

TRANSMISION DE PRECIOS ENTRE MERCADOS REGIONALES GANADEROS DE COLOMBIA

PRICE TRANSMITION AMONG COLOMBIAN CATTLE REGIONAL MARKETS

Omar Enrique Castillo¹, Luis Ambrosio Flórez²

RESUMEN

Para evaluar la eficiencia de los mercados agrarios regionales se analizó el mecanismo de transmisión de precios entre los mismos, utilizando modelos econométricos de series temporales no estacionarias, tales como los modelos de cointegración y los modelos de corrección del error. Se aportó evidencia empírica sobre la permanencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre los precios de mercados separados geográficamente y se probaron hipótesis relativas a la estructura de esas relaciones. Para medir la magnitud de la transmisión a corto plazo se utilizó el análisis de impulso - respuesta generalizada. Como caso de estudio, se analizó el mecanismo de transmisión de precios del ganado cebado entre mercados regionales de Colombia. Se concluye que los mercados analizados son eficientes, si bien, la integración es mayor entre los mercados de origen y destino que entre los mercados de origen entre sí y que entre los mercados de destino entre sí.

Palabras claves: integración espacial de mercados, eficiencia, raíces unitarias, cointegración, impulso respuestas generalizadas.

ABSTRACT

To evaluate the efficiency of the regional agricultural markets, the mechanism of price transmission among them was analysed using econometric models of non stationary temporal series, such as models of co-integration and models of correction of error. To measure the magnitude of the short-term transmission, the analysis of generalized impulse-response was used. As a case of study, the mechanism of price transmission of fattened cattle among regional Colombian markets was analysed. Empirical evidence of the permanency to relations of long-term equilibrium among the market prices geographically separated and hypothesis test related to the structure of those relations is provided. The data showed that the analysed markets are efficient; though, the integration is greater among the markets of origin and destination than among origin markets themselves.

Key words: spatial integration of markets, efficiency, unit roots, co-integration, generalized impulse-response.

¹Economista, Ph.D, Profesor Asociado, Facultad de Ciencias Agrícolas, Universidad de Córdoba, Carrera 6 No. 76-103, Email: ocastillo@sinu.unicordoba.edu.co

²Ingeniero Agrónomo, Profesor Titular, Universidad Politécnica de Madrid. Departamento de Economía y Ciencias Sociales Agrarias. Avenida Complutense s/n 28040 Madrid. Email: flores@eco.etsia.upm.es

INTRODUCCION

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 qué 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?. Para Colombia, Rueda (1995) en diversos productos agrícolas; Kamp *et al.* (1996), 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 shock de mercados.

MATERIALES Y METODOS

Se consideraron 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 la base de datos del Centro de Estudios Ganaderos y Agrícolas, Cega; está expresada en pesos colombianos kg^{-1} de ganado vivo. Para interpretar los resultados de las estimaciones como elasticidades de transmisión de los precios, los datos originales son transformados a logaritmos.

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 \mathbf{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, $\Delta \mathbf{p}_t = \mathbf{p}_t - \mathbf{p}_{t-1}$, 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 Auto Regresivo (VAR):

$$, \quad (3)$$

donde A_i son matrices de parámetros (mxm), $i = 1, \dots, k$; 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 (mx1) 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 modificados: los dos clásico de Phillip y Perron (1988), el de Bhargava (1986) y el de Elliott *et al.* (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 criterios de información de Akaike, Schwartz, y Hannan Quinn, (Lütkepohl, 1993) para la determinación del orden del retardo k y (iv) del estadístico Portmanteau, en 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 (mxr) y de rango completo r (con $1 \leq r < m$), tales que (i) $\Pi = \alpha\beta^T$ y (ii) las $rx1$ 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 (rx1) componentes del vector $\beta^T P_{t-1}$, las llamadas relaciones de cointegración, se interpreta 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 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 éste trabajo estamos interesados sólo en testar hipótesis sobre las componentes de α y β^T y la distribución asintótica del estadístico que utilizaremos para estas pruebas tests sí es única.

Johansen (1988) propone dos test 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 el llamado test 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; 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 (rxm) a $(rx(m-1))$ eliminando de β^T la columna asociada al mercado i -ésimo. El estadístico para ésta hipótesis es una χ^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 costos 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 costos de transferencia. Esta hipótesis restringe la dimensión del espacio de parámetros de β^T de (rxm) 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 (mxr) a $((m-1)xr)$ eliminando de α la fila asociada al mercado i -ésimo. Nótese que de ésta 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 χ^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 -ésimo. 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 éste 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 éste trabajo nos limitamos a la aproximación más clásica, aunque somos conscientes de que es menos eficiente.

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 $\epsilon_{it} = \delta_i$ 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):

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

$$M_n = A_1 M_{n-1} + A_2 M_{n-2} + \dots + A_k M_{n-k}, n = 1, 2, \dots (6), \text{ representa una matriz de parámetros de las medias móvil del MCE (Pesaran y Shin, 1996) y donde}$$

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

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 $\psi_{p,i}^g(n)$

RESULTADOS Y DISCUSION

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 (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:

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

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

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%.

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

Valores y variables estadísticos	Valor crítico Asint. ^a (0.01)	Valor crítico Asint. ^a (0.05)	Valor crítico Asint. ^a (0.10)	Precio nominal Medellín	Precio nominal Bogotá	Precio nominal Montería	Precio nominal Villavicencio
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

^aValor crítico asintótico para rechazar la H₀ de no estacionariedad para el caso p = 0 y

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. 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).

Tabla 2. Prueba de cointegración multivariante de Johansen.

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%)

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.

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	Probabilidad	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.

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 5.991, 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 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 mismos, 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 shock de precios pueden por tanto transmitirse indirectamente vía los vínculos de comercio que conectan a las regiones. 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.

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 ésta 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 sistema, 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 \leftrightarrow Bogotá, Bogotá \rightarrow Montería, Medellín \rightarrow Montería, Villavicencio \rightarrow Bogotá, Medellín \rightarrow Villavicencio.

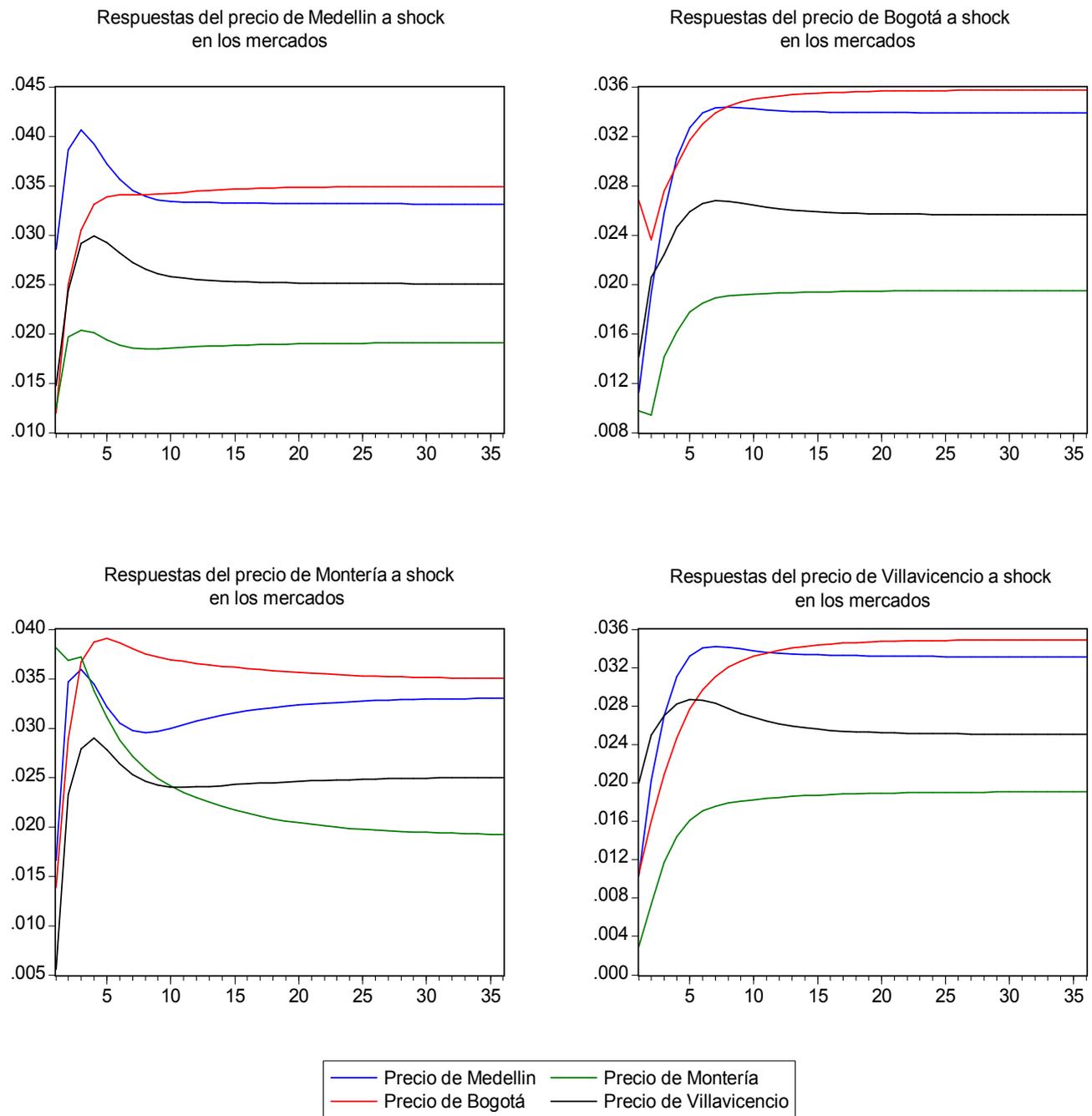
Magnitud de la transmisión de precios en el corto plazo.

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. 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 la gráfica 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 shocks 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 éste 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.



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

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 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 tiendan 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. 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 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.

BIBLIOGRAFIA

- Ahn, S. y Reinsel, G. 1988. Nested reduced-rank autorregressive models for multiple time series. *Journal of the American Statistical Association* 83:849-856
- Ahn S. y Reinsel, G. 1990. Estimation for partially nonstationary multivariate autorregressive models. *Journal of the American Statistical Association* 85:813-823
- Bhargava, A. 1986. On the theory of testing for unit roots in observed times series. *Review of Economic Studies* 53:369-384
- CCI (CORPORACIÓN COLOMBIA INTERNACIONAL). 2000. La integración espacial del mercado de la papa en Colombia. Sistema de Información de Precios del Sector Agropecuario, SIPSA, Boletín 38,

- Doornik, J. y Hansen, H. 1994. A practical test of multivariate normality. Oxford:Nuffield College.
- Elliot, G.; Rethemberg, T. y Stock, J. 1996. Efficient test for an autoregressive unit. *Econometrica* 64(4):813-836
- Johansen, S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian autoregressive models. *Econometrica* 59(6): 1551-1580
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254
- Johansen, S y Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210
- Johansen, S y Juselius, K. 1992. Testing Structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics* 53:211-244.
- Johansen, S y Juselius, K. 1994. Identification of de long run and the short run structure: an application to the IS-LM Model. *Journal of Econometric* 63(1):7-36-
- Kamp, B.; Lutz, C.; Tilburg, A. y Sanint, L. 1996. Testing market integration: the case of maize in Benin and rice in Colombia. En: Heidhues, F. y Knerr, B. (Ed), *Food and Agriculture Policies under Structural Adjustment*, Peter Lang, Francfurt,317-333
- Lütkepohl, H. (1993): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Second Edition. Spring Verlag, 545p.
- NG-Perron, P. 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, H. y Shin, Y. 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters* 58:17-29
- Pesaran, H. y Shin, Y. 1996. Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics* 71:117-143
- Phillip, P. y Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75:335-346
- Ramírez, M.; Martínez, H; Jiménez, L; Gonzalez, F. y Barrios, C. 2004. Relaciones de precio entre los diferentes eslabones de las cadenas productivas. Documento de trabajo No 50. Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, Observatorio de Competitividad. Bogotá, p
- Rueda, X. 1995. La transmisión d los precios externos a los mercados domésticos en la agricultura colombiana 1970-1992. *Revista de Planeación y Desarrollo*, DNP. 26(1):69-90

-
- Stock, J. y Watson, M. 1988. Testing for common trends. *Journal of American Statistical Association* 83:1097-1107
- Ulloa, C. y Supelano. A. 1985. El abastecimiento de ganado para sacrificio. *Revista Coyuntura Agropecuaria* Centro de Estudios Ganaderos y Agrícola (CEGA) 2(2):161-195
- Vargas, J.; Suárez, R. y Leal, A. 1999. La estructura de comercialización y sacrificio del ganado gordo en Colombia. Ediciones Fedegan- Cega, Bogotá, 174 p.