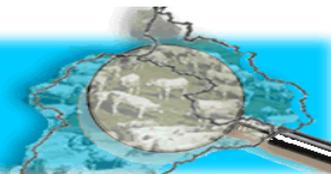




OPCA

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



PATRÓN DE COMPORTAMIENTO TEMPORAL Y ESPACIAL DE LOS PRECIOS DEL FRIJOL CABECITA NEGRA EN EL CARIBE COLOMBIANO, 2006-2012

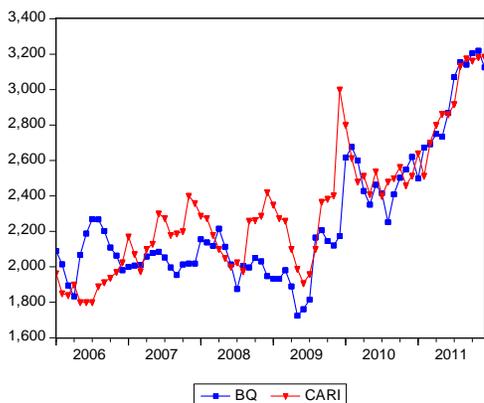
Por: Omar Castillo Nuñez¹

INTRODUCCIÓN

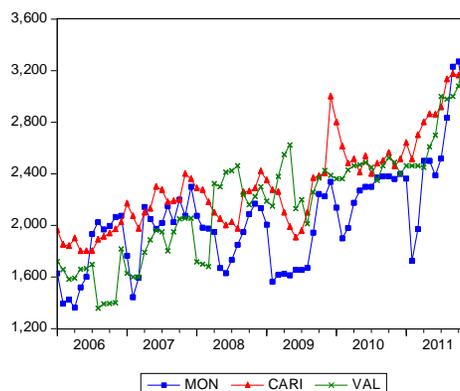
En este escrito se presenta una descripción del comportamiento en el tiempo de los precios del frijol cabecita negra en el Caribe colombiano durante el período enero/2006-diciembre/2011. Se establece el patrón estacional, el carácter cíclico, y la volatilidad de los precios. En la parte final, se examina la eficiencia en la formación espacial de los precios midiendo el grado de transmisión de los mismos en los distintos mercados.

En la gráfica 1 se muestra el comportamiento mensual de los precios del frijol cabecita negra durante el período enero 2006- dic/2011; se presenta también las existencias de frijol en almacenes generales de depósito y las importaciones de frijol en la gráfica 2.

Gráfica 1. Precios del frijol cabecita negra en B/quilla y Cartagena, En/2006- Dobre 2011 (\$/kg)



Gráfica 1a. Precios del frijol cabecita negra en Montería, Valledupar y Cartagena, En /2006-Dobre 2011, (\$/kg)



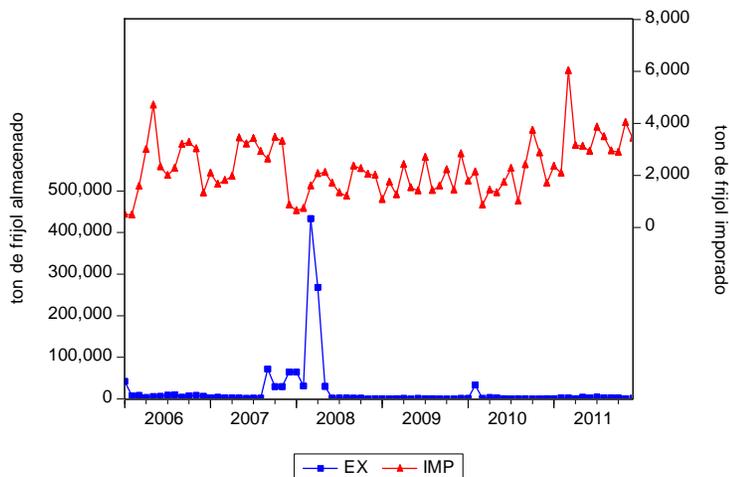
En promedio los precios de mercado, en pesos por kilogramo, son más altos en Cartagena, que corresponde al precio del frijol cabecita negra importado; el nivel de los precios del frijol nacional es más alto en Barranquilla que en Montería y Valledupar.

En promedio, las importaciones mensuales nacionales son de una magnitud de 2.278 toneladas; las existencias en almacenes generales de depósito son de 17.465 toneladas, influenciadas por una fuerte elevación en marzo y abril 2008, que alcanzaron magnitudes entre 200.000 y 400.000 toneladas.

¹ Economista, Profesor titular de la Universidad de Córdoba, Colombia. Ponencia presentada en la primera jornada tecnológica internacional de frijol caupí, organizada por la Universidad de Córdoba durante los días 28 y 29 de noviembre del 2013.



Gráfica 2. Existencias e importaciones mensuales de frijol en Colombia, En/2006- Dcbre/2012 (ton)



1. ESTACIONALIDAD

La estacionalidad de los precios es un patrón de comportamiento que se repite regularmente completándose una vez cada doce meses (Tomek y Robinson, 2004). El índice de estacionalidad señala el porcentaje de variación del precio en un mes cualquiera con respecto al precio desestacionalizado, y fue calculado mediante un procedimiento estadístico llamado media móvil multiplicativa, propuesto por Shiskin y Eisenpress (1957) a finales de los años cincuenta concretado posteriormente en el método X-11. En la tabla 1 se presenta la estacionalidad del frijol cabecita negra en las ciudades de Barranquilla, Cartagena, Montería y Valledupar.

Tabla 1. Índice de estacionalidad de los precios del frijol cabecita negra en el Caribe Colombiano, 2006-2012. (%)

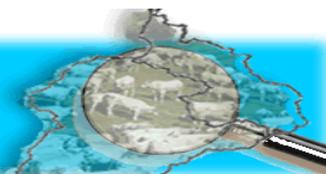
meses	bq	mon	sin	val	cari
ene	1,02	1,02	0,90	0,96	1,07
feb	1,03	0,85	1,05	0,94	1,02
marz	1,02	0,89	1,04	0,96	0,99
ab	1,01	1,00	1,01	1,04	0,98
may	0,97	0,96	0,99	1,06	0,96
jun	0,98	0,94	1,01	1,03	0,97
jul	0,98	0,99	1,01	1,05	0,95
ago	1,00	1,03	0,96	0,96	0,96
sep	1,00	1,04	0,94	0,98	1,01
oct	1,00	1,10	0,99	1,00	1,01
nov	0,99	1,09	1,02	1,00	1,02
dic	0,98	1,12	1,06	1,04	1,08

Fuente. Cálculos del autor con base en información del MADR



OPCA

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



El patrón de comportamiento temporal no es homogéneo. En Barranquilla, el precio es más alto durante el primer semestre del año, entre los meses de enero-abril, en los cuales se eleva hasta 3% por encima del precio desestacionalizado. En Montería, es más alto en el segundo semestre, entre agosto-enero. En esta época del año se eleva hasta 12% por encima del precio desestacionalizado. En Valledupar, se eleva en los meses comprendidos entre abril- julio. En Sincelejo entre febrero- abril y noviembre –diciembre. En Cartagena, el precio del frijol cabecita negra importado tiende a ser más alto entre septiembre – febrero.

La explicación de tal comportamiento parece provenir de las épocas de siembra y cosecha, esto es, de la estacionalidad de la producción. El país produce frijol todo el año. La oferta es abundante en enero; julio-septiembre; y noviembre -diciembre, en los departamentos de Huila, Tolima, y Bolívar. En Antioquia, enero-marzo y julio-oct. En los Santanderes, febrero-mayo y noviembre- diciembre. En el Cesar, julio-septiembre. En Cundinamarca, enero-marzo y julio-octubre.

Las políticas de almacenamiento e importaciones del frijol en general a nivel nacional parecen contribuir también a la conformación de este patrón de comportamiento del precio. Debido a que la producción nacional no satisface las necesidades de la demanda interna, se ha acudido a las importaciones y al manejo de inventarios para satisfacer el consumo anual y atenuar las fluctuaciones de precios. En efecto, cuando se analiza la estacionalidad de las importaciones y de las existencias de frijol en el país se encuentra que las existencias en almacenes generales de depósito son altas desde febrero, tiempo de no cosecha del producto regional, y a partir de entonces se disminuyen. En el fin de año, en diciembre, de nuevo crecen.

Tabla 2. Estacionalidad de las existencias y de las importaciones de frijol, 2006-2012

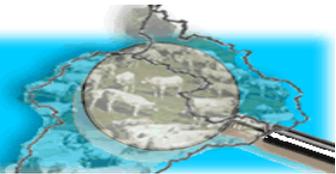
meses	exist	imp
ene	0,85	0,74
feb	3,16	0,80
marz	2,19	0,96
ab	1,77	1,04
may	0,86	1,06
jun	0,88	0,99
jul	0,69	1,15
ago	0,62	0,84
sep	0,80	1,16
oct	0,57	1,39
nov	0,60	1,18
dic	1,09	0,89

Fuente: Cálculos del autor con base en MADR



OPCA

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



Si se correlaciona el logaritmo de las primeras diferencias del precio, esto es, la tasa de crecimiento, con el logaritmo de las existencias retardadas uno y dos meses, el coeficiente de correlación tiene signo negativo, lo que significa que una disminución de las existencias se refleja en un aumento del precio uno y dos meses hacia adelante; y lo contrario, un aumento de las existencias dos meses atrás, disminuye el precio corriente.

Las importaciones crecen entre abril-mayo; julio, y luego durante el trimestre septiembre-noviembre. Contrariamente, cuando se correlaciona el logaritmo de las importaciones de frijol en general, retardadas en uno y dos meses, con las primeras diferencias del precio tienen un efecto positivo sobre el mismo, excepto en el precio en Valledupar. Dado el carácter de productos sustitutivos en el consumo entre las distintas clases de frijol, y ya que el precio observado del cabecita negro importado está por encima del precio de la cabecita negra nacional, la disposición a pagar del consumidor se desplaza hacia el producto nacional, presionando una subida de su precio.

Debe anotarse, sin embargo, que tales correlaciones no son significativas.

2. CICLOS

El ciclo es un patrón de comportamiento que se repite por sí mismo, y/o por factores externos, regularmente con el paso del tiempo; a diferencia de la estacionalidad, que se repite cada 12 meses, el ciclo tiene una duración superior (Tomek y Robinson, 2004). La periodicidad o longitud de un ciclo se mide por el tiempo transcurrido de un ciclo al siguiente (el tiempo que transcurre desde un pico hasta el siguiente o desde una sima hasta la próxima), usualmente relacionado con el tiempo requerido para ajustar el uso de los factores productivos ante un evento interno o externo.

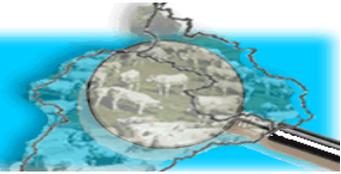
Se ha utilizado para calcular el ciclo del precio la metodología de Moore (1980 citado por Labys 2006:72). En este caso se mide la desviación en porcentaje del logaritmo natural de los precios nominales observados respecto al crecimiento tendencial del precio.

En la gráfica 4 y 5 se muestra el comportamiento para Barranquilla como mercado principal de consumo, o de referencia, y el de Montería y Valledupar como productores.

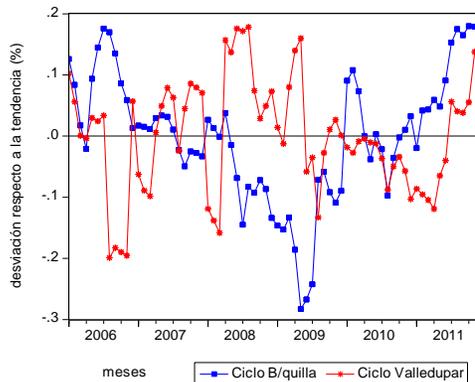


OPCA

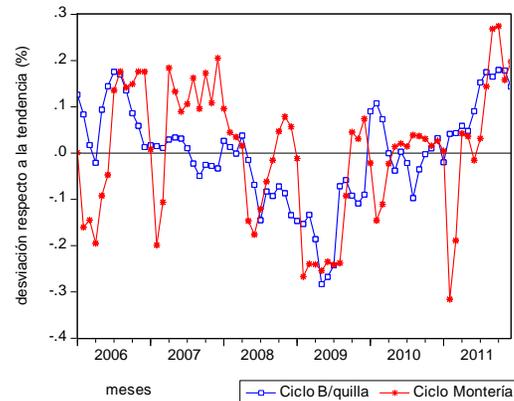
Observatorio de Precios y Costos Agrarios de la Zona Noroccidental del Caribe Colombiano



Gráfica 4. Ciclo del precio del frijol cabaecita negra en Barranquilla y Valledupar (%)



Gráfica 5. Ciclo del precio del frijol en B/quilla y Montería (%)



En Barranquilla son observables dos grandes ciclos: el primero, que va desde julio/2006 hasta febrero /2010, es decir una duración de 43 meses. El segundo, más corto, desde marzo/2010 hasta octubre/2011. Una duración de 20 meses.

La amplitud o intensidad del primer ciclo, definido como la desviación más alta respecto a su tendencia en un pico, fue 0,17; la del segundo ciclo fue 0,18.

El ciclo del precio en Valledupar es más inestable, al igual que lo es en Montería. Tres ciclos se pueden diferenciar en Valledupar: uno, acompañado de varios ciclos más cortos entre enero 2006 hasta agosto 2008, con una duración de aproximadamente 30 meses; y otro desde septiembre/2008 hasta noviembre/2011.

En referencia con el de Barranquilla, el ciclo de precios de Valledupar tiende a moverse contra- cíclicamente.

En Montería, los ciclos han sido bastante inestables. Se identifica uno corto entre agosto 2006- diciembre 2007, es decir, una duración de 16 meses; y una amplitud de 0,2°. El otro gran ciclo va desde enero/ 2008 a octubre /2011, acompañado de ciclos muy breves. La amplitud fue 0,27.

En referencia al de Barranquilla, el ciclo de precios de Córdoba es pro-cíclico, esto es, se mueven la misma dirección.

3. VOLATILIDAD

La volatilidad indica el rango dentro del que los precios pueden variar en el futuro. Un incremento en la volatilidad implica mayor incertidumbre sobre los precios futuros puesto que el rango en el que podrían permanecer se vuelve más amplio. Como resultado, productores y consumidores se ven afectados por la volatilidad de precios puesto que aumenta el riesgo y la incertidumbre en los mercados. Más específicamente, aumentos en la



OPCA

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



volatilidad reduce la seguridad de las predicciones futuras de productores y consumidores sobre los precios de los productos.

Una aproximación intuitiva a este concepto se hace mediante el coeficiente de variación definido como el cociente entre la desviación típica y la media de los precios mensuales, σ y μ respectivamente (Tohova, 2010). Los factores asociados a la volatilidad están relacionados con las variaciones de tiempo atmosférico, que inciden sobre los rendimientos físicos de los cultivos, al manejo de las políticas de almacenamiento, y al carácter inelástico de la demanda de los productos. Entre más inelástico al precio es un producto agrario a nivel de la demanda derivada, mayor es la volatilidad.

En la tabla 3 se presentan los cálculos del coeficiente de variación, cv , de los precios nominales mensuales durante el período considerado.

Tabla 3. Volatilidad de los precios del frijol cabecita negra en el Caribe colombiano, 2006-2011

Ciudades	μ	σ	cv
B/quilla	2261,0	374,4	0,166
Cartagena i	2328,5	370,5	0,159
Montería	2060,4	405,9	0,197
Valledupar	2194,7	454,7	0,207

Fuente: Cálculos del autor

A pesar de la periodicidad mensual de la información la variabilidad de los mismos es relativamente alta, reflejando el riesgo-precio al que están sometidos los agricultores y consumidores. El precio del frijol cabecita negra importado es menos volátil que el nacional como lo deja ver el coeficiente de variación en Cartagena, que corresponde al precio del importado.

En Montería y Valledupar, se experimentan fluctuaciones de los precios más acentuadas que en Barranquilla y Cartagena.

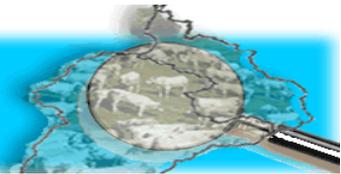
4. EFICIENCIA EN LA FORMACIÓN DE PRECIOS

¿Se transmiten las variaciones de precios del frijol cabecita negra nacional entre las ciudades del Caribe aquí analizadas? La respuesta a esta pregunta tiene que ver con el asunto de si los precios del mismo se forman de manera eficiente. Ello ocurre cuando un gran número de compradores y vendedores, todos con acceso similar a la información pertinente del mercado, actúan entre sí para conformar un precio en el proceso de intercambio. En una economía de mercado eficiente la integración de los precios es ocasionada por el arbitraje. Este funciona así: los participantes en el mercado reaccionan al observar que los precios en dos mercados son lo bastante diferente como para poder obtener utilidades comprando en el mercado de precios bajo y vendiendo en el mercado de precio alto. Si rigen condiciones competitivas, la diferencia anormal en los precios desaparece porque disminuyen los suministros hacia el



OPCA

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



mercado de precio bajo, lo que ejerce una presión alcista en los precios; y aumentan los suministros hacia el mercado de precios altos, lo que hace que estos descendan. Por tanto, las diferencias en los costos deben reflejar sólo los costos normales de transporte. Cuando eso sucede, se dice que el mercado es integrado y las variaciones de precio se transmiten de manera perfecta entre los mismos.

Una aproximación empírica a ello se hace utilizando Econometría de series de tiempo probando que los precios están cointegrados. Para ello se procede según la siguiente metodología:

i) Se identifica el orden de integración de las series de precios mediante la prueba de raíz unitaria propuesta por Elliot, Rothemberg y Stock, ERS, (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, por los valores destendencializados de la regresión mínimo cuadrática generalizada,

$$\Delta P_t^d = \lambda P_{t-1}^d + \dots + \beta_p P_{t-p}^d + v_t \quad (1)$$

ΔP_i^d = la serie precios mensuales en primeras diferencias destendencializados en los mercado de Barranquilla, Montería y Valledupar.

La hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en las primeras diferencias de la serie se rechaza si la estimación de λ en la ecuación (1) cae por debajo de los valores críticos propuestos por ERS (1996).

ii) Para probar si existe cointegración (Engle y Graner (1987) entre las series de precios se aplica 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: “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 el estadístico calculado debe ser inferior al valor crítico tabulado según Mackinnon-Haug y Michelis (1999).

Si las series de precios 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, 2010):

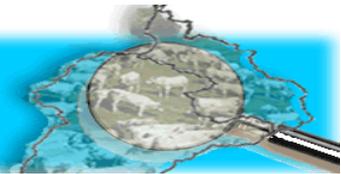
$$\Delta P_t = \mu + \sum_{i=1}^k \Gamma \Delta P_{t-1} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$\Delta P = (Pb, Pm, Pv)^T$ es un vector columna de precios en primeras diferencias del frijol cabecita negra en Barranquilla, Montería y Valledupar, respectivamente.



OPCA

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



μ = vector columna de términos independientes.

Γ = matriz de coeficientes de los precios en primeras diferencias.

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; t = índice de tiempo, desde enero/2006-diciembre/2011.

Π = matriz 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 de orden $m \times r$, donde m es el número de mercados, 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 periodo.

En la tabla 4 se muestra el resultado de la prueba de raíz unitaria. Como puede verse, se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en las primeras diferencia de los precios ya que el valor calculado de λ cae por debajo del nivel crítico al 1% , -2,59. En consecuencia, las series son integradas de orden 1.

Tabla 4. Prueba de raíz unitaria DFGLS a los precios del frijol CN en el caribe

variable	λ
b/quilla	-6,54
cartagena	-8,70
montería	-6,82
valledupar	-5,48
valor crítico al 1% =	-2,59

En la tabla 5 se muestra el resultado de la prueba de cointegración del máximo valor propio. Ellos indican que se acepta la hipótesis de la existencia de un vector de cointegración ya que el estadístico máximo valor propio calculado 5,67 es inferior al valor crítico al 5%, 14,26.

Tabla 5. Prueba de cointegración de Johansen de los precios del frijol

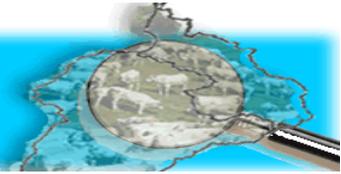
Hipótesis	Estadístico		Vr crítico	
Nro. Vector cointegrac	Vr. propio	Max. vr. propio	al 5%	Prob.**
Ninguno	0,28	22,67	21,13	0,03
A lo sumo 1	0,08	5,67	14,26	0,66
A lo sumo 2	0,00	0,01	3,84	0,91

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values



OPCA

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



La matriz $\Pi = \alpha\beta^T$ del modelo (2), normalizado con el precio del mercado de Barranquilla es:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_b \\ \Delta P_m \\ \Delta P_v \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,032 \\ 0,301 \\ -0,20 \end{bmatrix} [P_{b_{-1}} - 1,33P_{m_{-1}} + 0,237P_{v_{-1}} + 0,602]^T \quad (3)$$

Interesa identificar el vector de cointegración. En primer lugar, se prueba la hipótesis que el mercado del frijol es un mercado único con transmisión perfecta de precios, Esto implica que el vector de cointegración identificado tendría la forma:

$$\beta^T = [1 \quad -1 \quad -1 \quad *]^T \quad (4)$$

El orden de las variables en el vector β^T (4) corresponde al mismo que se observa la expresión (3). La prueba relación de verosimilitud, *LR*, de identificación del vector, distribuida con una Chi cuadrado $\chi^2(r \times (m - k))$ grados de libertad, rechaza la hipótesis propuesta al 1%. Es decir, el mercado regional del frijol cabecita negra no es único. No hay una transmisión perfecta de precios.

Segundo, se prueba la hipótesis: $\beta^T = [1 \quad -1 \quad 0 \quad *]^T$ (5)

Indica que el vector identificado corresponde a una estructura en el que el mercado de Barranquilla está perfectamente integrado con el de Montería.

El estadístico *LR* con 2 grados de libertad acepta a la hipótesis propuesta. El mercado examinado se caracteriza por una transmisión perfecta de precios entre el mercado de Barranquilla y Montería; el mercado de Valledupar es otro mercado distinto, esto es, las variaciones entre sus precios no se transmiten perfectamente en el largo plazo.

Finalmente, sobre la matriz α se prueba cuál es la relación de causalidad entre los mercados. Si un coeficiente de ajuste es cero, significa que ese mercado causa en el sentido de Granger a los precios en los otros mercados.

La hipótesis conjunta se formula como: $\alpha\beta^T = \begin{bmatrix} 0 \\ * \\ * \end{bmatrix} [1 \quad -1 \quad 0 \quad *]^T$

Que indica que el precio de Barranquilla es exógeno, causa en el sentido de Granger a los otros y está integrado perfectamente con el mercado de Montería. El estadístico *LR* con 3 grados de libertad acepta la hipótesis propuesta al 5% de significación.

En resumen, en este escrito se ha examinado el comportamiento en el tiempo y en el espacio de los precios del frijol cabecita negra en la región Caribe Colombiana. La evidencia empírica deja ver que los precios son estacionales, cíclicos y volátiles, lo cual es una característica de los precios agrarios, asociada al carácter biológico de la producción, la estacionalidad de esta

y la baja elasticidad precio de demanda. La política de almacenamiento y de importaciones no ha logrado atenuar las fluctuaciones de estos.

Se examinó también el comportamiento de los precios en distintos mercados geográficos del Caribe colombiano: la evidencia empírica soporta la tesis que no es un mercado integrado: el mercado de Barranquilla causa a los precios en los demás mercados y las variaciones se transmiten en el largo plazo de manera perfecta con el mercado de Montería.

BIBLIOGRAFÍA

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.

Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. Third edition, Willey, USA, 460p

Engle, R. and C. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol 55 (2) pág. 251-276

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12. p 231-254.

Mackinnon J, Haug A, Michelis L. (1999). Numerical distribution functions for unit roots and cointegration test. *Journal Applied Econometrics*, 14:563-577.

Moore, G. (1980). *Business cycles, inflation and forecasting*, Cambridge: National Bureau Economic Research. Citado por W Labys (2006). *Modeling and forecasting primary commodity prices*. Asghate, 235p

Shiskin, J. and H. Eisenpress (1957). "Seasonal adjustment by electronic computer methods", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 52, pág. 280

Tohova, M. (2010). Main challenges of price volatility in agricultural commodity markets. In, Isabelle Piot-Lepetit and Robert M'Barek (Editors). *Method to analyse agricultural commodity price volatility*, Springer, pp13-29, New York

Tomek, W and K. Robinson (2003). *Agricultural product prices*. USA: Cornell University Press, pág. 175.