Sacrificio”. *Revista Coyuntura Agropecuaria*, Vol. 2(2):161-195. Centro de Estudios Ganaderos y Agrícola, Cega, Bogotá

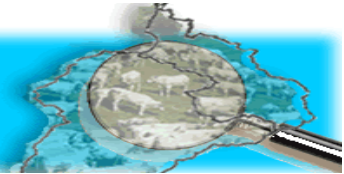
URI, Noel; CHOMO, G.V.; HOSKIN, Roger and HYBERG, Bengt (1993): “The Integration of the Market for Soybeans and Soybean Products”. *Food Policy*. Vol 18:200-13, IFPRI, June

VARGAS, José; SUAREZ, Ruth y LEAL, Ariosto (1999): *La Estructura de Comercialización y Sacrificio del Ganado Gordo en Colombia*. Ediciones Fedegan- Cega, Bogotá, 174 p.



OPCA

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



WILLIAMS, C. and BEWLEY, R. (1993): "Price Arbitrage between Queensland Cattle Auctions". *Australian Journal of Agricultural Economics*. Volumen 37(1): 33-55, April.

ZANIAS, George. (1993): "Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets". *Journal of Agricultural Economics*, Vol.44:418-427.

----- (1999): "Seasonality and Spatial Integration in Agricultural (Product) Markets". *Agricultural Economics*, 20:253-262