



OPCA

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



REVISITANDO LA VIEJA RELACIÓN DE LA REPUESTA DE LA OFERTA AL PRECIO. EL CASO DE LA OFERTA DE YUCA EN LOS DEPARTAMENTOS DE CÓRDOBA - SUCRE, COLOMBIA.

Documento de trabajo

Omar Castillo Nuñez¹

INTRODUCCIÓN

Según las evidencias arqueológicas, el cultivo de la yuca fue, desde el punto de vista histórico, el primero implementado por la cultura Cenú entre los años 1.000 aC-500 aC (Dolmatoff y Dolmatoff, 1956). Por lo tanto, existe una tradición milenaria en la producción y el consumo en los Departamentos de Córdoba y Sucre, localizados en la zona noroccidental del caribe colombiano.

Su contribución a la producción nacional no es nada despreciable: de hecho, durante el período 1976-2019 estos dos Departamentos han aportado en, promedio, el 18% de ella; el 17% del área, y el rendimiento físico de la tierra ha estado 8 puntos porcentuales por encima, 108% (Pérez 2021). Durante este mismo período, la producción física creció a una tasa geométrica constante de 2,2%; el área, 1,6%; el rendimiento, 0,6% (Castillo y Oyola, 2020). Se deduce, por ende, que la expansión del área explica el 73% del crecimiento de la producción, y el avance en rendimientos explica el 27%.

La respuesta de los productores agrarios a los cambios de precio del producto, conocida como la respuesta de la oferta agraria, ha tenido una larga tradición en la Economía agraria (Nerlove, 1956; Lee y Helmberger, 1985; Chavas, Chambers y Pope, 2010, Brockhaus et al, 2016). Mide la variación de la oferta agraria ante los cambios de precio y de otros factores determinantes de ella que en conjunto ayudan a extraer el verdadero rol del precio sobre las variaciones de la oferta. La evidencia empírica, reseñada por Rao (1989), Mundlak (2001), Haile et al (2016), muestra que los agricultores prefieren precios más altos, mejoramiento tecnológico, y mejores infraestructuras, todo lo cual aumenta sus ingresos económicos.

En Colombia, Junguito (1980), García y Montes (1987, 1988), Betancourt (1989), Ramírez et al (2004), estimaron elasticidades de oferta-precio de productos agropecuarios individuales y a nivel de la oferta agregada; encontraron que la producción agraria sí responde a cambios en los precios y estos cambios se transmiten vía modificaciones del área y de los rendimientos físicos.

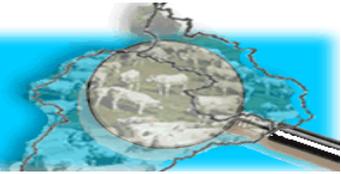
En lo regional, la evidencia es inexistente. Pérez (2021) estableció relaciones de correlación significativas entre las primeras diferencias de la oferta de yuca con variables en primeras diferencias como el precio, el precio del ñame y el riesgo -precio; y no

¹ Economista. Doctor en Economía agraria. Profesor titular de tiempo completo de la Universidad de Córdoba, Colombia. Facultad de Ciencias Agrícolas. Correo electrónico: ocastillo@correo.unicordoba.edu.co



OPCA

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



significativas, aunque con signo correcto, con el riesgo-clima, la rentabilidad de un producto competente, y el cambio técnico.

Esta investigación busca responder en el nivel subregional la pregunta: si varía el precio de la yuca en los Departamentos de Córdoba y Sucre ¿cómo responde y en cuánto varía la oferta de esta en el largo plazo?

La mayoría de los estudios a nivel nacional han utilizado el enfoque del modelo de ajuste parcial Nerloviano en el que los cambios del precio esperado del producto provocan variaciones de la oferta las cuales seguirán una trayectoria de ajustes a través del tiempo hasta llegar a su nivel de largo plazo. Este enfoque tiene al menos dos limitaciones:

i) Ni el nivel de producto deseado o futuro, ni el precio esperado son observables. La literatura empírica ha empleado diferentes tipos de proxies para estas variables que pueden afectar los resultados obtenidos: en el caso del precio esperado del producto, la literatura no provee evidencias inequívocas con respecto a cuál modelo de formación de las expectativas debe ser utilizado para la estimación empírica de la respuesta de la oferta (Nerlove and Bessler 2001).

ii) No toma en cuenta que los datos de series de tiempo de variables económicas tienen tendencias estocásticas (Nelson y Plosser, 1982) que generan estimaciones sesgadas y altos coeficientes de determinación, R^2 , debido a la regresión espuria de variables explicativas con tendencias que conducen a sobrestimar las pruebas de significación de los coeficientes estimados (los valores de la prueba t –student) en el caso de autocorrelación (Granger y Newbold, 1974; Phillips, 1986).

A diferencia de las anteriores, en esta investigación los resultados que dan respuesta a la pregunta planteada se obtienen a partir de la aplicación de metodologías econométricas que toman en cuenta las características estocásticas de las series de tiempo utilizadas y se contrasta la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo a través de un vector de cointegración entre las variables en una ecuación única de regresores.

Los resultados obtenidos aportan evidencia empírica adicional acerca de la respuesta de la oferta al precio de un cultivo individual considerado tradicional en sus técnicas de producción (Aguilera 2012) y de unidades de producción pequeñas² en los cuales la racionalidad económica podría ser limitada. Además, sus resultados tienen implicaciones de política sectorial y macro.

En lo que sigue a esta introducción se esbozan conceptos teóricos y resultados empíricos de la respuesta de la oferta agraria, la metodología econométrica, los resultados obtenidos y las conclusiones y recomendaciones.

ASPECTOS TEÓRICOS Y EMPÍRICOS DE LA RESPUESTA DE LA OFERTA AGRARIA

² El censo nacional agropecuario del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE, en el año 2014 reportó en los dos Departamentos 45.177 hectáreas sembradas de yuca en 19.240 unidades de producción; por ende, el tamaño medio de las unidades de producción es 2,3 hectáreas.



OPCA

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



En Microeconomía la definición de la respuesta de la oferta agraria se refiere a cuánto varía ésta cuando varía el precio del producto y los otros factores económicos determinantes, como: el precio de los insumos, el precio de los productos competentes por recursos, el precio del coproducto, etc. permanecen constantes³.

Una variación del precio del producto pagado al agricultor, no obstante, puede desencadenar una cadena de cambios de tal manera que el efecto neto en la cantidad ofrecida difiera del obtenido bajo las condiciones mencionadas de otros factores de oferta constantes. Cochrane (1955) plantea que la respuesta neta de la oferta a un cambio de precio es el resultado de movimientos a lo largo de la curva de oferta y de desplazamientos en el nivel de la curva. Así, un cambio de precio puede provocar tanto desplazamiento de la curva de oferta como movimientos a lo largo de la misma, dependiendo de si la variación del precio es un aumento o una disminución. En particular, cuando aumenta el precio del producto y los ingresos económicos mejoran, los agricultores tienden a aumentar las áreas sembradas o a intensificar el uso de la tierra mediante la incorporación de nuevas tecnologías e insumos que aumentan los rendimientos físicos a una velocidad superior a cuando los precios son constantes o declinan, pues precios más altos permiten financiar la adopción de esas nuevas tecnologías. Cuando los precios bajan los agricultores no descartan las nuevas tecnologías y se mueven a lo largo de la nueva curva de oferta descendentemente.

Rao (1989), Mundlak (2001), Haile et. al (2016) dan cuenta de los principales resultados empíricos de la respuesta de la oferta agraria. En particular, Mundlak (2001:47), destaca:

(i) La elasticidad de la oferta agraria agregada en el corto plazo cae en el rango de 0,1 a 0,3 cuando se estima directamente, esto es a través del enfoque de ajuste parcial Nerloviano.

(ii) Las elasticidades estimadas decrecen con el nivel de agregación; en general, los valores son más altos cuando se estima para productos individuales que cuando se evalúan en el producto agregado.

(iii) La estimación indirecta de la elasticidad de la oferta, obtenida a través de la estimación de la demanda del factor y de la oferta del producto dentro de una estructura de maximización de la ganancia económica, es mayor que cuando se estima directamente.

(iv) Se ha observado que cuando se introduce el producto retardado en la ecuación empírica de la oferta, mejora el ajuste y generalmente elimina la correlación serial. Sin embargo, cuando se introduce a la ecuación una medida del capital o de los insumos fijos, la relevancia estadística de la variable dependiente retardada se reduce o resulta insignificante. Un resultado similar se obtiene cuando se agrega una variable de tendencia.

³ Aparte de esos factores económicos, llamados factores de precio; otros factores -llamados de no-precio-, afectan la oferta agraria desplazándola en el tiempo. En el corto plazo, los factores climáticos, asociados a la naturaleza como la disponibilidad de agua y la calidad de los suelos generan riesgo-rendimiento; la variabilidad de los precios genera riesgo-precio. Factores institucionales: la política macroeconómica y la política sectorial relacionadas con el crédito, la provisión de bienes públicos (infraestructuras de riego y drenaje, comunicación y transporte, almacenamiento, la investigación agraria, la educación rural) y las instituciones de tenencia de la tierra, etc.



OPCA

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



(v) Cuando la muestra se subdivide en periodos de acuerdo con la dirección del cambio de precios se ha encontrado que:

- a) La elasticidad de la oferta es mayor en períodos de incremento de precios
- b) Cuando el capital se incluye en la función de oferta su coeficiente es positivo en períodos de crecimiento de precios, y es cero en periodos en los que éstos caen.
- c) Cuando se utilizan retardos distribuidos, la tasa de ajuste del modelo es mayor en períodos de aumentos de precio.

Se asume en esta investigación: i) La variación del producto ante las variaciones del precio es simétrica; por ende, la relación entre las variables es lineal.

ii) La relación de equilibrio de largo plazo es estática, en el sentido que el modelo no da cuenta del proceso de ajuste cuando en el corto plazo las variables tienden a alejarse de esa relación de equilibrio de largo plazo, por lo tanto, no se introducen variables dependientes ni explicativas retardadas.

METODOLOGÍA

Esta investigación acude a técnicas de modelación econométrica de series de tiempo entre variables no estacionarias integradas de orden 1, $I(1)$. Una serie es $I(1)$ si se vuelve estacionaria en sus primeras diferencias. En general, una ecuación de regresión que involucre los niveles de estas variables producirá resultados equivocados en las pruebas convencionales de significación de los coeficientes mostrando espuriamente una relación significativa entre series no relacionadas (Phillips, 1986).

El enfoque típico es diferenciarlas hasta volverlas estacionarias. Si las series de tiempo, además, están cointegradas es posible estimar relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables no estacionarias dentro de un Modelo de Corrección del Error, MCE. Dos o más series $I(1)$ pueden ser estacionarias, $I(0)$, en cuyo caso las variables están cointegradas, esto es, existe una combinación lineal, una ecuación de cointegración que caracteriza la relación de equilibrio de largo plazo predicha por la teoría económica (Engle y Granger 1987).

Consideramos una ecuación de cointegración con vector de cointegración único, sugerida por Hansen (1992), Phillips y Hansen (1990) cuyos coeficientes, β , se estiman con métodos de regresión.

$$y_t = x_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_t \tag{1}$$

$x_t' = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})$ es un vector de variables explicativas, regresoras o predictoras
 $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')'$ es un vector de tendencias determinísticas regresoras y las n regresores estocásticos, x_t , son gobernados por el sistema de ecuaciones:

$$x_t = \Gamma_{21}' D_{1t} + \Gamma_{22}' D_{2t} + \varepsilon_{2t} \tag{2}$$

$$\Delta \varepsilon_{2t} = v_t$$



OPCA

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



Coefficientes Γ de tendencias determinísticas regresoras del vector D_{1t} entran en la ecuación cointegrante y en la ecuación de regresores, mientras los del vector D_{2t} son incluidos en la ecuación de regresión, pero no en la ecuación cointegrante.

$[u_t, v_t]'$ es un vector de perturbaciones $I(0)$. En general, estas perturbaciones pueden estar autocorrelacionadas y correlacionadas entre sí. Los elementos de y_t y los de los regresores x_t son $I(1)$ y cointegrados, pero se excluye tanto la cointegración entre los elementos de x_t y la multicointegración. Bajo estas condiciones el vector de la serie de tiempo $[y_t \ x_t]'$ es cointegrado con vector de cointegración $[1, -\beta']'$.

El estimador mínimo- cuadrático ordinario de β en la ecuación (1) fue sugerido y analizado, entre otros, por Engle y Granger (1987), Stock (1987), Park y Phillips (1988). Este se mostró como un estimador superconsistente de β aun en situaciones donde u_t y v_t están correlacionados entre sí. Sin embargo, como en la regresión estándar, tal correlación entre los residuales del vector de cointegración vuelve inapropiada la inferencia sobre los coeficientes del vector de cointegración, y los regresores no son estrictamente exógenos con el término de error u_t (Martin et al, 2013:707-711; Enders, 2017:339; Harris and Sollis, 2003:79-82).

Estimador *FMOLS*

Para resolver estos efectos de correlación serial y de endogeneidad en los regresores que surgen ante la existencia de una relación de cointegración, Phillips ande Hansen (1990) modificaron el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios e introdujeron el estimador Mínimos Cuadrados Ordinarios Modificados, FMOLS, el cual emplea una corrección semi-paramétrica para eliminar la correlación de largo plazo entre la ecuación cointegrante y las innovaciones de los regresores estocásticos. Implica los siguientes pasos (en este punto sigo a Martin et al (2013:71 para la estimación de la ecuación (1):

i) Estimar la ecuación (1) mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios para obtener β_{OLS} y \hat{u}_t ; \hat{v}_t puede estimarse indirectamente como $v_t = \Delta \varepsilon_{2t}$ desde la regresión en niveles de la ecuación (2), o directamente de la misma regresión diferenciada de Δx_t .

ii) Formar el vector $z_t = (\hat{u}_t, \hat{v}_t)'$ y obtener la estimación de las matrices de varianza-covarianza de largo plazo:

$$\Omega_{zz} = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E[z_t z_{t-j}'], \quad \hat{\Lambda}_{zz} = \sum_{j=0}^{\infty} E[z_t z_{t-j}']$$

utilizando estimadores de cualquiera de los enfoques existentes: el kernel no paramétrico (Newey & West, 1987; Andrews, 1991); o el kernel prewhitened (Andrews & Monahan, 1992). Cada una de ellas se particiona conforme con u_t :

$$\hat{\Omega}_{zz} = \begin{bmatrix} \hat{\omega}_u^2 & \hat{\omega}'_{vu} \\ \hat{\omega}_{vu} & \hat{\Omega}_{vv} \end{bmatrix}, \quad \hat{\Lambda}_{zz} = \begin{bmatrix} \hat{\delta}_u^2 & \hat{\delta}'_{vu} \\ \hat{\delta}_{vu} & \hat{\Lambda}_{vv} \end{bmatrix}$$

iii) El estimador *FMOLS* de β es:



$$\begin{bmatrix} \beta \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = [\sum_{t=2}^T h_t h_t']^{-1} \left[\sum_{t=2}^T h_t y_t^* - T \begin{bmatrix} \delta_{vu}^* \\ 0 \end{bmatrix} \right] \quad (3)$$

Donde $h_t = (x_t', D_t')'$

$$y_t^* = y_t - \hat{v} \hat{\Omega}_{vv}^{-1} \hat{\omega}_{vu} \quad y$$

$$\delta_{vu}^* = \hat{\delta}_{vu} - \hat{\Lambda}_{vv} \hat{\Omega}_{vv}^{-1} \hat{\omega}_{vu}$$

La clave de la estimación *FMOLS* es la construcción de los estimadores de la varianza de largo plazo Ω y Λ . Este estimador modificado es asintóticamente insesgado y su distribución asintótica es normal mixta, permitiendo realizar pruebas de Wald utilizando la inferencia estadística Chi-cuadrado asintótica.

Estimadores alternativos de la ecuación (1) con los que se obtiene los mismos resultados han sido propuestos por Saikkonen (1991), Phillips (1991), Park (1992), Stock y Watson (1993) y Marinucci y Robinson (2001).

Pruebas de cointegración

Para probar la existencia de cointegración entre las variables de la ecuación de regresores cointegrantes (1) se realizaron pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987), Phillips y Ouliaris (1990), que son pruebas de raíces unitarias aplicadas a los residuos obtenidos de la ecuación cointegrante (1), y la prueba de variables agregadas $H(p, q)$ de Park (1992).

Bajo el supuesto que las series no están cointegradas, toda combinación lineal de (y_t, x_t') , incluyendo los residuos de la estimación mínimo- cuadrática estática, tienen raíces unitarias no estacionarias. Por lo tanto, la hipótesis nula, H_0 : no cointegración, contra la alternativa, H_a : cointegración corresponde a una prueba de raíz unitaria: H_0 : no estacionariedad contra la H_a : estacionariedad.

Prueba de Engle-Granger (E - G)

La prueba de *E - G*, estima una regresión Dickey- Fuller aumentada de *p*-retardos, *ADF*, de la forma:

$$\Delta \hat{u}_t = (\rho - 1) \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta \hat{u}_{t-j} + v_t$$

Se realizan dos pruebas estadísticas estándar ADF: i) basada en el estadístico *t*- student que prueba H_0 : no cointegración, esto es: $\rho = 1$.

$$\hat{t} = \frac{\hat{\rho} - 1}{se(\hat{\rho})} \quad (4)$$

$se(\hat{\rho})$ es el estimador mínimo cuadrático ordinario del error estándar del $\hat{\rho}$ estimado Stock (1986) y Hayashi (2000) lo definen:

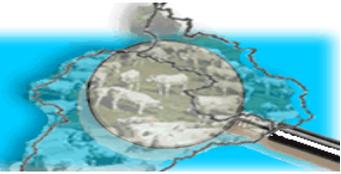
$$se(\hat{\rho}) = \hat{s}_v (\sum_t \hat{u}_{t-1}^2)^{-1/2}$$

ii) Está basada directamente en el coeficiente de autocorrelación normalizado $\hat{\rho} - 1$.



OPCA

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



$$\hat{z} = \frac{T(\hat{\rho}-1)}{(1-\sum_j \hat{\lambda}_j)} \quad (5)$$

Prueba Phillips- Ouliaris ($P - O$)

En contraste con la de $E - G$, la prueba de $P - O$ obtiene una estimación de ρ ejecutando una regresión no aumentada Dickey -Fuller.

$$\Delta \hat{u}_t = (\rho - 1)\hat{u}_{t-1} + \omega_t$$

y usa los resultados para calcular la estimación de la varianza de largo plazo ω_w y la varianza de largo plazo de un solo lado $\lambda_{1\omega}$ de los residuos.

El sesgo corregido del coeficiente de autocorrelación está dado por:

$$(\hat{\rho}^* - 1) = (\hat{\rho} - 1) - T\hat{\delta}_{1\omega}(\sum_t \hat{u}_{t-1}^2)^{-1}$$

Las pruebas correspondientes para contrastar cointegración son:

$$\hat{t} = \frac{\hat{\rho}^* - 1}{se(\hat{\rho}^*)} \quad (6)$$

$$\hat{z} = T(\hat{\rho}^* - 1) \quad (7)$$

Donde: $se(\hat{\rho}^*) = \hat{\omega}_w^{1/2}(\sum_t \hat{u}_{t-1}^2)^{-1/2}$

Los valores críticos son provistos por Mackinnon (1996) incluidos distintos supuestos sobre la presencia de regresores determinísticos en la ecuación de cointegración.

Prueba de variables agregadas de Park

Park propuso una prueba de variables agregadas $H(p, q)$ en la que se contrasta la significancia de tendencias temporales espurias en una ecuación cointegrante estimada usando los métodos distintos a OLS. Si en la ecuación cointegrante (1), por ejemplo $D_1 t$ consta solo de una tendencia cuadrática hasta el orden p , entonces la prueba Park estima el modelo de la regresión espuria incluyendo desde $p + 1$ hasta q tendencias espurias:

$$y_t = x_t' \beta + \sum_{s=0}^p t^s \gamma_s + \sum_{s=p+1}^q t^s \gamma_s + u_t \quad (8)$$

Se contrasta la hipótesis de significancia conjunta de los coeficientes determinísticos $(\gamma_{p+1}, \dots, \gamma_q)$. Bajo H_0 : cointegración, los coeficientes de tendencia espuria deben ser no significativos pues los residuos son estacionarios. Asumiendo la hipótesis que la especificación original de la ecuación de cointegración es la correcta, el estadístico de la prueba se evalúa con la distribución χ_{q-p}^2 asintótica, y debería rechazarse.

DATOS



OPCA

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



Se utilizó la producción, el área y el rendimiento observado durante el período 1976-2019 como variables proxy a las decisiones de oferta (Coyle, 1999; Weersink et al, 2010; Yu et al, 2012, citados por Hayle, 2016).

El cuadro 1 da cuenta de la simbología de las variables, las unidades en las que se expresan y la fuente de la que se toman. x_5 es una variable proxy a la rentabilidad de un producto competente por recursos. Los precios del ganado cebado vivo son tomados del Observatorio de precios y costos agrarios del noroccidente del caribe colombiano, OPCA de la Universidad de Córdoba. Ambos se expresan en pesos corrientes por kilogramo.

Cuadro 1. Variables utilizadas de la oferta de yuca, precio y algunos determinantes

| Variable | Unidad | Fuente |
|------------------------------------|----------------------|---|
| y_1 = oferta de yuca | Toneladas | Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, MADR (1985,2015,2019) |
| y_2 =oferta de yuca | Hectáreas | Ibidem |
| y_3 =oferta | kg/ha | Ibidem |
| x_1 = precio real | \$ const. 2014 | Elaborado con base en DANE (1985,1999,2019), |
| x_2 = Riesgo-precio | Coef. de v/ción | Construcción propia |
| x_3 =riesgo - rendimiento | coef. v/ción lluvias | Construcción con base en IDEAM |
| x_4 = precio ñame | \$ cte/ton | DANE (1985,1999,2019) |
| x_5 =precio relativo yuca/ganado | Kg yuca/kg ganado | Construcción con base en OPCA |

Fuente: Construcción propia.

Las variables y_1, y_2, y_3, x_1, x_4 fueron transformadas en logaritmos naturales para ser interpretada como elasticidades-precio propia y cruzada de la oferta de yuca.

Dadas la característica de muestra pequeña, 44 observaciones, se toma a lo sumo 2 o 3 variables predictoras. Se utilizó el Software Econometric- Views versión 11 (2018) para la estimación del modelo (1).

RESULTADOS

Estadísticas descriptivas.

En la gráfica 1, 2 y 3 se presenta el comportamiento de la producción, el área, y el rendimiento como variables proxy de la oferta; en la 4 y 5 el comportamiento del precio real de la yuca deflactado por el índice de precio al productor agrario del DANE base 2014=100; en la gráfica 4 se muestra la evolución del precio nominal del ñame como producto competente por recurso y expresión de agricultura conjunta en la técnica de cultivo asociado yuca//ñame.

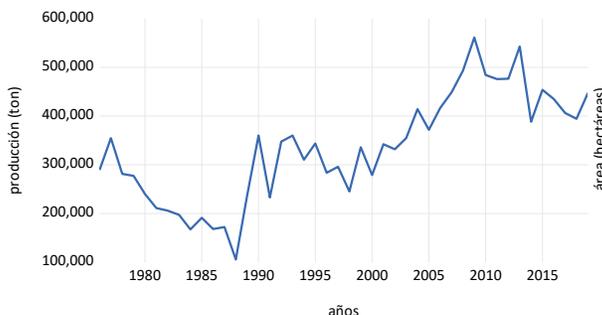


OPCA

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

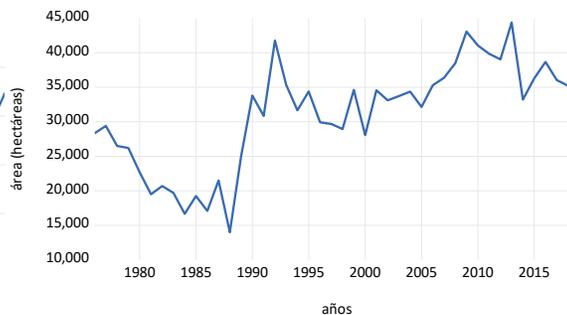


Gráfica 1. Deptos de Córdoba-Sucre. Evolución de la producción de yuca 1976-2019 (toneladas)



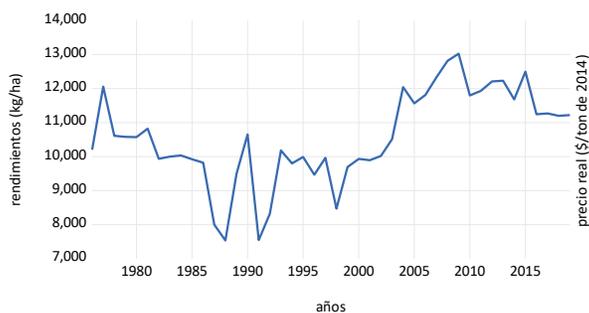
Fuente. MADR

Gráfica 2. Deptos de Córdoba-Sucre. Evolución del área cosechada de yuca 1976-2019, (hectáreas)



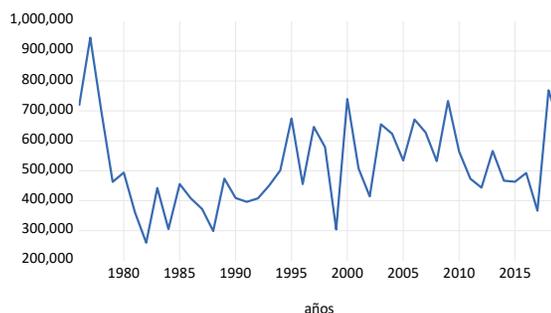
Fuente. MADR

Gráfica 3. Deptos de Córdoba-Sucre. Evolución de los rendimientos físicos de la yuca. 1976-2019, (kilogramos por hectárea)



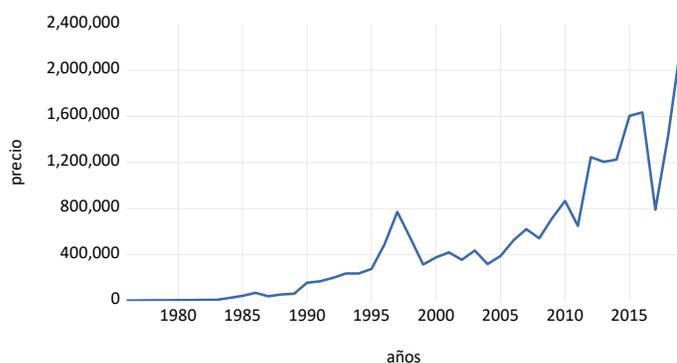
Fuente. MADR

Gráfica 4. Deptos Córdoba-Sucre. Evolución del precio real de la yuca, 1976-2019 (pesos/ton constantes de 2014)



Fuente. MADR

Gráfica 5. Deptos Córdoba-Sucre. Precio nominal del ñame 1976-2019 (\$/ton)



Fuente. MADR

El comportamiento de las variables de oferta y precio de la yuca fue decreciente desde 1976 hasta mediados y finales de los años ochenta; después siguieron una tendencia creciente; el precio del ñame fue, en general, ascendente. A ojos vista, no parecen ser estacionarias en media ni en varianza.

En la tabla 1 se muestran estadísticos descriptivos.



Tabla 1. Deptos. de Córdoba-Sucre. Estadísticas descriptivas de Yuca, y precios, 1976-2019

| VARIABLES-estadísticos | y_1 (ton) | y_2 (has) | y_3 (kg/ha) | x_1 (\$real /ton) | x_4 (\$/ton) |
|------------------------|----------------|----------------|------------------|---------------------|-------------------|
| Media (miles) | 334,7 | 31,1 | 10,6 | 518,5 | 485 |
| Máximo (miles) | 561,1 | 44,4 | 13,0 | 944,6 | 2.240 |
| Mínimo(miles) | 105,5 | 14,0 | 7,5 | 260,0 | 3,0 |
| Desv. estandar | 109,9 | 7,7 | 1,4 | 146,1 | 531,7 |
| Coef. variación | 0,33 | 0,26 | 0,13 | 0,28 | 1,1 |
| Jarque- Bera | 0,6 | 0,31 | 0,62 | 0,28 | 0,00 |
| Observaciones | 44 | 44 | 44 | 44 | 44 |

Fuente: Organizado con base en salida de software

La inestabilidad de la oferta, medida por el coeficiente de variación, es relativamente alta cuando se aproxima con el dato de la producción y del área; la variabilidad del precio también es alta. Excepto el precio del ñame, las demás siguen una distribución normal evaluada con el estadístico Jarque-Bera.

Características estocásticas de los datos

Para identificar el orden de integración de las variables se usó la prueba de raíz unitaria propuesta por Elliot, Rothemberg y Stock, ERS, (1996), conocida por su sigla en inglés como DF-GLS: Dickey-Fuller con Mínimos Cuadrados Generalizados Destendencializados. Esta prueba implica la estimación de la ecuación de la prueba ADF , después de sustituir los valores originales de las variables y_t y x_t por los valores destendencializados de la regresión mínimo -cuadrática generalizada, y_t^d :

$$\Delta y_t^d = \lambda y_{t-1}^d + \beta \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_{p-1} \Delta y_{t-p+1}^d + v_t \tag{9}$$

Donde y_t^d es la variable respectiva destendencializada. La H_0 : existencia de una raíz unitaria en las primeras diferencias de la serie. Esta se rechaza si la estimación de λ en la ecuación (9) cae por debajo de los valores críticos propuestos por MacKinnon (1996).

Los resultados de la aplicación de la prueba de las variables originales se muestran en la tabla 2. Como puede verse, el estadístico λ calculado para las variables y_1, y_3, x_1, x_4 y x_5 en primeras diferencias es menor que el valor crítico al 1% (-2,62), por lo tanto, se rechaza H_0 al 1% y se concluye que son 1(1). Con la variable y_2 en primeras diferencias, se acepta rechazar la hipótesis nula al 5% (-1,95). Las variables x_2 y x_3 son estacionarias.

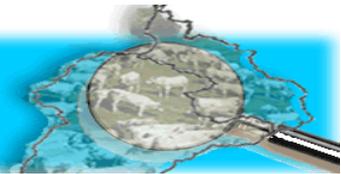


Tabla 2. Prueba de raíz unitaria de los datos DF-GLS

| Variables | En niveles | Primeras diferencias | Orden de integración |
|-----------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | λ calculado | λ calculado | |
| y_1 | -1,01 | -10,2 | $I(1)$ |
| y_2 | -1,15 | -2,58 | $I(1)$ |
| y_3 | -2,5 | -7,15 | $I(1)$ |
| x_1 | 2,07 | -2,03 | $I(1)$ |
| x_2 | -4,83 | | $I(0)$ |
| x_3 | -4,08 | | $I(0)$ |
| x_4 | 1,53 | -7,33 | $I(1)$ |
| x_5 | -1,91 | -536 | $I(1)$ |

Valores críticos: -2,62 al 1%; -1,95 al 5%; 1,61 al 10%

Fuente: Organizado con base en salida de software

La Respuesta de la Oferta Medida por la Producción

Acorde con la ecuación (1) y los resultados de la prueba de raíz unitaria, la ecuación cointegrante general de la oferta de yuca, utilizando como proxy la producción de esta, fue:

$$Ly_1 = \beta_1 Lx_1 + \beta_2 Lx_4 + \gamma_1 + u_t$$

Es decir, se incluyó en la especificación un regresor determinístico, γ_1 , una constante, y dos regresores estocásticos: el precio del producto, Lx_1 , y el precio nominal del ñame, Lx_4 .

Para el cálculo de los estimadores de la varianza-covarianza de largo plazo $\hat{\Omega}$ y $\hat{\Lambda}$ se acudió al enfoque no paramétrico que usa el método prewhitenig (Andrews y Monahan 1992) con un retardo fijado en 1; Kernel Barlett con ancho de banda escogido por el procedimiento Newey-West (1994) automático. Este tuvo un valor de 1,9976 con longitud de 3 retardos. El resultado es la ecuación de regresores:

$$Ly_1 = 0,8066Lx_1 + 0,123Lx_4 + 1,44 + u_t$$

(0,000) (0,000) (0,587)

La cifra en paréntesis corresponde a la probabilidad de rechazar $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \gamma_1 = 0$. El valor de la varianza de largo plazo, que es una estimación de la varianza de largo plazo de u_t condicional con v_t , tuvo un valor de 0,1192. Este es el valor de $\hat{\omega}'_{vu}$ empleado en la formación de la covarianza de los coeficientes y es obtenido de $\hat{\Omega}$ y $\hat{\Lambda}$ usado en la estimación. No se aplicó en su cálculo ninguna corrección por los grados de libertad.



En la tabla 3 se muestran los resultados de las pruebas de cointegración. Como se puede observar, los resultados de los dos estadísticos de la prueba $E - G$ rechaza al 5% de significancia H_0 : no cointegración de la oferta con las variables regresoras.

Tabla 3. Pruebas de cointegración en la oferta de yuca en los Departamentos de Córdoba-Sucre, Colombia, 1976-2019

| Estadísticos | Pruebas de cointegración | | | | | |
|-------------------------------|--------------------------|--------|-------|-------|-------------------|-------|
| | E -G | | P-O | | Park ¹ | |
| | Valor | Prob | Valor | Prob | Valor | Prob |
| Estadístico Tau, $\hat{\tau}$ | -4,26 | 0,025 | -4,44 | 0,016 | 5,74 | 0,017 |
| Estadístico zeta, \hat{z} | -25,8 | 0,0196 | -2837 | 0,009 | | |

¹ se prueba la existencia de una tendencia determinística, $\gamma_2 t$, en la ecuación cointegrante

Fuente: Organizado por el autor con base en salida de software

Los estadísticos de la prueba $P - O$ la rechazan al 1%. El estadístico de la prueba Park rechaza al 5% H_0 : cointegración, si se agrega una tendencia determinística en la ecuación de regresión cointegrante verdadera.

En consecuencia, existe el vector de cointegración:

$$\begin{aligned}
 y_1 &= f(x_1, x_4) = Ly_1 - 0,8066Lx_1 - 0,123Lx_4. \\
 Ly_1 &= 0,8066Lx_1 - 0,123Lx_4 + u_t \quad (10) \\
 R^2 &= 52\%
 \end{aligned}$$

Esta relación de equilibrio de largo plazo indica que la oferta de yuca es sensible a las variaciones de precio del producto: una variación del 10% en el precio real causa una variación de la oferta en el mismo sentido del 8%. Responde también a las variaciones del precio del ñame: una variación del precio nominal del ñame causa una variación en la misma dirección de la oferta de yuca equivalente al 12%.

Para probar que la variación del precio se transmite toda en el largo plazo a las variaciones de la oferta se realizó la prueba de Wald, que prueba la $H_0: 0,8066 = 1$. El t -estadístico, con 40 grados de libertad, acepta H_0 con probabilidad de 0,33.

En Nigeria (provincia de Osun), utilizando datos de corte transversal, la producción mercadeable y el estimador *OLS* través de regresión, Adesiyan et al (2012) reportaron elasticidad-precio de la oferta de yuca de 1,6. También en Nigeria, con datos de series de tiempo en el período 1966-2010 y utilizando un enfoque MCE con la metodología de Johansen, Obayelu y Ebute (2016) no encontraron evidencia válida estadísticamente de relación de largo plazo, es decir la elasticidad-precio fue cero. En Filipinas, Soria y Preciados (2018) durante el período 1985-2015 evidencian relación positiva pero el parámetro estimado no es una elasticidad⁴. Resultados tan disímiles podrían estar relacionados con problemas de especificación: en el primer caso por problemas de heterocedasticidad, en el segundo y tercero por problemas con los grados de libertad al usar 4 y 7 variables predictoras más retardos tanto en estas como en la variable regresada.

⁴ Sus resultados indican que por cada \$100 de aumento en el precio por kilo del año anterior, la producción de yuca aumenta 4,76 ton.



La Respuesta de la Oferta Medida por el Área

Bajo la misma especificación y el mismo escenario de aplicación del estimador *FMOLS*, se obtuvo la ecuación regresora del área como proxy a la oferta de yuca. El ancho de banda fue 2,3518; la varianza de largo plazo = 0,0658).

$$Ly_2 = 0,50Lx_2 + 0,1016Lx_4 + 3,23 + u_t$$

(0,001) (0,000) (0,094)

En la tabla 4 se muestran los resultados de las pruebas de cointegración. Estos indican que se puede rechazar H_0 : no cointegración al 5% y al 1% en los estadísticos E-G y P-O, respectivamente. En consonancia, el estadístico de Park rechaza al 5% de significancia H_0 : cointegración, si se agrega una tendencia cuártica en la regresión cointegrante correcta.

Por lo tanto, existe un vector de cointegración

$$y_2 = f(x_1, x_4) = Ly_2 - 0,50Lx_2 - 0,1016Lx_4$$

$$Ly_2 = 0,50Lx_2 + 0,1016Lx_4 + u_t \tag{11}$$

$$R^2 = 56\%$$

Un aumento (disminución) del 10% en el precio real de la yuca causa un incremento (disminución) del 5% en la oferta, medida por el área sembrada.

Tabla 4. Pruebas de cointegración en la oferta de yuca en los Departamentos de Córdoba-Sucre, Colombia, 1976-2019.

| Estadísticos | Pruebas de cointegración | | | | | |
|-------------------------------|--------------------------|-------|--------|-------|-------------------|-------|
| | E- G | | P-O | | Park ¹ | |
| | Valor | Prob | Valor | Prob | Valor | Prob |
| Estadístico Tau, $\hat{\tau}$ | -4,52 | 0,013 | -4,67 | 0,009 | 10,22 | 0,036 |
| Estadístico zeta, \hat{z} | -27,54 | 0,011 | -30,05 | 0,005 | | |

¹ se prueba la existencia de una tendencia determinística cuártica, $\gamma_4 t^4$ en la ecuación.

Fuente: Organizado con base en salida de software

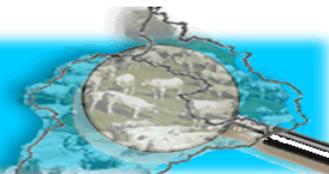
La elasticidad-precio cruzada de la oferta con respecto al precio del ñame, a la luz de la información existente, señala que cuando el precio nominal del ñame varía en 10% la oferta de yuca responde en la misma dirección variando en un porcentaje del 10,2%; en consecuencia, son productos complementarios en el uso de factores de producción.

La Respuesta de la Oferta Medida por el Rendimiento Físico

El modelo plausible de respuesta de la oferta, medida por el rendimiento, fue:

$$Ly_3 = \beta Lx_1 + \gamma_1 + \gamma_2 t + u_t$$

$$Ly_3 = 0,244Lx_1 + 5,89 + 0,005t + u_t$$



(0,014) (0,00) (0,014)

Se estimó bajo el mismo escenario de aplicación del estimador FMOLS incluyendo dos variables determinísticas regresoras. El ancho de banda fue 2,7941; el valor de la covarianza de largo plazo = 0,02999.

En la tabla 5 se prueba la existencia de cointegración. El estadístico \hat{z} de la prueba E-G y P-O rechazan la hipótesis nula de no cointegración, pero al 10%; la de Park rechaza al 1,0% la hipótesis nula de cointegración si se incorpora una tendencia cúbica determinística en la ecuación de regresores.

Tabla 5. Pruebas de cointegración en la oferta de yuca en los Departamentos de Córdoba-Sucre, Colombia, 1976-2019.

| Estadísticos | Pruebas de cointegración | | | | | |
|-------------------------------|--------------------------|------|-------|-------|-------------------|-------|
| | E -G | | P-O | | Park ¹ | |
| | Valor | Prob | Valor | Prob | Valor | Prob |
| Estadístico Tau, $\hat{\tau}$ | -3,65 | 0,10 | -3,67 | 0,098 | 28,0 | 0,000 |
| Estadístico zeta, \hat{z} | -20,98 | 0,08 | -2051 | 0,091 | | |

¹ se prueba la existencia de una tendencia determinística lineal, $\gamma_3 t^3$, en la ecuación cointegrante

Fuente: Organizado con base en salida de software

Existe, por lo tanto, evidencia de la existencia de un vector de cointegración:

$$Ly_3 = f(Lx_1) = Ly_3 - 0,244Lx_1 - 5,89 - 0,005t + u_t$$

$$Ly_3 = 0,244Lx_1 + 5,89 + 0,005t + u_t \tag{12}$$

$$R^2 = 33,0\%$$

Un aumento del 10% del precio real de la yuca en el largo plazo causa un aumento de la oferta del 2,4%. Como se señaló, la variación es simétrica.

Las regresiones cointegrantes (10), (11) y (12) tienen características estadísticas deseables: i) no hay problemas de colinealidad entre las variables a la luz del estadístico factores de inflación de varianza centradas calculado como: $1/(1 - R^2)$; ii) los residuos u_t no tienen problemas de autocorrelación, medidos por el correlograma de residuos al cuadrado; iii) tienen distribución gaussiana, y iv) los métodos, como el FMOLS, que usan una estimación consistente de la matriz de covarianza de largo plazo Ω son referidos en la literatura econométrica como estimadores de matriz de covarianza consistentes a heterocedasticidad y autocorrelación, HAC.

CONCLUSIONES

Utilizando el estimador FMOLS en esta investigación se construyeron regresiones cointegrantes lineales que expresan relaciones de equilibrio de largo plazo entre la oferta de yuca, el precio real de esta y el precio corriente del ñame en los Departamentos de Córdoba-Sucre durante el período 1976-2019. Los resultados indican que la respuesta



OPCA

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



de la oferta a cambios del precio es inelástica, como lo es en la mayoría de los productos agrarios.

Una variación del 1% en el precio real del producto y en el precio corriente del ñame causa una variación de la oferta del 0,81% y 0,12% respectivamente, si la oferta se mide por el producto físico obtenido. Si se mide por el área, una variación del precio del 1% de estos dos factores causa una variación de la oferta en el mismo sentido equivalente al 0,5% y 0,10%. Una variación del 1% en el precio real de la yuca causa en el largo plazo una variación en el mismo sentido de 0,244% en la oferta, medida por el rendimiento físico de la tierra. En consecuencia, el incremento de 1% en el precio real se distribuye: 62% en la expansión del área sembrada y el 30% en elevar la productividad de la tierra haciendo un uso más intensivo de ella.

La respuesta positiva inelástica de los productores de yuca a los cambios de precio del producto es una predicción teórica que se confirma de nuevo empíricamente en agentes económicos con unidades de producción pequeñas y técnicas tradicionales de cultivo, pero con vínculos en el mercado de productos de consumo inmediato, y de materias primas para transformación, lo cual los hace sensibles a los estímulos de mercado.

Esta sensibilidad a mecanismos del mercado obliga a ser cuidadosos con las intervenciones de precio. Mas bien la acción del Estado debe concentrarse en su papel de proveedor de bienes públicos: las inversiones en infraestructura de comercialización como carreteras y caminos para vencer la separación entre las zonas de producción y de consumo; investigación tecnológica y su adopción entre las comunidades de productores para elevar la productividad de los insumos; las inversiones en infraestructuras de riego y drenaje para disminuir el riesgo- rendimiento; mayor educación rural e impulso a la asociatividad.

BIBLIOGRAFÍA

Adesiyan et al (2012)

Aguilera, M (2012) La yuca en el caribe colombiano. De cultivo ancestral a agroindustrial.

Banco de la República, Nro. 158. 63p

Donald W. K. Andrews. (1991). Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. *Econometrica*, 59(3), 817-858. doi:10.2307/2938229.

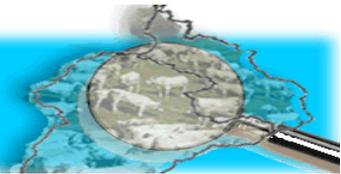
Donald W. K. Andrews, & Monahan, J. (1992). An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator. *Econometrica*, 60(4), 953-966. doi:10.2307/2951574

Brockhaus, J., Huang, J., Hu, J. Kalkuhul.M., von Braun, J &Yang, G. (2016).When do prices matter most? Rice, Wheat, and corn supply response in China. En, Kalkhul, M., von Braun, J &Torero, M. (Editors), *Food prices volatility and its implications for food security and policy* (435-456). Switzerland:Springer Open.



OPCA

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

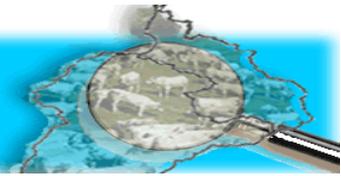


- Betancourt, F. (1989). Estimación de las elasticidades -precio de la oferta agrícola. Misión de Estudios del sector agropecuario. Informe para la Misión de Estudios Agrarios.
- Castillo, O. & Oyola, E (2020). La producción de cultivos agrícolas en la subregión Córdoba-Sucre, Colombia: tendencias, descomposición en efecto-área y efecto rendimiento, y producción per cápita, 1976-2017. Workpaper OPCA
- Cochrane, W. (1955). Conceptualizing the supply relation in agriculture. *Journal of Farm Economics*, 37:1161-1176
- Coyle, B. (1999). Risk Aversion and Yield Uncertainty in Duality Models of Production: A Mean-Variance Approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(3), 553-567. doi:10.2307/1244015. Citado por Hayle et al (2016)
- Chavas, J., Chambers, R. & Pope, RD (2010). A century of contributions production economics and farm management: A century of contributions. *American Journal of Agricultural Economics*, 92 (2), 356-375. <https://www.jstor.org/stable/40647993?seq=1>
- DANE (1985). Córdoba Estadístico, 1976-1983. Medellín: Dane-Cámara de Comercio Montería.
- DANE (1999). Boletín Estadístico de Córdoba, 1994-1997. Medellín: Dane-Cámara de Comercio Montería.
- DANE (2019). Sistema de información de precios del sector agrario. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/agropecuario/sistema-de-informacion-de-precios-sipsa/mayoristas-boletin-mensual-1>
- Dolmatoff, G y Dolmatoff, A. (1956). Momil. Excavaciones del Sinú. Disponible en <https://pueblosoriginarios.com/sur/caribe/momil/momil.html>
- Elliott, G., Rottemberg, T.J. & Stock, J.H (1996). Efficient test for an autoregressive unit root, *Econometrica*, Vol. 64: 813-836.
- Engle, R. F. & Granger, C.W. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276. <https://www.jstor.org/stable/i332753>
- Enders, W (2017). Applied econometrics time series. Willey & Sons USA, fourth edition
- García, J. & Montes, G. (1987). The political economy of agricultural pricing policies: the case of Colombia, 1960-1983. Banco Mundial.
- _____ (1988). Coffee boom, government expenditure and agriculture prices: the colombian experience. IFPRI <https://econpapers.repec.org/scripts/redirector.php?url=http%3A%2F%2Fwww.ifpri.org%2Fpublication%2Fcoffee-boom-government-expenditure-and-agricultural-prices;h=repec:fpr:resrep:68>
- Granger, C.W.J. y P. Newbold (1974). Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2: 111-120
- Haile, M., Kalkuhl, M. & von Braun, J. (2016). Worldwide acreage and yield response to international price change and volatility: a dynamic panel data analysis for wheat, rice corn and soybeans. En, M. Kalkuhl, J. von Braun, & M.Torero (Editors): *Food prices volatility and its implications for security and policy* (pp.139-165). USA: Springer open



OPCA

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

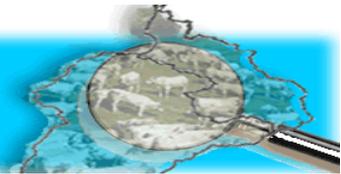


- Hansen, B. (1992). Test for instability in regressions with I(1) process. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10:321-335
- Harris, R. & Sollis, R. (2003): *Applied the time series modeling and forecasting*. England:Wiley
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton:Princeton University Press
- IDEAM. Estadísticas de precipitaciones pluviales. Varios años
- Junguito, R. (1980), Precios agrícolas, producción y asignación de recursos: la experiencia colombiana. *Coyuntura Económica*, 10(1):104-124.
- Lee, D. & Helmsberger, JP (1985). Estimating supply response in the presence of farm programs. *American Journal of Agricultural Economics*. 67(2):193-203
- Lilien, D. et al (2019). *Econometric Views*. Versión 11. User Guide II
- Martin, V., Hurn, S. & Harris, D. (2013): *Econometric Modeling with Times Series. Specification, Estimation and Testing*. New York: Cambridge University Press
- MADR (2019). Anuarios estadísticos. Varios años. Disponible en <https://www.agronet.gov.co/estadistica/Paginas/home.aspx?cod=59>.
- _____ (1985) Diagnóstico agropecuario de Sucre. URPA- Sucre.
- _____ (1985). Diagnóstico agropecuario de Córdoba. URPA, Córdoba
- MacKinnon, J. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618. Retrieved July 16, 2021, from <http://www.jstor.org/stable/2285154>.
- Marinucci, D., & Robinson, P. (2001). Finite Sample Improvements in Statistical Inference with I(1) Processes. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 431-444. Retrieved July 16, 2021, from <http://www.jstor.org/stable/2678554>
- Mundlak, Y. (2001). Production and Supply. En, B. Gardner and G. Rausser (Eds): *Handbook of Agricultural Economics, Volume 1A*, (pp3-85). North Holland: Elsevier Science.
- Nerlove, M. (1956). Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics*, 38(2):406-509
- Nerlove, M & Bassler D.A. (2001). Expectations, Information and Dynamics. In B. Gardner and G. Rausser (Eds): *Handbook of Agricultural Economics, Volume 1A*, (pp 155-206). North Holland: Elsevier Science.
- Nelson, C. & Plosser, C. (1982). Trend and random walks in economic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10,139-162. http://128.151.246.4/a425/jme82_NP.pdf
- Newey, W. & K. West (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55:703-708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- Newey, W., & West, K. (1994). Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4), 631-653. doi:10.2307/2297912.
- Obayelu y Ebute (2016)
- OPCA (2021). Precios y cantidad del ganado vacuno macho cebado en Córdoba y Sucre <https://www.unicordoba.edu.co/index.php/investigacion/grupos-3/opca/>



OPCA

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



Park, J. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60(1), 119-143. doi:10.2307/2951679

Park, J. & Phillips, P (1988). Statistical inference in regressions with integrated process: Part 1. *Econometric Theory* . 4(3):468-498 <https://doi.org/10.1017/S0266466600013402>

Pérez, J. (2021) Factores asociados a la evolución de la oferta de yuca en el Departamento de Córdoba, Colombia, 1976-2019. Trabajo de grado no publicado para optar el título de Ingeniero Agrónomo, Universidad de Córdoba.

Phillips, P.C.B. (1986). Understanding spurious regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics* ,33:311-340 [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90001-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90001-1)

_____ (1991). Spectral regression for cointegrated time series. En, Barret, W. (Editor). *Nonparametric and Semiparametric Methods in Economics and Statistics*. Cambridge: Cambridge University Press

_____ & Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 1990, 57 (1):99-125

_____ & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58 (1): 165–193. DOI: [10.2307/2938339](https://doi.org/10.2307/2938339)

Ramirez, M. , Martinez, H., Ortiz, L., Gonzales , F, Barrios, C. (2004) Respuestas de la oferta y la demanda agricola en el marco de un TLC con Estados Unidos. Observatorio Agrocadenas, MADR, Colombia.

Saikkonen, P. (1991): Asymptotically efficient estimates of cointegration regressions. *Econometrics Theory*, 7:1-21 <https://doi.org/10.1017/S0266466600004217>

Soria y Preciados (2018)

Stock, J.H. (1986). Asymptotic properties of least square estimators for cointegration vectors. *Econometrica*, 55(5):1035-1056

_____ & Watson, M.W. (1993). A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4):783-820

Weersink, A., Cavas, J., Olale, E. (2010). Acreage response to wheater, yield and price. *Canadian Journal of Agriculture Economics* ,58(1):57-72. Citado por Hayle (2016)

Yu, B., Liu, F. & You, L. (2012). Dinamyc agricultural supply response under economic transformation: a case study of Henan, China. *American Journal of Agricultural Economics*, 94(2):370-376. Citado por Hayle et al (2016).

Montería, sept/2021